

**UNIVERSADE DE SÃO PAULO
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E CONTABILIDADE DE
RIBEIRÃO PRETO**

ANTONIO DANIEL RICARDO ENGRACIA CALUZ

**OS DETERMINANTES DO DESEMPENHO DO MERCADO ACIONÁRIO: UMA
ANÁLISE APLICADA AO BRASIL**

Ribeirão Preto – SP

2015

ANTONIO DANIEL RICARDO ENGRACIA CALUZ

**OS DETERMINANTES DO DESEMPENHO DO MERCADO ACIONÁRIO: UMA
ANÁLISE APLICADA AO BRASIL**

Trabalho de Monografia II enviado à Universidade de São Paulo como parte dos requisitos para obtenção do título de Bacharel em Economia Empresarial e Controladoria, habilitação em Ciências Contábeis e ênfase em Finanças.

Orientador: Professor Doutor Marcelo Augusto Ambrozini.

Ribeirão Preto – SP

2015

AUTORIZO A REPRODUÇÃO E DIVULGAÇÃO TOTAL OU PARCIAL DESTE TRABALHO, POR QUALQUER MEIO CONVENCIONAL OU ELETRÔNICO, PARA FINS DE ESTUDO E PESQUISA, DESDE QUE CITADA A FONTE.

Ficha Catalográfica

Caluz, A. D. R. E.

OS DETERMINANTES DO DESEMPENHO DO MERCADO ACIONÁRIO: UMA ANÁLISE APLICADA AO BRASIL. Ribeirão Preto, 2015.

p. 57: il.; 30 cm

Monografia (Graduação) - Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto/USP.

Orientador: Ambrozini, M. A.

1. Mercado Financeiro. 2. Metas de Inflação. 3. Retorno de Ativos. 4. Ibovespa.

Nome: Antonio Daniel Ricardo Engracia Caluz

Título: OS DETERMINANTES DO DESEMPENHO DO MERCADO ACIONÁRIO: UMA ANÁLISE APLICADA AO BRASIL

Monografia apresentada à Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto da Universidade de São Paulo, para a obtenção do título de bacharel em Economia Empresarial e Controladoria, habilitação em Ciências Contábeis com ênfase em Finanças.

Aprovado em:

Banca Examinadora

Prof. Dr. _____ Instituição: _____ Julgamento:
_____ Assinatura: _____

Prof. Dr. _____ Instituição: _____ Julgamento:
_____ Assinatura: _____

Prof. Dr. _____ Instituição: _____ Julgamento:
_____ Assinatura: _____

RESUMO

Um dos desafios da literatura que estuda os determinantes do mercado financeiro é descobrir como os retornos dos agentes são afetados com as mudanças econômicas, via política econômica ou via choques nos mercados. O maior interesse deste trabalho é estudar a relação entre o desempenho macroeconômico de um país com o desempenho do mercado financeiro, para o caso brasileiro. No caso específico do Brasil, foi aplicado modelos que levam em conta o regime de metas de inflação, hoje já praticado por diversos países ao redor do mundo, sendo que, no caso do Brasil, os pilares da economia ainda incluem cambio flutuante e superávit primário para pagamento do juros da dívida pública. Assim, uma das preocupações foi verificar como a credibilidade da política brasileira pode ser um fator de risco para as empresas da Bolsa de Valores de São Paulo. Dessa forma, utilizando dados da macroeconomia brasileira e da Bovespa, o objetivo deste trabalho é estudar como se dá a relação destes dois conjuntos, verificando como a decisão dos investidores pode ser modificada em um cenário em que o governo anuncia uma meta para inflação, utilizando instrumentos como a taxa básica de juros da economia (SELIC), variável que acaba por influenciar diretamente o retorno dos agentes. Os resultados apontam para a existência de um equilíbrio de longo prazo em que o mercado é significativamente afetado pelo cenário macroeconômico.

PALAVRAS CHAVE: Determinantes do Ibovespa, Cointegração, Causalidade de Granger, Fatores de Risco Macroeconômicos.

ABSTRACT

One of the challenges of literature studying the determinants of financial markets is to discover how the agents of returns are affected by the economic changes, via economic policy shocks or via the markets. The main interest of this work is to study the relationship between the macroeconomic performance of a country with the performance of the financial market, for the Brazilian case. In the specific case of Brazil, was applied models that take into account the regime of inflation targeting, today already practiced by many countries around the world, and in the case of Brazil, the pillars of the economy still include floating exchange and primary surplus to payment of interest on public debt. So one of the concerns was to see how the credibility of Brazilian politics can be a risk factor for companies in the São Paulo Stock Exchange. Thus, using data from the Brazilian macroeconomic and Bovespa, the goal of this study is as of the relationship of these two sets, checking how the investors' decision could be adjusted in a scenario in which the government announces a target for inflation, using instruments such as the prime rate of the economy (Selic), a variable that turns out to directly influence the return of the agents. The results point to the existence of a long-run equilibrium in the political market is significantly affected by the Brazilian public debt and the credibility of economic policy.

KEYWORDS: The determinants of Ibovesp; Co-integration; Granger Causality; Macroeconomic Risk Factors.

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Descrição estatística das variáveis.	28
Tabela 2 - Teste de raiz unitária das variáveis do modelo.	35
Tabela 3 - Teste de raiz unitária da variação (diferença) das variáveis do modelo.....	35
Tabela 4 - Teste de cointegração pelo método de Engle e Granger	37
Tabela 5 - Resultado da regressão do Índice Ibovespa	38
Tabela 6 - Análise da decomposição da variância.	43
Tabela 7 - Teste da direção de causalidade entre as variáveis.	50
Tabela 8 - Teste de causalidade entre inflação e Ibovespa.....	51
Tabela 9 - Teste de causalidade entre inflação esperada e Ibovespa.....	51
Tabela 10 - Coeficientes do modelo VAR.	56

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1 - Série histórica da pontuação do Ibovespa.....	29
Gráfico 2 - Série histórica da credibilidade do regime econômico brasileiro.	30
Gráfico 3 - Taxa Selic diária.....	31
Gráfico 4 - Expectativa inflacionária vs inflação efetiva.	32
Gráfico 5 - Dívida pública (% PIB).	33
Gráfico 6 - Índice de Produção Norte-Americana.....	34
Gráfico 7 - Resíduos da Regressão do Ibovespa.	40
Gráfico 8 - Correlograma dos resíduos da regressão.....	41
Gráfico 9 - Resposta ao Ibovespa a um choque de um desvio padrão no próprio Ibovespa. 45	
Gráfico 10 - Resposta do Ibovespa a um choque de um desvio padrão na taxa Selic.	45
Gráfico 11 - Resposta do Ibovespa a um choque de um desvio padrão na credibilidade do regime de metas de inflação.....	46
Gráfico 12 - Resposta do Ibovespa a um choque de um desvio padrão no câmbio.....	47
Gráfico 13 - Resposta do Ibovespa a um choque de um desvio padrão na dívida pública... 48	
Gráfico 14 - Resposta do Ibovespa a um choque de um desvio padrão na oferta monetária.	49

SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO	10
1.1. PROBLEMATIZAÇÃO	15
1.2. OBJETIVOS DO TRABALHO	15
1.3. JUSTIFICATIVA	16
2. REVISÃO DA LITERATURA	17
2.1. A SELEÇÃO DO PORTFÓLIO EFICIENTE E O PRÊMIO PELO RISCO	17
2.2. A RELAÇÃO DE CAUSALIDADE ENTRE INFLAÇÃO E O RETORNO DAS AÇÕES	18
2.3. DETERMINANTES MACROECONÔMICOS DO DESEMPENHO DO MERCADO ACIONÁRIO	19
3. MÉTODOS.....	23
3.1. ORIGEM DOS DADOS E CONSTRUÇÃO DAS VARIÁVEIS	23
3.2. TESTE DE ESTACIONARIEDADE, CO-INTEGRAÇÃO E CONSTRUÇÃO DOS MODELOS.....	24
3.3. TESTE DA DIREÇÃO DE CAUSALIDADE.....	26
4. RESULTADOS	28
4.1. ANÁLISE DESCRITIVA	28
4.1.1. TESTE DE ESTACIONARIEDADE	35
4.1.2. TESTE DE EQUILÍBRIO DE LONGO PRAZO (COINTEGRAÇÃO)	36
4.2 RESULTADOS DO MODELO DE UMA EQUAÇÃO	37
4.2.1. ANÁLISE DO MODELO DO VETOR AUTO REGRESSIVO	42
4.2.2. ANÁLISE DA DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA	42
4.2.3. A FUNÇÃO RESPOSTA AO IMPULSO	44
4.2.4. TESTE DE CAUSALIDADE DE GRANGER	50
5. CONCLUSÃO E CONSIDERAÇÕES FINAIS	52
REFERÊNCIAS	53
ANEXO I – COEFICIENTES DO MODELO VAR.....	56

1. INTRODUÇÃO

Desde o início do século XX, diversos estudos passaram a evidenciar quais são os fatores de risco do mercado financeiro e como esses fatores se relacionam com o retorno dos agentes no mercado de ações (i.e. SHARPE, 1964; TOBIN, 1953; e FAMA e FRENCH, 1993).

Sharpe (1964), com auxílio dos estudos de Markowitz (1952) apresentou para a comunidade acadêmica o Modelo de Precificação de Ativos de Risco (conhecido como CAPM – *Capital Asset Pricing Model*), em que relacionava o retorno de ativos de risco com o fator de risco do mercado. O autor definia o fator de risco de mercado como o risco não diversificável, ou seja, aquele não intrínseco e que todos os ativos estão sujeitos (por isso, mesmo em uma diversificação de ativos, todos estarão sujeitos a este fator).

Posteriormente, Ross (1976) desenvolveu um modelo multifatorial, também conhecido por Modelo de Precificação por Arbitragem (APT) que utiliza um número indeterminado de fatores de risco para determinação do retorno dos ativos de risco. Esse modelo pode ser visto como uma extensão do CAPM visto que o próprio fator de risco de mercado poderia ser utilizado como um dos componentes do modelo.

Em um caso particular do modelo multifatorial, Fama e French (1993) desenvolveram o Modelo de Três Fatores em que, além do fator de risco de mercado, relacionavam o retorno de ações do mercado financeiro com anomalias de mercado.

Pelo exposto até aqui, observa-se que o ponto comum entre os modelos de precificação de ativos financeiros, em especial aqueles que explicam o retorno de ações do mercado de capitais, está o fator de risco de mercado como principal determinante dos ganhos dos agentes.

Outra linha de pesquisa na literatura surgiu com o objetivo de estudar quais eram os determinantes deste fator de risco de mercado, ou seja, como o mercado financeiro se relacionava com o ambiente em que se encontrava, como fatores econômicos. Nessa linha de pesquisa, se destacam a discussão da relação entre retorno do mercado acionário e inflação.

A discussão entre inflação e retorno se inicia no estudo de Fisher (1930) em que desenvolve a Equação de Fisher, onde apresenta a formação da taxa nominal de juros como a taxa real de juros, supostamente constante, mais a inflação esperada, a ideia do retorno através do juros pode ser extrapolada para retornos em geral, como títulos do mercado acionário.

A ideia da cobertura da inflação esperada pode ser estendida para ações como citado por Fama (1981). Seguindo a ideia da Equação de Fisher, Eugene Fama parte da premissa de que as ações das empresas de capital aberto funcionariam como uma forma de proteção (*hedge*) contra a inflação. Esse pressuposto ficou conhecido como hipótese de Fisher modificada. Ainda para o autor, quando analisado o ganho em termos reais (ou seja, eliminando do retorno a inflação esperada), retorno e inflação deveriam mover-se de forma independente. Empiricamente, os resultados apresentados pela literatura científica nessa área são contrários à referida hipótese, como visto em Nelson (1976) e Bodie (1976), que obtiveram uma relação significativa e negativa entre retorno real e inflação.

Para explicar os resultados negativos entre retornos reais e inflação, Fama (1981) desenvolveu a ideia conhecida por hipótese de Fama ou hipótese *proxy*, em que explica que em períodos de economia aquecida, há um aumento no volume de transações no mercado financeiro e para o autor, essa atividade real da economia e inflação eram negativamente relacionadas, contrariando a ideia da Curva de Phillips (PHILLIPS, 1958), dessa forma, inflação e retorno real seriam independentes, porém, retornos reais do mercado de ações seriam uma *proxy* da atividade real da economia (daí hipótese *proxy*), dando uma falsa ideia de correlação com as ações.

Outra explicação usual para a relação negativa entre inflação e os retornos reais no mercado financeiro é conhecida como hipótese Fiscal ou hipótese do Efeito-Taxação (FELDSTEIN, 1980), que argumenta que por causa da inflação as empresas fazem reavaliação de estoques e avaliação dos valores de depreciação, aumentando os ganhos tributáveis das empresas e que acabam por reduzir os ganhos reais posteriormente. A possibilidade desta hipótese ser válida depende das leis tributárias e normas de contabilidade do país.

Nas explicações anteriores observa-se uma relação de inflação como causa dos retornos das ações. Porém, outra explicação intitulada como hipótese da Causalidade Reversa (GESKE & ROLL, 1983) atribui aos retornos no mercado de ações como causa da inflação, ou

seja, a relação é invertida em relação as outras explicações), propondo a ideia de que em períodos de atividade econômica baixa o governo reduz a arrecadação e acaba por se financiar via emissão de moeda, gerando inflação.

É importante notar que as explicações acima reforçam a ideia de que apenas retornos nominais são relacionados com a inflação enquanto retornos reais devem ser independentes da mesma. Assim, todos os argumentos sugerem que as possíveis relações empíricas encontradas são espúrias devido aos fatores mencionados.

Além da relação entre inflação e retornos de ativos de risco há uma gama de outros fatores econômicos que podem influenciar os ganhos dos agentes no mercado financeiro, um deles é a taxa de juros utilizada por Gordon (1962) que desenvolveu um modelo para precificações de ações utilizando a ideia de que a taxa de juros da economia é a taxa de desconto dos dividendos pagos por uma ação, dessa forma, aumentos na taxa de juros reduziriam o preço dos ativos diminuindo o retorno das ações.

Aplicando esse mesmo raciocínio para o investimento em ações, os autores desenvolveram uma relação que diz que o preço de uma ação é o valor presente dos dividendos, descontado por uma taxa que leva em conta a taxa de crescimento dos dividendos da empresa. Assim, de acordo com Gordon (1962), supõe-se que os agentes mantêm as ações em mãos pelo recebimento de dividendos e, no Brasil, dividendos e Juros sobre o Capital Próprio (JSCP).

Do exposto até aqui, pode-se concluir que há uma relação inversa entre juros e preço das ações fazendo que aumentos de taxa de juros reduzam o retorno dos ativos de risco. Outra observação importante é que o governo intervém no mercado atuando na definição da taxa básica de juros de mercado através de operações no mercado aberto (*open market*) que se caracteriza na compra ou venda de títulos da dívida pública federal e esta acaba por afetar todo o mercado.

Estas possíveis relações entre o fator de risco de mercado (e, portanto, os retornos médios no mercado acionário) e os fatores da economia (atividade real, inflação, juros, etc.) fornece motivos para se investigar quais são os fatores determinantes deste risco de mercado para o caso brasileiro. Um dos motivos que leva o governo, por intermédio do Banco Central a atuar na formação das taxas básicas de juros da economia é a estabilidade econômica.

Observa-se na literatura uma lacuna para explicar empiricamente quais são os principais fatores macroeconômicos que atuam como determinante do fator de risco de mercado em países que adotam o regime de metas de inflação, com é o caso do Brasil. Dessa forma, estudar o regime de metas é importante para dizer como este regime impacta o fator de risco de mercado, se tornando ainda mais importante quando destaca-se o debate da relação entre inflação e retorno.

