

## Modelo de valor presente entre preços e dividendos com retornos esperados constantes e variantes no tempo: evidências ao nível de empresa a partir da aplicação de painéis não estacionários

**Edward Bernard Bastiaan de Rivera y Rivera<sup>†</sup>**

Universidade Presbiteriana Mackenzie

**Diógenes Manoel Leiva Martin<sup>Ω</sup>**

Analista do Banco Central do Brasil – BACEN

**Emerson Fernandes Marçal<sup>¥</sup>**

Universidade Presbiteriana Mackenzie

**Leonardo Fernando Cruz Basso<sup>‡</sup>**

Universidade Presbiteriana Mackenzie

### RESUMO

O Modelo de Valor Presente (MVP) – conceito de que os preços correntes dos títulos dependem do valor presente de dividendos futuros descontados, em que a taxa de desconto é equivalente à taxa requerida de retorno – é um dos conceitos da Teoria Financeira. O objetivo deste artigo é analisar a validade do MVP entre preços e dividendos ao nível da firma a partir de técnicas em painel aplicadas a processos não estacionários e potencialmente cointegrados para o mercado acionário brasileiro. Considerando-se o Modelo de Valor Presente com Retornos Constantes e Variantes no Tempo, a evidência de que (log de) preços reais e (log de) dividendos reais são não estacionários I(1) e que (log da) razão preço-dividendo é I(0) não pode ser rejeitada. Em relação aos estimadores FMOLS e DOLS para modelos cointegrados em painel, verificam-se que os preços das ações encontram-se sobreavaliados sob ambas as hipóteses de retornos constantes ou variantes no tempo.

**Palavras-chave:** Modelo de valor presente; raiz unitária; cointegração; painéis não estacionários.

Recebido em 29/03/2011; aceito em 13/03/2012; divulgado em 16/11/2012

\*Autor para correspondência:

<sup>†</sup> Mestre em Administração de Empresas pela Universidade Presbiteriana Mackenzie.  
**Vínculo:** Universidade Presbiteriana Mackenzie (Doutorando Bolsista CAPES/Prosup Mod. II)  
**Endereço:** Rua Bela Cintra, no. 619, apto. 12. São Paulo - SP - Brasil. **E-mail:** [riverarivera@uol.com.br](mailto:riverarivera@uol.com.br)  
**Telefone:** (11) 3477 1908

<sup>Ω</sup> Doutor em Administração de Empresas pela Fundação Getúlio Vargas – SP  
**Vínculo:** Analista do Banco Central do Brasil (BACEN)  
**Endereço:** Rua Dr Rafael Correia, no. 171, apto 3, São Paulo - SP - Brasil.  
**E-mail:** [diomartin1720@gmail.com](mailto:diomartin1720@gmail.com)  
**Telefone:** (61) 9667-7220

<sup>¥</sup> Doutor em Economia pela Universidade de São Paulo,  
**Vínculo:** Professor Pesquisador da Universidade Presbiteriana Mackenzie, Coordenador do Centro de Macroeconomia Aplicada da EESP-FGV  
**Endereço:** Rua Conselheiro Brotero 1030 apto 33 – São Paulo - SP - Brasil.  
**E-mail:** [efmarcal@gmail.com](mailto:efmarcal@gmail.com)  
**Telefone:** (11) 99234-6169

<sup>‡</sup> Pós-Doutorado - Universidade de Bielefeld - Alemanha  
**Vínculo:** Professor Pesquisador da Universidade Presbiteriana Mackenzie  
**Endereço:** Rua Frei Caneca, nº 640, Torre Laguna, apto 211, São Paulo - SP - Brasil.  
**E-mail:** [leonardofernandbasso@terra.com.br](mailto:leonardofernandbasso@terra.com.br)  
**Telefone:** (11) 2114 8268

**Nota do Editor:** Esse artigo foi aceito por Bruno Funchal.



Este trabalho foi licenciado com uma Licença [Creative Commons - Atribuição 3.0 Não Adaptada](https://creativecommons.org/licenses/by/3.0/)

## 1. INTRODUÇÃO

**A**o testarem-se expectativas e racionalidade nos mercados financeiros, o Modelo de Valor Presente (MVP) afirma que a cotação atual de títulos é igual ao valor descontado somado dos dividendos futuros, onde a taxa de desconto é equivalente à taxa de retorno exigida. Estudiosos têm mostrado grande interesse no modelo subjacente devido a eventos macroeconômicos (colapsos históricos nos preços das ações) em que os preços possivelmente se desviaram de seus valores fundamentais (distribuições de baixos dividendos e o recorde de altos preços de ações sugerem a sobrevalorização no preço das ações); um debate teórico e estatístico sobre a possibilidade de prever os preços de títulos (passeio aleatório, teoria da probabilidade martingale); estimação e inferência na presença de não estacionariedade (tendência estocástica), particularmente no âmbito de dados em painel.

