

UNIVERSIDADE PRESBITERIANA MACKENZIE
Centro de Ciências Sociais Aplicadas
Programa de Pós-Graduação em Administração de Empresas

**PRECIFICAÇÃO DE AÇÕES DA BOVESPA PELO MODELO
DE VALOR PRESENTE (MVP)**

João Vitor de Mattos

São Paulo
2015

João Vitor de Mattos

**PRECIFICAÇÃO DE AÇÕES DA BOVESPA PELO MODELO
DE VALOR PRESENTE (MVP)**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Administração de Empresas da Universidade Presbiteriana Mackenzie, como requisito para obtenção do título de Mestre em Administração de Empresas.

Orientador: Prof. Dr. Emerson Fernandes Marçal

São Paulo

2015

M444p Mattos, João Vitor de

Precificação de ações da Bovespa pelo modelo de valor presente (MVP) / João Vitor de Mattos - 2015.

52f.: il., 30 cm

Dissertação (Mestrado em Administração de Empresas) –
Universidade Presbiteriana Mackenzie, São Paulo, 2015.

Orientação: Prof. Dr. Emerson Fernandes Marçal

Bibliografia: f. 52-55

1. Modelo de valor presente. 2. Séries temporais. 3. Raiz unitária. 4. Cointegração. I. Título.

CDD 658.15

João Vitor de Mattos

**PRECIFICAÇÃO DE AÇÕES DA BOVESPA PELO MODELO
DE VALOR PRESENTE (MVP)**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Administração de Empresas da Universidade Presbiteriana Mackenzie, como requisito para obtenção do título de Mestre em Administração de Empresas.

BANCA EXAMINADORA

Professor Doutor Emerson Fernandes Marçal – Orientador
Universidade Presbiteriana Mackenzie

Professor Doutor Denis Forte
Universidade Presbiteriana Mackenzie

Professor Doutor Alexandre Sartoris Neto
Universidade Estadual Paulista Júlio de Mesquita Filho

REITOR DA UNIVERSIDADE PRESBITERIANA MACKENZIE
PROFESSOR DOUTOR BENEDITO GUIMARÃES AGUIAR NETO

DECANO DE PESQUISA E PÓS-GRADUAÇÃO
PROFESSORA DOUTORA HELENA BONITO COUTO PEREIRA

DIRETOR DO CENTRO DE CIÊNCIAS SOCIAIS E APLICADAS
PROFESSOR DOUTOR ADILSON ADERITO DA SILVA

**COORDENADOR DO PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ADMINISTRAÇÃO DE
EMPRESAS**

PROFESSOR DOUTOR WALTER BATAGLIA

À minha família

AGRADECIMENTOS

Ao meu orientador, Prof. Dr. Emerson Fernandes Marçal, pela orientação e auxílio prestados na realização desta pesquisa.

Aos professores do curso de Pós-Graduação em Administração de Empresas da Universidade Presbiteriana Mackenzie, pelos conhecimentos transmitidos.

À Capes, pelo auxílio concedido durante grande parte do curso.

Ao apoio e compreensão dados pelas pessoas que conviveram comigo enquanto cursei o mestrado.

Ao Prof. Dr. Alexandre Sartoris Neto e Prof. Dr. Denis Forte pelos comentários e sugestões apontadas.

Ao Instituto Presbiteriano Mackenzie por sua estrutura física e humana.

*A mente que se abre a uma nova id ia
jamais voltar  ao seu tamanho original.*

Albert Einstein

RESUMO

Os fundamentos que compõem o preço dos ativos financeiros são de total relevância aos agentes econômicos. Entre as teorias de finanças existentes, temos o Modelo de Valor Presente (MVP), que considera os preços correntes dos títulos como a soma dos dividendos futuros a serem gerados trazidos ao seu respectivo valor presente por meio de uma taxa de desconto equivalente à taxa requerida de retorno. O objetivo deste trabalho foi realizar a aplicação do MVP no mercado brasileiro, testando a previsibilidade dos retornos num contexto de expectativas racionais. Para tanto, foi realizado um teste de validação da análise da relação de longo prazo entre preços e dividendos, analisando sua relação de estacionariedade e cointegração. Foram consideradas duas situações distintas em sequência, na primeira hipótese o retorno esperado será sempre constante e em seguida avaliamos o modelo presumindo que o retorno varia ao longo do tempo. Os resultados obtidos demonstram que a precificação dos ativos financeiros no mercado brasileiro está de acordo com a teoria apresentada no modelo de valor presente existindo assim uma relação de longo prazo entre preços e dividendos.

Palavras-chave: Modelo de Valor Presente. Séries temporais. Raiz unitária. Cointegração.

ABSTRACT

The fundamentals that make up the price of financial assets are of utmost importance to the economic agents. Among the existing finance theories have the Model of Present Value (MVP) which considers the current prices of securities as the sum of future dividends to be generated brought to their respective present value using a discount rate equivalent to required rate of return. The objective of this work is the application of MVP in the Brazilian market, testing the predictability of returns in a context of rational expectations will be a long-term relationship analysis of validation test between prices and dividends analyzing its stationary and cointegration relationship. For this two situations are considered in sequence in the first assume that the expected return will always be constant and then evaluate the model by assuming the return varies over time. The results obtained demonstrate that the pricing of financial assets in the Brazilian market is in line with the theory presented in the present value model there so a long-term relationship between prices and dividends.

Keywords: Model of Present Value. Time series. United root. Cointegration.

LISTA DE ABREVIACOES E SIGLAS

ADF	<i>Augmented Dickey-Fuller</i>
AIC	Criterio de Informao de Akaike
BM&FBOVESPA	Bolsa de Valores, Mercadorias e Futuros de So Paulo
EMH	<i>Efficient Market Hypothesis</i>
Fed	<i>Federal Reserve System</i>
IBGE	Instituto Brasileiro de Geografia e Estatstica
Ibovespa	ndice da Bolsa de Valores do Estado de So Paulo
IPCA	ndice de Preo ao Consumidor Amplo
Log	Logaritmo
MQO	Mnimos Quadrados Ordinrios
MVP	Modelo de Valor Presente
S&P 500	ndice 500 da Standard and Poor's
Selic	Sistema Especial de Liquidao e de Custdia
VAR	Autorregresso Vetorial

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 – Retorno da carteira Ibovespa deflacionado (IPCA).	33
Figura 2 – Evolução da carteira Ibovespa deflacionado (IPCA).	33

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Seleção de defasagens (AIC) – dados mensais.	35
Tabela 2 – Seleção de defasagens (AIC) – dados trimestrais.	35
Tabela 3 – Seleção de defasagens (AIC) – dados semestrais.	35
Tabela 4 – Raiz unitária (ADF) – variável preço.	36
Tabela 5 – Raiz unitária (ADF) – variável dividendos.	36
Tabela 6 – Cointegração de Engle e Granger entre preço e dividendos.	36
Tabela 7 – Cointegração de Johansen entre preço e dividendos.	37
Tabela 8 – Autocorrelação nos resíduos do VAR (retornos constantes).	37
Tabela 9 – Heterocedasticidade nos Resíduos da VAR (retornos constantes).	38
Tabela 10 – Causalidade de Granger – teste VAR (retornos constantes).	40
Tabela 11 – Raiz unitária (ADF) – variável log preço.	41
Tabela 12 – Raiz unitária (ADF) – variável log dividendos.	41
Tabela 13 – Cointegração Engle e Granger entre log preço e log dividendos.	42
Tabela 14 – Cointegração Johansen entre log preço e log dividendos.	42
Tabela 15 – Raiz unitária (ADF e KPSS) – variável log dividendos.	42
Tabela 16 – Autocorrelação nos resíduos de VAR (retornos variantes).	42
Tabela 17 – Heterocedasticidade nos resíduos da VAR (retornos variantes).	42
Tabela 18 – Causalidade de Granger – Teste VAR (retornos variantes).	43
Tabela 19 – Correlogramas de excesso de retorno (Ibovespa e Selic).	44

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO	14
2 PROBLEMA DE PESQUISA.....	17
3 OBJETIVO DA PESQUISA.....	18
4 REVISÃO DA LITERATURA.....	20
5 FERRAMENTAL ECONOMETRICO.....	24
5.1 Modelos de Valor Presente (MVPs)	24
5.1.1 MVP com Retornos Constantes no Tempo.....	25
5.1.2 MVP com Retornos Variantes no Tempo.....	27
5.2 Metodologia da Aplicação	29
6 BANCO DE DADOS	31
7 RESULTADOS	34
7.1 MVP com Retornos Esperados Constantes.....	35
7.1.1 Testes de Raiz Unitária e Cointegração.....	35
7.1.2 Testes VAR.....	37
7.2 MVP com Retornos Esperados Variantes.....	40
7.2.1 Testes de Raiz Unitária e Cointegração.....	40
7.2.2 Testes de VAR	42
7.3 Correlograma	43
8 CONSIDERAÇÕES FINAIS.....	46
REFERÊNCIAS.....	48

1 INTRODUÇÃO

Atualmente, o mercado de capitais convive com uma grande volatilidade no preço de ativos financeiros, que pode ser proveniente de um fenômeno denominado bolhas especulativas. Esse fenômeno vem sendo alvo de inúmeros estudos devido às suas implicações diretas na economia. O Modelo de Valor Presente (MVP) é um conceito de que os preços correntes dos títulos dependem do valor presente dos dividendos futuros trazidos a valor presente por uma taxa de retorno equivalente à requerida, sendo essa taxa constante ou variante no tempo. Esse modelo, que se consolida como um dos princípios fundamentais da teoria financeira, vem sendo testado empiricamente motivado pelo aumento repentino seguido de forte queda subsequente no mercado de ações na década de 1990.

O agente econômico tem interesse pela composição do preço das ações para tomar suas decisões. Muitos trabalhos acadêmicos e livros foram escritos explicando que os preços podem ser justificados, de modo racional, a partir de sua capacidade em gerar fluxos futuros de pagamentos. Com isso, alguns defensores da eficiência de mercados até negam que se possa atribuir qualquer significado para bolhas, e parte dessa dificuldade decorre do fato das discussões dos economistas muitas vezes se concentrarem exclusivamente no comportamento dos preços dos ativos.

Embora Diba e Grossman (1985) atribuam qualquer evidência da flutuação de preço das ações, em desacordo com os valores fundamentais das mesmas, à precificação errada do valor fundamental de mercado, a existência de bolhas nos preços dos ativos é um assunto de grande importância para governos e investidores devido às suas possíveis repercussões.