Mishkyn (2013) define o regime de metas de inflação como o desenvolvimento da política monetária a partir de alguns elementos principais, entre eles: o anúncio, para o público em geral, de uma meta de inflação; a subordinação dos possíveis outros objetivos da política monetária ao objetivo principal, a estabilidade de preços; o uso de uma gama de variáveis na estratégia do cumprimento da meta, não se limitando a apenas um ou outro agregado monetário; aumento da transparência e da comunicação das autoridades monetárias com o mercado; e o *accountability*¹ do Banco Central, ou seja, um aumento da prestação de contas e da responsabilização das autoridades monetárias.

No Brasil, o regime é caracterizado pelo Tripé Macroeconômico definido como a gestão monetária inclui além do regime de metas de inflação, câmbio flutuante e obtenção anual de superávit primário para pagamento da dívida pública, sistema este vigente desde 1999.

Além disso, no Brasil, um dos instrumentos de política monetária (âncora nominal) mais utilizados pelo Governo Federal para o controle inflacionário é a taxa básica de juros, denominada taxa SELIC (Sistema Especial de Liquidação e Custódia). Mendonça (2001) explica que essa transição se dá por arbitragem, visto que é a taxa SELIC que está à disposição da autoridade monetária. Dito isso e sabendo da relação entre preço de ações e taxa de juros é possível dizer que há uma relação entre o regime monetário brasileiro e o fator de risco de mercado.

Um marco teórico para evidenciar como o regime de metas de inflação afeta a taxa de juros está na regra elaborada por Taylor (1995), em que explica como o governo usa a taxa de juros para ajustar a inflação e o produto elevando a taxa, por exemplo, quando a inflação

¹ O termo *accountability* advindo da língua inglesa não tem tradução para o português, porém, pode ser entendido como responsabilização e capacidade de resposta da agência implicando, na prática, em mais transparência.

esperada no mercado é maior do que a meta e eventuais elevações ocorreriam na tentativa de ajustar as expectativas até a meta.

Portanto, ficam evidentes nesta seção que o arcabouço teórico fornece possíveis relações entre o risco no mercado acionário e os fatores macroeconômicos. Com essas teorias é possível explorar as lacunas da literatura observada, estudando como as aplicações do regime de metas de inflação influenciam o mercado acionário, como será descrito nas seções seguintes.

Como definido acima o regime de metas de inflação visa manter a estabilidade da inflação através do anuncio de uma meta somada a um conjunto de ações políticas para que essa meta seja cumprida. Esse conjunto de políticas e ações do Banco Central e do governo podem influenciar as expectativas dos agentes, visto que o governo anuncia uma meta para inflação além de utilizar a taxa básica de juros como instrumento de política.

Porém, nem sempre o mercado acredita a meta anunciada será cumprida. Dessa forma, mais importante do que investigar a relação entre inflação e mercado financeiro, está à investigação dos fatores que compõe a política monetária brasileira e a credibilidade do regime de metas de inflação. Mendonça (2007) define que quanto mais próxima é a inflação esperada pelo mercado da meta de inflação anunciada pelo governo, maior é a credibilidade do sistema monetário. Montes e Tiberto (2012) mostraram que a credibilidade pode ser um componente significativo do risco país, medido pelo indicador EMBI + Risco Brasil (*Emerging Market Bond Index* mais risco Brasil).

A principal contribuição do presente trabalho será verificar a relação direta do sistema monetário brasileiro, observando se a credibilidade do regime de metas de inflação e os instrumentos ligados ao regime indiretamente são componentes significantes do desempenho do mercado financeiro e, portanto, componentes do fator de risco de mercado.

Além disso, este trabalho visa estudar a relação de causalidade para verificar quais das hipóteses citadas tem maior validade no Brasil, visto que estudos dessa natureza são pouco aplicados para o cenário nacional, podendo preencher essa lacuna da literatura.

1.1. PROBLEMATIZAÇÃO

O problema que se deseja investigar é: como se dá a relação de curto e longo prazo entre o cenário econômico brasileiro e o mercado de capitais? Ou seja, esse trabalho trás como principal contribuição a aplicação de testes que permitem verificar se existe um equilíbrio de longo prazo entre as variáveis macroeconômicas e o Ibovespa, além disso, fornece evidências sobre a direção causal entre as variáveis e como choques de curto prazo nas variáveis afetam o equilíbrio. Os testes e estimações serão feitos para as variáveis simultaneamente.

1.2. OBJETIVOS DO TRABALHO

Neste estudo pretende-se investigar se as relações teóricas entre mercado e macroeconomia encontram evidências empíricas, seguindo metodologias de análise semelhantes à de Arruda Filho *et al.* (2013) e Montes e Tiberto (2012), que construíram um modelo de regressão linear múltiplo com fatores econômicos como variáveis explicativas do desempenho do mercado de ações, sendo que este trabalho será realizado acrescentando na análise um fator para medir o impacto do regime de metas de inflação, verificando se há efeito prático da adoção desta prática pelo país em seu mercado financeiro.

Dessa forma, o objetivo deste trabalho é analisar quais são os fatores determinantes das variações de desempenho do mercado de ações (e, portanto, dos fatores de risco de mercado) relacionando o desempenho dos agentes do mercado acionário com os fatores intrínsecos da gestão macroeconômica brasileira, verificando quais características do regime de metas de inflação brasileiro possuem um poder explicativo em relação ao desempenho do mercado de ações.

Para isso serão coletados os dados referentes a economia brasileira além de construir um indicador de credibilidade do regime de metas de inflação. O objetivo é testar se a relação entre essas variáveis é significativa e se possuem um alto poder explicativo sobre o mercado. Em acréscimo as análises, o objetivo também é fornecer uma evidência sobre qual é a relação de causalidade entre as variáveis, importante ainda para verificar qual hipótese sobre relação entre ‘inflação x mercado acionário’ é válida.

1.3. JUSTIFICATIVA

Os estudos sobre a relação dos fatores econômicos com o movimento do mercado acionário se justificam pelo fato de que esses fatores pode ser os considerados fatores de risco não diversificáveis, ou seja, são sistemáticos. Assim, estudos dessa natureza contribuem explicando a origem do risco sistemático, visto que, como já apresentado, há uma literatura ampla que explica a relação do risco sistemático com o valor de ativos de risco.

Para a investigação proposta esse trabalho foi organizado em outras 4 seções, além desta: na segunda seção está a revisão da literatura, em que são apresentados os trabalhos seminais que deram origem a literatura, e quais os métodos mais recentes e completos para a investigação atualmente; na terceira seção será apresentado quais os dados, os métodos e os testes que serão utilizados neste trabalho; na quarta seção serão descritos os resultados da aplicação da metodologia; e, por fim, será apresentada a conclusão que os resultados nos fornecem, além de como o resultado se conecta com a literatura.

2. REVISÃO DA LITERATURA

2.1. A SELEÇÃO DO PORTFÓLIO EFICIENTE E O PRÊMIO PELO RISCO

O marco teórico dos estudos sobre a seleção do portfólio eficiente de mercado foi feito por Markowitz (1952) onde apresentava o conceito de portfólios eficientes, sendo que os agentes desejavam o máximo de retorno possível minimizando risco. O conceito se baseava na ideia de que em um conjunto de várias ações em uma mesma carteira minimiza-se o risco idiossincrático e a carteira estaria sujeita ao risco de mercado, que afeta todas as ações.

Com auxílio dos estudos de Markowitz, Sharpe (1964), Lintner (1965) e Mossim (1966) desenvolveram o Modelo de Precificação de Ativos de Risco (CAPM). Esse é o modelo seminal para explicação dos retornos no mercado acionário e que deu origem a toda a literatura na área. O modelo explicava o retorno de uma carteira a partir do retorno do ativo livre de risco disponível somado a um prêmio pelo risco de mercado. Assim, de acordo com a sensibilidade da carteira e do risco de mercado poderia se determinar o retorno da carteira.

Ross (1976) apresentou um modelo conhecido como APT (*Arbitrage Pricing Theory*) para determinação do retorno no mercado acionário que utilizava, além do fator de risco de mercado, um número indeterminado de fatores de risco, em que partia da ideia de que fatores macroeconômicos podem influenciar os ativos de risco. Assim, estimando as relações a partir de equações de regressão, o resíduo da regressão seria a parcela referente ao risco específico da empresa. Note que a partir desse modelo pode-se usar fatores econômicos para explicar o retorno, similar a este trabalho, como feito em Nunes (2003).

Uma aplicação do modelo APT que também é considerada um marco na literatura foi feita por Fama e French (1993) com o Modelo de Três Fatores ou simplesmente Modelo de Fama e French, em que utilizavam anomalias de mercado em acréscimo ao fator de risco de mercado para determinação do retorno no mercado acionário.

Das tentativas de aprimoramento dos modelos de precificação também se destaca o modelo CAPM Zero-Beta, elaborado por Black, Jensen e Scholes (1972) que ao contrário do original, não assume a existência de uma taxa livre de risco a qual os agentes podem se financiar.

Assim o retorno de um portfólio seria a média ponderada do retorno da carteira de mercado e da carteira de mínima variância.

Com os conceitos apresentados pelo modelo APT, Chen, Roll e Ross (1986) ressaltam o fato de que as variáveis macroeconômicas afetam a trajetória do mercado de ações. Assim, como em uma carteira de um país todas as empresas estarão sujeitas aos fatores econômicos, estes são considerados riscos não diversificáveis.

Dessa literatura retira-se a importância da utilização de fatores macroeconômicos para explicação dos movimentos do mercado acionário, mesmo que o objetivo principal não seja a precificação. No próximo tópico serão descritos alguns estudos que tinham como principal determinante dos retornos no mercado acionário a inflação, deixando para a literatura diversas hipóteses sobre essa relação.

2.2. A RELAÇÃO DE CAUSALIDADE ENTRE INFLAÇÃO E O RETORNO DAS AÇÕES

A partir da equação da taxa de juros nominal elaborada por Fisher (1930) – que partia da ideia de que a taxa de juros nominal seria determinado pela taxa de juros real, hipoteticamente constante, além de cobrir a taxa de inflação esperada – Fama (1981) partia da hipótese de que o mercado de ações seria um *hedge* contra a inflação, hipótese chamada de *fisheriana modificada*.

Porém, o autor, assim como a literatura em Nelson (1976) e Bodie (1976) encontravam uma relação negativa entre os fatores. Assim, a partir desses resultados, o autor elaborou a *hipótese proxy de Fama* que dizia que a inflação indicava uma atividade econômica fraca, já que os agentes antecipariam as medidas anti-inflacionárias nas suas expectativas e que o retorno do mercado de ações seria uma *proxy* para esta relação.

Além dessa hipótese, outras foram elaboradas para explicar a relação entre inflação e mercado acionário, como a *hipótese de causalidade reversa*, por Geske e Roll (1983), que diziam que a relação se dava do mercado acionário para a inflação. Para explicar como se dava a relação, os autores partem do pressuposto que quando o mercado de ações inverte suas expectativas por

causa de situações econômicas adversas, há uma tendência ao déficit governamental (o mercado antecipa as políticas públicas e perde-se o efeito surpresa). Assim, há uma tendência à monetização da dívida o que geraria inflação, modificando a direção de causalidade.

Outra explicação para a relação entre inflação e retorno do mercado de ações está na *hipótese fiscal* ou *hipótese do efeito taxaço* de Feldstein (1980), que propõe que a inflação, via ajuste de preços pelas empresas, aumenta o lucro tributável e acabam reduzindo os ganhos reais das empresas no momento da taxaço. Nota-se que nem sempre essa hipótese é válida, dependendo da legislação tributária vigente.

Nota-se que esses estudos se limitam a relação da inflação com o mercado acionário. Além disso, os estudos não são recentes. Sendo assim, na próxima seção será apresentada a literatura recente, que engloba a investigação de vários fatores macroeconômicos sobre o mercado financeiro, além de métodos mais completos, que a partir de uma gama maior de testes estatísticos e equações de regressões lineares visa obter conclusões mais robustas do que aquelas apresentadas até aqui.

2.3. DETERMINANTES MACROECONÔMICOS DO DESEMPENHO DO MERCADO ACIONÁRIO

Este trabalho tem por objetivo estudar o efeito de diversos fatores econômicos para explicar o retorno no mercado de ações, e para isso, necessita-se de um estudo da literatura recente para que sejam apresentadas quais metodologias vêm sendo empregadas nesses estudos. Portanto, serão apresentadas nesta seção quais modelos já foram estimados, quais resultados obtidos, quais testes estatísticos são necessários e como os resultados são interpretados para poder obter embasamento científico para a metodologia que será empregada neste trabalho.

Um dos primeiros fatores a serem discutidos é a da direção da causalidade entre fatores econômicos e desempenho do mercado de ações. Na literatura há vários estudos recentes que utilizaram o Teste de Causalidade de Granger (GRANGER, 1968) para estudar a direção de causalidade entre fatores econômicos e o desempenho acionário de um país, teste esse que será detalhado na seção seguinte.

Mookerjee e Yu (1997) analisaram a relação de causalidade entre a taxa de câmbio, a oferta de moeda e o índice do mercado de ações de Singapura. Os autores partiram da ideia de que um mercado de ações eficientes deveriam antecipar a oferta monetária e o câmbio, assim, haveria uma relação de causalidade entre essas variáveis. Porém, os resultados empírico encontrados pelos autores vão contra essa hipótese.

Outros estudos internacionais que encontraram relação de causalidade entre algum fator econômico e o desempenho do mercado acionário foram os de Tripathy (2011) e Pal e Mittal (2011). O primeiro estudo encontrou causalidade nas duas direções entre taxa de juros e retorno do mercado acionário, além da relação de causalidade entre taxa de câmbio, utilizando dados da Índia de 2005 a 2011. O segundo estudo obteve uma relação unidirecional do crescimento econômico para o retorno do mercado de ações, com dados quadrimestrais de 1995 a 2008.

No cenário brasileiro, Nahon (2006) testou a causalidade entre política monetária e retorno do mercado acionário obtendo uma relação de causalidade positiva, sendo que, a variável de medida de política monetária era o taxa SELIC e o desempenho acionário foi medido pelo índice Ibovespa, com dados que vão desde o ano 2000 até 2005 (mensais). Os resultados destes estudos mostram a importância do teste de causalidade para este trabalho.

Esse tipo de estudo utiliza técnicas para análise estatística de séries temporais e um detalhe importante é que variáveis macroeconômicas são comumente não estacionárias² e podem gerar o problema da relação espúria (obtenção de uma relação entre as variáveis que na verdade não existe, o que ocorre pela variabilidade dos dados).

Devido a este fato diversos estudos utilizam testes de cointegração entre as variáveis, testes esses que dizem se as variáveis tem uma relação de longo prazo (KWON e SHIN, 1999). Nesse caso, elimina-se o problema de utilizar-se variáveis não estacionárias (ENDERS, 2007). Os testes mais comuns são o teste de Engle e Granger (1987) e o teste de Johansen (1991).

² Séries de dados estacionárias são aquelas que têm média e variância constante (ENDERS – 2007) e são ideias para serem utilizadas em regressões lineares.

Na literatura, Bekhet e Matar (2013) testaram a existência de uma relação de longo prazo entre produção industrial, oferta monetária, câmbio, taxa de juros de poupança, índice de preços e o índice do mercado de ações da Jordânia utilizando uma longa série de dados desde 1978 até 2010 (anual). Os autores utilizaram tanto o teste de Engle e Granger quanto o teste de Johansen e concluíram que as variáveis são cointegradas. Ressalta-se que o estudo também fez o teste de causalidade já citado e que contribui com variáveis importantes que podem ser utilizadas no presente trabalho.