A análise empírica anterior do MVP e da relação de longo prazo entre preços e dividendos é predominantemente baseada em duas abordagens de cointegração. Primeiro, segundo Campbell e Shiller (1987), os preços reais e dividendos reais devem cointegrar-se, ou seja, apresentar uma relação de longo prazo estável. Neste caso, o parâmetro de cointegração fornece uma estimativa da taxa de desconto inversa. Em segundo lugar, de acordo com Campbell e Shiller (1988a, b), ao permitir uma taxa de desconto variável no tempo, a diferença entre os dividendos logarítmicos e os preços logarítmicos devem apresentar estacionariedade I (0). Embora os testes de cointegração não revelem diretamente a existência de bolhas especulativas, a presença da cointegração pode ser explicada pelo desvio dos preços das ações em vis-à-vis seus fundamentos, o que permite a inferência indireta em relação à existência de bolhas.

Ao assumirem-se expectativas racionais (ER), o modelo subjacente para os preços das ações foi testado desde a década de 1980 para dados dos EUA e muitos estudos indicam que os preços das ações eram mais voláteis do que o MVP teoricamente sugeria. Shiller (1981) desenvolveu um trabalho seminal sobre a avaliação do modelo empregando testes de limite de variâncias, a partir do qual surgiu uma discussão teórica e quantitativa, nomeadamente através dos trabalhos de Grossman e Shiller (1981), LeRoy e Porter (1981), Marsh e Merton (1986), Shiller (1989), Scott (1990), Mankiw, Romer e Shapiro (1985, 1991), Gilles e LeRoy (1992), LeRoy e Parke (1992), bem como críticas estatísticas

importantes em relação a viés de amostra pequena e considerações finitas de amostra de Flavin (1983) e Kleidon (1986).

Como os preços das ações assumiram valores mais elevados devido ao rápido desenvolvimento do mercado de ações ao longo da década de 1990, estudiosos e analistas de mercado questionaram a validade do MVP e os efeitos das taxas de juros sobre a relação do preço-dividendo das ações. O consenso geral é que os fundamentos têm basicamente permanecido inalterados ao longo do período, considerando o grande aumento nos preços das ações no final do século passado e sua subsequente queda, o que sugere que o mercado tornou-se significativamente sobrevalorizado e os fundamentos posteriormente se reafirmaram. Entre os defensores mais proeminentes deste ponto de vista estão Campbell e Shiller (2001). No entanto, uma visão alternativa afirmou que os preços das ações refletem as expectativas permanentemente revisadas dos investidores quanto a maiores ganhos e dividendos futuros, devido aos ganhos de produtividade provenientes da mudança tecnológica.

Evidências com relação à estacionariedade I (0) da proporção logarítmica preço-dividendo é escassa. Campbell e Shiller (1987), Diba e Grossman (1988), Brooks e Katsaris (2003), Kapetanios, Shin e Snell (2006) obtêm resultados diferentes dos testes de cointegração entre preços e dividendos. Froot e Obstfeld (1991), Lamont (1998), Balke e Wohar (2002) observam I (1) a não-estacionariedade da proporção preço-dividendo. Cecchetti, Lam e Mark (1990), Timmermann (1995), Kim, Morley e Nelson (2001), Dupuis e Tessier (2003), Manzan (2004), Su, Chang e Chen (2007) obtêm resultados que podem variar dependendo da abordagem econométrica adotada, no tamanho da amostra e no grau de volatilidade encontrado em intervalos específicos.

O exame de empresas individuais é incomum, já que a maioria dos estudos de séries temporais adotam o índice S & P 500 como referência de análise. Assim, Campbell e Shiller (1987, 1988), Lee (1995), Sung e Urrutia (1995), Timmermann (1995), e Crowder e Wohar (1998) estimam a relação de valor presente em nível agregado ao longo de um período de tempo significativo, de acordo com o conceito indicado por Stoja e Tucker (2004) de que a potência de testes de raiz unitária e de cointegração baseia-se na duração do período de tempo, ao invés do número de observações.

No entanto, reconhece-se que a aplicação de dados a nível de empresa permite a observação de padrões e relações que podem não ser evidenciados através da análise de

índice do mercado de ações, já que uma aplicação de índice pode suavizar o ruído ou a volatilidade de empresas individuais. Cohen, Polk e Vuolteenaho (2001), Vuolteenaho (2002) e Jung e Shiller (2005) sugerem uma maior probabilidade de o MVP ser validado ao nível de empresa, ao invés de no nível agregado (índice do mercado de ações). Conforme análises de Jung e Shiller (2005), embora as informações sobre fluxos de caixa e perspectivas futuras de empresas individuais sejam bem compreendidas pelos investidores, o mesmo grau de clareza pode não se aplicar ao mercado com relação a mudanças no padrão de dividendos agregados ou fluxo de ganhos no mercado acionário de um país.