Modelos lineares de expectativas racionais aparentemente permitem a existência de bolhas racionais, contudo uma análise mais detalhada sugere que esses modelos podem falhar na captura de importantes considerações econômicas, as quais podem afetar a demanda por ativos financeiros, impossibilitando a existência de bolhas racionais (DIBA; GROSSMAN, 1985). Analisando um mercado com alta volatilidade nos preços, teríamos a expectativa de que, com base nos fundamentos, determinados períodos de sobreavaliação não se perpetuariam ao longo do tempo.

Conforme Campbell e Shiller (2001), há uma possível existência de períodos em que o preço dos ativos financeiros podem ter se deslocado dos níveis razoáveis de precificação fundamental e, posteriormente a esses períodos, os preços teriam retornado para níveis

históricos compatíveis. A pesquisa de Scheinkman (2013) constata que na história dos mercados financeiros os preços dos ativos que excedem seu valor fundamental são reconhecidos como bolhas. Contudo, há muito pouco consenso entre os economistas sobre quais são as forças econômicas que geram tais ocorrências. No caso das ações, a presença de bolha nos preços pode ser constatada pela comparação entre preços e seus respectivos dividendos no longo prazo (QUEIROZ; MEDEIROS; OLIVEIRA NETO, 2011).

Tradicionalmente, a teoria econômica pressupõe que os indivíduos sejam racionais e tomam decisões que visam a maximizar seus retornos e sua utilidade (QUEIROZ; MEDEIROS; OLIVEIRA NETO, 2011). No entanto, a hipótese da racionalidade vem sendo constantemente refutada, propondo a inserção de novos fatores na composição dos preços. Shiller (1984) afirma que o fato de investir em ativos especulativos é também uma atividade social, sendo assim, ativos financeiros se equiparam a outros bens de consumo, podendo ter suas percepções de valor alteradas ao longo do tempo.

Outro fator identificado é o fato de os agentes atuantes de forma não racional possuírem capital limitado, fazendo com que o tamanho da bolha dependa da oferta de ativos (SCHEINKMAN, 2013). Como consequência, o volume de negócios de um ativo será menor para os ativos com maior flutuação. Nesse caso, a possibilidade de alavancagem se torna um fator de aumento do capital aos investidores otimistas, contribuindo para o aumento e/ou sustentação de bolhas especulativas.

A precificação dos ativos financeiros das empresas sofrerá também influência de seus gestores que assumem papel fundamental a partir da definição estratégica da empresa. Bolton, Scheinkman e Xiong (2006) apontam que um mercado especulativo cria divergência entre os interesses de acionistas de curto e os de longo prazo, e acionistas atuais e potenciais. Acionistas de curto prazo gostariam de gestores que tomem medidas que aumentem o valor especulativo de ações, mesmo que à custa do valor fundamental da empresa. Do mesmo modo Cheng, Hong e Scheinkman (2010) encontraram diferenças entre as empresas no que diz respeito à remuneração executiva, podendo favorecer as definições estratégicas a serem tomadas pelas empresas.

Além disso, é notável o fato de as bolhas estarem frequentemente associadas com períodos de inovações tecnológicas ou financeiras que contam com um valor incerto, possibilitando a distorção de seu valor fundamental. A pesquisa de Hong, Scheinkman e Xiong (2006) observa o fenômeno em relação ao ocorrido em ativos relacionados à internet, onde o

aumento da oferta ocorreu devido às vendas de *insiders* que possuíam informações privilegiadas do negócio, fazendo com que houvesse maior volatilidade dos ativos negociados.

Temos também que os períodos de crise financeira podem causar grandes impactos sociais e econômicos, reduzindo os recursos e fontes de financiamento, e induzindo investidores para aplicações mais seguras. Queiroz, Medeiros e Oliveira Neto (2011) relacionam também as movimentações de preços nos ativos brasileiros com alguns fatos socioeconômicos regionais e mundiais, como a baixa no índice Bovespa (Ibovespa) no início do Plano Real em função da crise do México.

A pesquisa de Martin, Kayo, Kimura e Nakamura (2004) aponta que as crises cambiais são também fatores capazes de oferecer forte impacto no mercado acionário brasileiro. A taxa de juros é outro fator capaz de alterar o panorama do mercado de capitais. À medida que a taxa se apresenta em patamares menores é reduzida a atratividade de renda fixa, fazendo com que o investidor seja mais propenso a buscar renda variável (QUEIROZ; MEDEIROS; OLIVEIRA NETO, 2011).

Tendo em vista a discussão proposta acima, Campbell e Shiller (1987, 1988a, 1988b) e Campbell (1991) descrevem uma das ferramentas mais utilizadas atualmente para a avaliação e precificação de ativos financeiros, o MVP ou modelo de fluxo de caixa descontado. Essa metodologia assume que o comportamento dos preços dos ativos financeiros segue o valor presente do fluxo de caixa da ação. Nesse fluxo, a taxa de desconto a ser utilizada pode se mostrar constante ou variar ao longo do tempo, considerando que todos os dividendos dos períodos futuros compõem a fórmula, e, assim, todas as variações influenciam o preço da ação.

Esse método de avaliação de ativos, que utiliza retornos constantes ao longo do tempo, mostrou-se questionável por Fama e French (1988) e outros autores, que criticaram as evidências relativas aos testes empíricos de previsibilidade dos retornos. Com isso, um modelo considerando retornos variáveis ao longo do tempo foi desenvolvido por Campbell e Shiller (1988a), por meio do qual é possível a previsibilidade no retorno das ações. A partir do cenário ilustrado acima, fomentamos a discussão da efetividade do Modelo de Valor Presente com suas variações para dados do mercado brasileiro.

2 PROBLEMA DE PESQUISA

As discussões metodológicas e empíricas do MVP na constatação da relação de longo prazo entre preços e dividendos são feitas principalmente pelas abordagens de Campbell e Shiller (1987), nas quais se assume que a taxa de desconto permanece constante ao longo do tempo, e pelas pesquisas de Campbell e Shiller (1988a, 1988b), em que a premissa adotada é de que a taxa de desconto varia ao longo do tempo.

Consideramos a primeira abordagem válida caso preços e dividendos reais cointegrem, estabelecendo-se uma relação estável em longo prazo. Já na segunda abordagem temos que validar a diferença entre o logaritmo de dividendos e o logaritmo de preços, os quais devem se mostrar estacionários. As análises empíricas realizadas anteriormente se mostram contraditórias. O trabalho desenvolvido por Campbell e Shiller (1987) e os trabalhos de Diba e Grossman (1988), Brooks e Katsaris (2003), Kapetanios, Shin e Snell (2006), apesar de manterem metodologias similares, apontam ambiguidades em suas análises.

Da mesma forma, as evidências em relação aos testes de estacionariedade entre o logaritmo da razão preço-dividendo, como verificado em Froot e Obstfeld (1991), Lamont (1998), Balke e Wohar (2002), reportam a evidência de não estacionariedade. Já as pesquisas realizadas por Cohen, Polk e Vuolteenaho (2001), Vuolteenaho (2002) e Jung e Shiller (2005) demonstram a efetividade maior do MVP quando aplicado ao nível de empresas, atentando que, em nível agregado (índice do mercado de ações), as alterações nos fluxos são menos sentidas quando tratamos de médias agregadas.

Considerando o mercado brasileiro, Anchite e Issler (2001) testaram as implicações de expectativas racionais dos agentes com base no índice agregado Ibovespa sob as mesmas premissas propostas, onde se concluiu pela racionalidade obtida a partir do MVP descrito em Campbell e Shiller (1987, 1988a, 1988b).

Dessa forma, estabelecemos a seguinte questão: no Brasil, existe uma relação estável de longo prazo entre o valor presente de um ativo e sua renda (dividendos reais) em nível agregado, utilizando-se como parâmetro o Ibovespa, de forma que possamos validar o MVP, bem como as expectativas racionais dos agentes econômicos?

3 OBJETIVO DA PESQUISA

Com base nos resultados divergentes apresentados nos testes já realizados sobre a racionalidade na precificação dos ativos financeiros, a partir do MVP, realizamos os testes propostos em Campbell e Shiller (1987, 1988a, 1988b), a fim de se obter evidências empíricas sobre a validade do modelo aplicado ao índice agregado Ibovespa, considerando que os retornos possam ser constantes ou variáveis ao longo dos períodos. No Brasil, evidências em nível agregado são encontradas nas análises de Anchite e Issler (2001) e Morales (2006).

O presente estudo tem por finalidade testar a aplicação do MVP com os dados do mercado brasileiro no período compreendido entre os anos de 1986 e 2013 em nível agregado. Apesar de o índice agregado ter o poder de ocultar efeitos que poderiam ser observados em nível de uma empresa, nessa pesquisa buscamos considerar uma carteira de mercado balanceada, representada pelo índice Ibovespa, que seria hipoteticamente a opção a ser adquirida por um investidor com suas expectativas de retornos com base em suas percepções.

Tendo em vista que pesquisas anteriores, como a realizada por Anchite e Issler (2001), obtiveram um espaço amostral até o ano de 1999, pretendemos obter resultados que já contemplem o período pós-Plano Real, além da crise que afetou o mercado financeiro mundial e que foi sentida fortemente no final da última década.

Os objetivos específicos da pesquisa foram testar a hipótese dos modelos de valor presente propostos em Campbell e Shiller (1987, 1988a, 1988b), testando a questão da previsibilidade dos retornos num contexto de expectativas racionais. Campbell e Shiller (1987, 1988a, 1988b) investigam a precificação nos ativos financeiros dos EUA tanto por meio de expectativas dos retornos constantes quanto de variantes ao longo do tempo, e assim determinar a sua validade tendo como base de dados as ações que compõem o índice Ibovespa.

A Lei nº 6.404, de 15 de dezembro de 1976, referente à regulamentação das sociedades anônimas no mercado brasileiro, discorre sobre a obrigatoriedade da distribuição dos dividendos a cada exercício. Vale também lembrar que o Brasil é um dos poucos países em que a distribuição de lucros e dividendos é isenta de imposto de renda, o que aumenta a sua atratividade perante o mercado financeiro internacional.

Neste trabalho, a partir da aplicação dos testes de raiz unitária e cointegração, apresentamos os testes do MVP com suas variações sobre o mercado brasileiro em nível

agregado, assim como a análise do comportamento da relação entre dividendos e preço, validando seus movimentos ao longo dos períodos.

4 REVISÃO DA LITERATURA

Segundo Lucas Jr. (1978), o valor fundamental de um ativo é o valor presente dos fluxos de caixa futuros gerados por esse ativo, considerando toda a informação disponível para estimar esses fluxos. O mesmo autor considera que, havendo uma diferença entre o preço atual e o seu valor fundamental, temos constatação da bolha racional no preço do ativo financeiro. No entanto, Mussa (1984) afirma que as empresas contam com assimetria de informações, fator que influencia o valor dos dividendos futuros.