Já Maysami e Koh (2000) utilizando as mesmas variáveis do estudo acima em dados de Singapura (mensais, de 1988 até 1995), e mostrou que o câmbio e o juros do país não são cointegrados com as outras variáveis. Os autores interpretaram esse resultado explicando que o mercado de ações de Singapura é muito sensível a mudanças na taxa de juros e no câmbio, respondendo rapidamente a choques.

Para o cenário brasileiro, Montes e Tiberto (2012), que estimaram diversos modelos, obtiveram uma relação de longo prazo em um modelo que explicava o índice Bovespa através do câmbio, juros, déficit público e dois índices que medem a credibilidade do regime de metas brasileiro e a reputação do banco central.

De fato, a principal contribuição é a credibilidade do regime de metas de inflação, um indicador que pode ser calculado utilizando uma metodologia que será descrita posteriormente e é importante pelo fato de não levar em conta apenas a inflação efetiva (como ocorreu em outros estudos), mas também a expectativa do mercado para aquela inflação e a meta anunciada pelo governo.

Mais importante do que a utilização dos testes é o estudo de quais resultados foram obtidos na literatura na análise das dimensões dos impactos, ou seja, quais fatores podem aumentar e quais podem diminuir o valor do mercado de ações.

Neste sentido Arruda filho et. al. (2013) utilizando um modelo VAR (vetor auto regressivo), em que utilizavam valores passados das variáveis para explicar o Ibovespa, obtiveram resultados que indicam a inflação influencia de maneira positiva o mercado de ações, fato que pode ser explicado pelo aumento dos fluxos de caixa das companhias. Além disso,

mostraram que a taxa câmbio afeta positivamente e o preço da gasolina de maneira negativa o desempenho do mercado de ações. Para o estudo foram estimados dois modelos, um de periodicidade mensal e um diário, com dados que vão de 1994 até 2010.

Por fim, Pilinkus e Boguslauskas (2015) analisaram a relação de curto prazo entre o índice do mercado de ações da Lituânia e mostraram que o câmbio e a taxa de juros têm efeito negativo sobre o mercado de ações, enquanto que a oferta monetária e o crescimento econômico têm efeito negativo.

Os estudos citados em geral utilizando a variação percentual do valor das ações como medida do índice do mercado de ações, porém, o índice pode ser utilizado em pontuação, assim como no estudo citado anteriormente de Montes e Tiberto (2012), que mede o valor ponderado de mercado das maiores empresas. Ambas as formas de medirem podem ser interpretadas como desempenho do mercado de ações, sendo que no presente trabalho, a priori, a medida de interesse é o índice do mercado de ações em pontuação.

Os estudos mostraram a importância dos testes de causalidade e dos testes de cointegração que devem ser feitos anteriormente a estimação de um modelo de regressão. Além disso, mostraram quais são os principais fatores macroeconômicos que estão relacionados ao desempenho do mercado acionário. Dessa forma, este trabalho pretende reunir e aplicar os testes e fazer as estimações citadas para todas as variáveis simultaneamente, seguindo a de que muitos estudos têm como foco apenas a relação entre inflação e os índices do mercado acionário, sendo necessário um estudo agregado de vários termos de risco.

Na próxima seção, serão apresentados os modelos e testes que serão feitos baseados no estudo da literatura, além da origem dos dados que serão utilizados na pesquisa.

3. MÉTODOS

3.1. ORIGEM DOS DADOS E CONSTRUÇÃO DAS VARIÁVEIS

Para construção dos modelos de regressão serão coletados os dados de expectativa de inflação do Sistema Expectativa de Mercado do Banco Central, com a expectativa do início de cada mês para o IPCA anual, desde Janeiro de 2003 até dezembro de 2014.

A série com as metas de inflação de cada ano também foram coletados no Banco Central no Sistema Gerador de Séries Temporais juntamente com a taxa SELIC, que neste trabalho será adotado como a taxa livre de risco, enquanto os dados de inflação efetiva foram retirados do IPEADATA (site de dados do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada), assim como os dados de dívida pública em % do PIB e a taxa de câmbio.

O Índice Bovespa foi retirado do site da BM&F Bovespa (Bolsa de Mercados e Futuros e Bolsa de Valores de São Paulo). Com os dados foi possível construir a credibilidade do regime de metas de inflação utilizando a definição de Mendonça (2007), ou seja, será utilizada a metodologia de cálculo que considera, além dos desvios da expectativa do mercado para a inflação anunciada, o desvio da inflação efetiva para a meta. A equação 1 da credibilidade está abaixo:

$$\text{Credibilidade} = \begin{cases} 1, & \text{se } E(\pi_t) = \pi^m \\ 1 - \frac{E(\pi_t) - \pi_t^m}{\pi_t^* - \pi_t^m}, & \text{se } \pi_{t,\text{mín}} < E(\pi_t) < \pi_{t,\text{máx}} \\ 0, & \text{se } E(\pi_t) < \pi_{t,\text{mín}} \text{ ou } E(\pi_t) > \pi_{t,\text{máx}} \end{cases} \quad (1)$$

Sendo que $E(\pi_t)$ é a inflação esperada para o valor anual da inflação, π_t^* representa os limites da meta de inflação (ou bandas da inflação), π^m é a meta anunciada pelo Banco Central e $\pi_{t,\text{mín}}$ e $\pi_{t,\text{máx}}$ são as bandas definidas para a inflação. Note que se o desvio da inflação esperada para a meta for maior que o tamanho das bandas da inflação o coeficiente é zero. O coeficiente estará entre 0 e 1 se o valor esperado da inflação não desviar da meta mais do que os limites da inflação desviam. Assim sendo, π_t^* será o limite máximo se o desvio da inflação esperada para a meta for negativo, e será o limite mínimo caso o contrário (na prática as bandas tem o mesmo tamanho abaixo e acima da meta).

Para construção dos modelos de regressão serão coletados os dados de expectativa de inflação do Sistema Expectativa de Mercado do Banco Central, com a expectativa do início de cada mês para o IPCA anual, desde Janeiro de 2003 até dezembro de 2014.

3.2. TESTE DE ESTACIONARIEDADE, CO-INTEGRAÇÃO E CONSTRUÇÃO DOS MODELOS

Um problema básico de qualquer estudo que envolva séries temporais é o da estacionariedade das variáveis. Variáveis estacionárias são aquelas que têm média constante, assim, em uma série de dados de uma variável estacionária espera-se que os valores estejam em torno de uma média.

Em caso de não estacionariedade equações de regressão podem estar enviesadas, não sendo possível utilizar as estatísticas tradicionais para analisar os coeficientes (como estatística t e F). Assim, o primeiro passo é realizar um teste intitulado teste de Dickey e Fuller (1979) para afirmar com mais segurança se as variáveis são ou não estacionárias.

Por vezes, quando as variáveis não são estacionárias utiliza-se a variação da variável na equação de regressão, pois está pode ser estacionária (calcula a variação do último período para o atual). Dá se o nome de variável Integrada de ordem 1 para aquelas variáveis não estacionárias mas que tem suas variações estacionárias.

Também é possível estimar o teste em uma versão aumentada de Dickey e Fuller (ou teste de Dickey e Fuller aumentado), para testar o seguinte, apresentado na equação 2:

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \gamma y_{t-1} + \alpha_2 t + \sum_{i=1}^n \beta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2)$$

Em que y é a variável de interesse que deseja-se testar e t é o tempo. Como a variável explicativa é a variação de y , diz-se que a variável não é estacionária se $\gamma=0$. Isso implicaria que qualquer choque em y seria inteiramente carregada para o período seguinte, podendo causar problemas nas equações de regressão.

No caso de todas as variáveis não serem estacionárias existe um caso em que ainda assim pode-se estimar uma equação de regressão, que é no caso da existência de uma relação de longo prazo entre as variáveis. Isso significa que apesar das variáveis não serem estacionárias, a combinação delas é, eliminando os possíveis problemas gerados nas estimações. Diz-se que as variáveis são cointegradas se existir um equilíbrio de longo prazo entre elas.

Os dois testes mais usuais para verificar a existência de cointegração são os testes de Johansen (1991) e o teste de Engle e Granger (1987), que serão realizados neste estudo com as variáveis descritas acima, porém, bastará verificar a qualidade dos resíduos da regressão para dizer que a regressão não é espúria.

Por fim, serão apresentados os modelos que se deseja estimar. No caso de variáveis cointegradas pode-se estimar a equação 3:

$$Ibovespa_t = \beta_0 + \beta_1 Ibovespa_{t-1} + \beta_2 Selic_t + \beta_3 Câmbio + \beta_4 Dív_t + \beta_5 Cred_t + \beta_6 M1_t + \beta_7 g_{y,t} + \beta_8 desemp_t + \beta_9 EUA_t + \beta_{10} dummycrise + \varepsilon_t \quad (3)$$

Em que:

Ibovespa_t: é a pontuação da Bolsa de Valores de São Paulo no período *t*;

Selic_t: é a taxa Selic no período *t*;

Câmbio_t: é a taxa de câmbio no período *t*, para incorporar o efeito dos fluxos de capital externos;

Dív_t: é a dívida pública em porcentagem do PIB;

Credibilidade_t: é a credibilidade do regime de metas de inflação, calculado pela fórmula apresentada na metodologia;

M1_t: é a oferta monetária, incluindo papel moeda em poder do público e depósito a vista, para medir o quanto o efeito da “ilusão monetária” no mercado financeiro;

gy_t: é a taxa crescimento do produto;

desemp_t: é a taxa de desemprego no período *t*;

EUA: é o índice de produtividade norte americano, utilizado aqui como *proxy* do PIB mundial, medindo a atividade econômica externa.

Dummy_crise: é uma variável que assumi valor 1 de 2008 para frente e 0 caso contrário. Medindo assim, através do coeficiente estimado, o diferencial médio entre a pontuação do Ibovespa antes e depois da crise.

Sendo que o Ibovespa que será utilizado é o mensal, a credibilidade do regime de metas varia entre zero e um, a taxa de câmbio nomina está em reais por dólar e a dívida está em porcentagem do PIB.

O modelo é semelhante ao utilizado por Arruda Filho *et al.* (2013), porém, ressalta-se que no modelo utilizado pelos autores a inflação estava como um dos determinantes do desempenho do mercado de ações brasileiros, enquanto neste trabalho o objetivo é analisar como a credibilidade do regime de metas de inflação afeta, ou seja, será analisada a inflação por aspectos diferentes, levando em conta qual era a inflação *ex-ante* esperada pelo mercado e qual era a meta anunciada pelo governo para o período, verificando se anúncios críveis são acompanhados de um maior aquecimento da bolsa de valores.

Além da equação utilizada, foi estimado um modelo VAR (*Vector Auto Regression*), em que é possível analisar os efeitos de cada variável sobre todas as outras, ou seja, como se dá a interdependência entre as variáveis. Com esse modelo, é possível extrair duas análises importantes para o trabalho, que é a função de resposta ao impulso – em que se verifica ao longo do tempo como um choque em uma variável afeta o Ibovespa no curto prazo e o quanto o choque demora em se dissipar – e a análise da decomposição da variância, que mostra o quanto da variação do Ibovespa é explicada pelas outras variáveis e pelo próprio Ibovespa no curto e no longo prazo. Ambas as análises permitem conclusões mais robustas do que apenas a análise dos coeficientes.

3.3. TESTE DA DIREÇÃO DE CAUSALIDADE

Uma discussão na literatura se dá em cima da direção de causalidade entre as variáveis, como visto no início do trabalho. Sendo assim, para fazer a análise se dá pela utilização de testes para verificar a direção causal entre o conjunto de variáveis escolhidas. Para isso será utilizado o Teste de Causalidade de Granger (GRANGER, 1979).

O teste citado se baseia em um procedimento em que se estima uma equação com as variáveis desejadas, sendo que como variável explicativa utiliza-se as variáveis que se deseja verificar a existência de relação causal. Porém, as variáveis explicativas devem estar defasadas, ou seja, em valores passados. Após isso, basta testar a significância conjunta dos coeficientes.

Assim, o teste parte da ideia central de que, se há uma relação significativa entre as variáveis e uma delas ocorre anteriormente a outra, a primeira causa a segunda. Ressalta-se que é utilizado como variável explicativa de uma variável y qualquer, os próprios valores de y no passado. Assim, outra variável só terá relação de causalidade com a primeira se possuir algum efeito explicativo adicional.

Exemplificando e mostrando a estrutura do teste, dada três variáveis f , g e h a metodologia para testar a causalidade sobre h é estimar a seguinte equação 4:

$$h_t = \sum_{i=1}^n \alpha_{1i} h_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_{1i} f_{t-i} + \sum_{i=1}^n \gamma_{1i} g_{t-i} + \varepsilon_{1t} \quad (4)$$

Em que, como dito acima, f , g e h são variáveis fictícias. Assim, controlando os efeitos advindos dos próprios valores das variáveis defasados, para testar se f Granger-causa h , testa-se se $\beta_{11} = \beta_{12} = \beta_{13} = \dots = \beta_{1n} = 0$ usando a estatística do teste F. Assim, f Granger-causa h se os coeficientes forem estatisticamente diferentes de zero conjuntamente. Analogamente pode testar a relação de causalidade de Granger para todas as variáveis. Um teste importante a ser feito com esta estrutura é o da relação de causalidade entre inflação e Ibovespa, visto que a discussão em torno desta relação é parte importante da literatura como citado neste trabalho.

Com a análise quantitativa será possível dizer quais das hipóteses a respeito da causalidade entre inflação e mercado acionário é válida para o cenário brasileiro. Além disso, será possível verificar como um sistema monetário baseado no regime de metas de inflação afeta o risco do mercado de ações, podendo fornecer um embasamento empírico para a literatura.

4. RESULTADOS

4.1. ANÁLISE DESCRITIVA

Uma etapa importante antes das regressões lineares é a análise estatística descritiva, que fornece as dimensões e momentos das variáveis, o que posteriormente facilita a compreensão dos resultados das estimações.

A seguir, estão descritas as variáveis de interesse do estudo em média, variância, desvio-padrão, assimetria e curtose, como se vê na tabela 1 abaixo:

Tabela 1 - Descrição estatística das variáveis.

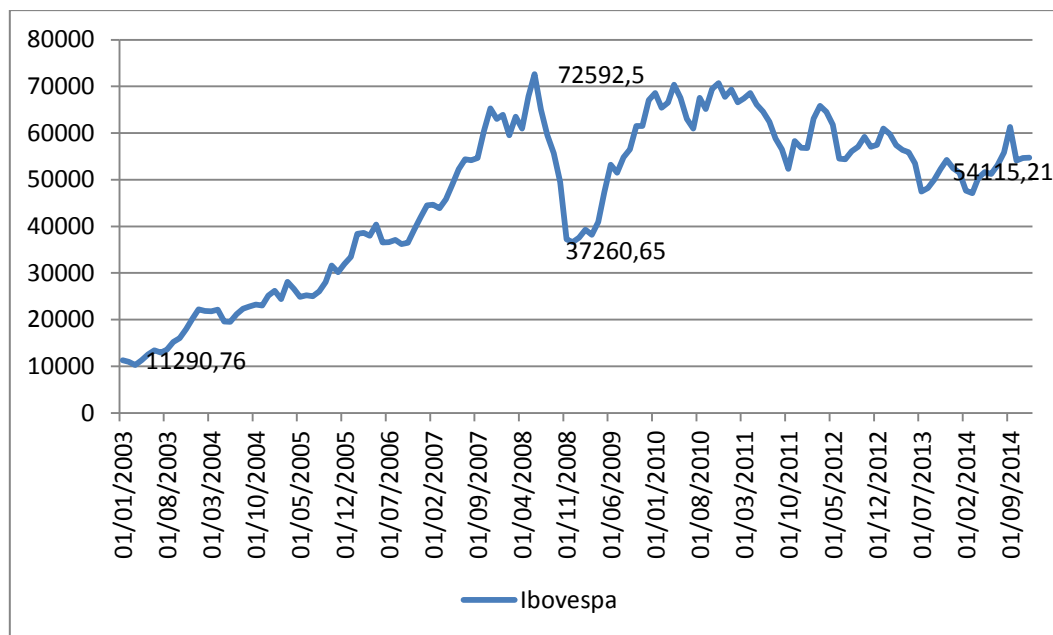
	IBOVESPA	SELIC	CRED	CÂMBIO	DÍVIDA P.	M1
Média	46425.60	0,0102	0,4352	2,18617	43,17%	201159,5
Mediana	52294.98	0,0093	0,4020	2,1337	42,00%	198270,0
Máximo	72592.50	0,0208	1,0000	3,5632	60,60%	350394,3
Mínimo	10262.88	0,0049	0,0000	1,5563	33,10%	85088,8
Desvio Padrão	17311.86	0,0034	0,3253	0,451165	0,069415	74556,8
Observações	144	144	144	144	144	144

Fonte: dados do Banco Central do Brasil, BM&FBovespa, IBGE e IPEADData.