Trabalhos recentes de análise de validade da MVP em nível de índice de mercado de ações agregado são os de Campbell e Shiller (1987), Campbell e Shiller (1988a, b), Fama e French (1988), Cecchetti, Lam e Mark (1990), Timmermann (1995), Kim, Morley e Nelson (2001), Dupuis e Tessier (2003), Manzan (2004), Su, Chang e Chen (2007). Algumas conclusões empíricas do mercado de ações brasileiro que aplicam metodologia semelhante, como Campbell e Shiller (1987, 1988a, b) foram obtidas por Anchite e Issler (2001) e Morales (2006). Considerando estes últimos autores, ao passo que o MVP com rendimentos variáveis no tempo não seja estatisticamente rejeitado, evidências apontam para a rejeição ou falha para rejeitar o modelo, embora com uma menor significância estatística.

No que diz respeito aos poucos trabalhos empíricos que testam a validade do MVP a nível de empresa, Nasseh e Strauss (2004), Goddard, McMillan e Wilson (2008) empregam dados dos EUA e Reino Unido, respectivamente, a fim de avaliar o modelo subjacente ao abrigo de retornos variáveis no tempo, e salientar que os métodos de painéis são particularmente úteis quando o período de tempo disponível é relativamente curto, proporcionando ganho em termos de precisão de potência e evitando mudanças estruturais nos dados que ocorrem ao longo de períodos mais longos. Os autores constataram que o exame da fórmula de avaliação racional a nível de empresa parece dar um pouco mais de apoio ao Modelo de Valor Presente do que os estudos anteriores baseados no preço agregado das ações e nos dados do índice de dividendos.

Assim, a seguinte questão de pesquisa se coloca neste trabalho: No Brasil, há uma relação de longo prazo estável entre o valor presente de um ativo (preços reais) e seu respectivo ganho com desconto (dividendos reais), em nível microeconômico (nível da empresa), a fim de validar o Modelo de Valor Presente e, portanto, as expectativas e racionalidade dos agentes econômicos no mercado financeiro, por meio de testes de raiz unitária de primeira geração e de cointegração, bem como técnicas dinâmicas de painéis?

O restante do artigo encontra-se estruturado da seguinte forma. Na Seção 2, o Modelo de Valor Presente é brevemente discutido. A seção 3 fornece detalhes técnicos dos testes de raízes unitárias do painel e de cointegração adotados. A seção 4 apresenta e interpreta os resultados destes testes. A seção 5 resume e conclui.

## 2. O MODELO DE VALOR PRESENTE

O MVP relaciona o valor presente dos dividendos esperados e o preço da ação sob a condição implícita de ER da seguinte forma:

$$P_t = \sum_{i=1}^{\alpha} \delta^i E_t D_{t+i} \quad (1)$$

Campbell e Shiller (1987) demonstraram que, sob a condição de transversalidade, haverá apenas um preço possível, a fim de excluir a presença de bolhas e, portanto, a possibilidade de muitas soluções para a equação de preço acima. Assumindo a validade do modelo sob esse pressuposto, Campbell e Shiller (1987), mostraram que os preços e dividendos reais são cointegrados e que o vetor de cointegração é igual a  $(1, R^{-1})$ , conforme a equação abaixo:

$$P_t - R^{-1} = R^{-1} E_t \sum_{i=1}^{\infty} (1 + R)^{-i} \Delta D_{t+1+i} \quad (2)$$

A metodologia empregada por Campbell e Shiller (1988), a fim de contornar a não estacionariedade da série de preço e dividendos e, portanto, admitir a possibilidade de taxas de desconto variáveis no tempo, sugere a transformação logarítmica das variáveis  $[d = \ln(D); p = \ln(P); r = \ln(1 + R)]$  como segue:

$$P_t - R^{-1} = R^{-1} E_t \sum_{i=1}^{\infty} (1 + R)^{-i} \Delta D_{t+1+i} \quad (3)$$

onde  $k = -\ln(\rho) + (1 - \rho)\ln(\rho - 1)$  e  $\rho = 1/[\exp(d - p)]$ . Novamente, sob a condição da transversalidade, a equação acima pode ser reescrita como:

$$p_t - d_t = -k(1 - \rho)^{-1} + E_t \left[ \sum_{i=1}^{\infty} \rho^i (\Delta d_{t+i+1} - r_{t+i+1}) \right] \quad (4)$$

Se a variação da taxa de desconto e dividendo for estacionária, o spread ( $h = \ln(P_t/D_t) = p_t - d_t$ ) será estacionário e, portanto, os logaritmos dos preços e dividendos serão cointegrados com vetor igual a  $(1, -1)$ . Portanto, seria suficiente provar que o spread é  $I(0)$  a fim de validar o Modelo de Valor Presente. O spread e variação de dividendos podem ser modelados com um Vetor Autorregressivo, com a restrição de que os retornos são imprevisíveis  $E(h_{1,t+1}/h_t, \Delta d_t) = 0$ . Como resultado, o spread deveria causar no sentido de Granger os dividendos.