O preço fundamental de um ativo financeiro medido pelo *Federal Reserve System* (Fed), regente do sistema financeiro nos Estados Unidos, é medido levando-se em consideração a comparação dos rendimentos dos salários com os dos títulos e a forte correlação existente entre salários, o índice S&P 500 e os rendimentos do Tesouro. Já no modelo do Banco do Canadá, é considerada a tendência estocástica comum entre os preços das ações e variáveis macroeconômicas (GAUTHIER; LI, 2004). Essa abordagem é também adotada por Herrera e Perry (2003) e poderia também ser útil ao mercado brasileiro, já que há evidência de relação entre os preços dos ativos e as variáveis macroeconômicas (NUNES; COSTA JR.; MEURER, 2005).

Sob a hipótese de eficiência de mercado (*Efficient Market Hypothesis* – EMH), os ativos financeiros variam seus preços apenas quando investidores reagem às novas informações de mercado, sendo que a falta de informação pode ocasionar comportamento de “manada”, ou seja, vários indivíduos reagindo da mesma maneira diante de nova informação, provocando uma reação excessiva em termos agregados (BIKHCHANDANI; SHARMA, 2000). O preço da ação P_t incorpora toda a informação relevante e a única razão para que os preços se alterem entre o tempo t e o tempo $t + 1$ é a chegada de “notícias” ou eventos não antecipados. Erros de previsão, isto é $\varepsilon_t + 1 = P_{t+1} - E_t P_{t+1}$, deveriam ser zero na média e não correlacionados com qualquer informação Ω_t que estivesse disponível no tempo em que a previsão foi feita. Tal equação é frequentemente referida como o elemento de expectativas racionais (*rational expectations*) e pode ser representada como: $P_{t+1} = E_t P_{t+1} + \varepsilon_{t+1}$ ou $E_t(P_{t+1} - E_t P_{t+1}) = E_t \varepsilon_{t+1} = 0$.

Uma implicação de $E_t \varepsilon_{t+1} = 0$ é de que a previsão de $P_{t+1} = 0$ é não viesada (na média, o preço real é igual ao preço esperado). Nota-se que $\varepsilon_{t+1} = 0$ poderia ser (livremente)

descrito como o lucro (ou perda) não esperado em se manter uma ação entre t e $t + 1$. Sob a hipótese de eficiência de mercado, lucros não esperados devem ser zero na média.

Os primeiros trabalhos diretamente relacionados com a análise de títulos financeiros como é praticada atualmente foram: *The theory of investment value* de Williams (1938) e *Security analysis* de Graham e Dodd (1934), que serviram como base a diversas gerações de financeiros ao redor do mundo. Esses trabalhos desenvolveram a ideia de que o valor fundamental de qualquer título é igual ao fluxo de caixa descontado que esses títulos apresentam e que os preços reais flutuam em torno de seus valores fundamentais. No modelo de Summers (1986), existem dois tipos de agente representativo: os agentes que demandam o ativo em função do retorno futuro esperado e os que demandam o ativo em função dos retornos passados. Entretanto, como demonstram van Norden e Schaller (1996), todos esses modelos conduzem à mudança de regime.

Com isso, analistas foram instruídos a recomendar a venda e compra de títulos à medida que alguma disparidade era detectada. A denominada “análise fundamentalista” consistiu sobretudo na formação de projeções de fluxo de caixa futuro, resumindo-se a toda informação de lucratividade futura. Entretanto, essa análise não funcionava aparentemente. Cowles (1933) demonstra que as recomendações de grandes corretoras não superavam o desempenho de mercado, implicando que o investimento em recomendações era desperdício de recursos. Working (1964) argumenta em favor de preços de ações puramente aleatórios.

A hipótese de *randon walk*, dada para modelos de mercados eficientes, foi iniciada na pesquisa de Kendall (1964). À primeira vista o modelo contradiz a teoria da precificação racional de títulos, entretanto economistas entenderam que essas conclusões eram prematuras.

O modelo original de bolha especulativa racional surge com Blanchard (1979) e Blanchard e Watson (1982). De acordo com esse modelo, a bolha surge quando o preço de um ativo é função crescente e positiva da variação esperada do preço futuro. O pressuposto é que os agentes econômicos, sob a condição de formar as suas expectativas de preço de forma racional, observam e avaliam todas as informações da mesma maneira e isso faz com que a relação positiva entre preço atual e sua variação futura esperada implique uma relação igualmente positiva entre o seu preço atual e sua variação observada. Assim, as expectativas dos agentes se “autorrealizam”, fazendo com que a variação dos preços dirija o atual preço no sentido de sua expectativa, independentemente de seus fundamentos.

A bolha racional é caracterizada por um aumento contínuo no preço de um ativo. Os investidores estão satisfeitos em manter o ativo no preço atual, porque acreditam que ele é compensado por qualquer risco do estouro da bolha por uma taxa esperada de aumento de preços adequados. Scheinkman (2013) aponta que o aumento na volatilidade de crenças aumenta o valor da revenda, aumentando assim a divergência entre preços dos ativos, a análise fundamentalista e, com isso, também o volume de comércio. Por um determinado período de tempo, os agentes econômicos agem em função desse raciocínio ou crença e isso faz com que os preços subam, não importando a trajetória dos dividendos. Os agentes têm ciência sobre a possibilidade de ruptura da bolha, porém o retorno esperado justifica assumir tal risco. O que se observa, porém, é que esse desvio entre o preço observado e o seu valor intrínseco pode ser tão demasiado que poderia se falar em especulação. Daí porque se denominar esse fenômeno de bolha especulativa racional.

West (1984a, 1984b) apresenta evidências empíricas dando suporte à ideia de que os preços das ações incorporam bolhas racionais. Sua conclusão é que a existência de bolhas racionais depende do poder do diagnóstico testado frente à falha na precificação do valor fundamental de mercados das ações. As bolhas sobrevivem por um tempo e então entram em colapso, portanto a geração de retornos está associada à presença ou colapso das bolhas. Além disso, a probabilidade de colapso da bolha depende de seu tamanho, ou seja, quanto maior o tamanho da bolha tanto maior a probabilidade de colapso. Assim sendo, a dinâmica das bolhas naturalmente gera a mudança de regime.

Detentores de ações esperam que seu valor aumente numa taxa acelerada, pois, se a economia não crescer de forma compatível, essa bolha será evidenciada. Entretanto, também não é racional esperar que os preços das ações sejam zerados se elas proporcionam fluxos positivos a seus detentores (DIBA; GROSSMAN, 1985). Vale lembrar que não é racional que a expectativa da taxa de crescimento no preço das ações seja constante e maior que o crescimento da economia.

O resultado da pesquisa de Queiroz, Medeiros e Oliveira Neto (2011) constata em seu MVP indícios da existência de bolhas de preços no período. Esses resultados estão em consonância com os encontrados pelos trabalhos que pesquisaram a existência de bolhas no mercado brasileiro e citados no referencial teórico. Pode-se destacar destes o de Martin, Kayo, Kimura e Nakamura (2004), em que foi constatada a presença de bolhas de preços racionais no mercado acionário brasileiro, a partir da identificação de mudança de regime do processo de geração de retornos para o período pós-Plano Real (julho de 1994 a março de 2004). Medeiros e

Daher (2008) e Medeiros e Fernandes (2009) constatam também a evidência da presença de bolhas no mercado brasileiro com base na metodologia de cointegração entre preços e dividendos.

O MVP, denominado também como fórmula de valoração racional ou modelo de fluxo de caixa descontado, relaciona o preço de uma ação a seus fluxos de caixa esperados descontados ao presente, utilizando-se uma taxa constante ou variante ao longo do tempo. Uma vez que dividendos em todos os períodos futuros estão contemplados na fórmula, o dividendo de qualquer período se torna apenas um pequeno componente do preço. Consequentemente, movimentos de larga duração ou persistentes nos dividendos possuem efeitos maiores do que os movimentos temporários; analogamente, movimentos persistentes em taxas de desconto possuem efeitos muito maiores do que temporários. Por isso, o estudo da precificação de ativos relaciona-se aos estudos de retorno dos ativos no longo prazo.

Movimentos persistentes nos retornos esperados possuem grandes efeitos nos preços acionários, sendo muito mais voláteis do que se os retornos esperados fossem constantes. Campbell e Shiller (1987) verificam que ambos os modelos podem ser rejeitados estatisticamente em níveis de significância condicionais, no entanto o *spread* entre a taxa de juros de longo e curto prazos se movimenta de forma aproximada com a previsão irrestrita do valor presente de alterações futuras de taxa de curto prazo.

O estudo de Campbell e Shiller (1988a) possui três resultados principais: de que há evidência de que a razão preço-dividendo não se movimenta com o crescimento futuro racionalmente esperado dos dividendos.

5 FERRAMENTAL ECONOMÉTRICO

5.1 Modelos de Valor Presente (MVPs)

Campbell e Shiller (1987) apresentam um modelo de valor presente geral para duas variáveis, y_t e Y_t , mostrando que a variável Y_t é função linear da diferença entre o valor presente descontado e os valores futuros esperados em y_t . Na fórmula (1), o coeficiente c é uma constante, θ é o coeficiente de proporcionalidade, δ é o fator de desconto, Y_t é o preço de uma ação e y_t o seu dividendo.

$$Y_t = \theta(1 - \delta) \sum_{i=0}^{\infty} \delta^i E_t y_{t+i} + c, \quad (1)$$

No entanto, Campbell e Shiller (1987) observam que as variáveis y_t e Y_t necessitam de ajustes antes que a teoria de processos estocásticos estacionários possa ser aplicada, tendo em vista que há evidências das séries de preços de ações e seus respectivos dividendos possuírem uma raiz unitária quando submetidas a testes econométricos. A partir daí, Campbell e Shiller (1987) elaboraram um teste capaz de validar a relação de valor presente entre y_t e Y_t quando as variáveis são estacionárias em primeiras diferenças.

Esse processo baseia-se em um teste de restrições nos coeficientes de uma Autorregressão Vetorial (VAR), sendo que esse modelo é usado para fazer a previsão ótima descontada implícita em (1). Apesar de não ser possível observar todo o conjunto de informações disponíveis aos agentes no mercado, a técnica econométrica empregada permite resumir boa parte da informação relevante nas variáveis utilizadas na construção da VAR.

As equações a seguir têm em vista aplicações mais específicas que em (1) para melhor análise do problema de pesquisa. Os modelos criados por Campbell e Shiller (1987) e Campbell e Shiller (1988a, 1988b) se distinguem pelo fato de que o primeiro considera retornos constantes ao longo dos períodos enquanto que o segundo os supõe variáveis.