Ressalta-se que o Ibovespa medido está em valor (valor das maiores empresas de acordo com a participação), explicando os altos valores de sua pontuação, enquanto que alguns estudos costumam utilizar o retorno do Ibovespa, ou seja, sua variação percentual. Também é possível observar que a média histórica do indicador de credibilidade brasileiro é de 0,43, apesar se já ter atingido o patamar de 100% de credibilidade (quando, de acordo com indicador, há certeza por parte do mercado do cumprimento da inflação). Reforça-se também que a dívida pública está mensurada em porcentagem do PIB para melhorar comparação entre os anos, obtendo a média de 43% na série histórica.

Assim, como se deseja explicar a evolução do Ibovespa através das outras variáveis que permeiam o cenário financeiro, foi construído o gráfico 1 para melhor visualização desta variável ao longo do tempo, disponibilizado abaixo:

Gráfico 1 - Série histórica da pontuação do Ibovespa.

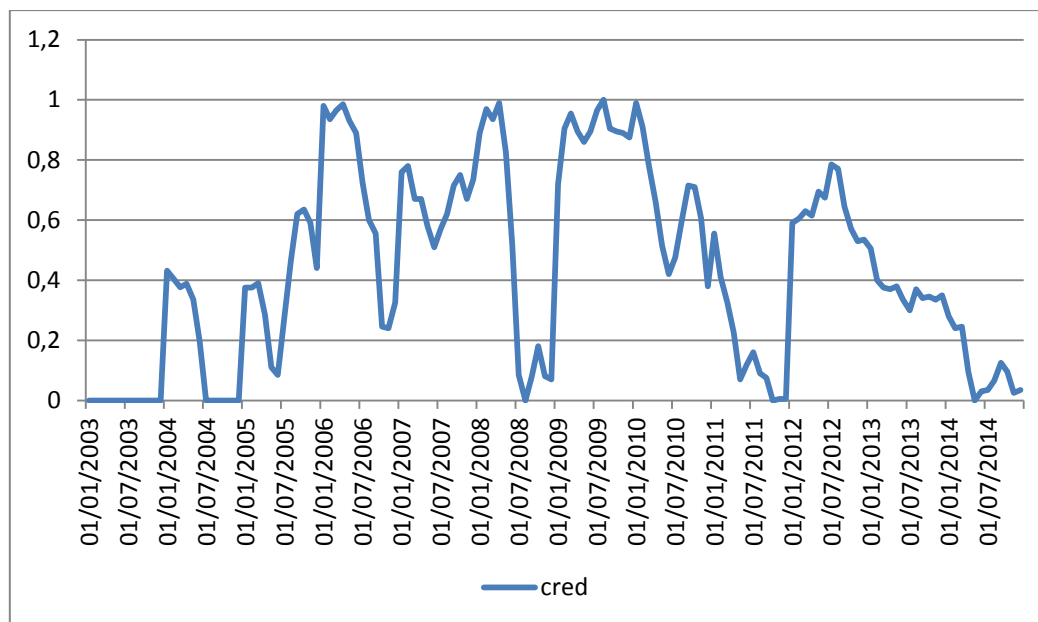


Fonte: dados do Banco Central do Brasil, BM&FBovespa, IBGE e IPEADData.

Observa-se um grande crescimento do Ibovespa desde 2003 até 2008, quando atinge seu ápice, seguido de uma queda brusca. Nota-se que pelo gráfico se observa que a queda que interrompeu a evolução da bolsa ocorre justamente no momento de crise mundial, mostrando o impacto macroeconômico sobre o mercado financeiro. O impacto foi pontual, sendo que o Ibovespa chegou a atingir um valor próximo de 37mil pontos, pouco se comparado com os mais de 70mil de antes da crise, não perdurando seu efeito sobre a média do Ibovespa ao longo dos anos seguintes, que permaneceu oscilando por volta de 50mil e 60mil pontos.

Além disso, como mostrado na metodologia, ao invés do uso da inflação como variável explicativa, a variável escolhida foi a de credibilidade associada a esta inflação. O que se observa graficamente é uma volatilidade muito grande, porém, após as baixas do começo dos anos 2000 atinge-se alguns níveis altos associados a estabilidade econômica brasileira recente. O gráfico 2 que descreve a série histórica do indicador de credibilidade e apresenta a volatilidade citada segue abaixo:

Gráfico 2 - Série histórica da credibilidade do regime econômico brasileiro.



Fonte: dados do Banco Central do Brasil, IBGE e IPEADData.

Nota-se que a credibilidade inicia em zero. Esse foi praticamente o início do regime de metas de inflação. Após uma crise de fuga de capitais em 2002, por conta da incerteza do mercado em relação a política econômica que seria adotada, o regime voltou a ganhar credibilidade. Isso se deu principalmente pela sensação de que a política seria *Market friendly* e fez com que o mercado de capitais deslanchasse.

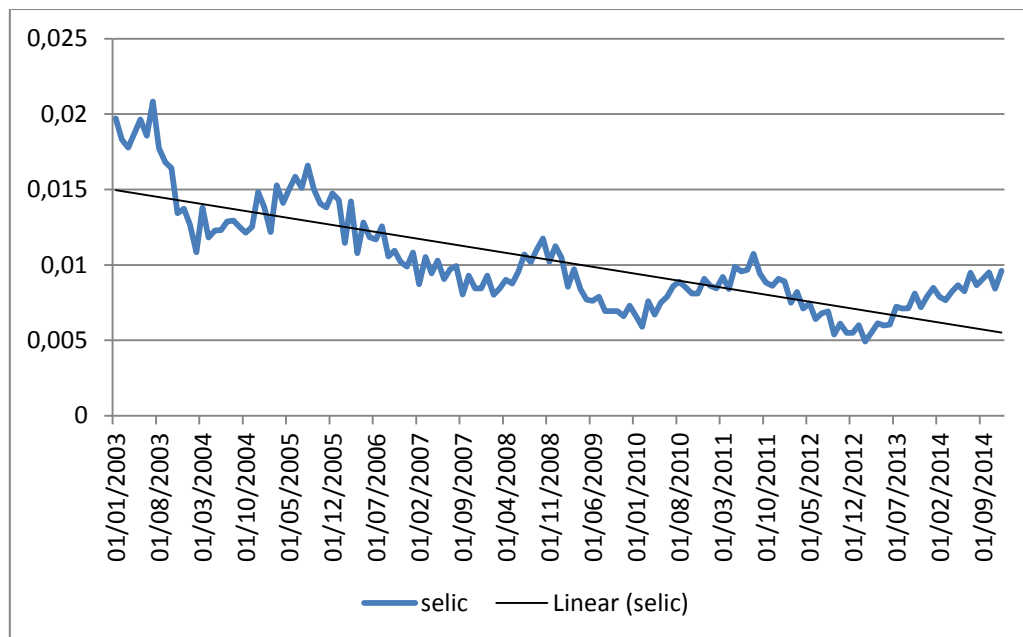
A credibilidade também sofre um declínio na crise de 2008, onde haveria dificuldade de manter o controle econômico, principalmente da inflação, essencial para que o índice de credibilidade seja alto.

Porém, durante a década, se observou valores razoáveis do índice. Um dos fatores responsáveis pela credibilidade do regime monetário adotado é o uso da taxa de juros SELIC como instrumento de controle inflacionário. Como já apresentado, a taxa acaba por afetar as outras taxas da economia e tem um efeito negativo sobre o preço de ações, pois reduz o valor presente dos dividendos pagos.

O que ocorria é que com a inflação estabilizada, havia também uma meta anunciada que ajudava a balizar as expectativas. Porém, isso só ocorria se, ao observar que a inflação esperada estaria acima da meta, o governo subisse a taxa Selic. Isso foi o que de fato ocorreu. Em

geral, a taxa caiu durante a década, mas sempre com ciclos de alta, que indicavam à necessidade de se ajustar a inflação esperada para a meta e, por consequência, aumentar o indicador de credibilidade do regime de metas, como se observa no gráfico 3 abaixo:

Gráfico 3 - Taxa Selic diária.

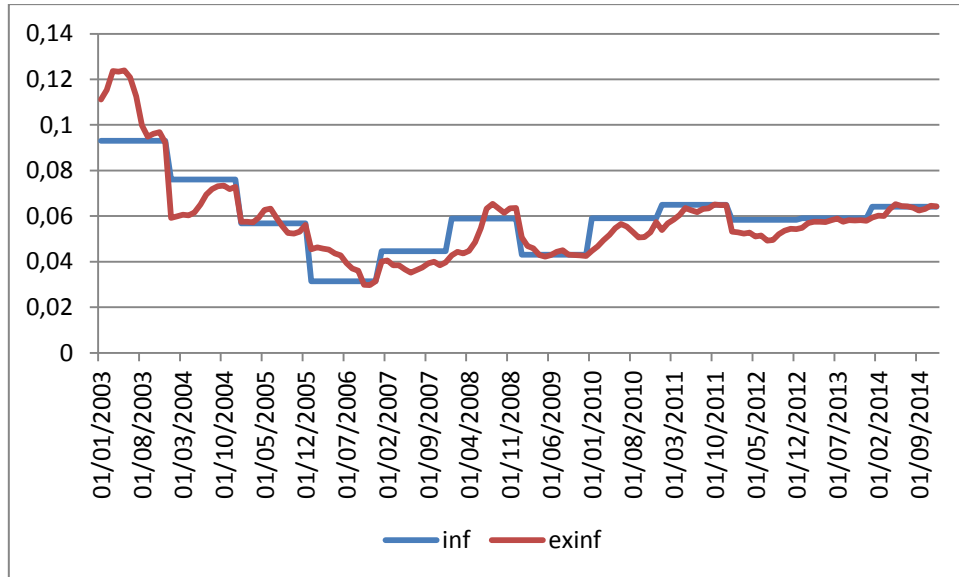


Fonte: dados do Banco Central do Brasil, IBGE e IPEADData.

Nota-se a tendência de baixa que ocorreu durante a década. Isso serviu para aquecer a economia e explicar a alta do Ibovespa durante os anos 2000. Além disso, os pequenos ciclos de alta serviam para ajudar a balizar as expectativas inflacionárias e também beneficiar a pontuação do Ibovespa.

Para melhor visualização do efeito do regime sobre as expectativas pode-se mostrar a comparação entre a inflação observada efetiva e a expectativa do mercado em relação ao mesmo período, apresentado no gráfico 4, abaixo:

Gráfico 4 - Expectativa inflacionária vs inflação efetiva.



Fonte: dados coletados no IPEADData, calculados pelo IBGE.

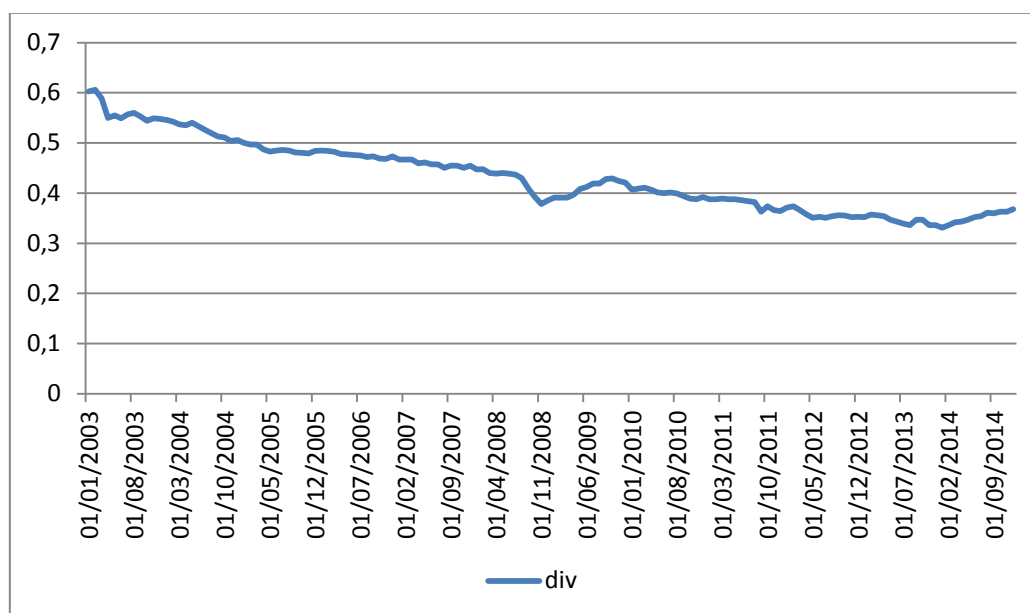
Notam-se dois importantes fatos no período analisado. Primeiramente que os desvios entre expectativa de inflação (linha vermelha do gráfico) e inflação efetiva (linha azul do gráfico) são baixos. Além disso, a inflação reduziu sua volatilidade. Ou seja, o regime traz uma previsibilidade maior da inflação, o que é extremamente favorável ao mercado financeiro, pois a inflação ajuda a definir o retorno mínimo exigido pelos acionistas já que define, em última instância, o retorno real.

Serão diversos agregados econômicos utilizados no modelo de regressão, porém, além dos já descritos nesta seção, existem outros dois que possuem um poder explicativo sobre o mercado financeiro: o índice de atividade norte americano; e a dívida pública.

A dívida pública teve uma tendência de queda durante os anos 2000. Um possível efeito é aumentar a credibilidade da política, visto que com menor dívida em percentual do PIB, há uma possibilidade menor de instabilidade e fica mais fácil o controle da economia por parte do governo e do Banco Central. Embora, com uma política expansionista, que tende a aumentar a dívida, pode-se ter um efeito positivo no Ibovespa pela sensação de economia aquecida, assim, este será um dos pontos que deverão ter atenção nas análises quantitativas.

O gráfico 5 abaixo mostra a evolução da dívida pública como porcentagem do PIB, nos anos 2000:

Gráfico 5 - Dívida pública (% PIB).