Basicamente, três tipos de críticas podem ser inferidos no que diz respeito ao processo acima. Primeiramente, como notam Froot e Obstfeld (1991), seria se opor a evidências empíricas contrárias aos resultados acima; segundo, de acordo com Evans (1991), dever-se-ia examinar as premissas do modelo e verificar, por exemplo, a existência de bolhas; e terceiro, conforme Gil-Alana (1999) e Caporale e Cerrato (2004) observam, seria a adequação dos testes em relação a fatos tais quais a reversão de média.

Longos processos de reversão de média e choques persistentes implicam uma ordem fracionária de cointegração, tornando os resultados dos testes tradicionais inconclusivos, embora a relação de equilíbrio de longo prazo entre os preços e dividendos continue. É importante ressaltar que o Modelo de Valor Presente não é incompatível com a existência de bolhas e de reversão de média. Assim, a abordagem econométrica deve ser modificada de modo a considerar estes fatos.

### 3. PROCEDIMENTOS ECONOMÉTRICOS DE PAINÉIS NÃO ESTACIONÁRIOS

Até recentemente, a investigação de dados de painel não tinha disponível a estacionariedade crucial (ADF e Phillips-Perron) e os testes de cointegração (Engle-Granger e Johansen), que foram motivados pelo envolvimento crescente de aplicações macroeconômicas na tradição dos dados de painel, cujo foco deslocou-se em direção ao exame dos assintóticos dos painéis macro com grandes  $T$  (comprimento da série de tempo) e  $N$  (número de seções transversais). A adoção de testes semelhantes aos disponíveis no âmbito de séries temporais em dados de painel ainda está em andamento.

As principais diferenças entre séries temporais e testes de raiz unitária de painel e de cointegração podem ser resumidas da seguinte forma: a observação de padrões e relações nos dados que podem não ser detectáveis no nível agregado do mercado de ações, devido à suavização dos dados causadas por agregação; consideração de diferentes graus de heterogeneidade entre os indivíduos; na análise de dados em painel, a validade de rejeitar uma raiz unitária pode ser objeto de discussão; a potência dos testes de raiz unitária de painel aumenta com o aumento *de*  $N$ , com maior robustez em relação aos testes padrão de baixa potência DF e ADF aplicados a pequenas amostras; componentes adicionais transversais incorporados em modelos de dados de painel proporcionam melhores propriedades de testes de raiz unitária de painel; testes de cointegração de painel têm maior a potência, especialmente para  $T$  de pequena dimensão, comumente encontrado quando os dados estão limitados ao período pós-guerra.

Testes para raízes unitárias em painéis não são prática comum, como é o teste para raízes unitárias em estudos de séries temporais. Os métodos estatísticos aplicados neste trabalho estão relacionados com as obras de Levin e Lin (1993), Levin, Lin e Chu (2002), Im, Pesaran e Shin (2003), Breitung (2000), a Fisher-ADF e Fisher-PP proposto por Maddala e Wu (1999) e Choi (2001) e Hadri (2000). Os recentes testes de cointegração de painel aplicados são aqueles desenvolvidos por Kao (1999), Pedroni (2000, 2004) e Maddala e Wu (1999).

O modelo Levin, Lin e Chu (LLC) é uma extensão do teste de raiz unitária de Dickey-Fuller (DF). A hipótese nula diz respeito a um processo de raiz unitária comum. Este modelo permite efeitos fixos de duas vias - efeitos fixos específicos para as unidades  $a_i$  e tendências temporais específicas para unidades  $\theta_t$  :

$$\Delta Y_{i,t} = a_i + \rho Y_{i,t-1} + \sum_{k=1}^n \phi_k \Delta Y_{i,t-k} + \delta_i t + \theta_t + u_{it}.$$

O teste Im, Pesaran e Shin (IPS) é uma extensão do modelo LLC. Sua hipótese nula é de que todas as séries são não-estacionárias ( $\rho_i = 1$  para todos  $i$ ) sob a alternativa de que uma fração das séries de painel são estacionárias ( $\rho < 1$  para pelo menos um  $i$ ). É um forte contraste com o modelo LLC, que pressupõe que todas as séries são estacionárias sob a hipótese alternativa. O LLC restringe  $\rho$  a ser homogêneo em todos  $i$  e o IPS permite a heterogeneidade na equação:  $Y_{i,t-1}: \Delta Y_{i,t} = a_i + \rho_i Y_{i,t} + \sum_{k=1}^n \phi \Delta Y_{i,t-k} + \delta_i t + u_{it}$ .

Breitung (2000) estuda a potência local das estatísticas dos testes LLC e IPS face a uma sequência de alternativas locais. Breitung considera que os testes LLC e IPS sofrem de uma perda dramática de potência se as tendências individuais específicas forem incluídas, o que é devido à correção de viés que também remove a média sob a sequência de alternativas locais. Breitung sugere um teste que não emprega um ajuste de viés, cuja potência é substancialmente mais elevada do que a dos testes LLC e IPS usando os experimentos de Monte Carlo. A sua construção é semelhante à do teste LLC que usa a transformação ortogonal futura empregada por Arellano e Bover (1995).