5.1.1 MVP com Retornos Constantes no Tempo

Campbell e Shiller (1987) partem de uma hipótese um tanto restritiva em seu modelo. O retorno esperado de uma ação é uma constante R :

$$E_t[R_{t+1}] = R. \quad (2)$$

A partir da definição do retorno de uma ação entre o período t e $t + 1$, Campbell e Shiller (1987) postulam:

$$R_{t+1} = \frac{P_{t+1} + D_{t+1}}{P_t} - 1 \quad (3)$$

Onde P_t representa o preço de uma ação no final do período t . Assumindo a equação (3) e substituindo-a em (2), temos a relação de preço entre o período corrente e o próximo período mais os dividendos:

$$P_t = E_t \left[\frac{P_{t+1} + D_{t+1}}{1 + R} \right] \quad (4)$$

Frente à Lei de Expectativas Iteradas, resolvemos a equação de diferenças em expectativas racionais K períodos a seguir:

$$P_t = E_t \left[\sum_{i=1}^K \left(\frac{1}{1+R} \right)^i D_{t+i} \right] + E_t \left[\left(\frac{1}{1+R} \right)^K P_{t+K} \right] \quad (5)$$

Levando em consideração que quando K tende ao infinito o segundo termo de (5) se aproxima de zero, seria excluída a possibilidade de uma “bolha racional” (WEST, 1988):

$$\lim_{K \rightarrow \infty} E_t \left[\left(\frac{1}{1+R} \right)^K P_{t+K} \right] = 0 \quad (6)$$

Obtendo, assim, uma relação entre o preço da ação e o valor presente esperado dos dividendos futuros, com base em uma taxa constante de desconto. Se preços e dividendos fossem séries “estacionárias”, seria possível utilizar a equação (7) para se testar o modelo de valor presente nesse contexto.

$$P_t = E_t \left[\sum_{i=1}^{\infty} \left(\frac{1}{1+R} \right)^i D_{t+i} \right] \quad (7)$$

Se o dividendo D_t apresentar um processo linear (ou log-linear) com raiz unitária, como visto em Campbell e Shiller (1987), a equação (7) relacionará dois processos não estacionários com raízes unitárias.

Campbell e Shiller (1987) demonstram que os preços e dividendos são séries não estacionárias possuindo uma raiz unitária, contudo existe uma combinação linear dessas duas séries capaz de excluir essa característica. Do ponto de vista econométrico, isso implica cointegração entre preços e dividendos. O teste de cointegração, desenvolvido em Engle e Granger (1987), avalia as integrações entre séries de tempo de maneira dinâmica, mostrando se há ou não equilíbrio por um longo período, para isso o teste será realizado para detectar a hipótese de raiz unitária, como a hipótese estacionariedade (Mínimos Quadrados Ordinários – MQO).

Aplicando-se uma transformação na equação (7), podemos obter uma relação entre séries estacionárias a partir da subtração de um múltiplo do dividendo em ambos os lados da equação (7):

$$P_t - \frac{D_t}{R} = \left(\frac{1}{R} \right) E_t \left[\sum_{i=0}^{\infty} \left(\frac{1}{1+R} \right)^i \Delta D_{t+1+i} \right] \quad (8)$$

Ou,

$$S_t \equiv P_t - \theta D_t = \theta E_t \left[\sum_{i=0}^{\infty} \delta^i \Delta D_{t+1+i} \right] \quad (9)$$

Sendo que $\theta = \left(\frac{1}{R} \right)$, e $\delta = \left(\frac{1}{1+R} \right)$ é a taxa de desconto utilizada para calcular o valor presente. Sendo esta a equação básica a ser aplicada aos dados e testada.

Contudo, a hipótese de retornos constantes ao longo do tempo é bastante controversa, pois implica que $E_t[R_{t+1} - R] = 0$. Por isso, Campbell e Shiller (1988a, 1988b) desenvolveram outra formulação de MVP a partir de hipóteses alternativas.

5.1.2 MVP com Retornos Variantes no Tempo

Esta abordagem assume que os retornos esperados serão variantes no tempo, tornando a relação entre preços e retornos não linear. Campbell e Shiller (1988a, 1988b) tratam esse problema usando uma aproximação log linear, a partir da definição de retorno da equação (3) adicionando-se um conceito alternativo para retorno:

$$\begin{aligned} h_{t+1} &\equiv \log(1 + R_{t+1}) \\ &= \log(P_{t+1} + D_{t+1}) - \log(P_t) \end{aligned} \quad (10)$$

A partir de uma manipulação algébrica descrita em Anchite e Issler (2001), temos:

$$h_{t+1} = p_{t+1} - p_t + \log[1 + \exp(d_{t+1} - p_{t+1})] \quad (11)$$

Onde as variáveis em letras minúsculas representam transformações logarítmicas das mesmas variáveis em letras maiúsculas. O último termo da equação acima representa uma função não linear do log da razão dividendo-preço.

A partir de uma expansão de Taylor de primeira ordem em (11), também descrita em Anchite e Issler (2001), temos:

$$h_{t+1} \approx \varepsilon_{t+1} = k + \rho p_{t+1} + (1 - \rho)d_{t+1} - p_t \quad (12)$$

Considerando as variáveis p e k representando parâmetros de linearização definidos por $\rho \equiv \frac{1}{(1 + \exp(\overline{d-p}))}$, sendo $\overline{d-p}$ o valor médio do log da razão dividendo-preço e $k \equiv -\log(\rho) - (1 - \rho)\log(\frac{1}{\rho-1})$. Partindo-se da condição de inexistência de bolhas, sob uma expectativa racional, resolvemos (12) recursivamente para frente:

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \rho^j E_t p_{t+j} = 0 \quad (13)$$

Obtém-se:

$$p_t = \frac{k}{1 - \rho} + E_t \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j [(1 - \rho)d_{t+1+j} - h_{t+1+j}] \quad (14)$$

A condição de estacionariedade é necessária também para solucionarmos (14), que possui dois processos não estacionários com raízes unitárias, o (log do) preço da ação p_t e o seu respectivo dividendo d_{t+1+j} . Para isso, devemos escrever a equação (14) em termos de séries estacionárias, ver Anchite e Issler (2001). Obtendo-se assim uma nova equação:

$$d_t - p_t = -\frac{k}{1-\rho} + E_t \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j [-\Delta d_{t+1+j} + h_{t+1+j}] \quad (15)$$

A equação (15) relaciona o log da razão dividendo-preço com o fluxo futuro descontado dos retornos e das taxas de crescimento dos dividendos, menos uma constante trazida ao valor presente por uma taxa ρ . Para se obter um modelo econômico a partir de (15), é necessário impor alguma restrição sobre o comportamento do retorno h_t . A suposição da seguinte relação entre o retorno da ação h_t e a taxa de desconto r_t viabiliza o modelo:

$$E_t h_{t+1} = E_t r_{t+1} + c, \quad (16)$$

Para equação (16) $E_t(\cdot) = E_t(\cdot | I_t)$. Logo, pressupõe-se que $E_t[h_{t+1} - r_{t+1}] = c$, implicando que o excesso de retorno real de uma ação é constante. Se r_t for observável, (15), juntamente com (16), representará um modelo econometricamente testável:

$$d_t - p_t \cong \frac{c-k}{1-\rho} + E_t \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j [-\Delta d_{t+1+j} + r_{t+1+j}] \quad (17)$$

Pois $E_t(d_t - p_t) = d_t - p_t$, já que $d_t - p_t$ é conhecido em t e pela equação (16), $E_t h_{t+1+j} = E_t r_{t+1+j} + c$.

O modelo descrito por (17) é chamado modelo da Razão Dividendo-Preço ou Modelo Dinâmico de Crescimento de Gordon e representa a segunda equação a ser aqui testada.

Caso as variáveis $\frac{c-k}{1-\rho} + E_t \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j [-\Delta d_{t+1+j} + r_{t+1+j}]$ forem estacionárias, $d_t - p_t$ também o será. Nota-se ainda que, se o dividendo e o preço forem individualmente não estacionários, $d_t - p_t$ representará uma combinação linear de cointegração com coeficiente (1,-1), o que pode a princípio ser testado usando as respectivas séries d_t e p_t .

Quando se impõe a restrição de que $E_t[h_{t+1} - r_{t+1}] = c$, faz-se o excesso de retorno não variar no tempo, com isso o prêmio de risco das ações é constante ao longo do tempo, o que implica que toda variação de h_t tem como fonte r_t^2 .

5.2 Metodologia da Aplicação

A abordagem econométrica utilizada por Campbell e Shiller (1987, 1988a, 1988b) e Campbell (1991) está baseada em estimativas de modelos de autorregressões vetoriais (modelos VAR). Para isso, a condição de estacionariedade nas séries se faz necessária, no entanto as equações (9) e (17) não contam com processos estacionários de raízes unitárias. Campbell e Shiller (1987) assumem que mesmo com preços e dividendos não estacionários há uma combinação linear entre as duas séries estacionárias.

Um vetor x_t é dito ser cointegrado de ordem d, b , descrito por $x_t \sim CI(d, b)$, se: i) todos os componentes de x_t são integrados de ordem d (estacionárias na d -ésima diferença); e ii) existe um vetor $\alpha \neq 0$, tal que $W_t = \alpha' x_t$ é integrado de ordem $d - b, b > 0$. O vetor α é chamado vetor de cointegração (ENGLE; GRANGER, 1987).

A análise empírica se iniciou com o estudo das propriedades estocásticas das séries usadas no trabalho, vinculado ao estudo das raízes do polinômio autorregressivo destas. Isso foi feito por meio dos testes de raiz unitária de *Augmented Dickey-Fuller* (ADF – em português, Teste Aumentado de Dickey-Fuller) (DICKEY; FULLER, 1979). Quando as séries de dividendo e preço das ações foram realmente (1), realizamos testes de cointegração entre elas, usando a técnica de Engle e Granger (1987) e de Johansen (1988,1991). Quando foi confirmada a cointegração de preços e dividendos, foi usado um modelo VAR para modelar as séries em (9) e (17).