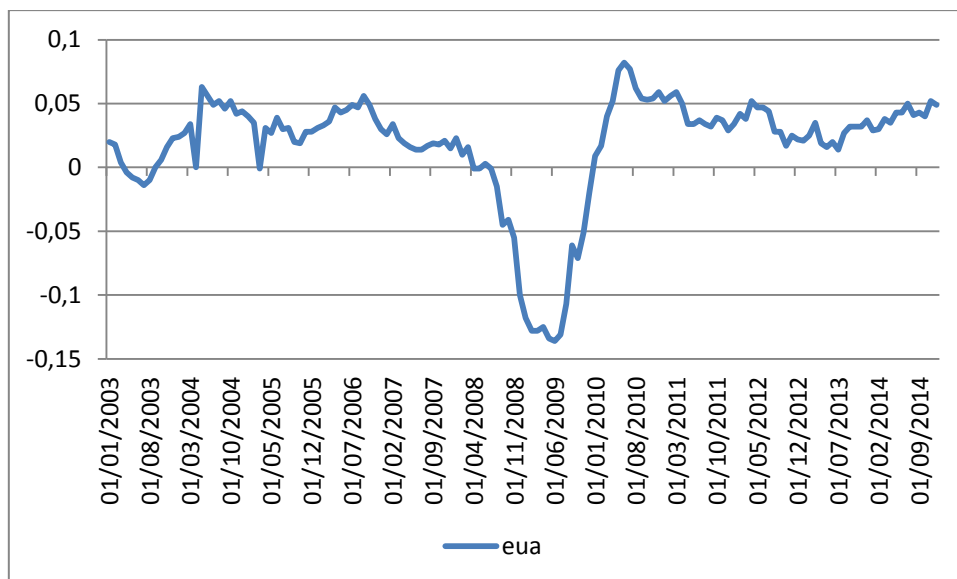


Fonte: IPEADData.

A evolução da dívida segue uma tendência de queda, porém, durante a crise, houve uma expansão, indicando a tentativa do governo em utilizar uma política monetária expansionista e contra-cíclica para atenuar os efeitos da crise financeira de 2008.

Outra variável importante é o índice de produção norte americano, usado para medir a atividade econômica mundial. A evolução do índice está no gráfico 6 abaixo:

Gráfico 6 - Índice de Produção Norte-Americana.



Fonte: coletado no IPEADData.

Em geral o índice tende a ser positivo. O fato que mais se destaca é a brusca queda durante a crise financeira de 2008, que teve como centro os Estados Unidos. O índice retoma sua média após a crise, como ocorre com os outros indicadores do modelo.

As análises mostram que pode haver uma possível relação entre o cenário macroeconômico e o mercado financeiro. Porém, é necessário mostrar empiricamente evidências dessa relação. Assim, é possível utilizar técnicas de análises de dados para verificar quais são os efeitos dos fatores que são determinantes significativos do Ibovespa, quais têm efeito pouco relevante e quais os sinais dessas relações.

Portanto, a seguir serão feitos testes para indicar se as variáveis são estacionárias, ou seja, se tem médias estáveis ao longo das séries, também imprescindível para indicar se a equação que se deseja estimar é válida ou se é necessário tratar as variáveis anteriormente.

4.1.1. TESTE DE ESTACIONARIEDADE

Foi realizado o teste de raiz unitária usando o teste de Dickey e Fuller (1979) na forma citada na metodologia, os resultados estão na tabela 2 abaixo:

Tabela 2 - Teste de raiz unitária das variáveis do modelo.

	IBOVESPA	SELIC	CREDIBILIDADE	CÂMBIO	DÍVIDA	M1
Estatística t	-2,1615	-3,2093	-3,1245	-1,7933	-2,1173	0,8419
Valores Críticos:						
1%	-3,4778					
5%	-2,8823					
10%	-2,5779					
Estacionariedade	NÃO	NÃO	NÃO	NÃO	NÃO	NÃO

Fonte: dados do Banco Central do Brasil, BM&FBovespa, IBGE e IPEADData. Elaborado com o software Eviews®.

O teste mostra que todas as variáveis são não estacionárias. Isso indica que é necessário que haja cointegração para a equação proposta seja válida. Nota-se também que foi acrescentado ao modelo o índice de produtividade norte americano e a taxa de crescimento real do PIB brasileiro, além de uma *dummy* para medir o efeito da crise de 2008, porém, ambas variáveis são taxas de crescimento e, portanto, não afetaram a existência de uma relação de longo prazo.

Os testes de estacionariedade para a variação das variáveis estão abaixo na tabela 3:

Tabela 3 - Teste de raiz unitária da variação (diferença) das variáveis do modelo.

	ΔIBOVESPA	ΔSELIC	ΔCREDIBILIDADE	ΔCÂMBIO	ΔDÍVIDA	ΔM1
Estatística t	-5,0459	-4,0321	-5,6597	-4,7519	-4,9506	-6,5543
Valores Críticos:						
1%	-3,4778					
5%	-2,8823					
10%	-2,5779					
Estacionariedade	SIM	SIM	SIM	SIM	SIM	SIM

Fonte: dados do Banco Central do Brasil, BM&FBovespa, IBGE e IPEADData. Elaborado com o software Eviews®.

Assim, todas as variáveis são estacionárias em diferença, ou integradas de ordem 1, ou ainda, têm variações estacionárias. O teste de cointegração parte do pressuposto que as variáveis são integradas de mesma ordem, como obtido com os testes realizados acima.

Ou seja, pode-se realizar o teste de cointegração e caso positivo, pode-se estimar as equações com as variáveis desejadas, tomando os devidos cuidados por estudar dados de séries temporais.

4.1.2. TESTE DE EQUILÍBRIO DE LONGO PRAZO (COINTEGRAÇÃO)

Para o teste de cointegração – que testa a existência de uma relação de longo prazo entre as variáveis – foi utilizado dois métodos que serão detalhados aqui. Os testes são: o teste de cointegração de Johansen (1991), ou teste do posto da matriz de cointegração; e o teste da cointegração de Engle e Granger (1987), ou teste da estacionariedade da combinação linear das variáveis.

Apesar de aparentemente complexos, ambos os testes têm o objetivo de verificar se as variáveis, apesar das volatilidades de curto prazo, convergem para uma relação fixa de longo prazo. A importância do teste, como já citado, é que como foi obtido não estacionariedade nas variáveis, é possível usar as variáveis em conjunto apenas se elas possuírem essa relação de longo prazo que será testada.

A ideia do teste de Engle e Granger (1987) é que se as variáveis possuem uma relação de longo prazo, significa que existe um conjunto de coeficientes que torna a relação entre elas aproximadamente constante, salvo algum choque em alguma variável (que deveria voltar para essa relação constante). Ou seja, estima-se a equação 5:

$$X_1\beta_1 + X_2\beta_2 + X_3\beta_3 + \dots + X_n\beta_n = \varepsilon_n \quad (5)$$

Em que X_1, X_2, \dots, X_n são as variáveis do estudo e β_i são os coeficientes que fornecem essa possível relação de longo prazo. Porém, o que necessita-se para que esta seja uma relação de longo prazo é que ε se assemelhe a um erro aleatório, ou seja, tenha média zero e variância constante.

É importante notar que para testar a série dos resíduos deve-se utilizar a forma mais simples do teste de raiz unitária de Dickey e Fuller.

Uma forma é estimar a equação acima, com as variáveis do modelo (Ibovespa, SELIC, credibilidade, câmbio e dívida pública) e verificar a série de resíduos e verificar se esses resíduos são estacionários.

Assim, testando a série dos resíduos gerada pela forma acima foi obtido os seguintes resultados, apresentados na tabela 4 abaixo:

Tabela 4 - Teste de cointegração pelo método de Engle e Granger

Série dos Resíduos	
Estatística t	-3,8998
Valores Críticos:	
1%	-2,5813
5%	-1,9431
10%	-1,6152
Estacionariedade nos resíduos:	SIM
Variáveis são Cointegradas:	SIM

Fonte: dados do Banco Central do Brasil, BM&FBovespa, IBGE e IPEADData. Elaborado com o software Eviews®.

O que os testes nos revelam é que é possível estimar as equações desejadas pelo método dos Mínimos Quadrados Ordinários sem perda de consistência das estimações. Dessa forma, a equação proposta na metodologia é válida e será apresentada na seção seguinte.

Ou seja, existe um equilíbrio de longo prazo e embora não seja o mais importante do trabalho, os testes são necessários para verificar se a equação pode de fato ser estimada sem que gere uma relação espúria entre as variáveis. A seguir estão os modelos de regressão e as análises que o modelo possibilitou.

4.2 RESULTADOS DO MODELO DE UMA EQUAÇÃO

Nesta seção serão apresentados os resultados das equações propostas na metodologia. Além disso, outras equações similares serão apresentadas a fim de dar robustez aos resultados e fornecer evidências consistentes.

O resultado da estimação equação de interesse está apresentado abaixo na tabela 5:

Tabela 5 - Resultado da regressão do Índice Bovespa

Variável	Coefficiente	Desvio Padrão	Estatística t	P-Valor
C	-4042,73	8325,38	-0,49	0,63
IBOVESPA_{t-1}	0,69	0,05	14,81	0,00
SELIC	-382141,40	149486,70	-2,56	0,01
CRED	2228,97	954,89	2,33	0,02
DIV	70608,66	14579,60	4,84	0,00
CAMBIO	-7860,97	1475,56	-5,33	0,00
M1	0,06	0,02	3,55	0,00
GY	-57,70	168,97	-0,34	0,73
DESEMP	-46185,82	42128,58	-1,10	0,27
EUA	-4484,18	5304,52	-0,85	0,40
Crise	-6040,36	2702,73	-2,23	0,03

Fonte: dados do Banco Central do Brasil, BM&FBovespa, IBGE e IPEADData.

Elaborado com o software Eviews®.

A equação apresentou um R^2 de 98,11%, considerado alto, isso mostra que aproximadamente 98% do valor do Ibovespa é explicado pelo modelo. O alto valor ocorre pelo fato de que o próprio Ibovespa no período passado é usado como variável explicativa sendo uma *proxy* de todo o conjunto de fatores passados que geram o valor atual do índice. Porém, apenas o coeficiente não mede a qualidade da regressão, para isso utiliza-se a estatística F a partir desse coeficiente, sendo obtido um valor de 686,43 com p-valor bem próximo de zero, demonstrando que a equação é bem especificada.

A média da variável dependente prevista é de 46671 pontos. Quanto ao efeito das variáveis, o que se percebe é que a taxa de juros, o câmbio e a crise de 2008 afetam negativamente a pontuação da bolsa, enquanto que a oferta monetária ‘MI’, a dívida pública ‘DIV’ e a credibilidade do anúncio da inflação ‘CRED’ pelo governo afetam positivamente. O fato de a oferta monetária e a dívida afetarem positivamente a pontuação demonstra a ‘ilusão monetária’ causada pelas políticas expansionistas e que aumentam os investimentos especulativos no curto prazo. Os resultados para o câmbio e para a taxa de juros estavam dentro do esperado, visto que quanto maior a taxa de juros menor é o valor presente dos dividendos das empresas e

que uma fuga de capitais que afeta o câmbio para cima também representa uma fuga de capitais da bolsa.

São necessárias algumas notas sobre a interpretação dos coeficientes, visto que o efeito depende da unidade de medida. A taxa Selic, apesar de ter um coeficiente negativo e grande em módulo de -382141, apenas teria esse efeito se a taxa Selic dobrasse, ou seja, se a pontuação da Selic aumentasse 100% (pois o efeito é sobre 1 unidade, como está em taxa, 1 unidade representa 100%). Por exemplo, se a Selic passasse de 14 pontos para 28% a pontuação do Ibovespa iria à zero, visto que corroeria todo o valor presente dos investidores. Ou seja, uma análise mais realista seria a de que um aumento de 1 ponto percentual (como por exemplo, passar de 0,14 para 0,15) na taxa, reduziria a pontuação do Ibovespa em 3000 pontos.

A dívida como porcentagem do PIB também é uma taxa, assim a análise correta é a de que um aumento de um ponto percentual na dívida do país em porcentagem do PIB aumenta o Ibovespa em aproximadamente 700 pontos, ou seja, uma política fiscal expansionista é transmitida também para o Ibovespa. Já a credibilidade da inflação anunciada tem o poder de aumentar o Ibovespa em aproximadamente 22 pontos para cada ponto percentual a mais de credibilidade, mostrando que um anúncio crível para a meta da inflação pode melhorar o mercado de capitais.

O coeficiente da taxa de câmbio mostra que o aumento de 1,00 R\$/US\$ na taxa acompanha uma queda de aproximadamente 7000 pontos na pontuação da bolsa. Enquanto que para cada real que o governo coloca a mais em circulação aproximadamente 6 centavos vão para o Ibovespa. Apesar de modesto, o coeficiente se dá sobre uma base muito grande, visto que a base monetária do país cresce todos os anos.

Além disso ,a variável *dummy* que é igual a 1 no ano de 2008 mostra que a crise afetou, descontado o efeito das outras variáveis, em 6000 pontos negativos sobre a pontuação do Ibovespa.

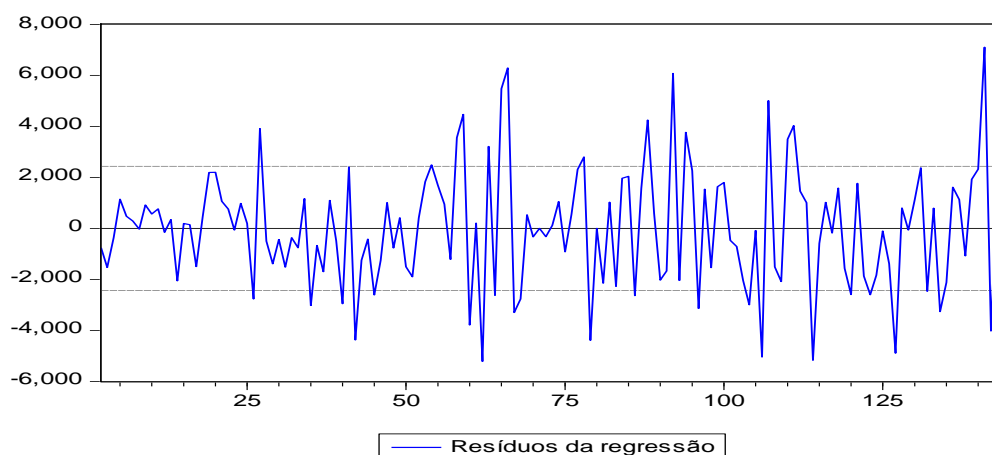
Nota-se também que o crescimento do PIB representada no modelo por ‘*gy*’ e o índice de produtividade norte americano representado por ‘*EUA*’ não tem um impacto estatisticamente

significante sobre a pontuação, assim como o desemprego representado por ‘*DESEMP*’ no modelo.

Também se verifica que a própria pontuação passada carrega uma memória para o período seguinte de 69%, variável essa utilizada para medir os fatores passados que determinaram o Ibovespa atual e que não estão no modelo. Wooldridge (1960) chama a atenção para o fato de que usar a própria variável defasada no modelo pode servir como *proxy* dos determinantes do Ibovespa defasados e não necessariamente represente um efeito, mas é importante seu controle para a qualidade da regressão.

Para verificar a qualidade da regressão é necessário obter resíduos da equação estacionários e possivelmente sem autocorrelação temporal, assim, os resíduos devem se assemelhar a ruídos brancos, ou seja, não apresentar tendência temporal nem relação entre os períodos. De fato, o gráfico 7, abaixo, mostra uma trajetória desejável para uma regressão, sem apresentar períodos com tendência:

Gráfico 7 - Resíduos da Regressão do Ibovespa.



Fonte: dados do Banco Central do Brasil, BM&FBovespa, IBGE e IPEADData.
Elaborado com o software Eviews®.

Reforçando a qualidade da regressão também há o gráfico 8 - do correlograma dos resíduos - abaixo que mostra que os resíduos não são auto correlacionados, mostrando a eficiência da estimação:

Gráfico 8 - Correlograma dos resíduos da regressão.