Os testes Fisher-ADF e Fisher-PP usam os resultados de Fisher (1932) para derivar testes que combinam os *valores-p* dos testes individuais de raiz unitária. Definindo  $\pi_i$  como o *valor-p* de qualquer teste individual de raiz unitária para a seção transversal  $i$ , então sob a hipótese nula de raiz unitária para todas as seções transversais  $N$ , temos o resultado assintótico que:  $-2 \sum_{i=1}^N \log(\pi_i) \rightarrow \chi_{2N}^2$ . Assim, a estatística  $\chi^2$  e a estatística

padrão normal são empregadas utilizando as estatísticas individuais de raiz unitária ADF e Phillips-Perron. As hipóteses nula e alternativa são as mesmas que as do teste IPS.

O teste Hadri é um teste Multiplicador Lagrange (ML), com base nos resíduos. É uma generalização dos KPSS de séries temporais para dados de painel. A sua hipótese nula indica nenhuma raiz unitária em qualquer uma das séries no painel. Sua hipótese alternativa é de que exista pelo menos uma raiz unitária no painel. A estatística LM tradicional e alternativa (permite a heterocedasticidade  $\sigma_{\varepsilon i}^2$  por todo  $i$  é dada por:  $LM_1 = \frac{1}{N} (\sum_{i=1}^N \frac{1}{T^2} \sum_{t=1}^T S_{it}^2) / \hat{\sigma}_{\varepsilon}^2$  e  $LM_2 = \frac{1}{N} (\sum_{i=1}^N (\frac{1}{T^2} \sum_{t=1}^T S_{it}^2 / \hat{\sigma}_{\varepsilon i}^2))$

A finalidade dos testes de cointegração é principalmente relacionada com a investigação de regressão espúria, que ocorre apenas na presença da não estacionariedade. Seguindo a mesma lógica que os testes de raiz unitária de painel, os testes de cointegração de painel podem ser motivados pela busca por testes com mais potência do que os obtidos através da aplicação de testes individuais de cointegração de séries temporais. Os últimos modelos têm baixa potência, especialmente para  $T$  curto e curto período de dados que é muitas vezes limitado aos dados anuais do pós-guerra.

Os testes Kao são testes DF e ADF baseados em resíduos para a cointegração em painel de dados. A hipótese nula é a de não cointegração. Este teste impõe vetores homogêneos de cointegração e coeficientes RA. No entanto, ele não permite múltiplas variáveis exógenas sobre o vetor de cointegração, nem identifica os casos em que existe mais do que um vetor de cointegração. Considerando  $y_{it} = x'_{it}\beta + z'_{it}\gamma + e_{it}$ , o teste ADF pode ser construído como  $ADF = t_{ADF} + \sqrt{6N}\hat{\sigma}_v / (2\hat{\rho}_{0v}) / \sqrt{\hat{\sigma}_{0v}^2 / (2\hat{\sigma}_v^2) + 3\hat{\sigma}_v^2 / (10\hat{\sigma}_{0v}^2)}$  onde  $t_{ADF}$  é a estatística  $t$  para  $\rho$  in  $\hat{e}_{it} = \rho\hat{e}_{it-1} + \sum_{j=1}^p \vartheta_j \Delta \hat{e}_{it-j} + v_{itp}$ .

Os testes múltiplos de Pedroni diferem da abordagem anterior ao assumir tendências para as seções transversais e ao considerar a nulidade da não cointegração. O modelo de regressão em painel tem a seguinte forma:  $Y_{i,t} = \alpha_i + \delta_t + \sum_{m=1}^M \beta_{mi} X_{mi,t} + u_{i,t}$ . Eles permitem regressores múltiplos, que o vetor de cointegração varie entre as diferentes seções do painel, e também a heterogeneidade no erro através de unidades de seções transversais. Sete estatísticas diferentes de cointegração são propostas para capturar os efeitos internos e entre si no painel.

No teste de painel Johansen-Fisher, Maddala e Wu (1999) utilizam o teste combinado de Fisher (1932) para propor uma abordagem alternativa para testar a cointegração em dados de painel pela combinação de testes a partir de seções transversais individuais para se obter a estatística de teste para o painel inteiro. Se  $\pi_i$  é o valor de  $p$  de



um teste de cointegração individual para a seção transversal  $i$ , então sob a hipótese nula para o painel:  $-2 \sum_{i=1}^N \log(\pi_i) \rightarrow \chi^2 2N$ . O  $\chi^2$  relatado é baseado nos valores- $p$  de MacKinnon-Haug-Michelis (1999) para o teste do traço de cointegração e máximo autovalor de cointegração de Johansen.

