FACULDADE IBMEC SÃO PAULO
Programa de Mestrado Profissional em Economia

Juan Carlos Resende Morales

MODELOS DE VALOR PRESENTE SOB A HIPÓTESE DE EFICIÊNCIA NO MERCADO ACIONÁRIO BRASILEIRO

São Paulo
2006

Juan Carlos Resende Morales

Modelos de Valor Presente sob a Hipótese de Eficiência no Mercado Acionário Brasileiro

Dissertação apresentada ao Programa de Mestrado Profissional em Macroeconomia e Finanças da Faculdade Ibmec São Paulo, como parte dos requisitos para a obtenção do título de Mestre em Economia.

Campo de conhecimento:
Finanças

Orientador:
Prof. Dr. Ricardo D. Brito – IBMEC SÃO PAULO

São Paulo
2006

Morales, Juan Carlos Resende
Modelos de Valor Presente sob a Hipótese de Eficiência no Mercado Acionário Brasileiro./ Juan Carlos Resende Morales – São Paulo: IBMEC SÃO PAULO, 2006.
65 f.

Dissertação: Faculdade de Economia e Administração. IBMEC SÃO PAULO.

Orientador: Prof. Dr. Ricardo D. Brito

1. Modelo de Valor Presente 2. Expectativa de crescimento de dividendos futuros 3. Mercado acionário brasileiro

JUAN CARLOS RESENDE MORALES

Modelos de Valor Presente sob a Hipótese de Eficiência no Mercado Acionário Brasileiro.

Dissertação apresentada ao Programa de Mestrado Profissional em Macroeconomia e Finanças da Faculdade Ibmec São Paulo, como parte dos requisitos para a obtenção do título de Mestre em Economia.

Área de Concentração: Finanças

Aprovado em Dezembro 2006.

BANCA EXAMINADORA

Prof. Dr. Ricardo D. Brito
Instituição: Ibmec São Paulo Assinatura: _____

Prof. Dr. José Luiz Rossi Júnior
Instituição: Ibmec São Paulo Assinatura: _____

Prof. Dr. Marcelo de Sales Pessoa
Instituição: IPEA/RJ Assinatura: _____

À minha esposa Carol, à minha filha Maria Fernanda e aos meus pais.

AGRADECIMENTOS

Essa dissertação certamente teria sido escrita de forma diferente sem a perícia, a ajuda, o acompanhamento e o aconselhamento de muitas pessoas envolvidas direta ou indiretamente na sua elaboração.

Entre eles, especificamente no meio acadêmico, incluem-se o Prof. Dr. Ricardo D. Brito, professor do Ibmec São Paulo, que não somente foi meu orientador formal, mas também por todo apoio e cessão de material ao longo do trabalho de pesquisa; Prof. Dr. Pedro Valls, professor e coordenador do referido curso de Mestrado Profissional em Economia na data corrente; Prof. Dr. José Luiz Rossi Júnior, professor do Mestrado Profissional em Finanças; e Prof. Dr. Marcelo de Sales Pessoa, professor do IPEA/RJ.

Agradeço aos meus amigos de classe do Mestrado pela contribuição à minha formação, pela participação e companheirismo. Sem eles o curso certamente teria sido menos divertido e produtivo.

Gostaria de expressar um enorme agradecimento à minha esposa, Carol Buarque que, ao longo dos últimos dois anos depositou confiança e compreensão nesta empreitada acadêmica que culmina neste trabalho. Finalmente, obrigado Maria Fernanda, minha filha de apenas três meses: a partir de agora meu tempo disponível é todo seu.

RESUMO

Morales, Juan Carlos Resende. Modelos de Valor Presente sob a Hipótese de Eficiência no Mercado Acionário Brasileiro. São Paulo, 2006. 65p. Dissertação – Faculdade de Economia do IBMEC SÃO PAULO

Este trabalho testa o modelo de valor presente (MVP) da razão dividendo-preço de ações baseado no crescimento de dividendos futuros descontado a taxas de retornos constante e variável. Os dados são analisados no período do 1º trimestre de 1995 ao 4º trimestre de 2005 para o índice Bovespa e um índice ponderado pela capitalização de mercado das empresas brasileiras. Apesar do MVP, à taxa de retorno constante ser rejeitado, os testes do MVP, à taxa de retorno variável no tempo apresentam resultados que confirmam uma igualdade estatística entre o spread teórico e o spread observado, evidenciando a possibilidade de compatibilizar previsibilidade de retornos com a existência de um mercado eficiente sob um contexto de expectativas racionais.

Palavras-chave: Modelo de Valor Presente, Razão Dividendo-Preço, Processo Estocástico Linear, Expectativas Racionais, Testes de Cointegração.

ABSTRACT

This workpaper tests the present value model (PVM) for dividend to price ratio based on the future dividend growth discounted by constant and variable returns. The data are analyzed from the 1st quarter of 1995 to the 4th quarter of 2005 for the Bovespa index and an index weighted by the market capitalization from some Brazilian companies. Although the present value model using constant discount rate is rejected, the tests on the present value model through variable discount rate over time presents results which reiterate a statistical equality between the theoretical spread and the observed spread and, at the same time, showing the possibility to ally return predictability with the efficient market's existence under the rational expectations hypothesis.

Keywords: Present Value Model, Dividend-Price Ratio, Linear Stochastic Process, Rational Expectations, Cointegration Tests.

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO 9
2 MODELO DE VALOR PRESENTE TEÓRICO 12
2.1 O Modelo de Valor Presente a Taxas de Retorno Constantes 12
2.2 O Modelo de Valor Presente a Taxas de Retorno Variantes no Tempo 15
3 METODOLOGIA DE TESTE 19
4 BASE DE DADOS 24
5 RESULTADOS EMPÍRICOS 28
5.1 Modelo de Valor Presente à Taxa de Retorno Constante - VWI 28
5.2 Modelo de Valor Presente à Taxa de Retorno Constante - Ibovespa 36
5.3 Modelo de Valor Presente à Taxa de Retorno Variável - VWI 44
5.4 Modelo de Valor Presente à Taxa de Retorno Variável - Ibovespa 52
6 Conclusão 60
Referências Bibliográficas 63
Apêndice – Derivando a equação (9) 65

1 INTRODUÇÃO

Para analistas financeiros um simples modelo de avaliação de ações consiste em definir o preço igual ao fluxo futuro de dividendos trazido a valor presente por uma taxa de desconto. Este modelo fornece uma explicação teórica para movimentos no mercado acionário que são atribuídos à chegada de uma nova informação. Se esta é suficiente para alterar expectativas de dividendos futuros ou percepção de risco dos agentes, então alterará também os preços correntes das ações.

Contudo há uma discussão popular a respeito dos índices de ações serem muito voláteis, levantando alguns questionamentos: a intensidade da alteração dos preços é tão grande que pode ser justificada somente pela nova informação? Será o mercado hipersensível, reagindo desproporcionalmente aos eventos subsequentes? E esta suposta volatilidade pode tornar o modelo inválido?

Neste trabalho introduziu-se o modelo que relaciona o preço de uma ação a seu fluxo de dividendos futuros descontado a uma taxa constante ou variável. Como a fórmula do valor presente embute todos os dividendos de períodos futuros, o dividendo distribuído em um período específico é apenas uma pequena componente do preço da ação. Desta forma, pode-se afirmar que os movimentos que alteram de forma persistente a política de distribuição de dividendos de uma empresa terão maior impacto nos preços do que os movimentos temporários.

Analisa-se também as variações relativas entre preço, dividendo e taxa de desconto: a razão dividendo-preço (denominada *dividend yield*) apresenta uma sensibilidade negativa ao crescimento de dividendos e, portanto, se existe expectativa de uma distribuição maior de dividendos futuros o *dividend yield* será baixo. De outra forma, esta razão é interpretada em função da taxa pela qual o fluxo de dividendos futuros é descontado ao preço atual da ação, ou seja, se a taxa de desconto for alta, o *dividend yield* será alto. A princípio a razão dividendo-preço pode ser descrita como sendo sensível às duas variáveis simultaneamente, no entanto, não está claro a importância relativa de cada uma e se as duas interpretações são responsáveis pelas variações da razão ao longo do tempo sob a premissa de expectativas racionais do mercado. O trabalho se propõe a analisar estas questões sob um contexto de expectativas racionais e competição entre agentes do mercado, que define um mercado

eficiente. Para isso, usar-se-á de séries históricas de dois índices representativos do mercado acionário brasileiro.

O desenvolvimento de modelos teóricos de apreçamento de ações teve seu início há pelo menos quatro décadas e alguns trabalhos merecem ser mencionados pela contribuição dada à evolução do tema. A abordagem mais básica realizada na literatura, e talvez a mais difundida ainda hoje no mundo das financas, é o modelo de Gordon (1962) que assume premissas pouco realistas como a taxa de crescimento de dividendos e taxa de desconto constantes. Black e Scholes (1974) se preocupam com as relações seccionais entre *dividend yield* e retornos médios, tentando em vão explicar quais efeitos que um mudança na política de dividendos exerce sobre o preço de uma companhia aberta. Os artigos de Shiller (1981) e Campbell e Shiller (1987) consistem em análises de séries temporais de modelos de dividendos e preços sob a premissa de retornos constantes e aplicação de testes econométricos para confirmar a validade do modelo sugerido. Até então o fato de assumir taxas de retornos constantes era devido à impossibilidade de prevê-las. Contudo, Fama e French (1988) levantam a possibilidade teórica de reversão à média nos retornos de longo prazo e Campbell e Shiller (1988a) apresentam evidências empíricas sobre a previsibilidade de retornos, o que estimula o desenvolvimento de modelos de valor presente alternativos com taxas de retornos variantes no tempo. No caso brasileiro recente, a discussão sobre previsibilidade de retornos foi explorada por Torres, Bonomo e Fernandes (2000) entre outros. No entanto, foi Anchite e Issler (2001) que apresentaram uma abordagem de forma integrada entre previsibilidade e racionalidade no mercado acionário brasileiro.

Aqui será empregada uma metodologia que tenta compatibilizar previsibilidade de retornos com a existência de um mercado eficiente sob um contexto de expectativas racionais como em Lucas (1978), por meio de técnicas econométricas de análise multivariada, mais precisamente aplicando a modelagem de VAR (vetores auto-regressivos). A razão dividendo-preço deve ser um previsor ótimo do valor presente do crescimento de dividendos e taxas de desconto. Esta proposição pode ser testada formalmente por meio de testes de igualdade estatística entre os *spreads* teórico e observado. Duas premissas distintas de taxas de desconto são utilizadas e, portanto, duas versões diferentes do *spread* teórico serão analisadas: uma considera a taxa de retorno de ações constante ao longo do tempo, enquanto que a 2ª versão trabalha com a variabilidade dos retornos. São duas principais contribuições ao que já foi analisado na literatura brasileira: primeiramente não se usou somente séries originadas do

Ibovespa, mas também de um *Value Weighted Index* (*VWI*) e, em segundo lugar, trabalhou-se não somente com modelos bivariados, mas também com os trivariados no caso do MVP a retornos variáveis.

Além desta introdução, a seção 2 apresentará uma abordagem teórica sobre modelos de valor presente discriminando as duas versões já citadas: MVP a taxas de retorno constante e o MVP a taxas de retorno variante no tempo. A seção 3 concentrar-se-á em métodos econométricos a fim de representar o MVP por sistemas de VAR e na descrição de alguns testes relevantes. A seção 4 preocupar-se-á em detalhar a construção da base de dados utilizada para a formação dos dois índices: Ibovespa e *VWI*. A seção 5 compreenderá os resultados obtidos nos testes econométricos, enquanto que a seção 6 conterá a conclusão.

2 MODELO DE VALOR PRESENTE TEÓRICO

O modelo da razão dividendo-preço que será estudado derivou de um dos mais simples entre os modelos dinâmicos estocásticos em Finanças[1]. Segundo Campbell e Shiller (1987), apesar da simplicidade deste modelo, existe um substancial grau de controvérsia a respeito de sua validade alimentado pelos seguintes questionamentos. Primeiramente, existem várias formas de testar a equação, incluindo testes de regressão simples, de vetores auto-regressivos com restrição e de volatilidade. Não está muito claro como estas abordagens alternativas se relacionam. Em segundo lugar, uma rejeição estatística do modelo pode não ter significado econômico, pois é bastante possível que o modelo tenha um elevado poder de explicação da variável dependente mesmo se sua significância estatística for rejeitada. Finalmente, as variáveis da equação precisam sofrer algumas transformações para ser aplicada corretamente a teoria de processos estocásticos estacionários no caso destas apresentarem evidências da presença de raiz unitária. Particularmente nos modelos da razão dividendo-preço, tanto as séries de preços quanto as de dividendos evidenciam a presença de raiz unitária.

2.1 O Modelo de Valor Presente a Taxas de Retorno Constantes

Para um dado horizonte de investimento, pode-se definir que o retorno esperado para uma ação é uma constante R:

$$E_t\left[R_{t+1}\right] = R, \tag{1}$$

onde a esperança do retorno no período $t+1$ é função do preço no final do período, após distribuição de dividendos, somado aos dividendos distribuídos:

---

[1] O modelo de valor presente teórico generalizado $Y_t = \theta(1-\delta)\sum_{i=0}^{\infty}\delta^i E_t y_{t+i} + c_t$,

onde c_t é uma constante, θ, o coeficiente de proporcionalidade e δ, o fator de desconto, são parâmetros que, a princípio, devem ser conhecidos ou estimados. E_t é a esperança condicional dado todo o conjunto de informações I_t que inclui Y_t e y_t. Restringindo a abordagem a um modelo de avaliação de preços de ações, considera-se Y_t o preço de uma ação e y_t, seu dividendo.

$$R = E_t\left[R_{t+1}\right] = \frac{E_t\left(P_{t+1} - P_t\right) + D_{t+1}}{P_t}. \qquad (2)$$

Desta forma, pode-se relacionar o preço atual com expectativa de preço futuro e com o fluxo de dividendos futuros:

$$P_t = E_t\left[\frac{P_{t+1} + D_{t+1}}{1+R}\right]. \qquad (3)$$

A equação (3) expressa o cálculo do preço da ação em função da soma de seu fluxo futuro de dividendos e do preço ao final de um período somente. No entanto, se quiser obter P_t a partir de expectativas racionais de K períodos à frente, a equação será resolvida recursivamente, adotando uma representação que remete à Lei das Expectativas Iteradas:

$$P_t = E_t\left[\sum_{i=1}^{k}\left(\frac{1}{1+R}\right)^i D_{t+i}\right] + E_t\left[\left(\frac{1}{1+R}\right)^K P_{t+K}\right]. \qquad (4)$$

Quando K tende ao infinito, ou seja, na perpetuidade do investimento, o segundo termo da equação se aproxima de zero. Conseqüentemente, pode-se assumir como válida a equação representativa do preço de ações P_t para infinitos períodos:

$$P_t = E_t\left[\sum_{i=1}^{\infty}\left(\frac{1}{1+R}\right)^i D_{t+i}\right]. \qquad (5)$$

A equação (5) pode ser descrita como a versão generalizada para o modelo de crescimento de Gordon (1962), que assume uma hipótese pouco realista de que a série de dividendos apresenta um crescimento constante G e que deve ser sempre menor que a taxa de desconto, também constante, R. O modelo de valor presente descrito acima poderia ser diretamente testado caso as séries de preços e dividendos fossem estacionárias em nível[2]. No entanto, existem algumas evidências de que as séries de dividendos e preços de ações realmente

[2] Para que as séries sigam um processo estacionário, possíveis choques sobre elas devem causar efeitos temporários no seu nível. De forma contrária, variáveis que seguem um processo linear com raiz unitária sofrem alterações permanentes sob choques, mas não sofrem alterações na sua taxa de evolução.

seguem um processo integrado de 1ª ordem, ver como referência de trabalhos Campbell e Shiller (1987) para os EUA e Torres, Bonomo e Fernandes (2000) para o caso brasileiro.

Para que se possa aplicar a teoria de séries temporais no MVP as variáveis relacionadas devem seguir processos estacionários. Segundo Campbell e Shiller (1987), se estas variáveis fossem estacionárias apenas em suas primeiras diferenças, a escolha de tratamento por intermédio de VAR torna-se inadequado por dois motivos: primeiro, por não poder impor todas as restrições em (5) num VAR a primeiras diferenças e, em segundo lugar, não existe nenhuma boa representação para um VAR cujas variáveis são séries em primeiras diferenças. Pode-se transformar a equação em uma relação de variáveis estacionárias por uma operação de subtração de um múltiplo de D_t nos dois lados da equação, obtendo-se:

$$P_t - \frac{D_t}{R} = \left(\frac{1}{R}\right) E_t \left[\sum_{i=0}^{\infty} \left(\frac{1}{1+R}\right)^i \Delta D_{t+1+i} \right]. \qquad (6)$$

A equação destaca no seu lado esquerdo uma relação de cointegração entre duas séries integradas de 1ª ordem, ou seja, existe uma combinação linear estacionária entre duas séries não-estacionárias. Isto é verdade se o termo do lado direito da equação definido pela variação de dividendos for uma série estacionária.

A adaptação expressa na equação (6) do MVP esperado foi analisada empiricamente por Campbell e Shiller (1987), West (1988b) e outros. Entretanto, a premissa aqui utilizada de retorno constante no tempo é uma restrição muito forte ao modelo e não reflete o real comportamento de preços de ações. Na seção 5 testar-se-á o MVP à taxa de retorno constante R, onde $E_t[R_{t+1}-R]=0$. Contudo preços e dividendos, igualmente a várias séries temporais macroeconômicas, crescem exponencialmente ao longo do tempo ao invés de linearmente a taxa R, conforme sugerido. Logo, a proposição linear se torna menos adequada do que a aplicação de um modelo loglinear.