Autocorrelação	Autocorrelação Parcial	AC	ACP	Q	P-valor
		1 -0.123	-0.123	2.2098	0.137
		2 -0.005	-0.021	2.2141	0.331
		3 0.015	0.012	2.2466	0.523
		4 -0.074	-0.072	3.0591	0.548
		5 0.063	0.046	3.6497	0.601
		6 -0.056	-0.046	4.1258	0.660
		7 0.066	0.058	4.7804	0.687
		8 0.059	0.068	5.3139	0.724
		9 -0.179	-0.159	10.288	0.328
		10 0.089	0.045	11.536	0.317
		11 0.087	0.116	12.716	0.312
		12 0.037	0.064	12.930	0.374
		13 -0.054	-0.070	13.404	0.417
		14 -0.140	-0.140	16.547	0.281
		15 -0.014	-0.065	16.581	0.345
		16 -0.108	-0.101	18.485	0.296
		17 -0.071	-0.098	19.326	0.310
		18 0.060	-0.019	19.927	0.337
		19 0.118	0.148	22.255	0.272
		20 -0.072	-0.024	23.129	0.282

Fonte: dados do Banco Central do Brasil, BM&FBovespa, IBGE e IPEADData.
Elaborado com o software Eviews®.

O gráfico acima, em cada linha, apresenta as auto correlações e auto correlações parciais entre o período t e o período $t-i$, sendo que os traços indicam o valor onde a auto correlação seria significativa. Os valores numéricos estão ao lado dos componentes gráficos. Ou seja, por esta análise há evidências que os resíduos são independentes, característica desejada em um modelo de regressão.

Ao lado também há a estatística Q e o seu p-valor associado. A hipótese nula é de que as autocorrelações são conjuntamente nulas, enquanto a hipótese alternativa é a de que há pelo menos uma correlação significativa entre os períodos. Nota-se que não se rejeita a hipótese nula em nenhum dos períodos, confirmando que os resíduos não são autocorrelacionados.

Assim, com o teste F de significância do modelo e a análise dos resíduos gerados pelo modelo, são possíveis dizer que o modelo foi bem especificado e a maior parte das variações do Ibovespa podem ser explicadas com os fatores utilizados.

As próximas etapas visam refinar as análises, para fornecer algumas informações adicionais, como a direção de causalidade (visto que as regressões não mensuram necessariamente causalidade), a resposta do Ibovespa a choques econômicos e os determinantes das variações do Ibovespa, ou seja, o quanto cada variável explica do indicador no curto e no longo prazo.

4.2.1. ANÁLISE DO MODELO DO VETOR AUTO REGRESSIVO

Com os resultados iniciais mostrados, foram obtidos os resultados para a estimação do VAR para refinar a análise, que em consiste em um modelo que estima as inter-relações entre as variáveis em todas as direções, usando ainda os valores que as variáveis assumiram no passado para explicar todas as variáveis no período de hoje (ENDERS, 2007). Ou seja, na prática o VAR consiste em um modelo estrutural de várias equações, e na prática se estima a forma reduzida dessas equações, em que apenas fatores passados são variáveis explicativas.

A análise em termos de coeficientes, por não acrescentarem muito em relação ao modelo já apresentado, está no Apêndice I do trabalho, sendo que neste tópico serão apresentados os resultados gráficos para analisar como o Ibovespa responde aos choques econômicos. Além disso, também será apresentada a análise da decomposição da variância, para mostrar quais variáveis explicam mais das mudanças do Ibovespa no curto e no longo prazo. Todos os resultados derivam dos coeficientes e dos outros resultados do VAR.

4.2.2. ANÁLISE DA DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA

Com o VAR estimado pode-se calcular a decomposição da variância que diz como a Variância do Ibovespa é explicada pelas outras variáveis.

Para este análise foi feita uma tabela que contém a evolução da decomposição da variância temporalmente em porcentagem das outras variáveis. Ou seja, nos primeiros períodos estão as porcentagens de quanto cada variável explica das variações do Ibovespa (similar a um coeficiente R^2 individual), já nas últimas linhas estão as mesmas decomposições no longo prazo, lembrando que os resultados são mensais e há 25 linhas, o que equivale a 25 meses, suficiente para dizer que há uma representação do longo prazo para fatores em um mercado de capitais. O resultado está na tabela 6 abaixo:

Tabela 6 - Análise da decomposição da variância.

T	S.E.	IBOVESPA	SELIC	CRED	M1	GY	EUA	DIV	CRISE	CAMBIO
1	2153,540	100	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000
2	3734,636	66,52810	0,679364	2,142271	0,920237	0,207167	0,000210	10,77691	1,203257	17,54248
3	4810,866	56,95364	1,137502	3,297378	1,158066	0,160871	0,183143	13,78694	1,989889	21,33257
4	5652,593	49,84541	1,655940	4,962059	1,704966	0,198442	0,241248	14,96191	2,346037	24,08399
5	6272,844	44,88522	2,166555	7,152296	1,877934	0,196563	0,249651	15,04540	2,773088	25,65329
6	6766,920	40,85930	2,515956	9,633539	2,147129	0,184609	0,224346	14,50407	3,139018	26,79203
7	7153,104	37,72590	2,884987	11,98135	2,261796	0,165292	0,201371	13,63807	3,581635	27,55960
8	7463,251	35,21114	3,142315	14,04290	2,297472	0,156447	0,203271	12,72130	4,029871	28,19528
9	7712,917	33,22114	3,354507	15,62830	2,230523	0,165505	0,251525	11,92054	4,496258	28,73171
10	7921,493	31,59975	3,477239	16,75361	2,121926	0,195723	0,359374	11,33481	4,946547	29,21102
11	8104,053	30,23609	3,528023	17,42487	2,037669	0,249307	0,540643	11,00540	5,364657	29,61334
12	8272,821	29,03560	3,513631	17,71001	2,031775	0,327454	0,796844	10,92372	5,739171	29,92179
13	8435,602	27,93987	3,449245	17,68757	2,131522	0,425394	1,125524	11,05059	6,058162	30,13212
14	8597,383	26,91333	3,352630	17,43980	2,349191	0,537384	1,517329	11,32753	6,318134	30,24467
15	8760,221	25,94386	3,238907	17,04516	2,673285	0,655635	1,960042	11,68994	6,516436	30,27673
16	8924,594	25,03127	3,121558	16,56562	3,083652	0,774039	2,440473	12,08106	6,656212	30,24611
17	9089,684	24,18260	3,010171	16,04887	3,551788	0,887694	2,945130	12,45592	6,742679	30,17515
18	9254,119	23,40577	2,910762	15,52705	4,049069	0,993294	3,462370	12,78543	6,782991	30,08327
19	9416,373	22,70604	2,826232	15,02053	4,550905	1,088970	3,982157	13,05368	6,784733	29,98675
20	9575,012	22,08489	2,757160	14,54086	5,037639	1,173943	4,496822	13,25572	6,755170	29,89780
21	9728,877	21,53967	2,702571	14,09362	5,496003	1,248411	5,000564	13,39391	6,700980	29,82428
22	9877,090	21,06467	2,660716	13,68078	5,917582	1,313137	5,489275	13,47506	6,627992	29,77078
23	10019,08	20,65212	2,629474	13,30222	6,298452	1,369246	5,960147	13,50813	6,541231	29,73898
24	10154,50	20,29328	2,606770	12,95669	6,637830	1,417984	6,411348	13,50254	6,444918	29,72864
25	10283,26	19,97929	2,590710	12,64247	6,937206	1,460601	6,841788	13,46717	6,342567	29,73820

Fonte: dados do Banco Central do Brasil, BM&FBovespa, IBGE e IPEADData.

Elaborado com o software Eviews®.

Sendo S.E. o desvio padrão. O conteúdo da tabela indica o quanto da variância da pontuação do Ibovespa é explicada pelas variáveis apresentadas em cada coluna em termos percentuais. O objetivo deste tipo de análise é observar a decomposição da variância do Ibovespa. O que é possível observar é que neste longo prazo mais de 12% da variância do Ibovespa é explicada pela credibilidade do regime de metas de inflação, com 13% segue a dívida pública como porcentagem do PIB. Outra variável com importante poder de determinação do Ibovespa é o câmbio, tanto no curto prazo quanto no longo prazo, como se observa a consistência de valores para os períodos iniciais e finais.

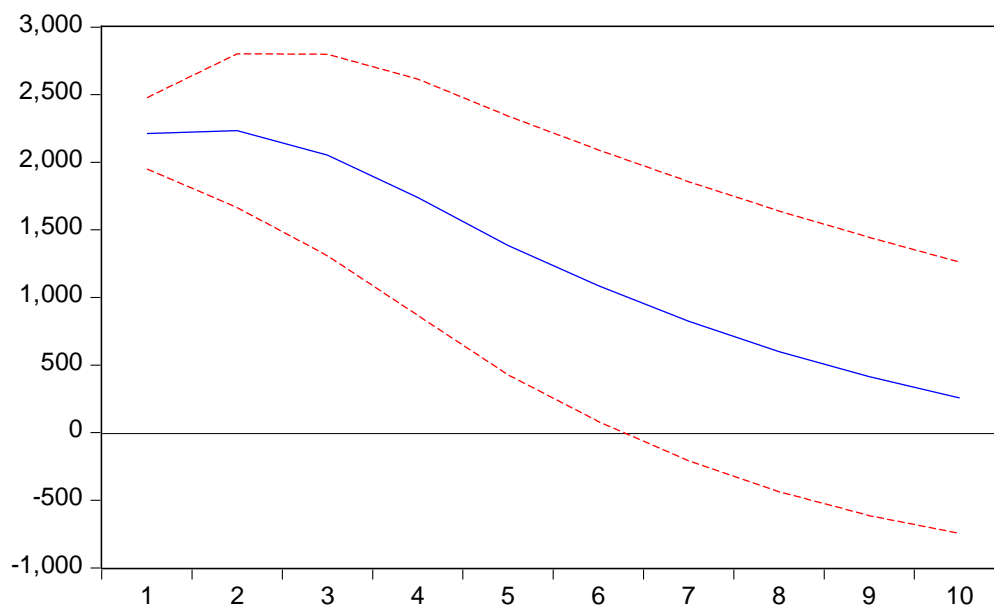
Ainda pode-se notar que desde o curto prazo a dívida pública e o câmbio explicam as variações no Ibovespa. Apesar de os efeitos serem contrários. Também é importante notar a memória da série do Ibovespa, que tem quase 20% de sua variação explicada pela própria variável, ou seja, uma parcela das mudanças no Ibovespa vem dos seus próprios choques ao longo dos períodos.

4.2.3. A FUNÇÃO RESPOSTA AO IMPULSO

Outra forma de se analisar as dependências entre as variáveis é utilizando a função resposta ao impulso. Esta função mede como uma variável se move após um choque ε em alguma variável. Dessa forma, ao sofrer um impulso em cada variável podemos analisar como a pontuação do Ibovespa e a credibilidade do regime de metas de inflação absorve os choques.

O primeiro gráfico mostra como um choque no Ibovespa persiste na série, ou seja, o quanto de um choque no próprio Ibovespa se mantém hoje. O resultado está no gráfico 9 a seguir:

Gráfico 9 - Resposta ao Ibovespa a um choque de um desvio padrão no próprio Ibovespa.



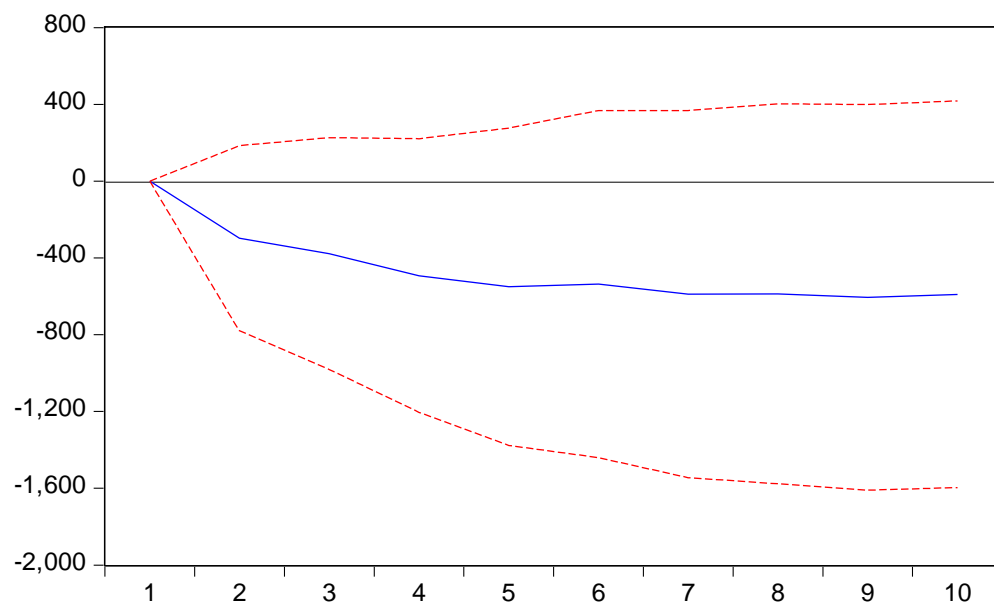
Fonte: dados do Banco Central do Brasil, BM&FBovespa, IBGE e IPEADData.

Elaborado com o software Eviews®.

É possível notar que o choque, representado pela linha azul, dissipa-se após dez períodos, sobrando apenas uma pequena parcela desse choque.

No próximo gráfico – o gráfico 10 – está apresentada a resposta do Ibovespa a um choque na taxa Selic. O resultado está abaixo:

Gráfico 10 - Resposta do Ibovespa a um choque de um desvio padrão na taxa Selic.

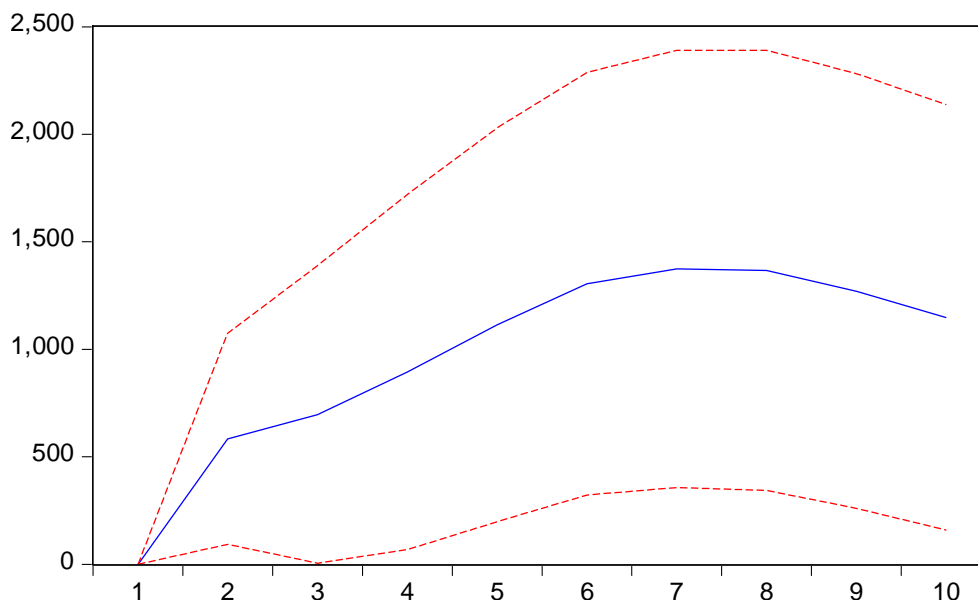


Fonte: dados do Banco Central do Brasil, BM&FBovespa, IBGE e IPEADData.
Elaborado com o software Eviews®.