Nos modelos de regressão cointegrados de painel, as propriedades assintóticas dos estimadores dos coeficientes de regressão e os testes estatísticos associados diferem daquelas dos modelos de regressão de cointegração entre séries temporais. Uma relação de longo prazo comumente observada em dados macroeconômicos e financeiros muitas vezes é prevista pela teoria econômica. É, portanto, significativo estimar os coeficientes de regressão e testar se as restrições estabelecidas são empiricamente satisfeitas, tal como um equilíbrio um-para-um de cointegração entre preços e dividendos, que também implica que a proporção preço-dividendo é estacionária.

A regressão padrão do preço sobre dividendos indica que o preço atual é uma função de inovações de dividendos passados já que os valores de defasagem tendem a ser significativos, mas as inovações de dividendos estão sujeitas a um processo de média móvel (MM) ou implicam em um componente temporário relativamente grande em relação aos preços das ações, levando a uma subestimação do coeficiente relacionado aos dividendos. A regressão de dividendos no preço evita essas implicações e, já que o preço incorpora todas as inovações atuais sobre dividendos e é *forward looking*, as defasagens passadas devem ser insignificantes.

O FMOLS (Fully Modified Ordinary Least Squares) e o DOLS (Dynamic Ordinary Least Squares) de Pedroni (2000, 2001) são empregados para regredir dividendos sobre os preços. A ideia básica destes estimadores é corrigir o viés de endogeneidade e a correlação serial, permitindo a inferência padrão normal. Ambos os estimadores começam a partir de:  $y_{1,i,t} = \mu_i + \beta'_i y_{2,i,t} + u_{i,t}$ , em que o escalar  $y_{1,i,t}$  e o  $(p - 1) \times 1$  vetor  $y_{2,i,t}$  são variáveis específicas de empresa,  $i = 1, \dots, N$  e  $t = 1, \dots, T$ .

O estimador FMOLS aplica uma correção não paramétrica empregando  $\hat{u}_{i,t}$  e  $\Delta y_{2,i,t}$ . O estimador DOLS aplica uma correção paramétrica para a endogeneidade aumentando a equação inicial subjacente com *leads* (avanços) e *lags* (atrasos) de  $\Delta y_{2,i,t}$ :  $y_{1,i,t} = \mu_i + \beta'_i y_{2,i,t} + \sum_{s=-s_i}^{s_i} \tau'_{i,s} \Delta y_{2,i,t-s} + v_{i,t}$ . A informação sobre os vetores cointegrados é então reunida para gerar uma estimativa mais precisa e testes com mais

potência em relação aos métodos de equação única. A hipótese  $H_0: \beta_i = 1, \forall i$  é testada versus  $H_1: \beta_i \neq 1$  usando as estatísticas  $t$ .

#### 4. RESULTADOS

A fim de avaliar o modelo de valor presente a nível de empresa para o mercado de ações brasileiro, conjuntos de dados sobre preços e dividendos têm sido utilizados com frequência anual para o período de janeiro de 1987 a dezembro de 2008. O período inicial é baseado na disponibilidade de plataforma de dados, considerando-se que a potência dos testes de raiz unitária e de cointegração se concentra tanto em seções transversais ( $N$ ) quanto, mais notavelmente, na extensão do período de tempo considerado ( $T$ ), conforme evidenciado por Shiller e Perron (1985) e Hakkio e Rush (1991). Os preços das ações são ajustados para dividendos, bônus e desdobramentos de ações. Seguindo as premissas do modelo de valor presente, a série anual de dividendos por ação corresponde a 12 meses e a série anual de preços corresponde ao final da frequência. Todos os valores monetários foram coletados a partir da plataforma de consultoria Econômica e deflacionados pelo índice IGP-DI de 31 de julho de 2009. Assim, termos reais convertidos pelo índice de inflação de preços ( $rpi_t$ ) foram utilizados e nenhuma distorção foi gerada por efeito inflacionário.

Os critérios de seleção de amostra estabelecidos para as ações brasileiras são: i) pertencer ou ter pertencido ao portfólio teórico durante o período de 1986 a 2009, ii) ter observações que compreendam o período de amostragem inicial e final adotado, assumindo que o modelo de valor presente pode ser mais eficaz quando aplicado a empresas em uma fase de maturidade do seu ciclo de vida. O IBOVESPA é o indicador mais importante de desempenho médio das ações para o mercado de ações brasileiro, não tendo sofrido qualquer alteração desde a sua criação em 1968. Este índice é o valor atual, em dinheiro real, de um portfólio teórico de ações constituído em 2 de janeiro de 1968 (valor base: 100 pontos) a partir de uma aplicação hipotética. A premissa não é baseada em qualquer investimento adicional desde então, considerando-se apenas os ajustes feitos para a distribuição de dividendos pelas empresas emissoras.