2.2 O Modelo de Valor Presente a Taxas de Retorno Variantes no Tempo

É bastante difícil trabalhar com hipóteses de não linearidade entre as variáveis componentes de um modelo a valor presente quando os retornos esperados das ações variam ao longo do tempo. A abordagem sugerida por Campbell e Shiller (1988a,b) utiliza uma aproximação loglinear para definir uma relação entre preços e dividendos.

Denomina-se P_t como o preço real de uma ação (ou um carteira delas) ao final de cada período t, como já foi definido na seção anterior, e D_t como os dividendos distribuídos ao longo do período t. O log do retorno bruto realizado, considerando o final do período t até o final do período $t+1$ pode ser definido por:

$$r_{t+1} = h_{t+1} \equiv \log(1 + R_{t+1}) = \log(P_{t+1} + D_{t+1}) - \log(P_t). \qquad (7)$$

A relação exata em (7) é não-linear, uma vez que envolve o logaritmo da soma do preço e do dividendo. Para a obtenção de uma relação linear entre o logaritmo de retornos, o logaritmo de preços e o logaritmo de dividendos, h_{t+1} pode ser aproximado a uma variável ξ_{t+1}, tal que $h_{t+1} \approx \xi_{t+1}$. Usa-se como convenção o log das variáveis representado por letras minúsculas. Chega-se à definição de ξ_{t+1} após algumas transformações e simplificações de h_{t+1} da seguinte maneira:

$$\begin{aligned} r_{t+1} &\equiv \log(P_{t+1} + D_{t+1}) - \log(P_t) \\ &= \log\left(\frac{P_{t+1}}{P_t}\frac{P_{t+1} + D_{t+1}}{P_{t+1}}\right) \\ &= \log\left(\frac{P_{t+1}}{P_t}\right) + \log\left(\frac{P_{t+1} + D_{t+1}}{P_{t+1}}\right) \\ &= \log\left(\frac{P_{t+1}}{P_t}\right) + \log(1 + \exp(\log D_{t+1} - \log P_{t+1})) \\ &= p_{t+1} - p_t + \log(1 + \exp(d_{t+1} - p_{t+1})). \qquad (8) \end{aligned}$$

Pode-se fazer uma expansão de Taylor de 1ª ordem em (8), descrita no Apêndice, para obter a seguinte expressão:

$$r_{t+1} = h_{t+1} \approx \xi_{t+1} = p_{t+1} - p_t + k + (1-\rho)(d_{t+1} - p_{t+1}) = k + \rho p_{t+1} + (1-\rho)d_{t+1} - p_t. \qquad (9)$$

A equação (9) é uma equação linear a primeiras diferenças para o log do preço da uma ação, análoga à equação (3), que reflete uma equação diferencial linear para o nível do preço da ação no modelo de valor presente a retorno constante. Pode-se resolver esta equação recursivamente para o futuro impondo a condição:

$$\lim_{j\to\infty} \rho^j E_t p_{t+j} = 0, \qquad (10)$$

e assim se obtém:

$$p_t = \frac{k}{1-\rho} + E_t\left[\sum_{j=0}^{\infty} \rho^j \left[(1-\rho)d_{t+1+j} - h_{t+1+j}\right]\right]. \qquad (11)$$

A equação acima explicita uma relação entre duas séries não-estacionárias integradas p_t e d_t. Como já foi anteriormente mencionado para se aplicar a teoria de séries temporais é necessário que as séries sejam estacionárias. Desta forma, submete-se a equação (9) às seguintes transformações:

$$\begin{aligned} h_{t+1} &\approx p_{t+1} - p_t + k + (1-\rho)(d_{t+1} - p_{t+1}) = k + \rho p_{t+1} + (1-\rho)d_{t+1} - p_t \\ &\approx k + \rho p_{t+1} + (1-\rho)d_{t+1} - p_t + d_t - d_t \\ &\approx k + \rho p_{t+1} + d_{t+1} - d_t - \rho d_{t+1} + d_t - p_t \\ &\approx k + \rho p_{t+1} - \rho d_{t+1} + \Delta d_{t+1} + d_t - p_t \end{aligned}$$

$$h_{t+1} \approx k - \rho\delta_{t+1} + \Delta d_{t+1} + \delta_t, \qquad (12)$$

onde $\delta_t = d_t - p_t$

Para resolver (12) considerando expectativas racionais e aplicando recursivamente a equação para frente, impõe-se $\lim_{j\to\infty} \rho^j E_t \delta_{t+j} = 0$, obtém-se:

$$\delta_t = d_t - p_t = -\frac{k}{1-\rho} + E_t \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j \left[-\Delta d_{t+1+j} + h_{t+1+j}\right]. \qquad (13)$$

A equação (13) relaciona o log da razão dividendo-preço a variáveis fundamentais como à expectativa de crescimento de dividendos futuros e de retorno, descontado da ação. Conclui-se que o log da razão dividendo-preço é mais alto quando o crescimento de dividendos é mais baixo ou quando os retornos esperados são maiores. A intuição econômica por trás da sensibilidade com a taxa de crescimento de dividendos reside no fato de o investidor ao optar no presente por dividendos relativos menores (e, portanto, com baixo *dividend yield*) possibilita à empresa uma taxa corrente de reinvestimento maior. Desta forma este investidor pode esperar em períodos futuros maiores dividendos, fruto de uma maior expansão do negócio. A relação da razão dividendo-preço com o retorno da ação é mais intuitiva, ou seja, se a rentabilidade esperada do negócio é alta, a distribuição de dividendos relativa ao preço no período presente também será. Esta simples estrutura torna o modelo loglinear mais fácil de usar na análise empírica do que o modelo que envolve uma relação linear de cointegração, pois todos os parâmetros são conhecidos quando se trata do logaritmo da razão dividendo-preço apenas.

De acordo com Campbel e Shiller (1988a), todas as variáveis na equação (13) são medidas *ex-post.* Além disso, esta relação é obtida por meio de uma aproximação linear de h_t e da imposição que ao longo do tempo a série δ_{t+j} é estacionária e, consequentemente, não há conteúdo econômico na equação. Para que se aproxime de um modelo econômico, algumas restrições devem ser impostas sobre o comportamento de h_t. A forma mais simples de se impor tais restrições é assumir uma relação entre o retorno da ação h_t e a taxa de desconto r_t, que pode representar para fins práticos à taxa de juros real, sem risco:

$$E_t h_t = E_t r_t + c. \tag{14}$$

A representação E_t significa uma expectativa racional formada por informações no início do período t, com h_t e r_t medidos ao final de cada período. O significado ao se impor esta condição é que existe uma variável cuja expectativa racional no começo do período somada a uma constante c iguala o retorno *ex ante* da ação. Substituindo (14) na equação (13) obtém-se um modelo econometricamente testável:

$$\delta_t \approx \frac{c-k}{1-\rho} + E_t \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j \left[r_{t+1+j} - \Delta d_{t+1+j} \right]. \qquad (15)$$

Esta relação representa o Modelo da Razão Dividendo-Preço que é uma evolução do modelo de crescimento proposto por Gordon (1962). Este assume um modelo estático de razão dividendo-preço sem descrever como esta relação deve se comportar temporalmente se taxas de juros ou taxas de crescimento mudarem ao longo do tempo.

3 METODOLOGIA DE TESTE

Inúmeros testes econométricos podem ser aplicados para se testar a validade dos modelos de razão dividendo-preço. Suas variáveis explicativas são tratadas como elementos de um vetor que descreve o estado da economia em algum período no tempo. Este vetor de estado se comporta temporalmente como um processo estocástico linear multivariado com coeficientes constantes. A informação intrínseca ao vetor de estado é capturada por agentes de mercado que conhecem o processo que se segue e, portanto, são capazes de estimar a evolução das respectivas variáveis no futuro.

Nesta seção assume-se que a dinâmica de dados de longo prazo pode ser resumida e bem descrita por um modelo de séries temporais simples. Propriedades de longo prazo podem ser inferidas a partir de um modelo de curto-prazo ao invés de tentar estimar diretamente de uma série finita. Como primeira passo deve-se analisar as propriedades estocásticas de cada série envolvida, verificando a presença de raízes unitárias nas séries em nível. Caso estas sejam I (1), realizar-se-ão testes de cointegração, usando as técnicas de Engle-Granger (1987) e Johansen (1988, 1991) definindo relações estacionárias entre dividendos e preços, para posteriormente usar técnicas de VAR para modelar as equações (6) e (15).

Como foi apresentado na seção anterior, uma relação de cointegração entre P_t e D_t bem como uma aproximação linear do log do retorno de preços de ações implica em uma função que envolve o valor descontado da esperança da taxa de crescimento de dividendos futuros e das taxas de retorno. O teste de confiabilidade para ambas as versões citadas de MVP é feito usando o método de vetores auto-regressivos (VAR) para definir o *spread* teórico e, posteriormente, comparando-o com o *spread* observado.

Campbell e Shiller (1988a) propôs um modelo a partir da equação (15), utilizando as variáveis $\delta_t \equiv d_t - p_t$ e $r_t - \Delta d_t$ como variáveis estacionárias que definem a relação entre as séries d_t e p_t. Logo se pode obter uma representação VAR da seguinte maneira:

$$\begin{bmatrix} \delta_t \\ r_t - \Delta d_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a(L) & b(L) \\ c(L) & d(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \delta_{t-1} \\ r_{t-1} - \Delta d_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \end{bmatrix}, \qquad (16)$$

onde os polinômios *a(L), b(L), c(L)* e *d(L)* são todos de ordem *p* no operador de defasagem *L*. Este VAR proposto pode ser usado para fazer uma previsão em vários períodos à frente de $r_t - \Delta d_t$ bem como inclui como variável independente δ_t que é a previsão ótima do valor presente de $r_t - \Delta d_t$ no futuro. Modelos VAR com *p* defasagens podem ser resumidos a um VAR a uma defasagem quando se aumenta o vetor de variáveis de estado:

$$\begin{bmatrix} \delta_t \\ \vdots \\ \vdots \\ \delta_{t-p+1} \\ r_t - \Delta d_t \\ \vdots \\ \vdots \\ r_{t-p+1} - \Delta d_{t-p+1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_1 & \cdots & a_p & b_1 & \cdots & b_p \\ 1 & & & & & \\ & \ddots & & & 0 & \\ & & 1 & & & \\ c_1 & \cdots & c_p & d_1 & \cdots & d_p \\ & & & 1 & & \\ & 0 & & & \ddots & \\ & & & & & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \delta_{t-1} \\ \vdots \\ \vdots \\ \delta_{t-p} \\ r_{t-1} - \Delta d_{t-1} \\ \vdots \\ \vdots \\ r_{t-p} - \Delta d_{t-p} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_{1t} \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \\ u_{2t} \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \end{bmatrix}. \tag{17}$$

O sistema acima pode ser representado vetorialmente como:

$$z_t = Az_{t-1} + v_t, \tag{18}$$

onde $z_t = \left[\delta_t \cdots \delta_{t-p+1}, r_t - \Delta d_t \cdots r_{t-p+1} - \Delta d_{t-p+1}\right]', v_t = \left[u_{1t}, 0 \cdots 0, u_{2t}, 0 \cdots 0\right]'$. O vetor z_t segue um VAR de primeira ordem, onde as linhas correspondentes a δ_t e r_t-Δd_t são estocásticas e as outras são determinísticas. ν_t é o vetor de choques sobre o VAR. Por simplicidade não se considera o efeito de constantes, pois se pode assumir o vetor das variáveis de estado composto pelas variáveis explicativas menos suas respectivas constantes.

O vetor z_t tem a propriedade de que, para ser estimado quaisquer períodos *k* à frente dado o conjunto de informação H_t, que contém valores correntes e defasados de z_t, simplesmente multiplica-se z_t pela matriz A elevada à *k*-ésima potência. Consequentemente, $E\left[z_{t+k} | H_t\right] = A^k z_t$. Sejam os vetores canônicos e_1 e e_2 de dimensões *p x 1*, tal que $e_1 = \left[1 \quad 0 \quad \cdots \quad 0\right]', e_2 = \left[0 \quad \cdots \quad 0 \quad 1 \quad 0 \quad \cdots \quad 0\right]'$ e $e'_1 z_t \equiv \delta_t$ e $e'_2 z_t \equiv r_t - \Delta d_t$, pode-se agora discutir as implicações da equação matricial acima sobre o modelo de valor presente sugerido na equação (15). A primeira e mais fraca implicação do modelo é que o log da razão dividendo-preço δ_t deve causar, no sentido Granger, r_t-Δd_t. A principal razão é que a variável δ_t embute toda informação de mercado sobre o vetor de variável de estado z_t.

A segunda implicação do modelo é que este impõe uma série de restrições no sistema (18). Para derivar estas restrições deve-se tratar a equação (15) condicionada ao conjunto de informações H_t, representado da seguinte forma:

$$\delta_t = E\left[\sum_{j=0}^{\infty} \rho^j \left[r_{t+1+j} - \Delta d_{t+1+j}\right] H_t\right] \equiv \delta_t^* . \qquad (19)$$

A equação (19) diz que δ_t deve ser igual à estimativa ótima irrestrita do fluxo futuro descontado de $r_{t+1+j} - \Delta d_{t+1+j}$, expressa por δ_t^*. Pode-se reescrever a equação, usando a fórmula de estimativas por intermédio de um VAR multiperíodos como:

$$\delta_t = e_1' z_t = \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j e_2' A^{j+1} z_t \equiv \delta_t^* . \qquad (20)$$

A equação (20) se estende para todas as realizações de z_t e, portanto, simplifica-se a:

$$e_1' = \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j e_2' A^{j+1} = e_2' A (I - \rho A)^{-1}, \qquad (21)$$

onde a 2ª igualdade é a avaliação de uma soma infinita, observando que deve convergir uma vez que os elementos da variável de estado z_t são estacionários. A equação (21) define um conjunto de $2p$ restrições não-lineares nos coeficientes do VAR, que podem ser testados usando um Teste de Wald não-linear. No entanto, a abordagem mais usual é realizar uma transformação nas restrições, multiplicando a equação por $(I - \rho A)$ de cada lado, obtendo-se as seguintes restrições lineares:

$$e_1' (I - \rho A) = e_2' A . \qquad (22)$$

A equação acima impõe que a restrição do modelo na forma de retornos pode ser expressa como $E(\xi_{t+1} - r_{t+1} | H_t) = 0$, onde ξ_{t+1} é definido na equação (9)[3]. Segundo Anchite e Issler (2001), a interpretação dada a esta restrição é que o excesso de retorno esperado é imprevisível, fora uma constante, pois é possível demonstrar que a aproximação de Taylor

[3] De acordo com Campbell e Shiller (1988a), o termo constante c não aparece na relação porque define-se todas as variáveis como desvios de suas médias e estas médias não sofrem restrições nos modelos.

representada em (9) só será exata, isto é, $\xi_t = r_t$, se este for o caso. Para atestar como a equação $e_1^{'}(I - \rho A) - e_2^{'}A = 0$ é equivalente à restrição na forma de retornos, pode-se reescrevê-la como $e_1^{'}z_t - e_1^{'}\rho(Az_t) - e_2^{'}(Az_t) = 0$, onde $Az_t = E_t z_t$ e, desta forma, $e_1^{'}z_t = \delta_t$, $e_1^{'}\rho(Az_t) = \rho E_t \delta_{t+1}$ e $e_2^{'}(Az_t) = E_t(r_t - \Delta d_t)$. Combinando estes elementos e usando a definição de ξ_{t+1} na equação (9) chega-se à restrição de retornos.

As restrições em (21) são algebricamente equivalentes às representadas em (22), no entanto o teste de Wald não é. O principal motivo é que ambas as equações são relacionadas por uma transformação não-linear e testes de Wald não são invariantes a estas transformações[4]. Realizar o teste de Wald da equação (17) sobre o VAR é numericamente equivalente a testar se existem 2*p* coeficientes nulos quando $\xi_t - r_t$ é uma regressão sobre as variáveis de z_t.

Campbell e Shiller (1988a) realizam algumas alternativas do VAR apresentado em (17) como por exemplo utilizar um VAR de sistema trivariado cujas variáveis são δ_t, r_t e Δd_t. Desta forma pode-se fazer testes em separado para cada variável e verificar como cada uma se relaciona com a razão dividendo-preço. Conseqüentemente, altera-se a matriz z_t de forma a incluir tais variáveis separadamente e redefine-se a matriz *A*, bem como os vetores canônicos e_1, e_2 e e_3, direcionados às variáveis δ_t, Δd_t e r_t respectivamente. Por analogia a equação (20):

$$e_1^{'}z_t = \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j \left(e_3^{'} - e_2^{'}\right) A^{j+1} z_t \,. \tag{23}$$

Mediante a mesma simplificação algébrica, feita anteriormente, chega-se à expressão:

$$e_1^{'}(I - \rho A) = \left(e_3^{'} - e_2^{'}\right) A, \tag{24}$$

sujeita igualmente ao mesmo problema observado anteriormente, ou seja, o teste de Wald pode variar da equação (23) para a equação (24) pois ambas estão relacionadas a transformações não-lineares.

[4] Ver Davidson e Mackinnon (1993), pp 467-469.