Foi utilizado o procedimento proposto por Campbell e Shiller (1987; 1988a), focalizando as atenções sobre a equação (17), sem perda de generalidade. Campbell e Shiller (1988a) utilizam as variáveis $\delta_t \equiv d_t - p_t$ e $r_t - \Delta d_t$:

$$\begin{bmatrix} \delta_t \\ r_t + \Delta d_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a(L) & b(L) \\ c(L) & d(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \delta_{t-1} \\ r_{t-1} - \Delta d_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \mu_{1t} \\ \mu_{2t} \end{bmatrix} \quad (18)$$

Onde os polinômios $a(L), b(L), c(L), d(L)$ são de ordem p no operador de defasagens L . O VAR pode ser usado para previsão em múltiplos períodos de $r_t - \Delta d_t$ e, também, inclui-se δ_t , que é a previsão ótima do valor presente dos futuros $r_t - \Delta d_t$. Qualquer modelo VAR (p) pode ser escrito na forma de um VAR (1) através do aumento do vetor de variáveis de estado:

$$\begin{bmatrix} \delta_t \\ \cdot \\ \delta_{t-p+1} \\ r_t - \Delta d_t \\ \cdot \\ r_{t-p+1} - \Delta d_{t-p} + 1 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_1 \dots a_p & b_1 \dots b_p \\ 1 & \cdot & 0 \\ \cdot & 1 & \cdot \\ c_1 \dots c_p & d_1 \dots d_p \\ 0 & 1 & \cdot \\ \cdot & \cdot & 1 \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} \delta_{t-1} \\ \cdot \\ \delta_{t-p} \\ r_{t-1} \Delta d_{t-1} \\ \cdot \\ r_{t-p} - \Delta d_{t-p} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \mu_{1t} \\ 0 \\ \cdot \\ 0 \\ \mu_{2t} \\ 0 \\ \cdot \\ 0 \end{bmatrix} \quad (19)$$

Ou, de forma compacta:

$$z_t = Az_{t-1} + \varepsilon_t \quad (20)$$

Observando que A é a matriz de coeficientes do VAR e ε_t é o vetor de choques. Por simplicidade, foram excluídas as constantes do VAR, pois se pode pensar no vetor das variáveis de estado formado pelas variáveis menos suas respectivas constantes. Com essa formulação foi possível fazer previsão para quaisquer períodos i à frente:

$$E(z_{t+i}/H_t) = A^i z_t \quad (21)$$

H_t representa o conjunto de informações contendo valores correntes e defasados de z_t . Sejam e_1 e e_2 vetores basilares tal que $e_1' z_t \equiv \delta_t$ e $e_2' z_t \equiv r_t - \Delta d_t$. Agora, é possível discutir as implicações da relação de valor presente para o sistema (19).

A primeira implicação do modelo é que δ_t causa, no sentido de Granger, $r_t - \Delta d_t$, pois δ_t é a previsão ótima para uma soma ponderada dos valores futuros de $r_t - \Delta d_t$, condicionada ao conjunto de informações do agente. Em outras palavras, δ_t incorpora toda informação de mercado sobre o vetor de variáveis de estado z_t . Com isso, o teste de Causalidade de Granger passa a ser viável para se testar tal implicação.

6 BANCO DE DADOS

Com objetivo de se analisar o Modelo de Valor Presente ao nível do índice agregado no Brasil, foi utilizado o índice Ibovespa, escolhido devido à sua importância no mercado de ações brasileiro. A Bolsa de Valores, Mercadorias e Futuros de São Paulo (BM&FBOVESPA) o considera como seu mais importante indicador do desempenho médio das cotações do mercado de ações brasileiro, retratando o comportamento dos principais papéis negociados em sua Bolsa de Valores. A composição do Ibovespa busca a aproximação da real configuração das negociações à vista na BM&FBOVESPA. A participação de cada ação na carteira possui relação direta com a representatividade desse título no mercado à vista, em termos de negócio e volume financeiro, ajustada ao tamanho da amostra.

A Carteira Teórica possui vigência de quatro meses, vigorando para os períodos de janeiro a abril, maio a agosto e setembro a dezembro. Com o objetivo de medir o retorno total da Carteira Teórica, o Ibovespa é ajustado para todos os proventos distribuídos pelas companhias emissoras das ações integrantes de seu portfólio. O ajuste é feito considerando-se que o investidor vendeu as ações no último preço de fechamento anterior ao início da negociação e utilizou o recurso para compra das mesmas ações sem o provento distribuído.

Os dados coletados foram obtidos na base de dados Económica e remetem ao preço das ações que fizeram parte da carteira em cada mês mediante a disponibilidade de dados que está compreendida entre os anos de 1986 e 2013. Individualmente, extraímos todas as ações que fizeram parte da carteira teórica do Ibovespa ponderando seus respectivos pesos, com isso, foi reconstituída fielmente a composição original do índice. Para cada ação foram coletadas duas séries de preços em seu respectivo período: a primeira excluindo qualquer dado ajustado por proventos, como dividendos e bonificações. Para a segunda série coletada foram considerados ajustes por proventos pagos no período.

As séries de preços foram ajustadas utilizando o Índice de Preço ao Consumidor Amplo (IPCA), fornecido pelo *site* do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Com o objetivo da realização do teste do modelo Razão Dividendo-Preço proposto em Campbell e Shiller (1988a, 1988b), utilizamos a série da taxa do Sistema Especial de Liquidação e de Custódia (Selic), fornecida pelo Banco Central, representando a taxa de juros livre de risco a ser considerada no teste.

A frequência dos dados extraídos foi mensal, após isso as séries trimestrais e semestrais foram constituídas pela Selic, preços e dividendos. Abaixo apresentamos as Figuras 1 e 2 que correspondem, respectivamente, ao retorno e à evolução da carteira teórica Ibovespa (representadas na forma logarítmica) nas duas séries construídas (com e sem ajustes de dividendos). Podemos observar que ambas as figuras apresentam as séries se comportando de maneira similar ao longo dos anos.

Figura 1 – Retorno da carteira Ibovespa deflacionado (IPCA).

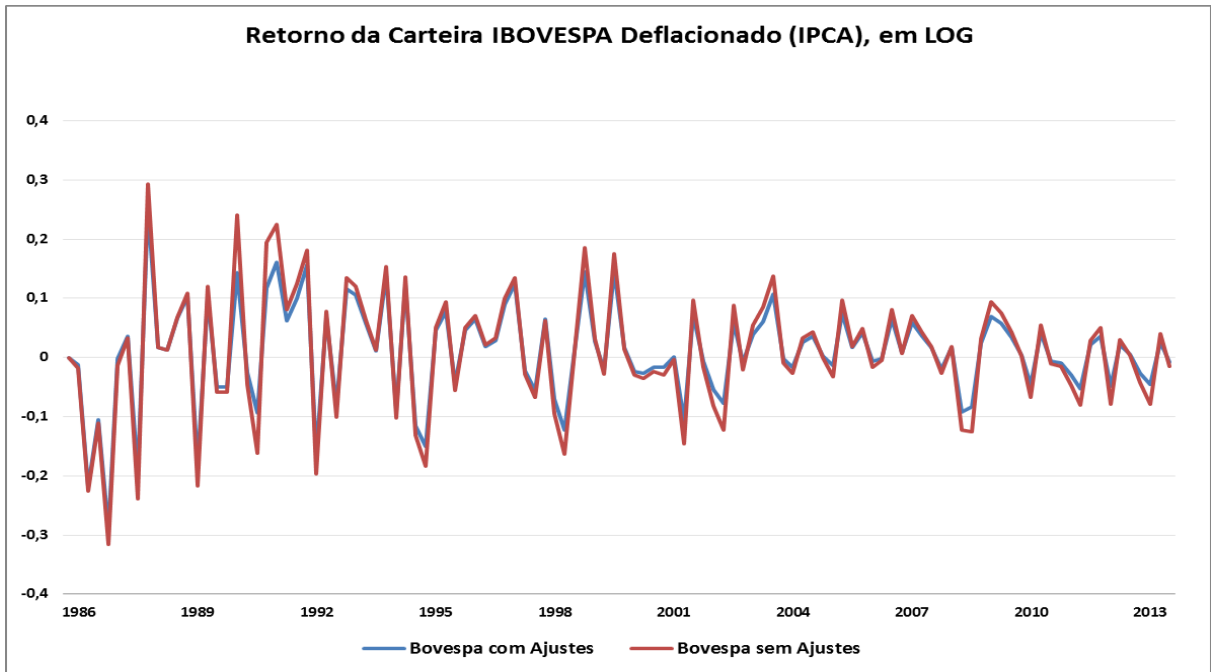
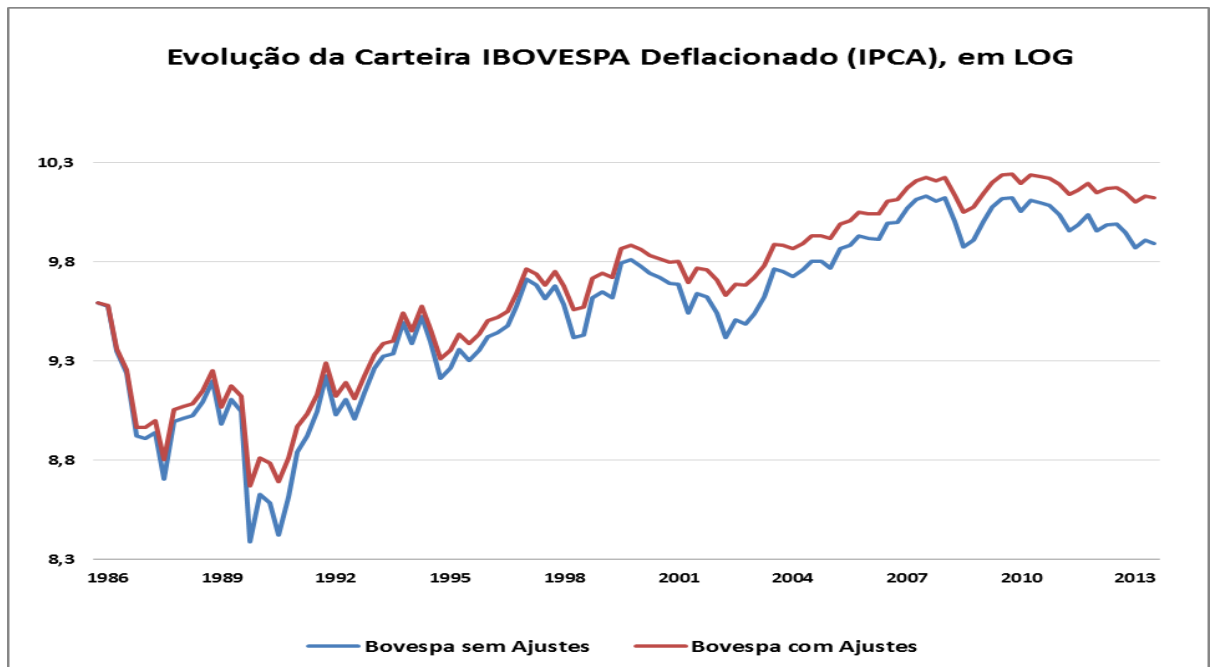


Figura 2 – Evolução da carteira Ibovespa deflacionado (IPCA).



7 RESULTADOS

A análise empírica dos dados foi realizada em três séries temporais: mensal, trimestral e semestral. O primeiro teste realizado foi o de escolha de defasagens por meio do Critério de Informação de Akaike (AIC), sendo que o resultado implicou defasagens utilizadas nas respectivas séries temporais nos demais testes.