As seguintes empresas da IBOVESPA apresentadas na Tabela 1 foram analisadas para a avaliação do modelo de valor presente com retornos esperados constantes e variáveis no tempo a partir de técnicas de raiz unitária e cointegração para painéis não estacionários. As cotações das ações foram atualizadas às mudanças devido a eventos financeiros, tais como M&A.

Tabela 1 - Empresas por Classe, Código e Setor

EMPRESA	CLASSE	CÓD.	SETOR	EMPRESA	CLASSE	CÓD.	SETOR
Alpargatas	ON	ALPA3	Calçados	Itausa	PN	ITSA4	Administração de empresas e empreendimentos
Alpargatas	PN	ALPA4	Calçados	ItauUnibanco	ON	ITUB3	Bancos
Ambev	PN	AMBV4	Bebidas	ItauUnibanco	PN	ITUB4	Bancos
Aracruz	PNB	ARCZ6	Papel, celulose e papelão	Klabin S/A	ON	KLBN3	Papel, celulose e papelão
Brasil	ON	BBAS3	Bancos	Klabin S/A	PN	KLBN4	Papel, celulose e papelão
Bradesco	ON	BBDC3	Bancos	Lojas Americ	ON	LAME3	Loja de departamentos
Bradesco	PN	BBDC4	Bancos	Lojas Americ	PN	LAME4	Loja de departamentos
Bardella	PN	BDLL4	Máquinas agrícolas, construção e mineração	Metal Leve	PN	LEVE4	Autopeças
Alfa Consorc	PNF	BRGE12	Administração de empresas e empreendimentos	Light S/A	ON	LIGT3	Geração, transmissão e distribuição de energia elétrica
Alfa Invest	ON	BRIV3	Bancos	Mangels Indl	PN	MGEL4	Forjarias e estamparias
Alfa Invest	PN	BRIV4	Bancos	Petrobras	ON	PETR3	Petróleo e gás
Braskem	PNA	BRKM5	Química	Petrobras	PN	PETR4	Petróleo e gás
Cesp	PNA	CESP5	Geração, transmissão e distribuição de energia elétrica	Paranapanema	PN	PMAM4	Produtos de metal
Graziotin	PN	CGRA4	Loja de roupas	Pro Metalurg	PNB	PMET6	Equipamentos de transporte
Cacique	PN	CIQU4	Moinho de grãos	Alfa Holding	PNB	RPAD6	Administração de empresas e empreendimentos
Cemig	PN	CMIG4	Geração, transmissão e distribuição de energia elétrica	Sadia S/A	PN	SDIA4	Abatedouros
Confab	PN	CNFB4	Produtos de aço	Suzano Papel	PNA	SUZB5	Papel, celulose e papelão
Souza Cruz	ON	CRUZ3	Fumo	Telesp	ON	TLPP3	Telecomunicações
Duratex-Old	PN	DURA4	Artigos de madeira	Telesp	PN	TLPP4	Telecomunicações
Eluma	PN	ELUM4	Ferramentas de metal	Tupy	PN	TUPY4	Autopeças
Estrela	PN	ESTR4	Brinquedos e lazer	Unibanco	ON	UBBR3	Bancos
Eucatex	PN	EUCA4	Produtos de madeira	Unibanco	PN	UBBR4	Bancos
Ferbasa	PN	FESA4	Fundição	Savarg	PN	VAGV4	Transporte aéreo regular
Forjas Taurus	PN	FJTA4	Produtos de metal	Vale	ON	VALE3	Mineração
Gerdau Met	PN	GOAU4	Produtos de aço	Vale	PNA	VALE5	Mineração
Guararapes	ON	GUAR3	Têxtil	Fibria	PN	VCPA4	Papel, celulose e papelão
Yara Brasil	PN	ILMD4	Fertilizantes e Pesticidas				

**Fonte:** Elaborado pelos autores

## 4.1 MODELO DE VALOR PRESENTE: RETORNOS ESPERADOS CONSTANTES

Para verificar se as séries de preços reais e de dividendos reais são  $I(1)$  não estacionários, aplicamos testes de raiz unitária ao modelo restrito (sem variável exógena), também permitindo efeitos individuais (interceptação individual), efeitos individuais e tendências lineares individuais (interceptação e tendência). A sensibilidade dos resultados pode ser verificada na presença de efeitos individuais e tendências lineares individuais, bem como para defasagens específicas  $P$  na ordem de 0 a 4, tal como apresentado nas Tabelas 2 e 3.

Considerando todos os testes para a presença de uma raiz unitária na série de preço real das empresas que constituem o painel, eles revelam sensibilidade à presença de efeitos individuais e tendências lineares individuais, assim como à ordem de defasagem, tal como esperado e verificado em Goddard *et al.* 2008.) Revertendo a hipótese nula a fim de testar a estacionariedade em todas as empresas que utilizam o teste Hadri junto com o Z-stat Heterocedástico Consistente, em ambos os modelos individuais com interceptação e interceptação e tendência, a hipótese nula de zero raiz unitária é rejeitada no nível de 1%, não confirmando que  $p_{it}/rpi_t \sim I(0)$ , observando que os preços reais como processos estacionários não apresentam apoio teórico algum. Por isso, não podemos rejeitar a hipótese de que a série de preços reais das empresas pesquisadas tem uma raiz unitária para todo o painel ou para a maioria das empresas analisadas, considerando-se as diferentes hipóteses nulas e alternativas testadas.