O teste de razão unitária entre as variâncias do *spread* observado e o teórico também será utilizado, mediante a restrição

$$\frac{Var(\delta_t)}{Var(\delta_t^*)} = 1 ,$$

onde δ_t^* é o previsor ótimo do logaritmo da razão dividendo-preço. De fato no modelo de valor presente o *ratio* deverá ser igual a um, no entanto este teste de igualdade entre as variâncias terá sua hipótese nula rejeitada se a variável δ_t apresentar uma volatilidade grande em relação às mudanças sobre o futuro de $r_t - \Delta d_t$ de tal forma que o *ratio* seja maior que a unidade. Um estatística complementar a este teste é a correlação entre as séries δ_t e δ_t^* que, baseado mais uma vez na proposição teórica do MVP de que $\delta_t = \delta_t^*$, deveria ser igual a um.

4 BASE DE DADOS

Os dados utilizados consistem em observações com freqüência trimestral de preços e dividendos normalizados em relação a dois índices: (i) *Value Weighted Index* (*VWI*) e (ii) IBOVESPA. Tais dados foram extraídos da Economática e deflacionados pelo índice geral de preços IGP-DI com base de final de dezembro de 2005. Importante ressaltar a construção da série de preços leva em consideração o preço de fechamento de cada papel no último pregão de cada trimestre na amostra. A série de dividendos[5] captura os proventos distribuídos ao longo do período e, portanto, anteriores ao preço utilizado.

O *VWI* é um índice cuja composição consiste em 131 ações negociadas na Bovespa antes de 1986 e até final de 2005. A necessidade de se construir este índice evitou que houvesse grandes mudanças na amostra ao longo do tempo e que isto causasse de certa forma alguma distorção no padrão de retorno das séries. Foi estabelecida uma restrição sobre classe de ações da mesma empresa, se ação ordinária ou preferencial, que privilegia a classe com maior volume de negócio no período retroativo de um mês. A composição desta carteira[6] obedece à regra de que a participação da ação no índice deve ser proporcional à capitalização de mercado da respectiva ação, de acordo com a seguinte fórmula:

$$w_{it} = \frac{p_{it} * q_{it}}{\sum_{i=1}^{n} p_{it} * q_{it}}, \qquad (25)$$

onde

w_{it} = participação da ação *i* no *VWI* no período *t*

p_{it} = preço da ação *i* no final do período *t*

q_{it} = quantidade da ação *i* no mercado no final do período *t*

A formação da série de preços do *VWI* consiste na soma da capitalização de mercado de cada ação *i* componente do índice:

---

[5] Relativamente à análise e construção da série de dividendos do Ibovespa, agradece-se ao Prof. Dr. Marcelo de Sales Pessoa pela gentil cessão de seus dados.

[6] A composição da carteira VWI e as respectivas séries de preço e dividendos ficam inteiramente à disposição para futuros trabalhos acadêmicos.

$$P_t = \sum_{i=1}^{n} p_{it} * q_{it}. \tag{26}$$

Posteriormente normalizou-se a série de preços pelo preço do primeiro período:

$$P_{tnorm} = \frac{\sum_{i=1}^{n} p_{it} * q_{it}}{P_1}. \tag{27}$$

O pagamento de proventos aos acionistas considerado neste trabalho equivale à distribuição dos "dividendos-caixa", distribuição de dividendos em forma de ações (bonificações) e juros sobre capital próprio (JSCP). A série de dividendos normalizada D_{tnorm} foi construída agregando-se o *dividend yield* de cada ação ponderados pelos respectivos pesos no *VWI* e, posteriormente, multiplicados pela série de preços normalizada.

$$D_{tnorm} = P_{tnorm} * \sum_{i=1}^{n} w_{it} * \left(d_{it} / p_{it} \right), \tag{28}$$

Onde d_{it} = dividendo por ações i no final do período t

Para confrontar resultados do *VWI* e, dada sua relevância para o mercado brasileiro, utilizaram-se também as séries históricas correspondentes ao IBOVESPA. A evolução trimestral da composição da carteira teórica do IBOVESPA foi disponibilizada pela própria Bovespa e a construção da série de preços e dividendos passa pela mesma metodologia de construção do *Value Weighted Index* mencionado acima.

Para testar o modelo de razão dividendo-preço proposto por Campbell e Shiller (1988 a, b) foi utilizada, como *proxy* da taxa livre de risco, a taxa real overnight SELIC paga pelos títulos públicos federais, obtida da série em nível da SELIC acumulada na Economática. Antes de se iniciar qualquer teste estatístico e de estimação é necessário fazer algumas considerações sobre a evolução das séries utilizadas neste trabalho. Seguem abaixo os gráficos da séries de dividendos (D_t), preços (P_t), dividendo-preço (D_t/P_t)e da taxa SELIC (r_t), todos em valores reais.

Analisando as séries de dividendos (gráficos DIVIDENDOS), nota-se um comportamento bastante volátil no período, com a verificação de sazonalidade de distribuição destes proventos concentrada principalmente no 2º trimestre de cada ano[7]. Esta peculiaridade é explicada pela tendência das empresas distribuírem parte de seus lucros por meio de dividendos ou JSCP, como dividendos complementares, referentes ao resultado do exercício do ano anterior. Particularmente a partir de 1997 observa-se uma distribuição maior de dividendos, devido à constituição da figura do JSCP, que segundo Ness Junior e Zani (2001) não somente é um alternativa à remuneração ao acionista, mas também uma forma de reduzir a carga tributária das empresas. A concentração dos índices em determinadas ações em parte também justifica uma volatilidade maior da série, pois esta se torna mais dependente do perfil de remuneração de poucas empresas a seus acionistas.

As séries de preços P_t (gráfico PREÇO) tanto do *VWI* quanto do Ibovespa são mais suaves que as dos respectivos dividendos, apresentando claramente uma tendência de alta o que pode ser relacionado com a presença de raiz unitária e, portanto, a característica de não-estacionaridade. A razão dividendo-preço (gráficos DIVIDENDO/PREÇO) possui volatilidade expressiva e é difícil identificar uma tendência clara nas séries, conforme as expectativas de que se as séries de dividendos e preços possuírem uma relação de longo prazo (relação de cointegração) fica caracterizado então a estacionaridade desta razão. Por último, a série da taxa livre de risco (TAXA SELIC) em primeiras diferenças, ou seja, o retorno propriamente dito da série da SELIC acumulada no período, que aparentemente não possui tendência oscilando sempre em torno de um determinado nível.

[7] Evitou-se a dessazonalização dos dividendos, pois esta técnica altera significativamente a estrutura estocástica da série original, alocando parte dos dividendos concentrados em um trimestre para trimestres subjacentes, inviabilizando qualquer estudo de modelos que testam a racionalidade.

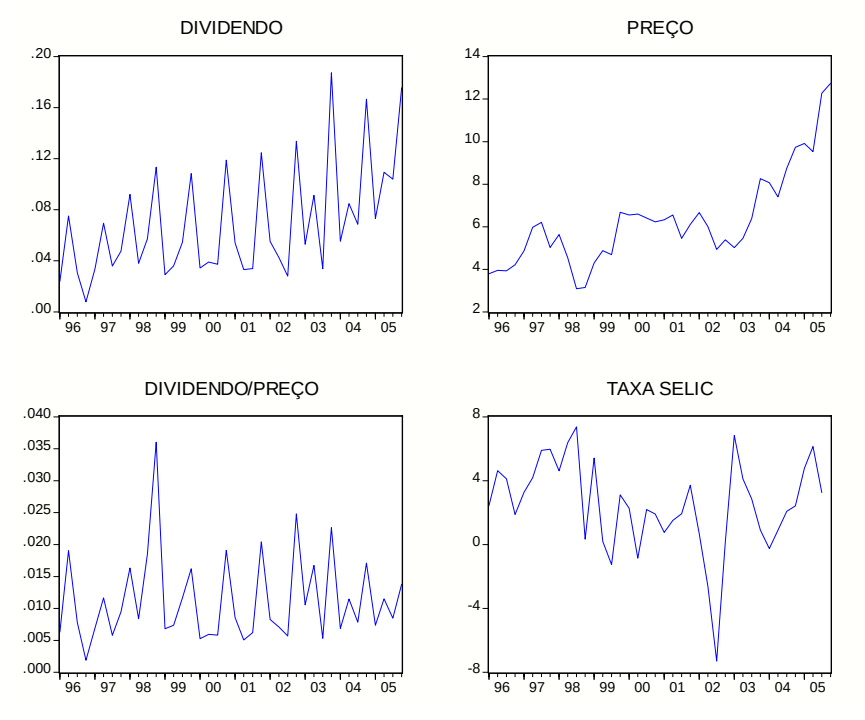

Gráfico 1 - Gráficos de Séries do VWI
Fonte: Elaborados pelo autor

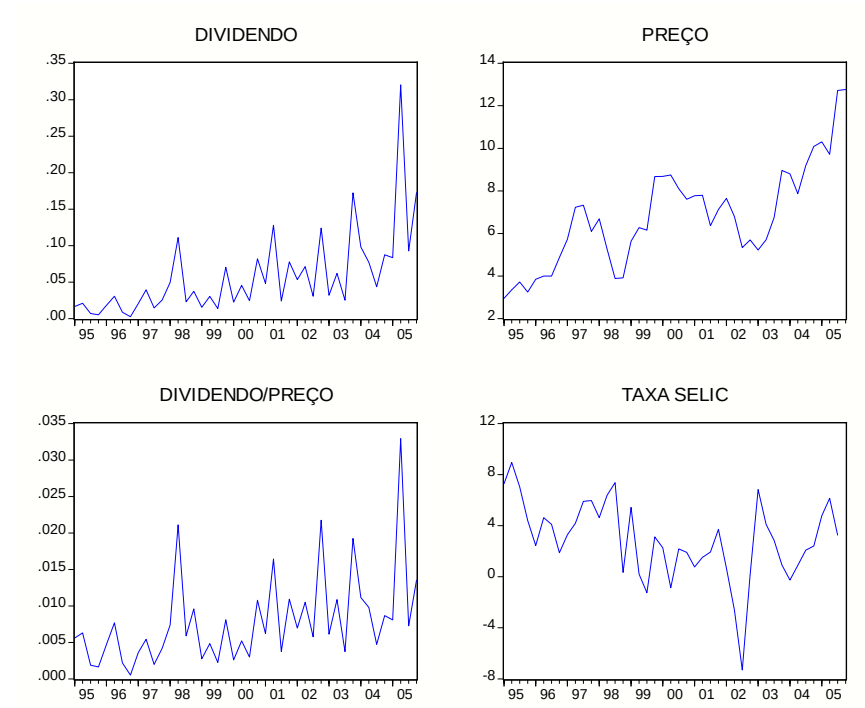

Gráfico 2 - Gráficos de Séries do Ibovespa
Fonte: Elaborados pelo autor

5 RESULTADOS EMPÍRICOS

5.1 Modelo de Valor Presente à Taxa de Retorno Constante - *VWI*

Teste de Raiz Unitária e Cointegração

Realiza-se testes de raiz unitária Augmented Dickey-Fuller (ADF), Philips-Perron (PP) e, apenas em caso de discrepâncias entre os dois primeiros testes, Kwiatkowski-Philips-Schmidt-Shin (KPSS) para verificar o comportamento estocástico das séries envolvidas, tentando identificar a presença de raiz unitária nas séries em nível, e, portanto, se existe uma relação de longo prazo entre elas, e a sua estacionaridade quando em primeiras diferenças. Os resultados estão na tabela abaixo com algumas conclusões:

TABELA 1 - TESTE DE RAIZ UNITÁRIA

Variável	Lag	ADF Test Statistic	PP Test Statistic	KPSS Test Statistic
D_t	3	0,196	-5,986*	1,040*
ΔD_t	2	-17,482*	-28,800*	-
P_t	0	0,243	0,243	-
ΔP_t	0	-6,283*	-6,283*	-

Variáveis obtidas de dados a partir do Value Weighted Index (VWI), no período do 1° trimestre de 1995 ao 4° trimestre de 2005, são definidas como sendo P_t igual ao preço do VWI e D_t equivalente a série de dividendos. Nos testes de Augmented Dickey-Fuller (ADF) e Philips-Perron (PP), a hipótese nula a ser considerada é H_0: a série possui raiz unitária. No teste Kwiatkowski-Philips-Schmidt-Shin (KPSS) a hipótese nula equivale a H_0: a série não possui raiz unitária. Todos os testes realizados incluem intercepto. O símbolo Δ corresponde à série em primeiras diferenças. * corresponde à rejeição de H_0 ao nível de 1% de significância e ** corresponde à rejeição de H_0 ao nível de 5% de significância.

Fonte: Elaborada pelo autor

De acordo com os testes realizados existe uma forte evidência de que a série de preços P_t possui raiz unitária ao aceitar H_0. Considerando apenas as séries em primeiras diferenças rejeitou-se a hipótese nula, indicando estacionaridade e corroborando a evidência de raiz unitária de ordem 1 em P_t.

Os resultados dos testes de raiz unitária sobre a série de dividendos, D_t, foram um tanto divergentes se considerarmos o teste ADF e PP, o que obrigou a realizar um terceiro teste, o KPSS, para ratificar um destes resultados. Baseado no KPSS observou-se evidências da

presença de raiz unitária em D_t uma vez que H_0 é rejeitada a um nível de significância de 1%. Esta dubiedade nos resultados está longe de ser uma surpresa, citando dois eventos corporativos característicos no Brasil que provavelmente influenciaram o comportamento das séries.

Primeiramente, em 1996 foi criado uma forma de remuneração aos acionistas de empresas chamada juros sobre capital próprio (JCSP) que trazia benefícios fiscais às empresas quando incorporados aos dividendos. Pode-se especular que este novo incentivo fiscal de alguma forma alterou a propensão das empresas na amostra em remunerar seus acionistas por meio de dividendos, o que poderia significar uma quebra estrutural no modelo a partir de 1997, conforme analisado por Silva, Lima e Brito (2005).

Em segundo lugar, como também observado por Anchite a Issler (2001), existe uma forte sazonalidade na distribuição de dividendos concentrada no 2º trimestre de cada ano calendário, fazendo com que haja uma queda súbita nas séries de dividendos do 2º para o 3º trimestre. Esta sazonalidade se justifica dado que os dividendos normalmente são pagos após a divulgação do balanço anual das companhias, permitida pela CVM até março do ano seguinte ao ano de exercício. Estas quedas abruptas na série entre vários períodos podem alterar a conclusão em testes de raiz unitária, conforme apontado por Cati, Garcia e Perron (1999).

Assumindo que as séries de dividendos e preços não são estacionárias pelos testes expostos, a próxima etapa é identificar as possíveis relações de longo prazo entre D_t e P_t. Realiza-se os testes de critério de informação para se obter o nº de defasagens ótimas do VAR entre as duas variáveis. Tentou-se o VAR com 4 lags conforme é sugerido por Schwarz (SC), no entanto este modelo apresentou-se mal especificado ao se testar a autocorrelação dos resíduos. A sugestão de HQ, AIC, FPE e LR de um VAR com 7 defasagens, apesar de limitar o tamanho da amostra, eliminou a correlação serial entre os resíduos e, portanto, originou um vetor auto-regressivo melhor especificado.

TABELA 2 - TESTES DE CRITÉRIO DE INFORMAÇÃO

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-11,5531	NA	0,0073	0,7529	0,8409	0,7837
1	22,9957	6,3339	0,0013	-0,9442	-0,6803	-0,8521
2	23,9830	1,7004	0,0016	-0,7768	-0,3370	-0,6233
3	29,7727	9,3280	0,0014	-0,8763	-0,2605	-0,6613
4	46,9460	25,7598	0,0007	-1,6081	-0,8163*	-1,3318
5	48,8610	2,6598	0,0008	-1,4923	-0,5246	-1,1545
6	50,0787	1,5559	0,0010	-1,3377	-0,1941	-0,9385
7	62,8263	14,8722*	0,0006*	-1,8236*	-0,5041	-1,3631*
8	64,2234	1,4747	0,0008	-1,6791	-0,1835	-1,1571

Período amostral correspondente ao 1° trimestre de 1995 ao 4° trimestre de 2005 para a realização dos testes de critério de informaçãoa fim de obtermos um número ótimo de defasagens para o VAR. * indica a ordem de defasagem sugerida pelo critério de informação. Os testes apresentados são: (i) LogL: teste de máxima verossimilhança, (ii) LR: teste estatístico modificado realizado ao nível de 5% de significância, (iii) FPE: teste do erro final previsto, (iv) AIC: critério de informação de Akaike, (v) SC: critério de informação de Scwarz e (vi) HQ: critério de informação de Hannan-Quinn.

Fonte: Elaborada pelo autor

O resultado do teste de cointegração de Johansen. (1988, 1991) se mostrou conflitante dependendo da estatística adotada como demonstrado na tabela 3. Segundo a estatística do máximo autovalor existe uma relação de longo prazo entre dividendo e preço da forma $P_t - \theta D_t$ particularmente definida pelo vetor (1 -97.60). Vamos nos referir a esta relação como uma equação $S_1 = P_t - 97.60*D_t$ para simulações posteriores.