Nota-se que após um choque na Selic o Ibovespa sofre um impacto negativo. Também se observa que o efeito não se dissipa, o que pode ser explicado pelo fato de que uma taxa de juros mais alta deixa o valor presente dos dividendos das ações permanentemente mais baixas, então, com os outros fatores constantes, um choque de juros não se dissipa e o valor da bolsa fica permanentemente mais baixo.

A próxima variável é a credibilidade do regime de metas de inflação que, como visto pelo modelo estimado nesta seção, afeta positivamente o indicador, porém, não se espera que o efeito perdure, pois isso dependeria do regime se manter crível ou não. O resultado da análise se encontra dentro do esperado pelo modelo, apresentado abaixo no gráfico 11:

Gráfico 11 - Resposta do Ibovespa a um choque de um desvio padrão na credibilidade do regime de metas de inflação.



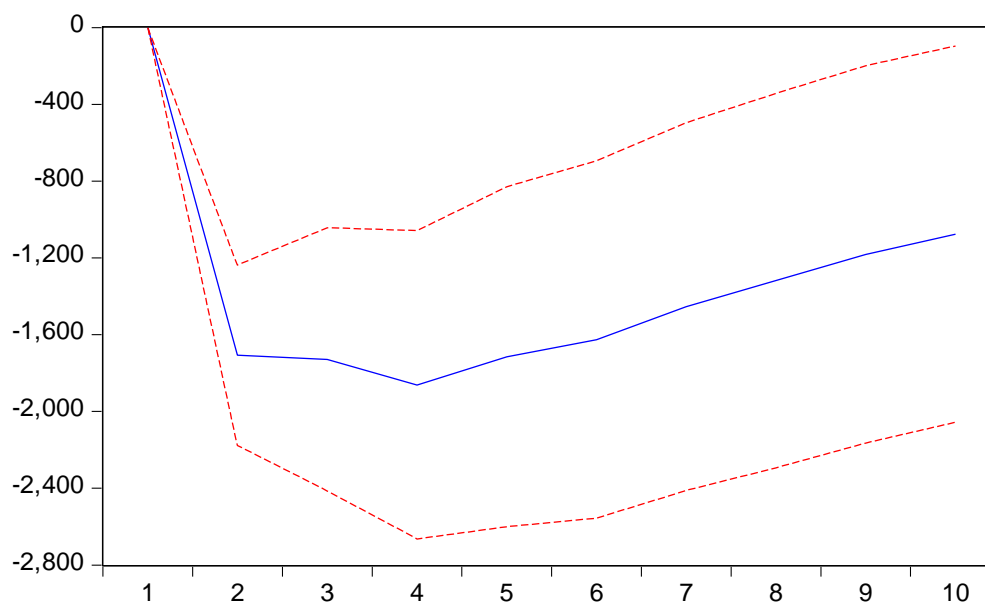
Fonte: dados do Banco Central do Brasil, BM&FBovespa, IBGE e IPEADData.
Elaborado com o software Eviews®.

Nota-se que após um choque na credibilidade, o Ibovespa sofre um impacto positivo, porém, após alguns períodos o efeito começa a se reverter no sentido de se dissipar, embora nunca seja negativo.

O próximo determinante a ser analisado é o câmbio, que como mostrado por Pilinkus e Boguslauskas (2015), afetam negativamente no curto prazo os indicadores do mercado de ações no curto prazo. Porém, ainda que no longo prazo o efeito de um choque no câmbio se dissipe, é importante ressaltar que caso nada aconteça, o efeito pode representar uma fuga permanente do capital financeiro.

O resultado da análise está no gráfico 12 abaixo:

Gráfico 12 - Resposta do Ibovespa a um choque de um desvio padrão no câmbio.



Fonte: dados do Banco Central do Brasil, BM&FBovespa, IBGE e IPEADData.

Elaborado com o software Eviews®.

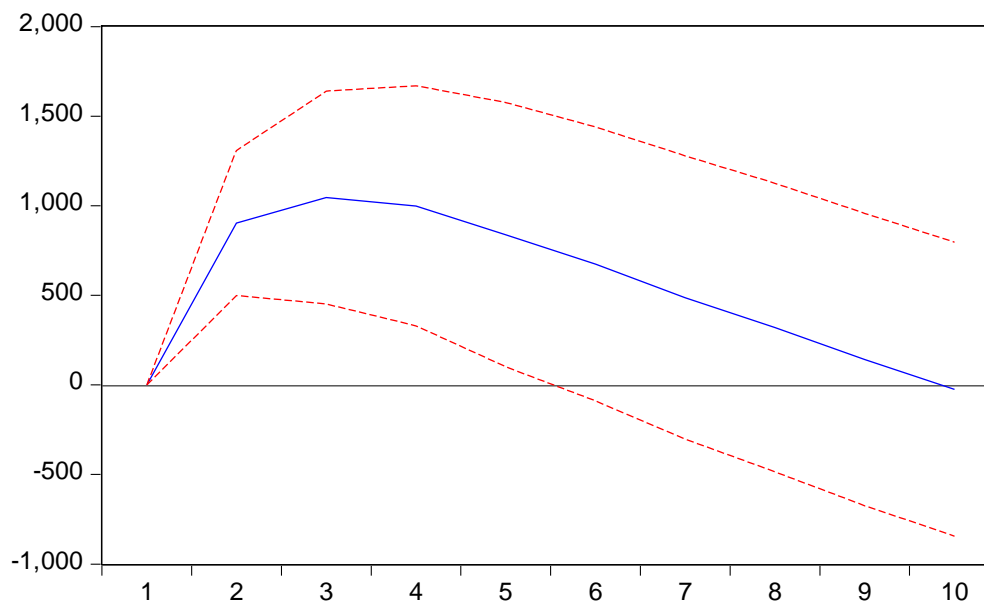
Note quem, de fato, um choque na taxa de câmbio afeta negativamente o Ibovespa e essa queda se acentua alguns períodos até iniciar a convergência após quatro períodos. Ressalta-se que a taxa está medida em reais por dólar.

Uma variável que poderia deixar dúvida pela possível dualidade de efeitos é a dívida pública como porcentagem do PIB. Em geral, pode haver uma fuga do capital financeiro quando houver um descontrole fiscal por parte do governo, mas o efeito de curto prazo, também

mostrado por Pilinkus e Boguslauskas (2015) pode prevalecer, o que poderia estimular a economia e gerar um efeito positivo no mercado de capitais.

A análise do efeito da dívida sobre o Ibovespa está no gráfico 13 abaixo:

Gráfico 13 - Resposta do Ibovespa a um choque de um desvio padrão na dívida pública.



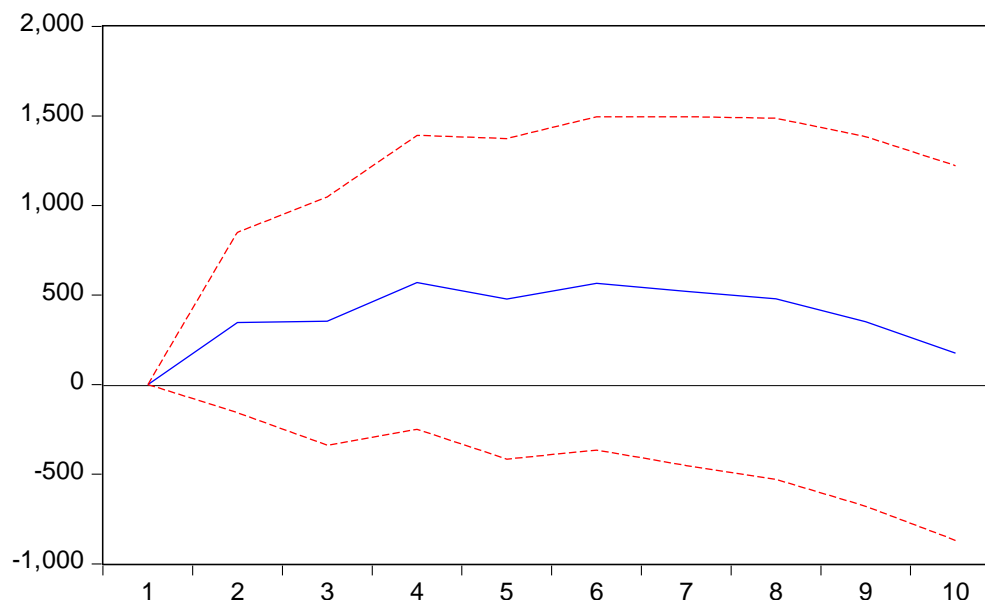
Fonte: dados do Banco Central do Brasil, BM&FBovespa, IBGE e IPEADData.

Elaborado com o software Eviews®.

Aqui é possível verificar claramente que o efeito da dívida é positivo, mas é rapidamente dissipado, mostrando que a expansão fiscal pode até transbordar para o Ibovespa, mas não tem efeito duradouro. Um efeito similar pode ocorrer com a oferta monetária. Pode ocorrer um efeito denominado por Fisher (2006) como *Ilusão Monetária*, que gera a dificuldade dos agentes em saber o valor principalmente em situações de oferta monetária crescente.

A transmissão da oferta monetária para o valor da Bolsa de Valores pode se dar por meio das demonstrações contábeis como mostrado Cardoso et al. (2010). Assim o efeito da oferta monetária pode ser positivo, pela dificuldade dos agentes em saber distinguir o valor real e nominal dos ativos, como mostrado no gráfico 14 abaixo:

Gráfico 14 - Resposta do Ibovespa a um choque de um desvio padrão na oferta monetária.



Fonte: dados do Banco Central do Brasil, BM&FBovespa, IBGE e IPEADData.

Elaborado com o software Eviews®.

O gráfico confirma o efeito da ilusão monetária. No curto prazo o efeito de uma expansão monetária afeta para cima o valor do mercado de ações que após alguns períodos inicia sua convergência.

As análises de curto prazo de resposta do Ibovespa a choques macroeconômicos confirmam as análises feitas no modelo de regressão. Além disso, essa análise de curto prazo possui os sinais previstos na literatura por Pilinkus e Boguslauskas (2015) que também utilizaram a função de resposta ao impulso.

O próximo passo é analisar qual é a direção de causalidade entre as variáveis, visto que a análise dos modelos mede relações e efeitos marginais, mas não causalidade.

4.2.4. TESTE DE CAUSALIDADE DE GRANGER

Diz-se que uma variável Granger-causeia outra quando a mesma ocorre antes e possui um efeito significativo sobre outra. Ou seja, o teste visa analisar se uma mudança no passado da variável possui relação com outra variável contemporaneamente.

Foi testada a direção da causalidade entre todas as variáveis do modelo utilizando o teste de causalidade de Granger. Os resultados estão abaixo, na tabela 7, em que a esquerda estão as hipóteses nulas e a direita as estatísticas que permitem rejeitar ou não está hipótese:

Tabela 7 - Teste da direção de causalidade entre as variáveis.

Hipótese nula:	Obs.	Estatística F	P-Valor
SELIC não Granger-Causa IBOVESPA	142	3,918	0,022
IBOVESPA não Granger-Causa SELIC		0,478	0,621
CRED não Granger-Causa IBOVESPA	142	4,610	0,012
IBOVESPA não Granger-Causa CRED		0,080	0,923
CAMBIO não Granger-Causa IBOVESPA	142	26,698	0,000
IBOVESPA não Granger-Causa CAMBIO		2,188	0,116
DIV não Granger-Causa IBOVESPA	142	15,985	0,000
IBOVESPA não Granger-Causa DIV		5,149	0,007
DESEMP não Granger-Causa IBOVESPA	142	0,414	0,662
IBOVESPA não Granger-Causa DESEMP		2,487	0,087
GY não Granger-Causa IBOVESPA	141	0,175	0,839
IBOVESPA não Granger-Causa GY		0,013	0,987
EUA não Granger-Causa IBOVESPA	142	0,831	0,438
IBOVESPA não Granger-Causa EUA		3,756	0,026
M1 não Granger-Causa IBOVESPA	142	0,926	0,399
IBOVESPA não Granger-Causa M1		0,337	0,715

Fonte: dados do Banco Central do Brasil, BM&FBovespa, IBGE e IPEADData.
Elaborado com o software Eviews®.

O teste, que utilizou até dois períodos passados para verificar se estes períodos possuem relação de causalidade com o Ibovespa, verificou que para um nível de significância de 5% a Selic, a Credibilidade, a taxa de Câmbio e a Dívida pública causam o Ibovespa. Pode-se verificar também que o Ibovespa também pode afetar a dívida pública, ou seja, as duas direções de causalidade podem se válidas.

Esse teste pode ser usado para verificar como se dá a relação entre inflação (não utilizada em nosso modelo) e o Ibovespa, para testar qual é a direção de causalidade ou ainda se não há uma relação direta entre ambas. Dessa forma seria possível testar qual hipótese sobre a relação de causalidade é mais correta. Assim, foi feito o teste com a inflação efetiva e a inflação esperada sobre o Ibovespa obtendo os seguintes resultados nas tabelas 8 e 9 abaixo:

Tabela 8 - Teste de causalidade entre inflação e Ibovespa.

Hipóteses nulas	N. Obs.	Estatística F	P-valor
IBOVESPA não Granger-Causa INF	143	2.52505	0.1143
INF não Granger-Causa IBOVESPA		5.59044	0.0194

Fonte: dados do Banco Central do Brasil, BM&FBovespa, IBGE e IPEADData.
Elaborado com o software Eviews®.

Tabela 9 - Teste de causalidade entre inflação esperada e Ibovespa

Hipóteses nulas	N. Obs.	Estatística F	P-valor
IBOVESPA não Granger-Causa INF_exp	143	7.58553	0.0067
INF_exp não Granger-Causa IBOVESPA		4.04581	0.0462

Fonte: dados do Banco Central do Brasil, BM&FBovespa, IBGE e IPEADData.
Elaborado com o software Eviews®.

Note que quanto testa-se a inflação efetiva, apenas esta causa o Ibovespa mas o contrário não. Quando testado com a inflação esperada ambos os sentidos de causalidade não podem ser rejeitados. Apesar disso, pode-se dizer que pelo teste de causalidade de Granger a hipótese da causalidade reversa não é válida.

Os resultados fornecem robustez devido ao fato de que várias formas de análise foram aplicadas aos modelos de estimação e permitem que as conclusões sejam fornecidas com robustez como será feito na próxima seção.

5. CONCLUSÃO E CONSIDERAÇÕES FINAIS

Diversos são os estudos que relacionam o desempenho do mercado financeiro e os instrumentos de política econômica. Neste trabalho o objetivo foi investigar como o regime de metas de inflação brasileiro afeta o desempenho da Bolsa de Valores de São Paulo medido pelo Índice Bovespa. Além disso, o regime brasileiro conta com a política intitulada de Tripé Macroeconômico, que além do regime de metas de inflação, conta com o câmbio flexível para ajustes e superávit primário para pagamento dos juros da dívida pública. Além disso, a ancora nominal para política é a taxa de juros. Dessa forma, para estimar o efeito da credibilidade do regime de metas de inflação foi construído um modelo com todas as variáveis citadas.

Com o modelo foi possível observar que é significativamente positiva a relação entre credibilidade do regime de metas e o Ibovespa. Isso pode ser explicado pelo fato de que o risco país reduz com um sistema mais estável. Além disso, foi constatada que a dívida pública também é importante para explicar as variações do desempenho do mercado de ações.

Com ajuda da análise de séries temporais foi possível fornecer evidências em favor da literatura que mostram que há uma relação negativa entre taxa de juros e mercado de ações (GORDON, 1962), também entre câmbio e índices do mercado de ações, assim como há uma relação positiva entre as políticas expansionistas e o índice do mercado de ações (PILINKUS e BOGUSLAUSKAS, 2015).