O AIC é uma estatística frequentemente utilizada para a escolha da especificação ótima de uma equação de regressão em caso de alternativas difusas. O critério de decisão do teste consiste na seleção do menor valor obtido para o teste. O AIC é definido como: $AIC = 2 * (k - L) / N$, onde L é a estatística de verossimilhança, N o número de observações e k o número de coeficientes estimados (incluindo a constante).

As Tabelas 1,2 e 3 demonstram os resultados obtidos na seleção de defasagens para os dados mensais, trimestrais e semestrais, obtendo como respectivos resultados a escolha de 12, 4 e 2 defasagens.

Tabela 1 – Seleção de defasagens (AIC) – dados mensais.

Seleção de defasagens AIC= critério de Akaike (MENSAL)			
Defasagens	s. log.L	p(LR)	AIC
1	-12393,41		79,229488
2	-12389,26	0,08	79,228514
3	-12387,37	0,44	79,242001
4	-12384,23	0,18	79,247455
5	-12378,40	0,02	79,235765
6	-12376,56	0,45	79,249608
7	-12370,86	0,02	79,238736
8	-12370,11	0,83	79,259514
9	-12368,93	0,67	79,277489
10	-12366,67	0,34	79,288619
11	-12354,74	0,00	79,237969
12	-12318,12	0,00	79,029538*
13	-12315,55	0,27	79,03868
14	-12314,61	0,76	79,058185
15	-12310,27	0,07	79,056043
16	-12307,29	0,20	79,062547
17	-12303,57	0,11	79,064317
18	-12302,46	0,70	79,082821
19	-12300,00	0,30	79,092659
20	-12296,16	0,10	79,0937
21	-12294,54	0,52	79,108865
22	-12293,08	0,57	79,125123
23	-12291,72	0,61	79,141992
24	-12285,17	0,01	79,125699

Tabela 2 – Seleção de defasagens (AIC) – dados trimestrais.

Seleção de defasagens AIC= critério de Akaike (TRIMESTRAL)			
Defasagens	s. log.L	p(LR)	AIC
1	-4191,29		81,50083
2	-4189,38	0,43	81,541404
3	-4181,76	0,00	81,471075
4	-4167,03	0,00	81,262694*
5	-4165,29	0,48	81,30666
6	-4161,45	0,10	81,309781
7	-4159,20	0,34187	81,343706
8	-4153,21	0,02	81,305027

Tabela 3 – Seleção de defasagens (AIC) – dados semestrais.

Seleção de defasagens AIC= critério de Akaike (SEMESTRAL)			
Defasagens	s. log.L	p(LR)	AIC
1	-1786,57		83,375552
2	-1776,29	0,00	83,083329*
3	-1773,14	0,18	83,122601
4	-1771,43	0,49	83,229458
5	-1768,41	0,19562	83,274862
6	-1766,47	0,42	83,370579
7	-1765,10	0,60	83,493216
8	-1761,61	0,14	83,516769
9	-1760,77	0,79312	83,663587
10	-1748,74	0,00	83,290218
11	-1747,08	0,51	83,399045
12	-1741,37	0,02	83,319707

7.1 MVP com Retornos Esperados Constantes

7.1.1 Testes de Raiz Unitária e Cointegração

Após a seleção de defasagens, foi feita a análise das propriedades estocásticas das séries de preços e dividendos. Para isso, o teste ADF foi aplicado.

Para verificar a presença de estacionaridade nas séries de preços e dividendos utilizamos o teste de raiz unitária ao modelo. Analisando as Tabelas 4 e 5 que representam os testes ADF, construídos com base no critério de seleção de defasagens estabelecidos anteriormente, temos

que tanto para as séries de preço (Ibovespa) quanto para série de dividendos o teste não rejeita a hipótese nula indicando a existência de uma raiz unitária para ambas as séries.

Tabela 4 – Raiz unitária (ADF) – variável preço.

Raiz Unitária teste ADF		
Variável dependente: Ibovespa		
Dados	coeficiente	p-valor
Mensal	-1,37913	59%
Trimestral	-1,25751	65%
Semestral	-1,17183	69%

Tabela 5 – Raiz unitária (ADF) – variável dividendos.

Raiz Unitária teste ADF		
Variável dependente: Dividendos		
Dados	coeficiente	p-valor
Mensal	-1,18675	68%
Trimestral	-1,42116	57%
Semestral	-1,25607	65%

Partindo do pressuposto de que as séries não são estacionárias, realizamos testes para verificar as relações de longo prazo entre P_t e D_t , por meio da análise de cointegração proposta por Engle e Granger (1987). Como é possível observar a série mensal não apresentou evidências de cointegração, isso pode ser devido ao fato de que as empresas não distribuem seus dividendos mensalmente aos acionistas. Já para as séries que contém dados trimestrais e semestrais, utilizando o mesmo teste, podemos obter evidências de que preço e dividendos cointegram, pois se rejeita a hipótese de que os resíduos originados da regressão entre P_t e D_t contenha uma raiz unitária.

Tabela 6 – Cointegração de Engle e Granger entre preço e dividendos.

Raiz Unitária (ADF) para Resíduos		
Dados	coeficiente	p-valor
Mensal	-1,54301	75%
Trimestral	-2,50783	28%
Semestral	-3,56546	3%

Posteriormente realizamos também o teste de cointegração pelo método de Johansen (1988, 1991), que também nos permite a verificação na relação de longo prazo entre as variáveis de preço e dividendos. O resultado sugere que as séries cointegram com um vetor tanto se analisarmos pelo Teste Traço quanto pelo Lmax em todas as séries temporais testadas.

Tabela 7 – Cointegração de Johansen entre preço e dividendos.

Teste de Johansen (duas equações)									
Dados	Defasagens	log da verossimilhança	Constante	Ordem	Autovalor	Teste traço	p-valor	Teste Lmax	p-valor
Mensal	12	-11858,2	-12780,5	0	4,65%	16,549	3%	15,472	3%
Mensal	12	-11858,2	-12780,5	1	0,33%	1,0772	30%	1,0772	30%
Trimestral	4	-4021,46	-4325,11	0	13,28%	16,866	3%	15,251	3%
Trimestral	4	-4021,46	-4325,11	1	1,50%	1,6152	20%	1,6152	20%
Semestral	6	-2030,07	-2180,48	0	27,63%	18,416	2%	17,138	2%
Semestral	6	-2030,07	-2180,48	1	2,38%	1,278	26%	1,278	26%

A partir dos testes acima podemos afirmar que as séries de preço e dividendos cointegram e que $S_{it} = P_t - \theta D_t$ é estacionária. A partir disso estimamos os valores de θ que serão utilizados tendo como base os vetores das regressões entre P_t e D_t a partir dos testes de Johansen (1988, 1991) S_{1t} e Engle e Granger (1987) S_{2t} .

7.1.2 Testes VAR

Os testes realizados para os resíduos do VAR não detectaram a presença de autocorrelação serial para nenhuma série testada. Do mesmo modo, os testes realizados para a verificação de heterocedasticidade nos resíduos do VAR não evidenciam sua presença demonstrando que o modelo foi bem especificado.

Tabela 8 – Autocorrelação nos resíduos do VAR (retornos constantes).

Autocorrelação Serial (Mensal)						
Defasagens	12		8		6	
Dados	F	p-valor	F	p-valor	F	p-valor
S1t	3,24598	99%	0,74383	100%	0,425296	100%
S2t	4,25792	98%	2,53172	96%	1,8109	94%

Autocorrelação Serial (Trimestral)						
Defasagens	8		6		4	
Dados	F	p-valor	F	p-valor	F	p-valor
S1t	11,1455	19%	10,8395	9%	1,48083	83%
S2t	5,74908	68%	5,37295	50%	1,30669	86%

Autocorrelação Serial (Semestral)						
Defasagens	6		4		2	
Dados	F	p-valor	F	p-valor	F	p-valor
S1t	4,21611	65%	3,43768	49%	2,90804	23%
S2t	6,86661	33%	2,94564	57%	0,593934	74%

Tabela 9 – Heterocedasticidade nos Resíduos da VAR (retornos constantes).

Heterocedasticidade		
Mensal		
Dados	F(12,299)	p-valor
S1t	49,6857	0%
S2t	17,8894	12%

Heterocedasticidade		
Trimestral		
Dados	F(4,98)	p-valor
S1t	1,17916	88%
S2t	1,17916	88%

Heterocedasticidade		
Semestral		
Dados	F(2,48)	p-valor
S1t	4,53413	10%
S2t	4,53413	10%

Na Tabela 10 temos os resultados do Teste de Causalidade de Granger. Amparados pelo modelo teórico do MVP, os preços das ações que compõem o índice Ibovespa deveriam ser função dos dividendos futuros trazidos a valor presente mediante a uma taxa de retorno, sendo assim, as séries de preços deveriam impactar na série de dividendos. O que podemos observar no teste é a rejeição da hipótese nula, portanto os preços das ações causam no sentido de Granger os dividendos. Quando o teste é realizado no sentido inverso temos que D_t não implica de modo significativo as séries de preços.

Com isso, podemos considerar que para os modelos de valor presente com retorno constante temos resultados empíricos favoráveis que suportam as premissas da teoria.

Tabela 10 – Causalidade de Granger – teste VAR (retornos constantes).

Teste de Causalidade de Granger				
Ho:	χ^2	p-valor	Equação no Sistema	R^2
a) Sistema contendo S1t e Dt				
S1t não causa granger em Dt				
Mensal	382,68	0%	Equação Dt	99%
Trimestral	86,71	0%		96%
Semestral	18,16	0%		90%
Dt não causa granger em S1t				
Mensal	1,6674	7%	Equação S1t	48%
Trimestral	3,1607	2%		64%
Semestral	2,3193	11%		78%
b) Sistema contendo S2t e Dt				
S2t não causa granger em Dt				
Mensal	30,497	0%	Equação Dt	82%
Trimestral	10,695	0%		56%
Semestral	2,6101	8%		32%
Dt não causa granger em S2t				
Mensal	1,6674	7%	Equação S2t	48%
Trimestral	3,1607	2%		64%
Semestral	2,3193	11%		78%

7.2 MVP com Retornos Esperados Variantes

A partir daqui reporta-se os testes realizados considerando as implicações do MVP com retornos esperados variantes, para isso passamos a utilizar os dados logaritmos tanto para série de preços (Ibovespa), quanto para as séries de dividendos. Por essa razão, as séries mensais não poderão ser utilizadas já que os dividendos não são distribuídos todos os períodos. Também passamos a utilizar a série da taxa SELIC, representando a taxa de juros básica que servirá como parâmetro do modelo sendo representada por r_t .

7.2.1 Testes de Raiz Unitária e Cointegração

Novamente iniciamos o estudo analisando as propriedades estocásticas das séries envolvidas. Com base no teste de raiz unitária ADF temos que as séries log preço e log dividendos contam com evidências da existência de raiz unitária.