TABELA 3 - TESTE DE COINTEGRAÇÃO DE JOHANSEN

H0: n° de relações de cointegração p	Est. Máx Autovalor	95%	p-value	Est. Traço	95%	p-value
p=0	9,19	11,22	0,035**	13,25	12,32	0,11
p<=1	4,06	4,13	0,052	4,06	4,13	0,052
P_t	D_t					
1	-97,60	logo	$S_1 = P_t - 97.60*D_t$			

Teste de cointegração de Johansen identifica o número de relações de longo prazo existentes entre as variáveis. Adicionalmente o teste indica os coeficientes de cointegração normalizados para a relação $P_t - \theta D_t$. Como convenção, adota-se * como rejeição de H_0 ao nível de 1% de significância e ** como rejeição de H0 ao nível de 5% de significância.

Fonte: Elaborada pelo autor

Adicionalmente infere-se outra relação de longo prazo por meio do Teste de Cointegração de Engle-Granger, que basicamente é uma regressão simples da série de preços sobre a série de dividendos. Apesar de se considerar a especificação S_1_t teoricamente mais rigorosa por estar sujeita a testes de diagnósticos mais extensos, a tentativa de se chegar a uma relação alternativa de cointegração é válida no sentido de se testar a robustez do modelo teórico. Esta relação é definida pelo vetor de cointegração (1 -29.96) e denominada $S_2_t = P_t - 29.96*D_t$. Ao se fazer o teste de raiz unitária ADF para a série em nível (não demonstrado aqui) verifica-se uma relação instável e não-estacionária e, portanto, não se prosseguirá com testes do MVP

a retornos constante em S_2_t, com o VAR, sendo especificado apenas pela variável S_1_t, esta sim, uma série comprovadamente estacionária conforme mencionado.

Estimação do Vetor Auto-regressivo e Teste do Modelo a Valor Presente

Inicialmente deve-se definir a ordem do vetor auto-regressivo formado pelas séries *S_1* e ΔD_t, utilizando a sugestão dos testes de critério de informação, que sugerem um VAR com três defasagens (SC e HQ) e seis defasagens (LR, FPE, AIC). Ao se realizar dois testes de diagnóstico nos resíduos do VAR, os testes de autocorrelação e o de heterocedasticidade, o modelo com três defasagens apresenta autocorrelação nos resíduos defasados em três períodos (p=3), apresentando um *p-value* de 0.004 e, portanto, rejeitando a hipótese nula de que não há correlação serial entre os resíduos do VAR. Optou-se pelo modelo com seis *lags* que elimina evidências de correlação serial e apresenta variância homogênea ao longo do tempo.

TABELA 4 - TESTES DE DIAGNÓSTICOS NOS RESÍDUOS DO VAR

Autocorrelação

	p=8		p=5		p=3		p=1	
Modelo	LM Stat	p-value	LM Stat	p-value	LM Stat	p-value	LM Stat	p-value
3 lags	3,25	0,51	1,78	0,78	15,31	0,004*	0,90	0,93
6 lags	2,87	0,58	4,13	0,39	0,24	0,99	4,45	0,34

Heterocedasticidade

Modelo	χ^2	df	p-value
S_1	63,66	72	0,7478

Período amostral correspondente ao 1° trimestre de 1995 ao 4° trimestre de 2005 para a realização dos testes de diagnósticos nos resíduos do VAR a fim de de verificar presença de correlação serial e heterocedasticidade. No teste de autocorrelação de resíduos hipótese nula a ser testada é H_0: não há correlação serial na ordem p de defasagem entre os resíduos. No teste de heterocedasticidade a hipótese nula equivale a H_0: não há heterocedasticidade na série de resíduos. Como convenção, adota-se * como rejeição de H_0 ao nível de 1% de significância e ** como rejeição de H_0 ao nível de 5% de significância.

Fonte: Elaborada pelo autor.

A capacidade da razão dividendo-preço de prever retornos foi anteriormente verificada em outros trabalhos[8]. A principal característica desta abordagem é que se pode usar o modelo da razão de dividendos pelo preço para estimar o comportamento da relação dividendo-preço observada. Para isto, parte-se das estimativas de VAR, cujos coeficientes reportados são os elementos da matriz *A*, conforme tabela abaixo. Utiliza-se tais coeficientes e a equação (20)

[8] Por exemplo em Shiller (1984) e por Flood, Hodrick e Kaplan (1986).

para computar a variável $S_1_OT_t$ (na equação representado por δ^*_t) como uma combinação linear das variáveis explicativas no VAR. Apenas ressaltando que ρ calculado foi de 0.99 de acordo com a definição de S_1_t.

TABELA 5 - ESTIMAÇÃO DO VAR PARA O MODELO DE VALOR PRESENTE A RETORNO ESPERADO CONSTANTE.

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

	Variável Explicativa												
Variável Dependente	S_1_{t-1}	S_1_{t-2}	S_1_{t-3}	S_1_{t-4}	S_1_{t-5}	S_1_{t-6}	ΔD_{t-1}	ΔD_{t-2}	ΔD_{t-3}	ΔD_{t-4}	ΔD_{t-5}	ΔD_{t-6}	R^2
S_1_t	1,521	-1,322	0,121	-0,062	0,165	-0,084	162,827	35,904	21,291	-56,559	-45,251	-47,687	0,756
	(0,524)	(0,808)	(0,906)	(0,889)	(0,865)	(0,610)	(4,868)	(6,846)	(6,711)	(6,400)	(5,540)	(1,941)	
ΔD_t	-0,006	0,012	-0,001	0,001	-0,003	0,000	-1,765	-0,630	-0,475	0,449	0,245	0,289	0,882
	(0,006)	(0,009)	(0,010)	(0,010)	(0,010)	(0,007)	(0,571)	(0,803)	(0,787)	(0,750)	(0,649)	(0,227)	

Implicações das Estimativas do VAR: $S_1_OT_t = \underset{(0,143)}{0.507} * S_1_t - \underset{(14,949)}{11.611} * \Delta Dt$

Variáveis obtidas de dados a partir do Value Weighted Index (*VWI*), no período do 1º trimestre de 1995 ao 4º trimestre de 2005, são definidas da seguinte forma: P_t é o preço do *VWI*, D_t é a série de dividendos, S_1_t é a relação de cointegração entre preço e dividendo equivalente a P_t - $97.6*D_t$. A variável $S_1_OT_t$ é a previsão irrestrita do valor presente do crescimento de dividendos futuros ajustado pelo retorno esperado nesta versão do modelo, definida nas equações (6) e (15). O sistema do VAR de 1ª ordem inclui as variáveis S_1_t e a taxa de crescimento dos dividendos ΔD_t. Os desvios-padrão são reportados entre parênteses abaixo de cada coeficiente. A matriz de coeficientes do VAR é a matriz A definida na equação (17). A última coluna R^2 refere-se aos coeficientes de determinação na regressão dos retornos sobre as variáveis explicativas defasadas. Usa-se estes coeficientes da matriz A e a equação (6) para computar a variável $S_1_OT_t$, uma combinação linear das variáveis explicativas do VAR.

Fonte: Elaborada pelo autor

TABELA 6 - TESTE DE WALD PARA RESTRIÇÕES CONJUNTAS DOS COEFICIENTES, TESTE DE CAUSALIDADE DE GRANGER E TESTE DA RAZÃO DE VARIÂNCIA

$$e_1'(I-\rho A)=e_2'A$$

Teste de Wald para Restrições Conjuntas			Testes de Razão de Variância e Correlação		
Modelo	$\chi 2$	p-value	H_0:	F	p-value
S_1_t	226,85	0,000	Var (S_1_t) / Var ($S_1_OT_t$) = 1 Var ($S_1_OT_t$) / Var (S_1_t) = 0,756	0,000	0,000
			corr (S_1_t, $S_1_OT_t$) = 0,869		
Teste de Causalidade de Granger					
VAR contendo S_1_t e ΔD_t	$\chi 2$	p-value			
H_0: S_1_t não causa granger ΔD_t	3,264	0,775			
H_0: ΔD_t não causa granger S_1_t	20,009	0,003			

Variáveis obtidas de dados a partir do *Value Weighted Index* (*VWI*), no período do 1° trimestre de 1995 ao 4° trimestre de 2005, são definidas da seguinte forma: P_t é o preço do VWI, D_t é a série de dividendos, S_1_t é a relação de cointegração entre preço e dividendo equivalente a P_t - $97.6*D_t$. A variável $S_1_OT_t$ é a previsão irrestrita do valor presente do crescimento de dividendos futuros ajustado pelo retorno esperado nesta versão do modelo, definida nas equações (6). Para verificação do Modelo de Valor Presente foram conduzidos três testes formais: teste de restrições conjuntas pelos coeficientes do VAR, conforme equação (22), e impõe um conjunto de $2p$ restrições conjuntas sobre os parâmetros do VAR, o teste de causalidade de Granger, que testa se S_{it} Granger-causa ΔD_t e vice-versa, e um teste de razão unitária de variância dos spreads observado (S_1_t) e esperado ($S_1_OT_t$), bem como verifica-se sua correlação.

Fonte: Elaborada pelo autor

São feitos basicamente três testes para a comprovação do modelo a valor presente no mercado brasileiro, como o teste de Wald para restrições conjuntas impostas pelos coeficientes do VAR, como sugere a equação (22), o teste de causalidade de Granger entre os coeficientes e testes de razão unitária para as variâncias dos *spreads* observado e esperado. Se o modelo de valor presente a retorno constante for representativo do mercado, a variável $S_1_OT_t$ deveria corresponder ao peso unitário em S_1_t e um peso nulo em ΔD_t. De acordo com o teste de Wald para restrições conjuntas, rejeita-se a hipótese nula de que $S_1_t = S_1_OT_t$. A variável crescimento de dividendos apresentou significância estatística nula, com um desvio padrão de 14.949 bastante relevante em relação ao peso do coeficiente em ΔD_t na regressão de -11.611. No entanto o peso da variável S_1_t sobre $S_1_OT_t$ é consideravelmente menor que a unidade. Na tabela esta ponderação equivale a 0.5072 com um erro padrão de 0.1438, significando que $S_1_OT_t$, o previsor ótimo irrestrito do valor presente do crescimento real de dividendos futuros, tem uma sensibilidade equivalente à metade do S_1_t; ou seja, a variável razão dividendo-preço move-se duas vezes mais. Como já era intuitivamente previsto, o teste de variância rejeita a hipótese de igualdade entre as variâncias das séries unitárias.

Os coeficientes de determinação, R^2, do VAR bivariado indicam um alto poder de explicação da variável S_1_t e da variação dos dividendos ΔD_t, o que leva a crer que possa existir relação

de causalidade entre estas variáveis. Esta suposição é ratificada por um dos testes de causalidade de Granger: enquanto o teste da variável ΔD_t sobre S_1_t rejeita a hipótese de efeitos pouco significativos, a hipótese de que S_1_t não causa granger ΔD_t não é rejeitada. Este resultado diverge da proposição teórica de que a causalidade é unidirecional e no sentido de S_1_t causar granger ΔD_t.

Os resultados dos testes não corroboram com o sugerido pelo modelo teórico de valor presente. O teste de racionalidade realizado rejeita o MVP a retorno constante proposto e não se adequa à hipótese de expectativas racionais e competição no mercado acionário brasileiro. Segue abaixo a evolução de dois gráficos das séries dos desvios da média do spread teórico (S_1_t) e o spread realizado ($S_1_OT_t$), apresentando uma alta correlação de 0.869[9].

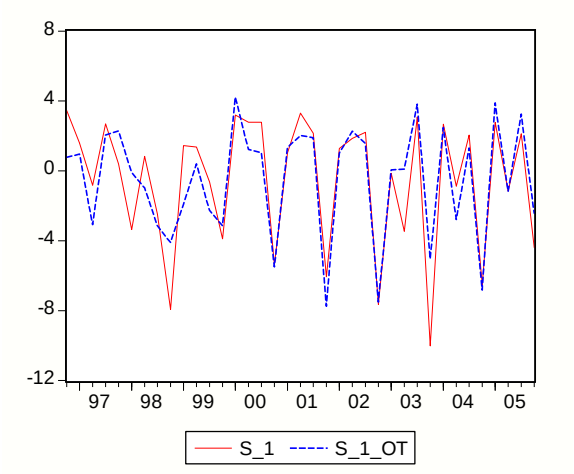

Gráfico 3 – Desvios da Média entre Spreads Teórico e Observado - θ=97.6
Período 4T1996 a 4T2005
Fonte: Elaborado pelo autor

[9] O início dos gráficos acontece no 4º trimestre de 1996 uma vez que na composição da série $S_1_OT_t$ há perda de informações por este ser um VAR a seis defasagens.

5.2 Modelo de Valor Presente à Taxa de Retorno Constante - Ibovespa

Teste de Raiz Unitária e Cointegração

Procede-se aos testes de diagnósticos para o modelo a valor presente a retorno constante do IBOVESPA, analisando inicialmente as correspondentes séries de preços e dividendos em nível e a primeiras diferenças**.**

TABELA 7 - TESTE DE RAIZ UNITÁRIA

Variável	Lag	ADF Test Statistic	PP Test Statistic	KPSS Test Statistic
D_t	5	1,149	-4,897*	0,809*
ΔD_t	4	-6,518*	-34,118*	-
P_t	0	-0,759	-0,830	-
ΔP_t	0	-6,160*	-6,160*	-

Variáveis obtidas de dados a partir do Ibovespa, no período do 1° trimestre de 1995 ao 4° trimestre de 2005, são definidas como sendo P_t igual ao preço do Ibovespa e D_t equivalente a série de dividendos. Nos testes de Augmented Dickey-Fuller (ADF) e Philips_Perron (PP), a hipótese nula a ser considerada é H_0: a série possui raiz unitária. No teste Kwiatkowski-Philips-Schmidt-Shin (KPSS) a hipótese nula equivale a H_0: a série não possui raiz unitária. Todos os testes realizados incluem intercepto. O símbolo Δ corresponde à série em primeiras diferenças. * corresponde à rejeição de H_0 ao nível de 1% de significância e ** corresponde à rejeição de H_0 ao nível de 5% de significância.

Fonte: Elaborada pelo autor

A série de preços em nível do IBOVESPA novamente comprova a presença de raiz unitária integrada de ordem 1 no testes de ADF e PP, bem como a série a primeiras diferenças evidencia estacionaridade. Apenas pelos testes ADF e PP, o resultado sobre a série de dividendos em nível é inconclusivo, com divergências, pois o último rejeita a hipótese nula da série possuir raiz unitária a 1% de significância. A justificativa encontrada para esta diferença já foi mencionada na seção anterior e, desta forma, realiza-se adicionalmente o teste KPSS no intuito de mitigar quaisquer dúvidas a respeito da série. O resultado final do KPSS evidencia que a série de dividendos em nível não é estacionária e, portanto, pode-se prosseguir à etapa de definição da possível relação de longo prazo existente entre D_t e P_t. O teste de critério de informação ajuda a definir o número ótimo de defasagens na relação de cointegração entre as duas variáveis, com Schwarz sugerindo apenas um lag (não demonstrado aqui).

Novamente analisou-se a cointegração entre as séries utilizando a escolha do VAR a uma defasagem para descobrir a presença de uma combinação linear entre as séries, usando o Teste de Johansen.

TABELA 8 - TESTE DE COINTEGRAÇÃO DE JOHANSEN

H0: n° de relações de cointegração p	Est. Máx Autovalor	95%	p-value	Est. Traço	95%	p-value
p=0	14,92**	14,26	0,04	15,42	15,49	0,05
p<=1	0,50	3,84	0,48	0,50	3,84	0,48

P_t	D_t		
1	-54,48	logo	$S_1 = P_t - 54.48*D_t$

Teste de cointegração de Johansen identifica o número de relações de longo prazo existentes entre as variáveis. Adicionalmente o teste indica os coeficientes de cointegração normalizados para a relação $P_t - \theta D_t$. Como convenção, adota-se * como rejeição de H_0 ao nível de 1% de significância e ** como rejeição de H0 ao nível de 5% de significância.

Fonte: Elaborada pelo autor

A estimativa de máximo autovalor rejeita a hipótese da ausência de relação de cointegração e sugere a presença de uma matriz com posto igual a 1. O teste do traço também rejeita H_0 com sua estimativa ficando bastante próxima do valor crítico a um nível de confiança de 95%. A hipótese de *p* menor ou igual a 1 não é rejeitada e, portanto, pode-se assumir a existência da relação de cointegração entre D_t e P_t. Adicionalmente, o teste de cointegração de Engle-Granger indica a presença de relação de longo prazo ao rejeitar autocorrelação da série de resíduos originadas da equação de regressão simples. Chamar-se-á esta relação de S_2_t.

TABELA 9 - TESTE DE COINTEGRAÇÃO DE ENGLE-GRANGER

Regressão de Cointegração	$S_2_t = P_t - 23,30*D_t$
Estatística ADF para Resíduos	-3,796*

A metodologia de Engle-Granger indica os coeficientes de cointegração normalizados para a relação $P_t - \theta D_t$. Verifica-se através de um teste ADF para resíduos da equação de cointegração a presença de raiz unitária. Como convenção, adota-se * como rejeição de H0:S_i_t tem raiz unitária, ao nível de 1% de significância, cujo valor crítico é de -3.62 e ** como rejeição de H0 ao nível de 5% de significância.

Fonte: Elaborada pelo autor

Existem evidências que ambas as combinações lineares $P_t - \theta D_t$, a primeira sugerida pelo teste de Johansen (S_1_t) bem como a obtida do teste de Engle-Granger (S_2_t), são estacionárias e, portanto, pode-se compará-las com a proposição teórica do MVP a retornos constantes.