Outro teste feito com auxílio do Teste de Causalidade de Granger foi da causalidade entre inflação e Ibovespa, para testar a hipótese de causalidade reversa. O resultado mostrou que a causalidade se dá da inflação para o Ibovespa e não o contrário, descartando a hipótese da causalidade reversa.

Com todas as análises feitas pode-se concluir que é importante que a meta de inflação anunciada seja crível pelo mercado para um desempenho melhor da Bolsa de Valores, pois como vimos a inflação não esperada pode prejudicar o retorno dos agentes e a inflação esperada acaba por incorporar os ganhos do mercado de ações.

REFERÊNCIAS

- ARRUDA FILHO, R. P.; LIMA, F. G.; PIMENTA JÚNIOR, T.; SILVA FILHO, A. C. A Study of the Impact between the Macroeconomic Variables and the Brazilian Stock Exchange Index Through the Vector Autoregression and the Vector Error Correction. **Journal of international business and economics: JIBE**, v. 13, n. 2, p. 109-116, 2013.
- BODIE, Z. Common stocks as a hedge against inflation. **The Journal of Finance**, v. 31, n. 2, p. 459-470, 1976.
- BEKHET, H. A.; MATAR, A. Co-integration and causality analysis between stock market prices and their determinates in Jordan. **Economic Modelling**, v. 35, p. 508-514, 2013.
- CARDOSO, R. et al. A ilusão monetária e a informação contábil e financeira. **Revista Universo Contábil**, v. 6, n. 2, p. 47-60, 2010.
- CHEN, N.; ROLL, R.; ROSS, S. A. Economic force and the stock market. **Journal of Business**, v. 59, n.3, p. 383-403, 1986.
- DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. **Journal of American Statistical Association**, v. 74, n. 366, p. 427-431, 1979.
- ENDERS, W. Applied Econometric Time Series. New York: John Wiley and Son, 2004.
- ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. Co-integration and error correction: Representation, estimation, and testing. **Econometrica**, v. 55, n. 2, p. 251-276, 1987.
- FAMA, E. Stock returns, expected returns, and real activity. **Journal of Finance**, v. 45, n. 4, p. 1089-1108, 1990.
- FAMA, E. F. Stock returns, real activity, inflation and money. **American Economic Review**, v. 71, n.4, p. 545-565, 1981.
- FAMA, E. F.; FRENCH, K. R. Common risk factors in the returns on stocks and bonds. **Journal of financial economics**, v. 33, n. 1, 3-56, 1993.
- FELDSTEIN, M. Inflation and the Stock Market. **American Economic Review**, v.70, n. 5. p. 839-847, 1980.
- FISHER, I. **The Theory of Interest**. Macmillan, New York (1930).
- FISHER, Irving. **Money illusion**. Whitefish: Kessinger Publishing, LLC, 2006.
- FRIEDMAN, M. The role of monetary policy. **American Economic Review**, v. 58, 1, p. 1-17.
- GESKE, R. ; ROLL, R. The fiscal and monetary linkage between stock returns and inflation. **Journal of Finance**, v. 38, n. 1, p. 1-33, 1983.

GORDON, M. **The Investment, Financing, and Valuation of the Corporation**, Editora: Homewood, Ill., R.D. Irwin, 1962.

GRANGER, C. W. J. Investigation causal relations by econometric models and cross-spectral methods. **Econometrica**, v. 37, n. 3, p.424-438, 1969.

JOHANSEN, S. Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models. **Econometrica**, v. 59, n. 6, p. 1551-1580, 1991.

KWON, C. S.; SHIN, T. S. Cointegration and causality between macroeconomic variables and stock market returns. **Global Finance Journal**, v. 10, n.1, p. 71-81, 1999.

LINTNER, J. The Valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets. **The Review of Economics and Statistic**, v. 47, n. 1, 1965.

MARKOWITZ, H.M. Portfolio Selection. **The Journal of Finance**, v. 7, n. 1, p. 77-91, 1952.

MAYSAMI, R.C.; T.S. KOH. A Vector Error Correction Model of the Singapore Stock Market, **International Review of Economics and Finance**, v. 9, n. 1, p.79-96, 2000.

MENDONÇA, H. F. Mecanismos de transmissão monetária e a determinação da taxa de juros: uma aplicação da regra de Taylor ao caso brasileiro. **Economia e Sociedade**, v. 16, p. 65-81, 2001.

MENDONÇA, H. F. Towards credibility from Inflation targeting: the Brazilian experience. **Applied Economics**, v. 39, n. 20, 2599–2615, 2007.

MISHKYN, F. S. The Economics of Money, Banking, and Financial Markets. Edição 10, 2013.

MONTES, G. C.; TIBERTO, B. P. Macroeconomic environment, country risk and stock market performance: Evidence for Brazil. **Economic Modelling**, v. 29, n. 3, p. 1666-1678, 2012.

MOOKERJEE, R.; YU, Q. Macroeconomic variables and stock prices in a small open economy: The case of Singapore. **Pacific-Basin Finance Journal**, v. 5, n. 3, p. 377-388, 1997.

MOSSIM, J. Equilibrium in a capital asset market. **Econometrica**, v. 34, n. 4, p.768-783, 1966.

NAHON, B. F; Meurer, R. (ORIENTADOR). A reação do mercado de ações brasileiro à política monetária sob o regime de metas de inflação. Dissertação de Mestrado, UFSC, 2006.

NELSON, C. R. Inflation and rates of returns on common stocks. **Journal of Finance**, v. 31, n. 2, p. 471–483, 1976.

NUNES, M. S. A Relação entre o Mercado de Ações Brasileiro e as Variáveis Macroeconômicas no Período Pós-Plano Real. Florianópolis: Universidade Federal de Santa Catarina, Centro Sócio-Econômico. Dissertação de mestrado, 2003.

PAL, K.; MITTAL, R. Impact of macroeconomic indicators on indian capital markets. **Journal of Risk Finance**, v. 12, n.2, p. 84-97, 2011.

PHILLIPS, W.A. The relation between unemployment and the rate of change of money wages in the United Kingdom. **Economica**, v.25, n. 100, p. 1861-1957, 1958.

PILINKUS, D.; BOGUSLAUSKAS, V. The short-run relationship between stock market prices and macroeconomic variables in Lithuania: an application of the impulse response function. **Engineering Economics**, v. 65, n. 5, 2015.

ROSS, S. A. The arbitrage theory of capital asset pricing. **Journal of Economic Theory**, v. 13, n. 3, p. 341–360, 1976.

SHARPE, W. F. Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk. **The journal of finance**, v. 19, n. 3, 425-442, 1964.

TAYLOR, J. B. The Monetary Transmission Mechanism: an empirical framework. **Journal of Economic Perspectives**, vol. 9, n. 4, p. 11-26, 1995.

TOBIN, J. Liquidity preference as behavior toward risk. **Review of Economic Studies**, v. 25, n. 2, p. 65-86, 1953.

TRIPATHY, N. Causal relationship between macro-economic indicators and stock market in India. **Asian Journal of Finance & Accounting**, v. 3, n.1, p. 208-226, 2011.

WOOLDRIDGE, J. M. Introdução à econometria: uma abordagem moderna, 1960.

ANEXO I – COEFICIENTES DO MODELO VAR

Tabela 10 - Coeficientes do modelo VAR.

	IBOVESPA	SELIC	CRED	M1	GY	EUA	DIV	CRISE
IBOVESPA (-1)	0.806971	4.87E-09	-3.55E-06	0.468617	-1.08E-05	-1.36E-07	2.85E-07	9.91E-07
	(0.08423)	(3.4E-08)	(4.4E-06)	(0.27644)	(3.2E-05)	(4.6E-07)	(2.3E-07)	(3.0E-06)
	[9.58069]	[0.14411]	[-0.80947]	[1.69520]	[-0.33137]	[-0.29389]	[1.22886]	[0.32920]
IBOVESPA (-2)	-0.089034	-1.38E-09	-2.25E-06	-0.361897	-9.95E-06	-1.42E-07	-4.20E-07	4.81E-06
	(0.06800)	(2.7E-08)	(3.5E-06)	(0.22318)	(2.6E-05)	(3.7E-07)	(1.9E-07)	(2.4E-06)
	[-1.30931]	[-0.05046]	[-0.63578]	[-1.62156]	[-0.37982]	[-0.38010]	[-2.24244]	[1.98131]
SELIC(-1)	-373069.4	0.408937	13.53163	-2149128.	112.4972	-0.744261	-0.491654	9.845297
	(191925.)	(0.07696)	(9.98597)	(629895.)	(73.9656)	(1.05246)	(0.52907)	(6.85603)
	[-1.94383]	[5.31373]	[1.35506]	[-3.41188]	[1.52094]	[-0.70716]	[-0.92928]	[1.43601]
SELIC(-2)	-30596.52	0.466807	-2.357.153	1642943.	-5.551.958	0.537788	0.718934	-1.312.021
	(192101.)	(0.07703)	(9.99511)	(630472.)	(74.0333)	(1.05342)	(0.52955)	(6.86231)
	[-0.15927]	[6.06015]	[-2.35830]	[2.60590]	[-0.74993]	[0.51052]	[1.35763]	[-0.19119]
CRED(-1)	5070.291	-0.002190	1.125061	-4.551.767	-1.027.947	0.006516	-0.005059	0.065125
	(1795.05)	(0.00072)	(0.09340)	(5891.32)	(0.69179)	(0.00984)	(0.00495)	(0.06412)
	[2.82460]	[-3.04313]	[12.0459]	[-0.77262]	[-1.48592]	[0.66195]	[-1.02233]	[1.01562]
CRED(-2)	-3.136.478	0.001666	-0.286536	1858.082	0.905402	0.006842	0.008066	-0.129388
	(1846.45)	(0.00074)	(0.09607)	(6060.04)	(0.71160)	(0.01013)	(0.00509)	(0.06596)
	[-1.69865]	[2.24962]	[-2.98250]	[0.30661]	[1.27234]	[0.67575]	[1.58466]	[-1.96162]
M1(-1)	0.057850	1.36E-08	8.69E-06	0.642203	0.000143	7.18E-08	-5.05E-08	-5.98E-07
	(0.02779)	(1.1E-08)	(1.4E-06)	(0.09120)	(1.1E-05)	(1.5E-07)	(7.7E-08)	(9.9E-07)
	[2.08190]	[1.22441]	[6.00909]	[7.04198]	[13.3919]	[0.47135]	[-0.65966]	[-0.60262]
M1(-2)	0.002211	-1.32E-08	-8.99E-06	0.291575	-0.000136	1.40E-07	-2.16E-09	-9.38E-07
	(0.02836)	(1.1E-08)	(1.5E-06)	(0.09308)	(1.1E-05)	(1.6E-07)	(7.8E-08)	(1.0E-06)
	[0.07796]	[-1.15738]	[-6.09502]	[3.13263]	[-12.4661]	[0.90179]	[-0.02759]	[-0.92619]
GY(-1)	-3.562.718	-0.000110	0.006688	-2.297.937	0.296380	-0.000519	0.000901	-0.005168
	(199.848)	(8.0E-05)	(0.01040)	(655.899)	(0.07702)	(0.00110)	(0.00055)	(0.00714)
	[-1.78271]	[-1.37625]	[0.64318]	[-3.50349]	[3.84813]	[-0.47357]	[1.63559]	[-0.72384]
GY(-2)	-2.443.248	0.000157	0.025836	-2.241.968	0.275959	-0.000603	-0.000338	0.006108
	(164.204)	(6.6E-05)	(0.00854)	(538.916)	(0.06328)	(0.00090)	(0.00045)	(0.00587)
	[-1.48793]	[2.38336]	[3.02399]	[-4.16015]	[4.36077]	[-0.66963]	[-0.74628]	[1.04136]
EUA(-1)	-5.283.739	-0.002111	-1.686.349	50096.58	-3.480.377	0.823905	0.036232	1.018735
	(15871.5)	(0.00636)	(0.82581)	(52090.2)	(6.11670)	(0.08703)	(0.04375)	(0.56697)
	[-0.03329]	[-0.33164]	[-2.04206]	[0.96173]	[-0.56900]	[9.46640]	[0.82812]	[1.79681]
EUA(-2)	4928.054	0.003465	1.411129	-32763.31	1.902132	0.139443	-0.032335	-1.495.168
	(16053.7)	(0.00644)	(0.83528)	(52687.9)	(6.18689)	(0.08803)	(0.04425)	(0.57348)

	IBOVSPA	SELIC	CRED	M1	GY	EUA	DIV	CRISE
	[0.30697]	[0.53834]	[1.68940]	[-0.62184]	[0.30745]	[1.58398]	[-0.73067]	[-2.60720]
DIV(-1)	186523.1	-0.020519	1.618313	-71043.91	4.294768	0.208414	0.995401	-3.346.425
	(33200.5)	(0.01331)	(1.72744)	(108964.)	(12.7951)	(0.18206)	(0.09152)	(1.18600)
	[5.61808]	[-1.54129]	[0.93683]	[-0.65200]	[0.33566]	[1.14475]	[10.8761]	[-2.82160]
DIV(-2)	-125487.1	0.022052	-1.418.212	22181.17	0.132673	0.084815	-0.101235	1.230152
	(33397.6)	(0.01339)	(1.73770)	(109611.)	(12.8710)	(0.18314)	(0.09207)	(1.19305)
	[-3.75736]	[1.64665]	[-0.81614]	[0.20236]	[0.01031]	[0.46311]	[-1.09960]	[1.03110]
DUMMY_CRISE(-1)	7652.370	0.000243	0.011621	16218.72	0.302773	-0.031849	0.008749	0.768104
	(2518.69)	(0.00101)	(0.13105)	(8266.31)	(0.97067)	(0.01381)	(0.00694)	(0.08997)
	[3.03823]	[0.24108]	[0.08868]	[1.96203]	[0.31192]	[-2.30595]	[1.26006]	[8.53696]
DUMMY_CRISE(-2)	-6.855.584	-0.000480	0.047354	-15383.03	-0.226757	0.043149	-0.007586	0.139112
	(2508.79)	(0.00101)	(0.13053)	(8233.81)	(0.96686)	(0.01376)	(0.00692)	(0.08962)
	[-2.73263]	[-0.47748]	[0.36277]	[-1.86828]	[-0.23453]	[3.13640]	[-1.09694]	[1.55224]
CAMBIO(-1)	-17690.40	-0.001294	0.000544	15482.11	-0.015261	0.018729	-0.000405	0.120169
	(2170.61)	(0.00087)	(0.11294)	(7123.93)	(0.83653)	(0.01190)	(0.00598)	(0.07754)
	[-8.14995]	[-1.48656]	[0.00481]	[2.17326]	[-0.01824]	[1.57349]	[-0.06762]	[1.54977]
CAMBIO(-2)	10866.41	0.001427	-0.196653	-11388.57	-0.634821	-0.025233	0.000723	0.027229
	(2493.11)	(0.00100)	(0.12972)	(8182.36)	(0.96081)	(0.01367)	(0.00687)	(0.08906)
	[4.35857]	[1.42749]	[-1.51601]	[-1.39184]	[-0.66071]	[-1.84571]	[0.10523]	[0.30574]
C	-7.079.897	0.000208	0.802337	29233.18	-1.612.717	-0.149623	0.055651	0.631958
	(8393.59)	(0.00337)	(0.43672)	(27547.6)	(3.23479)	(0.04603)	(0.02314)	(0.29984)
	[-0.84349]	[0.06193]	[1.83717]	[1.06119]	[-0.49855]	[-3.25071]	[2.40515]	[2.10765]

Fonte: dados do Banco Central do Brasil, BM&FBovespa, IBGE e IPEADData.
Elaborado com o software Eviews®.