Tabela 11 – Raiz unitária (ADF) – variável log preço.

Raiz Unitária teste ADF		
Variável dependente: Ibovespa		
Dados	coeficiente	p-valor
Trimestral	-1,70669	43%
Semestral	-1,50839	53%

Tabela 12 – Raiz unitária (ADF) – variável log dividendos.

Raiz Unitária teste ADF		
Variável dependente: Dividendos		
Dados	coeficiente	p-valor
Trimestral	-1,17735	69%
Semestral	-1,34021	61%

Com isso partimos para o teste de cointegração entre as duas séries, essa é uma condição necessária do modelo MVP. As Tabelas 13 e 14 reportam resultados amplamente favoráveis, evidenciando cointegração entre as séries.

Tabela 13 – Cointegração Engle e Granger entre log preço e log dividendos.

Raiz Unitária (ADF) para Resíduos		
Variável dependente: Ibovespa		
Dados	coeficiente	p-valor
Trimestral	-3,03488	10%
Semestral	-4,60678	0%

Tabela 14 – Cointegração Johansen entre log preço e log dividendos.

Teste de Johansen (duas equações)									
Dados	Defasagens	log da verossimilhança	Constante	Ordem	Autovalor	Teste traço	p-valor	Teste Lmax	p-valor
Trimestral	4	376,194	72,5415	0	17,53%	22,528	[0,0030]	20,616	[0,0034]
Trimestral	4	376,194	72,5415	1	1,77%	1,9116	[0,1668]	1,9116	[0,1668]
Semestral	2	196,271	45,8635	0	30,88%	20,899	[0,0060]	19,576	[0,0054]
Semestral	2	196,271	45,8635	1	2,46%	1,3226	[0,2501]	1,3226	[0,2501]

No entanto ainda será necessário o teste de raiz unitária entre a diferença da série log preços e log dividendos reportado na Tabela 15. A série se mostra estacionária considerando os testes ADF e KPSS, portanto seguimos com os testes VAR para o sistema MVP com retornos variantes.

Tabela 15 – Raiz unitária (ADF e KPSS) – variável log Bovespa - log dividendos.

Raiz Unitária teste ADF		
Variável: LOG BOVESPA - LOG DIVIDENDOS		
Dados	coeficiente	p-valor
Trimestral	-2,32922	2%
Semestral	-3,64588	0%

Raiz Unitária teste KPSS				
Variável: LOG BOVESPA - LOG DIVIDENDOS				
Dados	coeficiente	10%	5%	1%
Trimestral	0,327	0,349	0,465	0,735
Semestral	0,188	0,351	0,47	0,726

7.2.2 Testes de VAR

O sistema do VAR a ser utilizado engloba séries trimestral e semestral, avaliando a diferença entre o logaritmo de preço com o logaritmo de dividendos ($p_t - d_t$) e o retorno da taxa de juros ($1 + r_t$). As Tabelas 16 e 17 apresentam os resultados obtidos a partir dos testes realizados com os resíduos do VAR, para os testes de autocorrelação não podemos rejeitar a hipótese nula de inexistência de correlação aos níveis de significância usuais. Quanto ao teste de heterocedasticidade não podemos rejeitar a hipótese nula de homocedasticidade dos erros. Com isso, a aplicação do teste de Causalidade de Granger parece ser viável segundo o modelo.

Tabela 16 – Autocorrelação nos resíduos de VAR (retornos variantes).

Autocorrelação Serial						
Defasagens	6		4		2	
Dados	F	p-valor	F	p-valor	F	p-valor
Trimestral	9,26146	16%	4,2583	37%	0,302875	86%
Semestral	11,6101	7%	10,343	4%	1,85561	40%

Tabela 17 – Heterocedasticidade nos resíduos da VAR (retornos variantes).

Heterocedasticidade		
Dados	F(4,98)	p-valor
Trimestral	4,17712	38%

Heterocedasticidade		
Dados	F(2,48)	p-valor
Semestral	1,67507	95%

Mediante ao teste de Causalidade de Granger notamos novamente a existência de uma relação significativa entre a variável ($p_t - d_t$) causando granger em ($1 + r_t$). Já quando o sentido é invertido não obtemos resultados significativos de ($1 + r_t$) causando granger em ($p_t - d_t$).

Tabela 18 – Causalidade de Granger – Teste VAR (retornos variantes).

Teste de Causalidade de Granger				
Ho:	χ^2	p-valor	Equação no Sistema	R^2
a) Sistema contendo dados trimestrais e semestrais				
(pt-dt) não causa granger em 1+rt				
Trimestral	5,7736	0%	Equação Dt	27%
Semestral	3,9006	3%		19%
1+rt não causa granger em (pt-dt)				
Trimestral	2,3047	6%	Equação Dt	75%
Semestral	1,203	31%		68%

As estimativas reportadas no teste de Granger indicam que as variações nas séries de dividendos são altamente previsíveis com R^2 de 75% para a série trimestral e 68% para a série semestral. Desse modo há forte evidência de que o spread entre preço e dividendo causa no sentido de Granger as variações nos dividendos. Apesar dos resultados não estar em pleno acordo com a teoria podemos considerar que, de modo geral, o modelo de valor presente com os retornos variantes ao longo do tempo não pode ser descartado com base nos testes realizados.

7.3 Correlograma

Por fim os testes de autocorrelação foram realizados para as séries mensal, trimestral e semestral relacionando as variáveis retorno do Ibovespa e retorno da Selic.

O primeiro teste de estacionariedade está representado na função FAC (função autocorrelação). Para uma série aleatória, denominada ruído branco, demonstrará coeficientes de autocorrelação distribuídos normalmente com média zero e variancia $\frac{1}{n}$ sendo “n” o tamanho da amostra. Com isso temos que para h_0 temos uma série aleatória. A segunda coluna representada por FACP (função de autocorrelação parcial), medimos as correlações entre observações que estejam períodos afastados. Por último a estatística-Q com o p-valor. A hipótese nula é: a autocorrelação ausente.

As séries mensal, trimestral e semestral identificaram a presença de autocorrelação tanto para o teste FAC quanto no teste FACP em pelo menos uma das defasagens testadas. Contudo temos que no teste que o p-valor reduz a medida que o grau de defasagem é aumentado,

indicando a ausência de correlação. Os resultados reportados na Tabela 19 apontam, na maioria das vezes a ausência de autocorrelação validando o modelo testado.

Tabela 19 – Correlogramas de excesso de retorno (Ibovespa e Selic).

Correlograma Retorno Ibovespa e Selic (MENSAL)				
Defasagens	FAC	FACP	Estat. Q	[p-valor]
1	0,01	0,0115	0,0441	[0,834]
2	0,04	0,04	0,6799	[0,712]
3	-0,01	-0,01	0,7446	[0,863]
4	0,04	0,04	1,3132	[0,859]
5	-0,1229 **	-0,1231 **	6,4336	[0,266]
6	-0,06	-0,06	7,492	[0,278]
7	0,01	0,02	7,5005	[0,379]
8	-0,02	-0,02	7,6245	[0,471]
9	-0,05	-0,04	8,4717	[0,487]
10	0,1066 *	0,1018 *	12,3879	[0,260]
11	0,07	0,06	14,0851	[0,228]
12	0,01	0,00	14,1083	[0,294]
13	-0,05	-0,06	15,1466	[0,298]
14	-0,01	-0,03	15,1966	[0,365]
15	-0,0956 *	-0,08	18,3962	[0,242]
16	-0,08	-0,06	20,8174	[0,186]
17	-0,06	-0,05	22,2992	[0,173]
18	-0,02	-0,02	22,3988	[0,215]
19	0,06	0,08	23,7911	[0,204]
20	-0,03	-0,05	24,1706	[0,235]
21	-0,02	-0,07	24,3776	[0,275]
22	-0,01	-0,04	24,4384	[0,325]
23	0,0908 *	0,09	27,3995	[0,239]
24	-0,02	0,00	27,4828	[0,282]
25	-0,01	-0,01	27,5103	[0,331]

Correlograma Retorno Ibovespa e Selic (TRIMESTRAL)				
Defasagens	FAC	FACP	Estat. Q	[p-valor]
1	0,01	0,0122	0,0169	[0,896]
2	0,12	0,12	1,7345	[0,420]
3	-0,15	-0,15	4,2318	[0,237]
4	0,05	0,04	4,5201	[0,340]
5	-0,14	-0,11	6,865	[0,231]
6	-0,2072 **	-0,2442 **	11,9524	[0,063]
7	0,02	0,08	11,9814	[0,101]
8	-0,04	-0,03	12,1379	[0,145]
9	-0,03	-0,11	12,2623	[0,199]
10	-0,13	-0,10	14,3342	[0,158]
11	0,02	-0,04	14,3684	[0,213]
12	0,13	0,12	16,6105	[0,165]
13	0,02	-0,01	16,6464	[0,216]
14	0,08	0,04	17,5409	[0,228]
15	0,00	-0,01	17,5439	[0,287]
16	0,08	0,00	18,2962	[0,307]
17	-0,2263 **	-0,1971 **	25,0824	[0,093]
18	-0,10	-0,08	26,5373	[0,088]
19	-0,05	0,01	26,8181	[0,109]
20	-0,04	-0,09	26,9923	[0,135]

Correlograma Retorno Ibovespa e Selic (SEMESTRAL)				
Defasagens	FAC	FACP	Estat. Q	[p-valor]
1	0,02	0,023	0,0308	[0,861]
2	0,07	0,07	0,3468	[0,841]
3	-0,3126 **	-0,3177 **	6,2381	[0,101]
4	0,01	0,03	6,2447	[0,182]
5	-0,10	-0,06	6,9074	[0,228]
6	0,2930 **	0,2237 *	12,3987	[0,054]
7	0,10	0,11	13,0409	[0,071]
8	0,18	0,11	15,2591	[0,054]
9	-0,15	-0,04	16,7759	[0,052]
10	0,08	0,13	17,1927	[0,070]
11	-0,10	0,02	17,8534	[0,085]

8 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Neste trabalho, utilizamos os Modelos de Valor Presente (MVP) para realizar testes das implicações da previsibilidade do retorno com base em expectativas racionais, por meio de um modelo envolvendo preços de ações e seus respectivos dividendos, onde o valor de um ativo financeiro é avaliado com base no valor presente esperado do seu fluxo de dividendos futuros.