Estimação do Vetor Auto-regressivo e Teste do Modelo a Valor Presente

Utiliza-se os métodos de critérios de informação para a determinação dos lags ótimos do VAR definido em S_i_t, i=1,2. Segue-se a sugestão feita pelo método de Schwarz para S_{1t} e Schwarz e Hannan-Quinn para S_2_t de uma defasagem ótima. As especificações dos sistemas

se mostraram insatisfatórias de acordo com o resultado de testes de resíduos (não explicitados neste artigo), pois apresentaram inicialmente correlação serial. Conseqüentemente, optou-se pelas sugestões seguintes dos critérios de informação, ou seja, para S_1_t adotaram-se quatro defasagens baseado no teste LR e para S_2_t, cinco defasagens de acordo com os testes LR, FPE, AIC e HQ. Concluiu-se que com estas premissas os dois vetores auto-regressivos ficam bem especificados e, além disso, pelos testes de heterocedasticidade sem os termos dos produtos cruzados não se detecta a heterocedasticidade nas séries.

TABELA 10 - TESTES DE DIAGNÓSTICOS NOS RESÍDUOS DO VAR

Autocorrelação								
	p=8		p=5		p=3		p=1	
Modelo	LM Stat	p-value	LM Stat	p-value	LM Stat	p-value	LM Stat	p-value
S_1_t	2,709	0,607	7,740	0,101	2,123	0,713	8,214	0,084
S_2_t	5,315	0,256	1,775	0,777	1,859	0,762	3,572	0,467

Heterocedasticidade			
Modelo	χ^2	df	p-value
S_1_t	5,136	48	0,343
S_2_t	5,964	60	0,489

Período amostral correspondente ao 1° trimestre de 1995 ao 4° trimestre de 2005 para a realização dos testes de diagnósticos nos resíduos do VAR a fim de de verificar presença de correlação serial e heterocedasticidade. No teste de autocorrelação de resíduos hipótese nula a ser testada é H_0: não há correlação serial na ordem p de defasagem entre os resíduos. No teste de heterocedasticidade a hipótese nula equivale a H_0: não há heterocedasticidade na série de resíduos. Como convenção, adota-se * como rejeição de H_0 ao nível de 1% de significância e ** como rejeição de H_0 ao nível de 5% de significância.

Fonte: Elaborada pelo autor

As tabelas 11 e 12 detalham os resultados para duas versões do MVP a retornos constantes do IBOVESPA, S_1_t e S_2_t. A primeira versão é baseada num sistema de VAR com quatro lags e variáveis auto-regressivas de razão dividendo-preço e crescimento real de dividendos, enquanto que a segunda versão trabalha com um número ótimo de cinco defasagens e com as mesmas variáveis explicativas descritas para S_1_t. Reporta-se os resultados e os testes que comprovam ou não se o modelo está adequado às expectativas racionais no mesmo painel, discriminando os dados para cada versão.

Novamente testar-se-á a capacidade do modelo de razão dividendo-preço de prever retornos[10] e quais implicações geradas das estimativas do VAR. No início da tabela, reporta-se aos vetores auto-regressivos com as variáveis conhecidas no início do período *t*: as relações

[10] Esta característica já foi testada e verificada em outros trabalhos, como Shiller (1984) e por Flood, Hodrik e Kaplan (1986).

dividendo-preço S_i_t, i=1,2 e o crescimento real de dividendos ΔD_t. Estas variáveis serão usadas no sistema VAR de primeira ordem. Caso as duas versões estejam corretas, de tal forma que o retorno real esperado para as ações no mercado brasileiro sejam constantes ao longo do tempo, então os coeficientes da regressão destas variáveis explicativas devem ser iguais a zero. Uma característica peculiar desta abordagem é que se pode usar o modelo de dividendos e analisar suas implicações para prever o comportamento da razão dividendo-preço.

Conforme as estimativas de VAR para S_1_t e S_2_t, os coeficientes são os elementos da matriz A e usa-se estes coeficientes junto com a equação (15) para computar as variáveis $S_i_OT_t$, i=1,2, uma combinação linear das variáveis explicativas dos respectivos VAR.

TABELA 11 - ESTIMAÇÃO DO VAR PARA O MODELO DE VALOR PRESENTE A RETORNO ESPERADO CONSTANTE

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

	Variável Explicativa								
Variável Dependente	S_1_{t-1}	S_1_{t-2}	S_1_{t-3}	S_1_{t-4}	ΔD_{t-1}	ΔD_{t-2}	ΔD_{t-3}	ΔD_{t-4}	R^2
S_1_t	0,759	0,627	-1,840	0,530	47,894	69,539	21,128	30,634	0,395
	(0,415)	(0,630)	(0,806)	(0,569)	(23,132)	(28,858)	(24,743)	(14,240)	
ΔD_t	0,003	-0,012	0,037	-0,018	-0,806	-1,273	-0,037	-0,388	0,723
	(0,007)	(0,011)	(0,014)	(0,010)	(0,417)	(0,520)	(0,446)	(0,256)	

Implicações das Estimativas do VAR: $S_1_OT_t = 0.849 * S_1_t + 10.423 * \Delta D_t$
(0,067) (4,259)

	Variável Explicativa										
Variável Dependente	S_2_{t-1}	S_2_{t-2}	S_2_{t-3}	S_2_{t-4}	S_2_{t-5}	ΔD_{t-1}	ΔD_{t-2}	ΔD_{t-3}	ΔD_{t-4}	ΔD_{t-5}	R^2
S_2_t	0,748	0,307	-0,395	-0,338	0,0349	26,777	31,302	39,819	37,307	19,287	0,627
	(0,243)	(0,361)	(0,461)	(0,480)	(0,318)	(7,357)	(9,151)	(9,877)	(9,850)	(8,576)	
ΔD_t	0,013	-0,02	0,023	-0,0004	0,001	-0,84	-1,365	-1,269	-1,146	-0,906	0,819
	(0,007)	(0,010)	(0,013)	(0,013)	(0,009)	(0,211)	(0,263)	(0,284)	(0,283)	(0,246)	

Implicações das Estimativas do VAR: $S_2_OT_t = 0.970 * S_2_t + 3.444 * \Delta D_t$
(0,029) (2,354)

Variáveis obtidas de dados a partir do Ibovespa, no período do 1° trimestre de 1995 ao 4° trimestre de 2005,definidas da seguinte forma: P_t é o preço do Ibovespa, D_t é a série de dividendos, S_1_t e S_2_t são as relações de cointegração entre preço e dividendo equivalentes a P_t - $54.48 * D_t$ e Pt - $23.30 * D_t$, respectivamente . As variáveis $S_1_OT_t$ e $S_2_OT_t$ são previsões irrestritas do valor presente do crescimento de dividendos futuros ajustado pelo retorno esperado, definidas nas equações (6) e (15). O sistema do VAR de 1ª ordem inclui as variáveis S_1_t e a taxa de crescimento dos dividendos ΔD_t na 1ª versão e S_2t e a taxa de crescimento dos dividendos ΔDt para a 2ª versão. Os desvios-padrão são reportados entre parênteses abaixo de cada coeficiente. As matrizes de coeficientes do VAR correspondem à matriz A definida na equação (17). A última coluna R^2 refere-se aos coeficientes de determinação na regressão dos retornos sobre as variáveis explicativas defasadas. Usa-se as matrizes de coeficientes e equação (6) para computar as variáveis $S_1_OT_t$ e $S_2_OT_t$.

Fonte: elaborada pelo autor

TABELA 12 - TESTE DE WALD PARA RESTRIÇÕES CONJUNTAS DOS COEFICIENTES, TESTE DE CAUSALIDADE DE GRANGER E TESTE DA RAZÃO DE VARIÂNCIA

$$e_1'(I - \rho A) = e_2' A$$

Teste de Wald para Restrições Conjuntas

	$\rho = 0{,}982$		$\rho = 0{,}959$		$\rho = 0{,}9$	
Modelo	$\chi 2$	p-value	$\chi 2$	p-value	$\chi 2$	p-value
S_1_t	82,377	0,000	85,097	0,000	93,013	0,000
S_2_t	63,835	0,000	65,991	0,000	72,452	0,000

Teste de Causalidade de Granger

VAR contendo S_1_t e ΔD_t	$\chi 2$	p-value
H_0: S_1_t não causa granger ΔD_t	11,460	0,022
H_0: ΔD_t não causa granger S_1_t	9,230	0,055
VAR contendo S_2_t e ΔD_t	$\chi 2$	p-value
H_0: S_2_t não causa granger ΔD_t	15,750	0,007
H_0: ΔD_t não causa granger S_2_t	24,980	0,000

Testes de Razão de Variância e Correlação

H_0:	F	p-value
Var (S_1_t) / Var ($S_1_OT_t$) = 1	2,282	0,009
Var ($S_1_OT_t$) / Var (S_1_t) = 0,395		
corr (S_1_t, $S_1_OT_t$) = 0,628		
H_0:	F	p-value
Var (S_2_t) / Var ($S_2_OT_t$) = 1	1,781	0,069
Var ($S_2_OT_t$) / Var (S_2_t) = 0,627		
corr (S_2_t, $S_2_OT_t$) = 0,792		

Variáveis obtidas de dados a partir do Ibovespa, no período do 1° trimestre de 1995 ao 4° trimestre de 2005, definidas da seguinte forma: P_t é o preço do Ibovespa, D_t é a série de dividendos, S_1_t e S_2_t são as relações de cointegração entre preço e dividendo equivalentes a P_t - $54.48*D_t$ e P_t - $23.30*D_t$, respectivamente. As variáveis $S_1_OT_t$ e $S_2_OT_t$ são previsões irrestritas do valor presente do crescimento de dividendos futuros ajustado pelo retorno esperado, definidas na equação (6). Para verificação do Modelo de Valor Presente foram conduzidos três testes formais: teste de restrições conjuntas pelos coeficientes do VAR, conforme equação (22), e impõe um conjunto de $2p$ restrições conjuntas sobre os parâmetros do VAR, o teste de causalidade de Granger, que testa se S_i_t Granger-causa ΔD_t e vice-versa, e um teste de razão unitária de variância dos spreads observado (S_i_t) e esperado ($S_i_OT_t$), bem como verifica-se suas correlações.

Fonte: Elaborada pelo autor

Para comprovar a veracidade do MVP a retornos constantes analisa-se as restrições conjuntas do sistema submetendo-as ao teste de Wald. Caso a hipótese nula de que todas as restrições sejam iguais a zero for aceita estará confirmada a proposição teórica a retornos constantes. O resultado do teste de Wald não ratifica a teoria, rejeitando H_0 mesmo fazendo uma sensibilidade variando-se o ρ para cada versão do modelo.

O teste de causalidade de Granger apresentou resultados distintos. No VAR contendo S_1_t e ΔD_t conclui-se que existe uma relação de causalidade unidirecional onde S_1_t causa granger ΔD_t, mas a recíproca não é verdadeira a 5% de significância. Esta constatação está bastante em linha com o que sugere a leitura dos respectivos coeficientes de determinação, ou seja, de uma relação com alto grau explicativo em ΔD_t, R^2 igual a 0.723, enquanto que a equação para estimação de S_1_t possui baixa confiabilidade, com R^2 igual a 0.395. O VAR composto por S_2_t e ΔD_t apresenta coeficientes de determinação bem significativos, de 0.627 e 0.819

respectivamente, sugerindo causalidade bidirecional entre as variáveis. A prova real desta conclusão é o teste de causalidade de Granger, que rejeita ambas hipóteses nulas a um nível de significância menor que 1%, posto que seus *p-values* são iguais a 0.007 e zero, respectivamente.

Os testes de razão unitária para as variâncias dos *spreads* observado e esperado também apresentam resultados conflitantes e pode-se afirmar que a diferença entre as volatilidades de S_1_t e $S_1_OT_t$ é estatisticamente significativa, enquanto que não há rejeição da hipótese de igualdade das variâncias na segunda versão. Estes resultados intuitivamente já eram previstos quando analisamos a regressão de $S_i_OT_t$ sobre S_i_t, i=1,2. Na 1ª versão a sensibilidade do coeficiente de S_1_t é próxima de um enquanto que a sua sensibilidade ao crescimento real de dividendos é extremamente alta, isto é, para cada variação de unidade em ΔD_t altera-se em dez vezes relação dividendo-preço, se tudo mais constante. Pode-se especular que esta alta volatilidade originada pelos dividendos justifica o diferencial de variâncias. Já na 2ª versão do modelo a sensibilidade do coeficiente de S_2_t também é próxima da unidade, no entanto a magnitude do coeficiente em ΔD_t é bem menor tornando o estimador ótimo mais "aderente" ao *spread* observado. Desta forma a hipótese de $\sigma^2(S_2_t) / \sigma^2(S_2_OT_t) = 1$ não é rejeitada.

Em Anchite e Issler (2001) os mesmos testes empíricos foram realizados e não se pôde rejeitar a grande maioria das implicações do MVP a taxa de retorno, mesmo assumindo que este é baseado em hipóteses pouco realistas.

Segue a evolução dos gráficos das séries dos desvios entre o spread observado (S_1_t, S_2_t) e o spread ótimo ($S_1_OT_t$, $S_2_OT_t$), com correlações de 0.628 e 0.792 respectivamente[11].

[11] O início do gráfico S_1_t *vs* $S_1_OT_t$ acontece no 2º trimestre de 1996 uma vez que na composição da série $S_1_OT_t$ houve perda de informações por este ser um VAR a quatro defasagens. A mesma lógica serve para o gráfico S_2_t *vs* $S_2_OT_t$, que começa no 3º trimestre de 1996 com o previsor ótimo sendo um VAR a cinco defasagens.

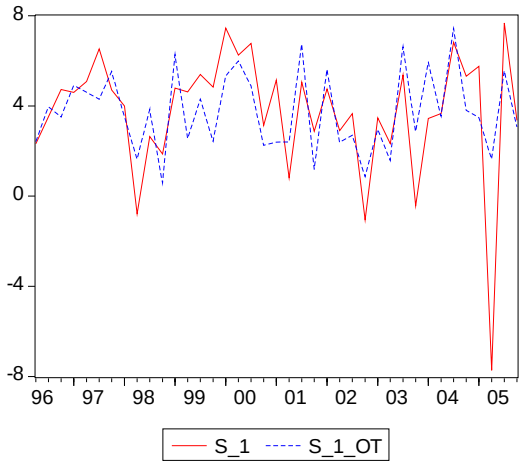

Gráfico 4 – Versão 1: Desvios da Média entre Spreads Teórico e Observado - θ=54.4
Período 2T1996 a 4T2005
Fonte: Elaborado pelo autor

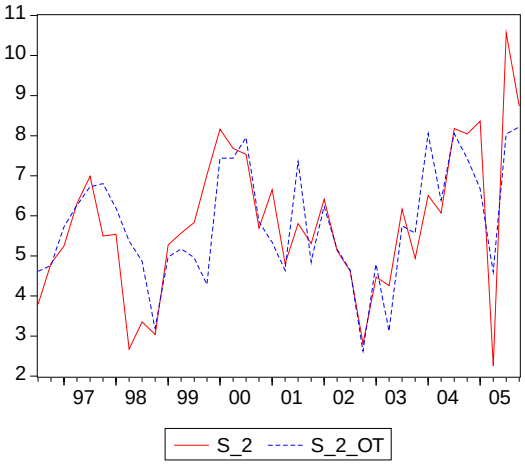

Gráfico 5 – Versão 2: Desvios da Média entre Spreads Teórico e Observado - θ=23.3
Período 3T1996 a 4T2005
Fonte: Elaborado pelo autor

5.3 Modelo de Valor Presente à Taxa de Retorno Variável - *VWI*

Teste de Raiz Unitária e Cointegração

A partir desta seção estudar-se-ão as séries logaritmizadas dos preços e dividendos normalizados do *Value Weighted Index*. Como convenção adotam-se para séries em logaritmo letras minúsculas p_t e d_t, respectivamente. Da mesma forma a taxa livre de risco, será representada pela série da SELIC, é denominada por r_t. Neste estudo trabalharemos com dois tipos de VAR, um bivariado em função das séries δ_t e r_t- Δd_t e outro trivariado dependente das séries δ_t, r_t e Δd_t.

Segue a tabela com os resultados dos testes de razão unitária de cada série em questão.

TABELA 13 - TESTE DE RAIZ UNITÁRIA

Variável	Lag	ADF Test Statistic	PP Test Statistic	KPSS Test Statistic
p_t	0	-1,018	-1,079	-
d_t	3	-0,896	-5,365*	0,974*
Δp_t	0	-6,152*	-6,152*	-
Δd_t	2	-12,881*	-23,855*	-
r_t	0	-3,706*	-3,590**	-
r_t - Δd_t	2	-12,976*	-22,347*	-
$\delta_t \sim d_t - p_t$	6	-2,920	-7,225*	0,254

Variáveis obtidas de dados a partir do Value Weighted Index (*VWI*), no período do 1° trimestre de 1995 ao 4° trimestre de 2005, são definidas como sendo p_t igual ao log do preço do *VWI*, d_t equivalente a série de log de dividendos, r_t equivale à série do logaritmo do retorno da Selic e δ_t corresponde ao log da razão dividendo-preço. Nos testes de Augmented Dickey-Fuller (ADF) e Philips-Perron (PP), a hipótese nula a ser considerada é H_0: a série possui raiz unitária. No teste Kwiatkowski-Philips-Schmidt-Shin (KPSS) a hipótese nula equivale a H_0: a série não possui raiz unitária. Todos os testes realizados incluem intercepto. O símbolo Δ corresponde à série em primeiras diferenças. * corresponde à rejeição de H_0 ao nível de 1% de significância e ** corresponde à rejeição de H_0 ao nível de 5% de significância.

Fonte: Elaborada pelo autor

O resultado confirma a não-estacionaridade da série de preços com os testes de ADF e PP aceitando a hipótese de presença de raiz unitária e exibindo estatísticas de -1.018 e -1.079, respectivamente. A mesma série em primeiras diferenças, Δp_t, evidencia a condição de não-estacionária com ambos os testes rejeitando H_0 a 1% de significância e indicando realmente que p_t possui apenas uma raiz unitária.

O teste ADF sobre a série de taxas de juros rejeita a hipótese nula a 1% de significância e estatística de -3.706, enquanto que PP rejeita esta série a 5% de significância e estatística de -3.590. A conclusão de r_t estacionária está em conformidade com a intuição inicial ao se visualizar o gráfico da série ao longo do tempo na Figura 1.

A série de dividendos apresenta resultados conflitantes entre os testes ADF e PP, com o primeiro aceitando H_0 e o segundo rejeitando a hipótese nula ao nível de 1% de significância e estatística -5.365. Desta forma foi necessário o resultado do teste adicional KPSS que rejeitou H_0: a série não possui raiz unitária, a 1% de significância.

A combinação linear entre as séries de dividendos e taxas de juros, $r_t - \Delta d_t$, como era esperado pelas próprias características das séries isoladamente, se mostrou estacionária com ADF e PP rejeitando a hipótese nula a 1% de significância e estatísticas de -12.976 e -22.347 respectivamente.

A série de *dividend yield*, δ_t, apresentou divergência entre os dois testes, aceitando H_0 no ADF com a estatística do teste (-2.92) muito próxima ao valor crítico a 5% de significância (-2.04) e, portanto, com pouca margem de confiabilidade. Apesar de PP ter rejeitado a série ao nível de 1% de significância resolveu-se mais uma vez fazer o teste KPSS, cujo resultado indicou a série como estacionária.

Estimação do Vetor Auto-regressivo e Teste do Modelo a Valor Presente

Como dito anteriormente, serão usados duas versões de VAR para a constituição do MVP, um sistema bivariado utilizando as variáveis δ_t e $r_t - \Delta d_t$ e um sistema trivariado, usando δ_t, r_t e Δd_t como variáveis em separado.

Para a determinação do número ótimo de defasagens utilizar-se-ão novamente os testes de critério de informação. Para a 1ª versão do modelo segue-se inicialmente o sugerido pelo teste de Schwarz, ou seja, três lags para o VAR. No entanto este sistema se mostra mal especificado ao detectar correlação serial de resíduos. Opta-se, portanto, pela defasagem de ordem seis sugerida pelos testes de LR, FPE, AIC e HQ, que se mostra bem especificado eliminando qualquer dependência entre seus resíduos ao longo do tempo. Procede-se da

mesma forma para o VAR trivariado e para a modelagem do VAR utiliza-se a sugestão dos testes FPE e HQ de três defasagens somente, suficiente para obtermos resultados satisfatórios nos testes de autocorrelação. Ao se testar o comportamento da variância das séries conclui-se pela homocedasticidade dos resíduos como é apresentado abaixo.

TABELA 14 - TESTES DE DIAGNÓSTICOS NOS RESÍDUOS DO VAR

	Autocorrelação							
	p=8		p=5		p=3		p=1	
Modelo	LM Stat	p-value	LM Stat	p-value	LM Stat	p-value	LM Stat	p-value
Bivariado	4,090	0,390	1,850	0,760	5,710	0,220	4,830	0,300
Trivariado	7,770	0,550	5,760	0,760	15,940	0,060	8,340	0,490

	Heterocedasticidade		
Modelo	χ^2	df	p-value
Bivariado	68,694	72	0,580
Trivariado	104,060	108	0,580

Período amostral correspondente ao 1° trimestre de 1995 ao 4° trimestre de 2005 para a realização dos testes de diagnósticos nos resíduos do VAR a fim de de verificar presença de correlação serial e heterocedasticidade. No teste de autocorrelação de resíduos hipótese nula a ser testada é H_0: não há correlação serial na ordem p de defasagem entre os resíduos. No teste de heterocedasticidade a hipótese nula equivale a H_0: não há heterocedasticidade na série de resíduos. Como convenção, adota-se * como rejeição de H_0 ao nível de 1% de significância e ** como rejeição de H_0 ao nível de 5% de significância.

Fonte: Elaborada pelo autor

A teoria do modelo de valor presente com retornos constantes não requer a estimação de parâmetros, pois estes foram calculados por meio dos testes de cointegração. Na realidade quando se assume uma relação de longo prazo P_t - θ*D_t, a taxa de retorno constante implícita do modelo é $R=1/\theta$ e o fator de desconto ρ é igual a $1/(1+R)$. Por outro lado, no MVP com retorno variável no tempo há a necessidade de arbitrar este parâmetro que representa o fator de desconto temporal ρ. A teoria citada anteriormente na equação (15) sugere que este parâmetro pode ser definido a partir da equação abaixo.

$$\rho \equiv \frac{1}{1+\exp\left(\overline{d-p}\right)}, \tag{29}$$

onde $\overline{d-p}$ significa a média do log da razão dividendo-preço, equivalente a –4.656 extraído da estatística descritiva da série d_t - p_t. Consequentemente o ρ utilizado será 0.991.

Além disso, basea-se nos resultados dos testes de cointegração do *VWI* no MVP a retorno constante para arbitrar outros ρ. Pela equação de Johansen o fator de desconto temporal se

aproxima de 0.989, enquanto que pela equação de Engle-Granger este fator é de 0.968. Desta forma se pode fazer uma análise de sensibilidade do MVP variando os diversos fatores de desconto e verificando a robustez da proposição teórica.

TABELA 15 - ESTIMAÇÃO DO VAR PARA O MODELO DE VALOR PRESENTE A RETORNO VARIÁVEL NO TEMPO

$$\delta_t \approx \frac{c-k}{1-\rho} + E_t \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j \left[r_{t+1+j} - \Delta d_{t+1+j} \right]$$

	Variável Explicativa												
Variável Dependente	δ_{t-1}	δ_{t-2}	δ_{t-3}	δ_{t-4}	δ_{t-5}	δ_{t-6}	$r_{t-1} - \Delta d_{t-1}$	$r_{t-2} - \Delta d_{t-2}$	$r_{t-3} - \Delta d_{t-3}$	$r_{t-4} - \Delta d_{t-4}$	$r_{t-5} - \Delta d_{t-5}$	$r_{t-6} - \Delta d_{t-6}$	R^2
δ_t	1,808	-2,291	1,255	-1,549	1,791	-0,711	1,769	-0,338	0,624	-1,380	0,367	-0,433	0,657
	(0,556)	(0,862)	(0,948)	(0,853)	(0,824)	(0,606)	(0,569)	(0,697)	(0,650)	(0,574)	(0,539)	(0,179)	
$r_t - \Delta d_t$	-0,875	2,195	-1,273	1,619	-1,919	0,701	-1,837	0,102	-0,977	1,213	-0,642	0,233	0,832
	(0,579)	(0,899)	(0,988)	(0,890)	(0,859)	(0,632)	(0,593)	(0,727)	(0,678)	(0,598)	(0,562)	(0,187)	
Implicações das Estimativas do VAR:			δ'_t bivariado =		0.996*δ_t	+ 0.153*(r_t - Δd_t)							
					(0,011)	(0,060)							

	Variável Explicativa									
Variável Dependente	δ_{t-1}	δ_{t-2}	δ_{t-3}	r_{t-1}	r_{t-2}	r_{t-3}	Δd_{t-1}	Δd_{t-2}	Δd_{t-3}	R^2
δ_t	1,569	-1,586	0,334	-0,585	-1,524	1,518	-1,641	-0,115	-0,547	0,498
	(0.544)	(0.810)	(0.620)	(3,135)	(3,601)	(2,981)	(0.504)	(0.571)	(0.132)	
r_t	-0,006	0,013	-0,019	0,488	-0,111	0,100	0,010	0,001	0,013	0,354
	(0.030)	(0.045)	(0.034)	(0.175)	(0.201)	(0.166)	(0.028)	(0.031)	(0.007)	
Δd_t	0,556	-1,507	0,384	0,150	-1,084	0,063	-1,606	-0,201	-0,653	0,785
	(0.534)	(0.796)	(0.609)	(3,081)	(3,539)	(2,930)	(0.495)	(0.561)	(0.130)	
Implicações das Estimativas do VAR:			δ'_t trivariado =		0.963*δ_t	- 5.843*r_t	- 0,021*Δd_t			
					(0,014)	(1,865)	(0,061)			

Variáveis obtidas de dados a partir do Value Weighted Index (*VWI*), no período do 1° trimestre de 1995 ao 4° trimestre de 2005,definidas da seguinte forma: p_t igual ao log do preço do *VWI*, d_t equivalente a série de log de dividendos, r_t equivale à série do logaritmo do retorno da Selic e δ_t corresponde ao log da razão dividendo-preço. As variáveis δ_t bivariada e δ_t trivariada são previsões irrestritas do valor presente do crescimento de dividendos futuros ajustado pelo retorno esperado, definidas nas equações (15). O sistema do VAR bivariado inclui as variáveis δ_t e a diferença entre o log da selic e o log da taxa de crescimento dos dividendos, r_t- Δd_t. O sistema do VAR trivariado inclui as variáveis δ_t, o log da selic r_t e o log da taxa de crescimento dos dividendos Δd_t. Os desvios-padrão são reportados entre parênteses abaixo de cada coeficiente. As matrizes de coeficientes do VAR correspondem à matriz A definida na Equação (17). A última coluna R^2 refere-se aos coeficientes de determinação na regressão dos retornos sobre as variáveis explicativas defasadas. Usa-se as matrizes de coeficientes e equação (15) para computar as variáveis δ'_t bivariado e δ'_t trivariado, que são versões do modelo teórico de valor presente a retornos variáveis no tempo.

Fonte: elaborada pelo autor

TABELA 16 - TESTE DE WALD PARA RESTRIÇÕES CONJUNTAS DOS COEFICIENTES, TESTE DE CAUSALIDADE DE GRANGER E TESTE DA RAZÃO DE VARIÂNCIA

$$e_1'(I - \rho A) = e_2' A$$

Teste de Wald para Restrições Conjuntas

	$\rho = 0{,}991$		$\rho = 0{,}989$		$\rho = 0{,}968$	
Modelo	$\chi 2$	p-value	$\chi 2$	p-value	$\chi 2$	p-value
δ'_t bivariado	1,7310	0,9997	1,7370	0,9997	1,8180	0,9996
δ'_t trivariado	0,7670	0,9998	0,7760	0,9998	0,8850	0,9997

Teste de Causalidade de Granger			Testes de Razão de Variância e Correlação		
VAR bivariado contendo δ_t e r_t - Δd_t	$\chi 2$	p-value	Versão bivariada - H_0:	F	p-value
H_0: δ_t não causa granger $r_t - \Delta d_t$	14,614	0,024	Var (δ_t) / Var (δ'_t) = 1	1,504	0,200
H_0: r_t - Δd_t não causa granger δ_t	27,165	0,000	Var (δ'_t) / Var (δ_t) = 0,658		
			corr (δ_t, δ'_t) = 0,811		
VAR trivariado contendo δ_t, r_t e Δd_t	$\chi 2$	p-value	Versão trivariada - H_0:	F	p-value
H_0: δ_t não causa granger Δd_t	8,280	0,040	Var (δ_t) / Var (δ'_t) = 1	2,035	0,024
H_0: δ_t não causa granger r_t	0,538	0,910	Var (δ'_t) / Var (δ_t) = 0,499		
H_0: r_t não causa granger δ_t	0,468	0,925	corr (δ_t, δ'_t) = 0,706		
H_0: r_t não causa granger Δd_t	0,147	0,985			
H_0: Δd_t não causa granger r_t	3,509	0,319			
H_0: Δd_t não causa granger δ_t	26,073	0,000			

Variáveis obtidas de dados a partir do Value Weighted Index (*VWI*), no período do 1° trimestre de 1995 ao 4° trimestre de 2005,definidas da seguinte forma: p_t igual ao log do preço do *VWI*, d_t equivalente a série de log de dividendos, r_t equivale à série do logaritmo do retorno da Selic e d_t corresponde ao log da razão dividendo-preço. As variáveis d_t bivariada e d_t trivariada são previsões irrestritas do valor presente do crescimento de dividendos futuros ajustado pelo retorno esperado, definidas nas equações (15). O sistema do VAR bivariado inclui as variáveis d_t e a diferença entre o log da selic e o log da taxa de crescimento dos dividendos, r_t- Δd_t. O sistema do VAR trivariado inclui as variáveis δ_t, o log da selic e o log da taxa de crescimento dos dividendos. Para verificação do Modelo de Valor Presente foram conduzidos três testes formais para cada versão do modelo: teste de restrições conjuntas pelos coeficientes do VAR, conforme equação (22), e impõe um conjunto de $2p$ restrições conjuntas sobre os parâmetros do VAR, o teste de causalidade de Granger e um teste de razão unitária de variância dos spreads observado (δ_t) e esperado (δ'_t), bem como verifica-se as correlações.

Fonte: Elaborada pelo autor

O teste de Wald exposto na tabela 16 apresenta um resultado que ratifica o modelo teórico para as duas versões do modelo sob análise, ou seja, não há rejeição da hipótese nula de que as restrições impostas aos modelos são verdadeiras. No teste foram feitos simulações variando o ρ para testar a robustez dos modelos bivariado e trivariado: assumindo ρ=0.991, os *p-values* obtidos foram de 99.97% e 99.98%, respectivamente. Os mesmos níveis de significância foram observados quando se varia ρ para 0.989. Os níveis de significância dos modelos se mostram muito pouco sensíveis quando ρ=0.968, apresentando *p-values* ainda muito próximos de 100%. Realiza-se o teste promovendo uma queda considerável no ρ, para 0.85, não apresentado na tabela. Apesar deste valor não ser representativo de nenhuma relação entre as séries de dividendos e preços e, portanto, irreal, este cálculo é válido a fim de estressar ao máximo a confiabilidade dos modelos. Novamente não se verifica a rejeição de

H_0 tanto para restrições impostas ao δ'_t bivar como ao δ'_t trivar, com *p-values* de 99.71% e 99.33%, respectivamente.

O teste de causalidade de Granger no modelo bivariado apresentou consistência em relação ao poder explicativo dos vetores auto-regressivos. Nota-se uma relação de causalidade bidirecional entre δ_t e r_t-Δd_t que confirma os altos coeficientes de determinação (R^2) dos respectivos VARs: 65.7% e 83.2%, respectivamente. É importante ressaltar que este resultado confirma a proposição teórica de que δ_t causa granger r_t-Δd_t.

O teste aplicado ao modelo trivariado confirma a intuição econômica de que não há evidências de relação de causalidade entre o logaritmo da taxa selic e as variáveis δ_t e Δd_t, corroborado pelo baixo R^2 de 35.4%. Por outro lado, entre δ_t e Δd_t existe uma relevante relação de causalidade bidirecional comprovado por níveis de significância abaixo de 5%, isto é, *p-values* a 4% e zero. Este resultado está refletido no VAR cuja variável dependente é Δd_t, pois apresenta um elevado coeficiente de determinação de 78.5%. Já no VAR cuja variável dependente é δ_t, o baixo R^2 de 49.8% deixa margem de dúvida em relação ao poder explicativo de suas variáveis regressivas, talvez mais influenciado pelos efeitos de r_t.

O testes de razão de variância sugerem resultados distintos para ambos os modelos. No modelo bivariado aceita-se a hipótese de que a razão entre a variância de δ_t e a variância de δ'_t bivar é igual à unidade com *p-value* de 20%. Ao contrário do modelo trivariado, que rejeita a hipótese com um nível de significância de 2.4%. A análise das implicações das estimativas do VAR sugere que as séries δ_t e r_t-Δd_t têm parâmetros de sensibilidade de 0.996 e 0.153, respectivamente, em relação ao previsor δ'_t bivar. A análise do modelo trivariado, no entanto, apesar de sugerir um coeficiente de 0.963 para a variável δ_t e de -0.0207 para Δd_t, atribui uma magnitude ao coeficiente de r_t muito alta, de -5.843. Como esta variável pouco explica o *spread* ótimo entre dividendos e preços (δ'_t trivar), conforme visto no teste de causalidade de Granger, é natural e intuitivo que sua medida de volatilidade seja estatisticamente diferente de δ_t, rejeitando desta forma a hipótese nula do teste de razão de variância.

Os gráficos das séries do spread dividendo-preço ótimo e observado nos gráficos 6 e 7 possibilitam visualizar quão aderente é o modelo teórico à série observada[12]. Particularmente para o modelo bivariado verifica-se uma correlação entre as séries de 81.1% e a variância do *spread* teórico δ^*_t bivar equivalente a 2/3 da variância do *spread* observado. No modelo trivariado a correlação é menor, porém ainda elevada, de 70.6% e a proporção relativa entre as variâncias cai para 50%.