A pesquisa propôs testar a previsibilidade de retornos dos ativos financeiros com base em sua racionalidade a partir da metodologia descrita em Campbell e Shiller (1987, 1988a, 1988b). A análise empírica do Modelo de Valor Presente e da relação de longo prazo entre preços e dividendos é baseada predominantemente em duas abordagens de cointegração. A primeira pressupõe uma taxa de desconto constante, preços reais e dividendos reais cointegram, existindo uma relação estacionária, neste caso o parâmetro de cointegração depende da taxa de desconto. Já na segunda se permite uma taxa de desconto variante no tempo, para esse modelo consideramos a Selic como a taxa base livre de risco a ser utilizada, com isso, a diferença entre log de dividendos e log de preços devem exibir estacionariedade.

Os dados coletados foram distribuídos em três frentes: mensal, trimestral e semestral. Ao se analisar os resultados dos testes ADF (raiz unitária) para preços e dividendos bem como suas variações apresentadas na forma logarítmica não podemos rejeitar a hipótese nula de não estacionariedade. Os testes de cointegração realizados, tanto pelo método de Engle e Granger rejeitou a hipótese nula, identificando a existência de uma relação em longo prazo entre preço e dividendos, bem como quando foi aplicado o método de Johansen apresentando que o sistema possui uma raiz unitária na relação entre as variáveis.

O presente estudo conta com a limitação de abranger dados de cenários distintos, o índice agregado Ibovespa constituído contempla o período pré e pós-Plano Real além da crise financeira mundial da última década, fatores que dificultam sua comparação devido às diferenças nos períodos econômicos.

Para originar os sistemas VAR contamos com os testes de autocorrelação e heterocedasticidade que deram suporte boa especificação do sistema. Posteriormente os testes de causalidade de Granger apresentaram que as séries de preços influenciam na série de dividendos para o modelo com retornos constantes e que, no modelo de retornos variantes, a diferença entre preços e dividendos influencia a série de retornos provenientes da Selic, utilizada como taxa de juros base na pesquisa. O teste de cointegração em dados mensais com

retornos constantes não apresentou estacionariedade, pois os dividendos não são distribuídos mensalmente, contudo tanto as séries trimestral quanto a semestral demonstraram que existe uma relação estável a longo prazo entre as séries de preços e dividendos confirmando a teoria.

A partir de uma gama de testes empíricos podemos concluir que podemos obter previsibilidade com base em expectativas racionais eliminando a possibilidade de bolhas racionais observadas em DIBA; GROSSMAN, 1985. Com o presente estudo tem que no mercado brasileiro de ações não se pode rejeitar a maioria das implicações testáveis do MVP tanto para o modelo de retorno constante quanto para o modelo de retorno variante ao longo do tempo.

REFERÊNCIAS

ANCHITE, C. F.; ISSLER, J. V. Racionalidade e previsibilidade no mercado brasileiro de ações: uma aplicação de modelos de valor presente. **Ensaio Econômicos da EPGE**, n. 415, p. 1-30, 2001.

BALKE, N. S.; WOCHAR, M. E. Low-frequency movements in stock prices: a state-space decomposition. **The Review of Economics and Statistics**, v. 84, n. 4, p. 649-667, 2002.

BIKHCHANDANI, S.; SHARMA, S. Herd behavior in financial markets: a review. **IMF Staff Papers**, n. 48, 2000.

BLANCHARD, O. Speculative bubbles, crashes and rational expectations. **Economics Letters**, n. 3, p. 387-389, 1979.

BLANCHARD, O.; WATSON, M. W. Bubbles, rational expectations and financial markets. **NBER Working Paper**, n. 945, 1982.

BOLTON, P.; SCHEINKMAN, J.; XIONG, W. Executive compensation and short-termist behaviour in speculative markets. **The Review of Economic Studies**, v. 73, n. 3, p. 577-610, 2006.

BRASIL. Lei nº 6.404, de 15 de dezembro de 1976. Dispõe sobre as sociedades por ações. **Diário Oficial da União**, Brasília, DF, 17 dez. 1976.

BROOKS, C.; KATSARIS, A. Rational speculative bubbles: an empirical investigation of the London stock exchange. **Bulletin of Economic Research**, v. 55, p. 319-346, 2003.

CAMPBELL, J. A variance decomposition for stock returns. **Economic Journal**, v. 101, n. 405, p. 157-179, 1991.

CAMPBELL, J.; SHILLER, R. Cointegration and tests of present value models. **Journal of Political Economy**, v. 95, n. 5, p. 1062-1088, 1987.

_____. The dividend-price ratio and expectations of future dividends and discount factors. **Review of Financial Studies**, v. 58, p. 495-514, 1988a.

_____. Stock prices, earnings and expected dividends. **Journal of Finance**, n. 49, p. 661-676, 1988b.

_____. Valuation ratios and the long-run stock market outlook: and update. **NBER Working Paper**, n. 8221, 2001.

CHENG, I. H.; HONG, H.; SCHEINKMAN, J. Yesterday's heroes: compensation and creative risk-taking. **ECGI-Finance Working Paper**, n. 285, 2010.

COHEN, R. B.; POLK, C.; VUOLTEENAHO, T. The value spread. **NBER Working Paper**, n. W8242, abr. 2001.

- COWLES, A. Can stock market forecasters forecast? **Econometrica**, v. 1, n. 4, p. 309-324, jul. 1933.
- DIBA, B. T.; GROSSMAN, H. I. Rational bubbles in stock prices? **National bureau of economic research**, n. 1779, 1985.
- _____. Explosive rational bubbles in stock prices? **American Economic Review**, v. 78, n. 3, p. 520-530, jun. 1988.
- DICKEY, D.; FULLER, W. Distribution of the estimates for autoregressive time series with a unit root. **Journal of the American Statistical Association**, n. 74, p. 427-431, 1979.
- ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. Cointegration and error-correction: representation, estimation and testing. **Econometrica**, n. 55, p. 251-276, 1987.
- FAMA, E. F.; FRENCH, K. R. Dividend yields and expected stock returns. **Journal of Financial Economics**, n. 22, p. 3-25, 1988.
- FROOT, K.; OBSTFELD, M. Intrinsic bubbles: the case of stock prices. **American Economic Review**, v. 81, n. 5, p. 118-1214, dez. 1991.
- GAUTHIER, C.; LI, F. C. Linking real activity and financial markets: the bonds, equity and money. **Technical Report Working Paper**, Bank of Canada, n. 2006-42, 2004.
- GRAHAM, B.; DODD, D. L. **Security analysis**. New York: McGraw-Hill, 1934.
- HERRERA, S.; PERRY, G. E. Tropical bubbles: asset prices in Latin America, 1980-2001. In: HUNTER, W. C.; KAUFMAN, G. G.; POMERLEANO, M. (Eds.). **Asset prices bubbles: the implications for monetary, regulatory and international policies**. Cambridge, MA: MIT Press, 2003.
- HONG, H.; SCHEINKMAN, J.; XIONG, W. Asset float and speculative bubbles. **The Journal of Finance**, v. 61, n. 3, p. 1073-1117, 2006.
- JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v. 12, p. 231-254, 1988.
- _____. Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in gaussian vector autoregressive models. **Econometrica**, v. 59, p. 1551-1580, 1991.
- JUNG, J.; SHILLER, R. J. Samuelson's dictum and the stock market. **Economic Inquiry**, v. 43, n. 2, p. 221-228, 2005.
- KAPETANIOS, G.; SHIN, Y.; SNELL, A. Testing for cointegration in nonlinear smooth transition error-correction models. **Econometric Theory**, v. 22, p. 279-303, 2006.
- KENDALL, M. G. The analysis of economic time-series-Part I: prices. In: COOTNER, P. H. (Org.). **The random character of stock market price**. Cambridge, MA: MIT Press, 1964. p. 85-99.
- LAMONT, O. Earnings and expected returns. **Journal of Finance**, v. 53, p. 1563-1587, 1998.

LUCAS JR., R. E. Asset prices in an exchange economy. **Econometrica**, n. 46, p. 1429-1455, 1978.

MARTIN, D. L. M.; KAYO, E. K.; KIMURA, H.; NAKAMURA, W. T. Identificando bolhas especulativas racionais no IBOVESPA (pós-Plano Real) a partir de regimes markovianos de conversão. **Revista Economia**, n. 5, p. 219-252, 2004.

MEDEIROS, O. R.; DAHER, C. E. Evidências de bolhas especulativas no mercado de ações brasileiro. In: Encontro Nacional da ANPAD (ENANPAD), 32., 2008, Rio de Janeiro. **Anais...** Rio de Janeiro: ANPAD, 2008. p. 300-315.

MEDEIROS, O. R.; FERNANDES, B. V. R. Evidências de bolhas de preços no mercado acionário brasileiro. In: Congresso USP de Controladoria e Contabilidade, 9., 2009, São Paulo. **Anais...** São Paulo: FEA/USP, 2009. p. 1-20.

MORALES, J. C. R. **Modelos de valor presente sob a hipótese de eficiência de mercado acionário brasileiro**. 2006. Dissertação (Mestrado em Economia) – Faculdade Ibmec, São Paulo, 2006.

MUSSA, M. The theory of exchange rate determination. In: BILSON, J. F. O.; MARSTON, R. C. (Eds.). **Exchange rate theory and practice**. Chicago, IL: University of Chicago Press, 1984. p. 13-78.

NUNES, M. S.; COSTA JR., N.; MEURER, R. A relação entre o mercado de ações e as variáveis macroeconômicas: uma análise econométrica para o Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 59, p. 586-607, 2005.

QUEIROZ, T.; MEDEIROS, O.; OLIVEIRA NETO, J. C. C. Bolhas especulativas na BOVESPA, uma aplicação de filtro de Kalman. **Rev. Bras. Finanças**, v. 9, n. 2, p. 257-275, 2011.

SCHEINKMAN, J. A. Speculation, trading and bubbles. **Economic Theory Center Research Paper**, n. 050, 2013.

SHILLER, R. J. Stock prices and social dynamics. **Brookings Papers on Economic Activity**, n. 2, p. 457-510, 1984.

SUMMERS, L. H. Does the stock market rationally reflect fundamental values? **Journal of Finance**, n. 41, p. 591-601, 1986.

van NORDEN, S.; SCHALLER, H. Speculative behavior, regime-switching and stock market crashes. **Working Paper**, p. 96-13, 1996.

VUOLTEENAHO, T. What drives firm-level stock returns? **Journal of Finance**, v. 57, p. 233-264, 2002.

WEST, K. D. A specification test for speculative bubbles. **Princeton University Working Paper**, 1984a.

_____. Speculative bubbles and stock price volatility. **Princeton University Working Paper**, 1984b.

_____. Dividend innovations and stock price volatility. **Econometrica**, v. 56, p. 37-61, 1988.

WILLIAMS, J. B. **The theory of investment value**. Cambridge, MA: Harvard University Press, 1938.

WORKING, H. Note on the correlation of first differences of averages in random chain. In: COOTNER, P. H. (Org.). **The random character of stock market price**. Cambridge, MA: MIT Press, 1964.