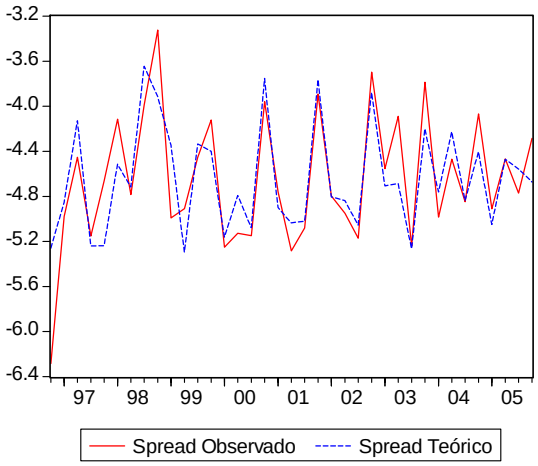

Gráfico 6 – Modelo Bivariado: Desvios da Média entre Spreads Teórico e Observado
Período 4T1996 a 4T2000
Fonte: Elaborado pelo autor

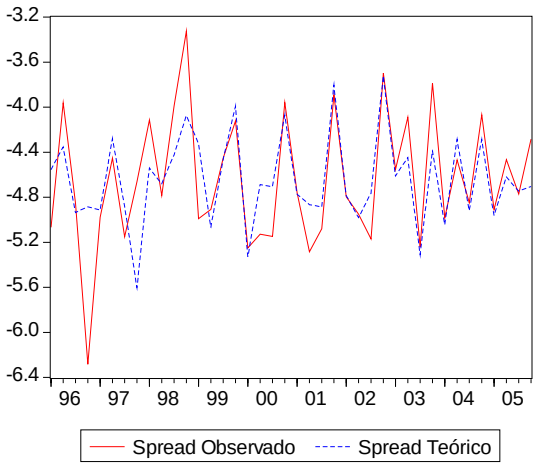

Gráfico 7 – Modelo Trivariado: Desvios da Média entre Spreads Teórico e Observado
Período 1T1996 a 4T2005
Fonte: Elaborado pelo autor

[12] O início do gráfico δ_t vs δ^*_t bivar acontece no 4º trimestre de 1996 uma vez que na composição da série δ^*_t bivar houve perda de informações por este ser um VAR a seis defasagens. A mesma lógica serve para o gráfico δ_t vs δ^*_t trivar, que começa no 1º trimestre de 1996 com o previsor ótimo sendo um VAR a três defasagens.

5.4 Modelo de Valor Presente à Taxa de Retorno Variável - Ibovespa

Teste de Raiz Unitária e Cointegração

Assim como foi feito no estudo das séries a partir do *VWI*, extraem-se as séries logaritimizadas dos preços e dividendos normalizados do IBOVESPA, sempre sob a ótica de duas versões distintas do MVP a retornos variáveis no tempo, uma bivariada em função das variáveis δ_t e r_t-Δd_t e a versão trivariada em função de δ_t, r_t e Δd_t. Novamente recorrem-se aos testes de diagnósticos destas variáveis.

Os resultados foram bastante satisfatórios sob o ponto de vista de estacionaridade das séries, bastando apenas os testes de ADF e PP para confirmar a presença de raiz unitária na série de preços do IBOVESPA, com a não rejeição de H_0. Também confirma-se como séries estacionárias Δp_t, Δd_t, r_t e r_t - Δd_t. O resultado da análise sobre a série logaritmizada dos dividendos se mostrou conflitante entre os testes ADF e PP, com o segundo rejeitando a hipótese da existência de raiz unitária a um nível de significância menor que 1%. Desta forma utilizou-se adicionalmente o teste de KPPS que confirmou a não-estacionaridade de d_t. A série do log da razão dividendo-preço, δ_t, a verificar-se única e exclusivamente pelos resultados dos testes, seria "explosiva", pois tanto o teste ADF como o KPSS indicam a presença de raiz unitária, apesar do teste PP ter rejeitado fortemente esta hipótese. No entanto, como se verá na etapa seguinte os testes de cointegração entre d_t e p_t detectam uma relação de longo prazo entre essas variáveis e, por conseqüência, sugerem a estacionaridade em δ_t.

TABELA 17 - TESTE DE RAIZ UNITÁRIA

Variável	Lag	ADF Test Statistic	PP Test Statistic	KPSS Test Statistic
p_t	0	-1,608	-1,686	-
d_t	3	-0,938	-3,776*	0,855*
Δp_t	0	-5,790*	-5,793*	-
Δd_t	2	-10,597*	-27,515*	-
r_t	0	-3,706*	-3,590**	-
$r_t - \Delta d_t$	2	-10,773*	-26,431*	-
$\delta_t \sim d_t - p_t$	3	-1,309	-5,066*	0,817*

Variáveis obtidas de dados a partir do Ibovespa, no período do 1° trimestre de 1995 ao 4° trimestre de 2005, são definidas como sendo p_t igual ao log do preço do Ibovespa, d_t equivalente a série de log de dividendos, r_t equivale à série do logaritmo do retorno da Selic e δ_t corresponde ao log da razão dividendo-preço. Nos testes de Augmented Dickey-Fuller (ADF) e Philips-Perron (PP), a hipótese nula a ser considerada é H_0: a série possui raiz unitária. No teste Kwiatkowski-Philips-Schmidt-Shin (KPSS) a hipótese nula equivale a H_0: a série não possui raiz unitária. Todos os testes realizados incluem intercepto. O símbolo Δ corresponde à série em primeiras diferenças. * corresponde à rejeição de H_0 ao nível de 1% de significância e ** corresponde à rejeição de H_0 ao nível de 5% de significância.

Fonte: Elaborada pelo autor

Como os testes de raiz unitária não confirmam estacionaridade da série δ_t, tenta-se verificar esta propriedade aplicando um teste de cointegração de Johansen sob restrições nos coeficientes de d_t e p_t , ao se assumir que o vetor que define esta possível relação é (1, -1). Conforme os testes de critério de informação não demonstrados aqui, o número de defasagens ótimas sugeridas para o VAR foi de quatro defasagens.

TABELA 18 - TESTE DE COINTEGRAÇÃO DE JOHANSEN

H_0:	$\chi 2$	p-value	lags
$(1, -1)\ (d_t, p_t) \sim I(0)$	0,005	0,942	4

Teste de cointegração de Johansen que impõe restrições ao subespaço de cointegração, ou seja, condiciona a matriz de coeficientes do VAR a valores pré-definidos, sob a hipótese nula de que a relação condicional normalizada $P_t - \theta D_t$ caracteriza uma série estacionária. Como convenção, adota-se * como rejeição de H_0 ao nível de 1% de significância e ** como rejeição de H_0 ao nível de 5% de significância.

Fonte: Elaborada pelo autor

De acordo com o teste de cointegração de Johansen elaborado acima verifica-se que com a restrição imposta sobre as séries d_t e p_t existe uma relação estacionária conforme sugere a teoria por trás do MVP.

Estimação do Vetor Auto-regressivo e Teste do Modelo a Valor Presente

Para o VAR bivariado seguimos a sugestão dos testes de critério de informação LR, FPE, AIC e HQ, isto é, quatro defasagens ao modelo suficiente para eliminar correlações seriais entre seus resíduos. Apesar do teste de Schwarz sugerir apenas um *lag*, este VAR se mostrou mal especificado, pois não conseguiu eliminar as interdependências entre os erros.

Para o VAR trivariado usa-se um número de *lags* ótimo de três apesar deste número não ter sido sugerido por nenhum teste. Não se usa uma defasagem como a maioria dos testes indica pois no teste de autocorrelação este VAR mostra-se mal especificado. Da mesma forma não se usam oito *lags* como o teste AIC menciona, uma vez que o tamanho da nossa amostra é relativamente curto, apenas 44 períodos, e perderia muita informação ao assumir uma autoregressão de oito períodos. No entanto, ao construir o VAR com três *lags* percebe-se que toda a correlação entre resíduos é eliminada. O teste de heterocedasticidade não rejeita a hipótese de variância constante ao longo do tempo conferindo mais esta propriedade a ambos os VARs.

TABELA 19 - TESTES DE DIAGNÓSTICOS NOS RESÍDUOS DO VAR

Autocorrelação

	p=8		p=5		p=3		p=1	
Modelo	LM Stat	p-value	LM Stat	p-value	LM Stat	p-value	LM Stat	p-value
Bivariado	2,200	0,690	3,180	0,520	1,210	0,870	8,490	0,070
Trivariado	9,590	0,380	6,480	0,690	7,320	0,600	12,190	0,200

Heterocedasticidade

Modelo	χ^2	df	p-value
Bivariado	51,406	48	0,340
Trivariado	104,370	108	0,580

Período amostral correspondente ao 1° trimestre de 1995 ao 4° trimestre de 2005 para a realização dos testes de diagnósticos nos resíduos do VAR a fim de de verificar presença de correlação serial e heterocedasticidade. No teste de autocorrelação de resíduos hipótese nula a ser testada é H_0: não há correlação serial na ordem p de defasagem entre os resíduos. No teste de heterocedasticidade a hipótese nula equivale a H_0: não há heterocedasticidade na série de resíduos. Como convenção, adota-se * como rejeição de H_0 ao nível de 1% de significância e ** como rejeição de H_0 ao nível de 5% de significância.

Fonte: Elaborada pelo autor

Arbitra-se o parâmetro ρ que representa o fator de desconto temporal da equação (15) pelas definições já adotadas na abordagem do modelo utilizando como série dados do *VWI*. Utilizando dados da estatística descritiva da série, que indica a média da razão dividendo-preço equivalente a –5.117, chega-se ao valor de ρ=0.994.

Alternativamente, recorre-se novamente tanto ao teste de cointegração de Johansen quanto ao teste de Engle-Granger do modelo de valor presente a retornos constantes para se chegar a ρ=0.982 e ρ=0.959, respectivamente.

A tabela 21 apresenta os resultados dos testes nas duas versões do MVP para retornos variáveis para o índice IBOVESPA no período de 1T1995 a 4T2005. O teste de Wald para restrições conjuntas mais uma vez vai de encontro com a proposição teórica nas duas versões testadas e, adicionalmente, faz-se um teste de sensibilidade para cada versão do MVP variando ρ igual a 0.994, 0.982 e 0.959 a partir das definições acima mencionada. Conseqüentemente, testa-se a robustez dos modelos ao assumirmos ρ de diversas magnitudes. Todos os testes aceitam fortemente o modelo sob as restrições impostas e, quando se diminui a magnitude de ρ, o *p-value* de cada teste se mostra pouco sensível a tais variações: no modelo bivariado, *p-values* de 99.98%, 99.98% e 99.96% respectivamente, enquanto que o modelo trivariado apresenta em todos os *p-values* 100%.

O teste de causalidade de Granger para o modelo de duas variáveis indica para uma relação de causalidade unidirecional com a hipótese nula H_0: δ_t não causa granger r_t- Δd_t sendo rejeitada a um nível de significância de 1.4%. Contudo, observa-se a evidência de que a recíproca não é verdadeira, pois para hipótese H_0: r_t - Δd_t não causa granger δ_t o *p-value* é 14.5%. Esta conclusão faz sentido com a análise feita apenas para os R^2 do vetor auto-regressivo do modelo bivariado, sendo o poder explicativo da equação r_t- Δd_t (77.8%) bem maior que ao da equação cuja variável dependente é δ_t (53.3%). Os resultados do modelo trivariado apresentam conclusões diversas, com a variável r_t não apontando interação causal com as demais variáveis δ_t e Δd_t como já era esperado pela análise de R^2 do VAR, com um baixo patamar de 31.54%. Curiosamente o VAR cuja variável dependente é δ_t apresenta um coeficiente de determinação de 50.26% com evidências de que a variável Δd_t causa granger δ_t, com *p-value* próximo de zero. Por outro lado o VAR da dependente Δd_t possui um poder explicativo maior de 75.3% apesar das variáveis r_t e δ_t não acusarem causalidade de acordo com o teste de causalidade de Granger, com *p-values* de 29.55% e 10.94%, respectivamente.

O teste de razão unitária entre a variância da versão bivariada (δ_t bivar) e a variância do δ_t rejeitou H_0 a um nível de significância de 5%, com *p-value* de 4.42%, enquanto que o mesmo teste entre as volatilidades do δ_t trivar e do δ_t foi rejeitado mais fortemente, com *p-value* de

2.3%. Analisando as implicações das estimativas do VAR pode-se especular que esta maior intensidade na rejeição do segundo teste tem como origem principal uma sensibilidade à variável r_t de -1.46, bem maior em valor absoluto que a sensibilidade de 0.233 no modelo bivariado. É importante ressaltar que, apesar de diferentes, os coeficientes das variáveis δ_t e Δd_t em ambas as regressões simples possuem praticamente a mesma magnitude (0.992 vs. 0.981 e -0.233 vs. -0.250) e, aparentemente, não são o motivo que justificam a diferença de *p-values* entre os dois testes.

TABELA 20 - ESTIMAÇÃO DO VAR PARA O MODELO DE VALOR PRESENTE A RETORNO VARIÁVEL NO TEMPO

$$\delta_t \approx \frac{c-k}{1-\rho} + E_t \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j \left[r_{t+1+j} - \Delta d_{t+1+j} \right]$$

	Variável Explicativa								
Variável Dependente	δ_{t-1}	δ_{t-2}	δ_{t-3}	δ_{t-4}	$r_{t-1} - \Delta d_{t-1}$	$r_{t-2} - \Delta d_{t-2}$	$r_{t-3} - \Delta d_{t-3}$	$r_{t-4} - \Delta d_{t-4}$	R^2
δ_t	1,134	-0,379	-1,477	1,469	0,800	0,316	-0,906	-0,167	0,533
	(0,735)	(1,055)	(1,098)	(0,736)	(0,769)	(0,752)	(0,672)	(0,184)	
$r_t - \Delta d_t$	-0,106	0,322	1,770	-1,771	-0,841	-0,451	1,112	0,158	0,778
	(0,672)	(0,964)	(1,003)	(0,673)	(0,703)	(0,687)	(0,615)	(0,168)	
Implicações das Estimativas do VAR:			δ'_t bivariado =		0.992*δ_t	+ 0.233*(r_t - Δd_t)			
					(0,015)	(0.075)			

	Variável Explicativa									
Variável Dependente	δ_{t-1}	δ_{t-2}	δ_{t-3}	r_{t-1}	r_{t-2}	r_{t-3}	Δd_{t-1}	Δd_{t-2}	Δd_{t-3}	R^2
δ_t	1,517	-0,874	-0,099	-2,199	6,725	-6,595	-1,301	-0,341	-0,540	0,503
	(0,713)	(1087)	(0,801)	(4,210)	(4,776)	(4,123)	(0,695)	(0,725)	(0,139)	
r_t	-0,024	0,052	-0,036	0,559	-0,228	0,051	0,025	-0,023	0,004	0,315
	(0.030)	(0.046)	(0.034)	(0.178)	(0.202)	(0.175)	(0.029)	(0.030)	(0.005)	
Δd_t	0,451	-0,775	-0,137	-1,194	6,491	-6,979	-1,301	-0,479	-0,600	0,7534
	(0,674)	(1,027)	(0,757)	(3,979)	(4,514)	(3,896)	(0,657)	(0,685)	(0,.131)	
Implicações das Estimativas do VAR:			δ'_t trivariado =		0.98:*δ_t	- 1.460*r_t	- 0,250*Δd_t			
					(0,020)	(2.797)	(0.074)			

Variáveis obtidas de dados a partir do Ibovespa, no período do 1° trimestre de 1995 ao 4° trimestre de 2005,definidas da seguinte forma: p_t igual ao log do preço do Ibovespa, d_t equivalente a série de log de dividendos, r_t equivale à série do logaritmo do retorno da Selic e δ_t corresponde ao log da razão dividendo-preço. As variáveis δ_t bivariada e δ_t trivariada são previsões irrestritas do valor presente do crescimento de dividendos futuros ajustado pelo retorno esperado, definidas nas equações (15). O sistema do VAR bivariado inclui as variáveis δ_t e a diferença entre o log da selic e o log da taxa de crescimento dos dividendos, r_t- Δd_t. O sistema do VAR trivariado inclui as variáveis dt , o log da selic e o log da taxa de crescimento dos dividendos. Os desvios-padrão são reportados entre parênteses abaixo de cada coeficiente. As matrizes de coeficientes do VAR correspondem à matriz A definida na Equação (17). A última coluna R^2 refere-se aos coeficientes de determinação na regressão dos retornos sobre as variáveis explicativas defasadas. Usa-se as matrizes de coeficientes e equação (15) para computar as variáveis δ'_t bivariado e δ'_t trivariado, que são versões do MVP a retornos variáveis no tempo.

Fonte: elaborada pelo autor

TABELA 21 - TESTE DE WALD PARA RESTRIÇÕES CONJUNTAS DOS COEFICIENTES, TESTE DE CAUSALIDADE DE GRANGER E TESTE DA RAZÃO DE VARIÂNCIA

$$e_1'(I - \rho A) = e_2' A$$

Teste de Wald para Restrições Conjuntas	$\rho = 0{,}994$		$\rho = 0{,}982$		$\rho = 0{,}959$	
Modelo	$\chi 2$	p-value	$\chi 2$	p-value	$\chi 2$	p-value
δ'_t bivariado	0,5300	0,9998	0,5660	0,9998	0,6540	0,9996
δ'_t trivariado	0,4250	1,0000	0,4470	1,0000	0,5040	1,0000

Teste de Causalidade de Granger			Testes de Razão de Variância e Correlação		
VAR bivariado contendo δ_t e r_t - Δd_t	$\chi 2$	p-value	Versão bivariada - H_0:	F	p-value
H_0: δ_t não causa granger $r_t - \Delta d_t$	12,567	0,014	Var (δ_t) / Var (δ'_t) = 1	1,890	0,044
H_0: r_t - Δd_t não causa granger δ_t	6,838	0,145	Var (δ'_t) / Var (δ_t) = 0,532		
			corr (δ_t, δ'_t) = 0,729		
VAR trivariado contendo δ_t, r_t e Δd_t	$\chi 2$	p-value	Versão trivariada - H_0:	F	p-value
H_0: δ_t não causa granger Δd_t	6,046	0,109	Var (δ_t) / Var (δ'_t) = 1	2,048	0,023
H_0: δ_t não causa granger r_t	1,729	0,631	Var (δ'_t) / Var (δ_t) = 0,502		
H_0: r_t não causa granger δ_t	3,052	0,384	corr (δ_t, δ'_t) = 0,708		
H_0: r_t não causa granger Δd_t	3,702	0,296			
H_0: Δd_t não causa granger r_t	1,403	0,705			
H_0: Δd_t não causa granger δ_t	16,152	0,001			

Variáveis obtidas de dados a partir do Ibovespa, no período do 1° trimestre de 1995 ao 4° trimestre de 2005,definidas da seguinte forma: p_t igual ao log do preço Ibovespa, d_t equivalente a série de log de dividendos, r_t equivale à série do logaritmo do retorno da Selic e d_t corresponde ao log da razão dividendo-preço. As variáveis δ_t bivariada e δ_t trivariada são previsões irrestritas do valor presente do crescimento de dividendos futuros ajustado pelo retorno esperado, definidas nas equações (15). O sistema do VAR bivariado inclui as variáveis δ_t e a diferença entre o log da selic e o log da taxa de crescimento dos dividendos, r_t- Δd_t. O sistema do VAR trivariado inclui as variáveis δ_t, o log da selic e o log da taxa de crescimento dos dividendos. Para verificação do Modelo de Valor Presente foram conduzidos três testes formais para cada versão do modelo: teste de restrições conjuntas pelos coeficientes do VAR, conforme equação (22), e impõe um conjunto de $2p$ restrições conjuntas sobre os parâmetros do VAR, o teste de causalidade de Granger e um teste de razão unitária de variância dos spreads observado (δ_t) e esperado (δ'_t), bem como verifica-se as correlações.

Fonte: Elaborada pelo autor

Os gráficos das séries do spread dividendo-preço ótimo e observado possibilitam visualizar a evolução do modelo teórico se comparado à série observada[13]. Tornam-se explícitas as correlações existentes entre os *spreads*, já calculados na tabela 21, e as diferenças de volatilidade entre as séries. Particularmente para o modelo bivariado verifica-se uma correlação entre as séries de 72.9% e a variância do *spread* teórico δ'_t bivar equivalente a pouco mais da metade da variância do *spread* observado. No modelo trivariado a correlação é marginalmente menor, de 70.8%, e a proporção entre as variâncias se repete.

[13] O início do gráfico δ_t *vs* δ'_t bivar acontece no 2º trimestre de 1996 uma vez que na composição da série δ'_t bivar houve perda de informações por este ser um VAR a quatro defasagens. A mesma lógica serve para o gráfico δ_t *vs* δ'_t trivar, que começa no 1º trimestre de 1996 com o previsor ótimo sendo um VAR a três defasagens.

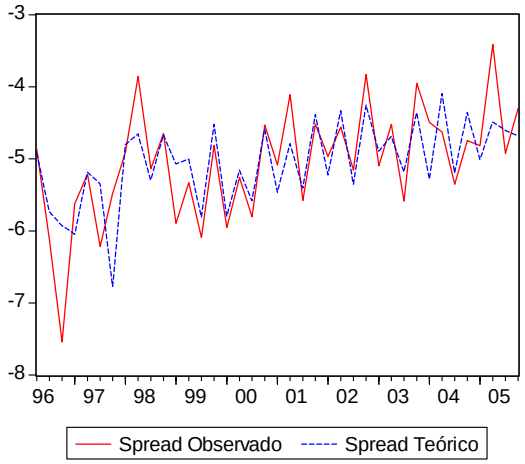

Gráfico 8 – Modelo Bivariado: Desvios da Média entre Spreads Teórico e Observado
Período 2T1996 a 4T2005
Fonte: Elaborado pelo autor

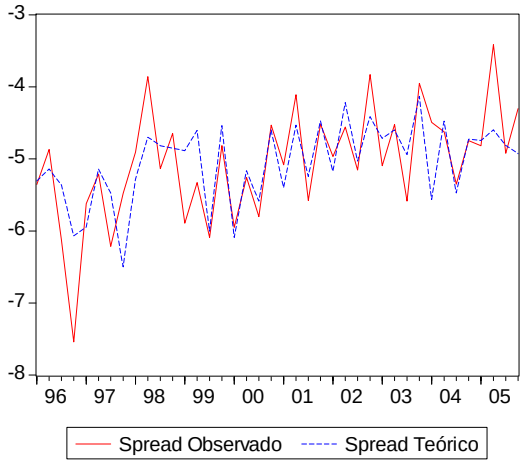

Gráfico 9 – Modelo Trivariado: Desvios da Média entre Spreads Teórico e Observado
Período 1T1996 a 4T2005
Fonte: Elaborado pelo autor

6 CONCLUSÃO

Este estudo atesta a validade de modelos sob premissas de eficiência no mercado acionário brasileiro. Adicionalmente examinou-se a evolução no tempo da razão dividendo-preço de ações relativo às expectativas de crescimento de dividendos futuros e taxas de desconto.

Constatou-se que o modelo de valor presente à taxa de retorno constante foi rejeitado ao ser submetido aos testes econométricos. Este resultado induz a assumir inúmeras hipóteses a respeito do modelo e do mercado. Inicialmente, existe a hipótese de um mercado que se move de acordo com as expectativas racionais e, portanto, esta versão do MVP não daria suporte teórico à movimentação de preços das ações, nem ao comportamento de seus agentes. Mantido este cenário, pôde-se supor adicionalmente que o modelo não reflete de forma imediata a nova informação, não incorporando automaticamente o valor intrínseco de suas variáveis explicativas, pela ausência de competição no mercado acionário. Consequentemente, ao assumir expectativas racionais sem competição, seria permitido ao investidor ganhos num determinado espaço de tempo gerados por oportunidades de arbitragem. Pode-se também admitir que existem alguns investidores no mercado que apresentam o mesmo comportamento irracional a ponto de eliminar a influência do especulador racional nos preços das ações, mesmo que o modelo seja o correto. Esta hipótese de ineficiência do mercado abre espaço para a defesa da gestão ativa que tenta identificar e capturar excessos de retorno em *equities*. Anchite e Issler (2001) chegam a uma conclusão diferente para seu modelo de valor presente a retorno constante, uma vez que não é rejeitado e confirmando que os agentes atuam de forma racional. Esta divergência pode ser justificada pela diferença no período amostral estudado, de 1986 a 1998. Este período incorpora dois regimes inflacionários distintos no Brasil antes e depois do Plano Real (1994) o que pode alterar substancialmente o padrão das séries de preços, dividendos e taxas de retorno se comparado com as séries analisadas neste trabalho.

O modelo de valor presente à taxa de retorno variável não é rejeitado, independente da sua característica, se bivariada ou trivariada, ou mesmo do índice representativo do mercado, se Ibovespa ou *VWI* - aliás é importante ressaltar a contribuição à literatura brasileira da análise, até então inédita, realizada sobre modelos trivariados e a utilização de um índice diferente do Ibovespa. Os resultados obtidos comprovam uma grande aderência do *spread* teórico ao *spread* observado. Em termos práticos, diante de uma nova informação, qualquer alteração na

esperança dos dividendos futuros e dos retornos da ação alterará de forma precisa e simultânea o *dividend yield* corrente. Desta forma, o modelo é consistente com a hipótese de mercados eficientes na forma fraca, onde é impossível produzir retornos consistentemente superiores à carteira teórica de mercado, utilizando estratégias baseadas em preços passados. A incapacidade do mercado e de gerar excessos de retorno dado que todos os agentes têm acesso à mesma informação dá suporte à gestão passiva em detrimento à gestão ativa de *portfolios*.

Várias implementações podem ser realizadas na tentativa de melhorar a confiabilidade dos modelos de valor presente. A começar por uma reflexão sobre quais fundamentos de valor podem efetivamente alterar o *valuation* de empresas e a expectativa de retornos de suas ações listadas. Ao invés de se usar a perspectiva de crescimento futuro de dividendos para prever o comportamento de preços, poder-se-ia substituí-la por outras variáveis explicativas como fluxo de caixa de empresas ao longo dos anos, evolução do patrimônio líquido das empresas correspondentes às ações da amostra, múltiplos como P/BV[14], etc. e discriminar a contribuição gerada por esta alteração. Campbell e Shiller (1988b) incluem em seu modelo uma média móvel de longo prazo de lucros das empresas sob a análise, chegando à conclusão que esta nova variável ajuda a prever o valor presente de dividendos futuros, levando a crer que dados passados são fonte de informação relevante a respeito de fluxo descontado de dividendos futuros.

Fica como sugestão para o futuro, sempre buscando o aprimoramento deste trabalho um estudo similar, mas usando quebras em um período amostral maior. O período de 1995 a 2005 em questão no Brasil sofreu influências de inúmeros eventos, muitos deles capazes de alterar a estrutura de séries, como por exemplo a implantação dos Juros sobre Capital Próprio (JCP), em 1996, que gerou benefícios fiscais a ponto de mudar a propensão histórica das firmas em distribuir seus dividendos[15]. Além disso, apenas para ativar as memórias, as crises da Ásia e Rússia, em 1997 e 1998 respectivamente, tiveram conseqüências importantes no cenário macroeconômico brasileiro e no *cash management* das empresas. Finalmente, a crise de racionamento em 2001 foi um evento que alterou o padrão de consumo de toda a população brasileira, afetou significativamente o fluxo de caixa e a estrutura de capital das firmas. Aqui,

[14] P/BV leia-se *price-to-book value* ou a razão entre preço da ação e o patrimônio líquido.
[15] Ver Ness JR., W. L. e Zani, J. (2000) e Silva, J., Lima, M. e Brito, R. (2005).

se fosse implementado o estudo das quebras, o resultado poderia ser pouco confiável dado que os períodos teriam poucas observações.

Referências Bibliográficas

ANCHITE, Claudine Furtado; ISSLER, João Victor. Racionalidade e Previsibilidade no Mercado Brasileiro de Ações: Uma Aplicação de Modelos de Valor Presente. **Ensaios Econômicos,** EPGE nº 415, 04/2001.

BLACK, Fischer; SCHOLES, Myron. The Effects of Dividend Yield and Dividend Policy on Common Stock Prices and Returns. **Journal of Financial Economics**, v.1, pp.1-22, 1974.

CAMPBELL, John Y.; LO, Andrew W.; MACKINLAY, A. Craig. **The Econometrics of Financial Markets.** Princeton University Press, 1997, 2ª edição, pp. 253-287.

CAMPBELL, John Y.; SHILLER, Robert J. Cointegration and Tests of Present Value Models. **Journal of Political Economy**, vol. 95, nº 5, pp. 1062-1088, 1987.

_____. The Dividend-Price Ratio and Expectations of Future Dividends and Discount Factors. **Review of Financial Studies**, 58, pp. 495-514, 1988a.

_____. Stock Prices, Earnings and Expected Dividends. **Journal of Finance**, 43, pp. 661-676, 1988b.

Cati, Regina Celia; Garcia, Márcio G. R.; Perron, Pierre. Unit Roots in the Presence of Abrupt Governmental interventions with an application to Brazilian Data. **Journal of Applied Econometrics**, 14, pp. 27-56, 1999.

DAVIDSON, Russel; MACKINNON, James G. **Estimation and Inference in Econometrics**. Oxford University: Oxford, 1993.

DICKEY D. e FULLER, W. Distribution of the Estimates for Autoregressive Time Series with a Unit Root. **Journal of the American Statistical Association** 74, pp. 427-31, 1979.

ENDERS, Walter. **Applied Econometric Time Series**. JohnWiley e Sons, 1995.

ENGLE, Robert F.; GRANGER, Clive W. J. Cointegration and Errors Correction: Representation, Estimation and Testing. **Econométrica**, 55, pp.251-276, 1987.

FAMA, Eugene; French, Ken. Dividend Yields and Expected Stock Returns. **Journal of Financial Economics**, vol.22, pp. 3-26, 1988.

FLOOD, Robert P.; HODRICK, Robert J.; KAPLAN, Paul. **An Evaluation Of Recent Evidence on Stock Market Bubbles.** Working Paper 1971, National Bureau of Economic Research, Cambridge, Mass, 1986.

GORDON, M. J. **The Investment Financing and Valuation of the Corporation**. Irwin, Illinois: Homewood, III, 1962.

GRANGER, Clive W. J. Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods. **Econometrica**, 37, pp. 424-438, 1969.

JOHANSEN, S. Statistical Analysis of Cointegration Vectors. **Journal of Economic Dynamics and Control**, vol. 12, pp.231-254, 1988.

_____. Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models. **Econometrica**, vol. 59, pp.1551-1580, 1991.

LUCAS, R. Asset Prices in an Exchange Economy. **Econometrica**, vol. 46, pp.1429-1445, 1978.

NESS JR., Walter Lee; ZANI, João. Os Juros Sobre Capital Próprio Versus a Vantagem Fiscal do Endividamento. **Revista de Administração**, São Paulo v. 36, n.2, p. 89-102, abril/junho 2001.

PESSOA, Marcelo de Sales; BONOMO, Marco Antonio; GARCIA, René. **Reproduzindo os Momentos dos Retornos dos Ativos Brasileiros com Aversão ao Desapontamento Generalizado.** Texto para Discussão – EPGE/FGV-RJ, 2006.

PHILLIPS, Peter; PERRON, Pierre. Testing for a Unit Root in Time Series Regression. **Biometrika** 75, pp. 335-46, 1988.

SHILLER, Robert J. Do Stock Prices Move Too Much to Be Justified by Subsequent Changes in Dividends? **American Economic Review**, 71, No.3, pp. 421-436, 1981.

_____. Stock Prices and Social Dynamics. **Brookings Papers on Economic Activity**, 2, pp. 457-498, 1984.

SILVA, Julio C.; LIMA, Mônica R.; BRITO, Ricardo D. **Sobre O Crescimento da Remuneração Direta Aos Acionistas: Economia de Impostos ou Mudança nas Características das Firmas.** Anais do V Encontro Brasileiro de Finanças, 2005.

TORRES, Ricardo; BONOMO, Marco Antonio; FERNANDES, Cristiano. **A Aleatoriedade do Passeio na Bovespa: Testando a Eficiência do Mercado Acionário Brasileiro**. Ensaios Econômicos da EPGE nº. 402, 2000.

WEST, Kenneth D. Dividend Innovations and Stock Price Volatility. **Econometrica**, 56, 37-61, 1988b.

APÊNDICE – Derivando a equação (9)

Na função descrita pela equação (9) pode-se usar uma expansão de Taylor de primeira ordem da função não-linear $f(x_{t+1})$ em torno da média de $x_{t+1}, \bar{x}$:

$$f(x_{t+1}) \approx f(\bar{x}) + f'(\bar{x})(x_{t+1} - \bar{x}),$$

Onde $f(x_{t+1})$ é uma função relacionada no modelo a:

$$f(x_{t+1}) \equiv \log(1 + \exp(d_{t+1} - p_{t+1})).$$

Procede-se a expansão de Taylor:

$$f(x_{t+1}) \approx \log(1 + \exp(\overline{d-p})) + \frac{1}{1+\exp(\overline{d-p})}\exp(\overline{d-p})(d_{t+1} - p_{t+1} - (\overline{d-p}))$$

$$f(x_{t+1}) \approx \log(1 + \exp(\overline{d-p})) + \frac{\exp(\overline{d-p})}{1+\exp(\overline{d-p})}\left[-(\overline{d-p})\right] + \frac{\exp(\overline{d-p})}{1+\exp(\overline{d-p})}(d_{t+1} - p_{t+1})$$

$$f(x_{t+1}) \approx -\log(1 + \exp(\overline{d-p})) - \frac{\exp(\overline{d-p})}{1+\exp(\overline{d-p})}\log(\exp(\overline{d-p})) + \frac{\exp(\overline{d-p})}{1+\exp(\overline{d-p})}(d_{t+1} - p_{t+1})$$

$$f(x_{t+1}) \approx k + \frac{\exp(\overline{d-p})}{1+\exp(\overline{d-p})}(d_{t+1} - p_{t+1})$$

$$f(x_{t+1}) \approx k + (1-\rho)(d_{t+1} - p_{t+1}), \qquad (30)$$

Onde os parâmetros de linearização ρ e k podem ser definidos por $\rho \equiv \frac{\exp(\overline{d-p})}{1+\exp(\overline{d-p})}$ e $k \equiv -\log\rho - (1-\rho)\log\left(\frac{1}{\rho - 1}\right)$, e $(\overline{d-p})$ é igual à média do log da razão dividendo-preço[16].

Substituindo (30) em (8), obtém-se:

$$r_{t+1} = h_{t+1} \approx \xi_{t+1} = p_{t+1} - p_t + k + (1-\rho)(d_{t+1} - p_{t+1}) = k + \rho p_{t+1} + (1-\rho)d_{t+1} - p_t.$$

[16] Para a dedução, ver Campbell, J, Lo, W. e MacKinlay, A.C. (1997)