Tabela 2 - Testes de Raiz Unitária de Painel:  $p_{it}/rpi_t$ 

Modelo	Restrito		Intercepto Individual		Intercepto e Tendência	
	Seleção Automática de Lags (AIC): 0 a 4					
Método	Stat.	Prob.	Stat.	Prob.	Stat.	Prob.
	Ho: Raiz Unitária (processo comum de raiz unitária)					
Levin-Lin-Chu $t^*$	-2,2832	[0.0112]**	18,5787	1.0000	15.2497	1,0000
Breitung $t$ -stat	-	-	-	-	3.39507	0,9997
	Ho: Raiz Unitária (processo individual de raiz unitária)					
Im-Pesaran-Shin $W$ -stat	-	-	2.07979	0,9812	-6,05231	[0.0000]***
Fisher-ADF Chi-Square	173.188	[0.0000]***	175.762	[0.0000]***	270.642	[0.0000]***
Choi-ADF Z-stat	1.70995	0.9564	2.61528	0.9955	-4,64084	[0.0000]***
	Lags Fixos					
Método	Stat.	Prob.	Stat.	Prob.	Stat.	Prob.
	Ho: Raiz Unitária (processo comum de raiz unitária)					
Levin-Lin-Chu $t^*$						
0	-3,1526	[0.0008]***	-2,8701	[0.0021]***	-6,88928	[0.0000]***
1	-3,2934	[0.0005]***	-1,62736	[0.0518]*	-5,80197	[0.0000]***
2	-40,677	[0.0000]***	-84,909	[0.0000]***	-92,9979	[0.0000]***
3	1.15754	0,8765	22.4429	1,0000	23,6944	1,0000
4	-2,7979	[0.0026]**	28.2651	1,0000	38.5565	1,0000
Breitung $t$ -stat						

0	-	-	-	-	2,66591	0,9962
1	-	-	-	-	3,7066	0,9999
2	-	-	-	-	3,27428	0,9995
3	-	-	-	-	3,03404	0,9988
4	-	-	-	-	3,50573	0,9998
Ho: Raiz Unitária (processo individual de raiz unitária)						
Im-Pesaran-Shin <i>W</i> -stat						
0	-	-	-1,21187	0,1128	-4,44501	[0.0000]***
1	-	-	1,12969	0,8707	-2,52375	0,0058
2	-	-	-15,5425	[0.0000]***	-18,1787	[0.0000]***
3	-	-	5,83310	1,0000	2,08716	0,9816
4	-	-	2,96120	0,9985	-0,11022	0,4561
Im-Pesaran-Shin <i>t</i> -bar						
0	-	-	-1,6744	-	[-2,69762]***	-
Fisher-ADF Chi-Square						
0	155,645	[0.0012]***	128,116	[0.0708]*	164,667	[0.0002]***
1	198,022	[0.0000]***	170,933	[0.0001]***	198,728	[0.0000]***
2	146,951	[0.0052]***	622,184	[0.0000]***	167,685	[0.0001]***
3	72,7228	0,9944	61,0590	0,9999	88,0442	0,8969
4	110,494	0,3631	118,111	0,1984	122,531	0,1300
Choi-ADF Z-stat						
0	-2,9011	[0.0019]***	-1,18919	0,1172	-4,47871	[0.0000]***
1	-0,5485	0,2917	1,15898	0,8768	-1,92918	[0.0269]**
2	2,22608	0,987	1,40693	0,9203	1,18908	0,8828
3	4,80871	1,0000	6,86059	1,0000	3,36174	0,9996
4	3,43865	0,9997	5,42836	1,0000	2,85895	0,9979
Fisher-PP Chi-Square						
0	157,507	[0.0009]***	129,710	[0.0587]*	199,409	[0.0000]***
Choi-PP Z-stat						
0	-2,3468	[0.0095]***	-0,87072	0,1920	-4,85371	[0.0000]***
Ho: Ausência de Raiz Unitária (processo comum de raiz unitária)						
Hadri Z-stat						
0	-	-	18,1880	[0.0000]***	12,9798	[0.0000]***
Heterocedastic						
0	-	-	14,1587	[0.0000]***	14,2305	[0.0000]***
Consistent Z-stat						

Nota: \*\*\*, \*\*, \* representa estatísticas de testes significativas para níveis de 1%, 5%, e 10%, respectivamente. As probabilidades para os testes de Fisher são computadas utilizando uma distribuição do qui-quadrado assintótica. Todos os outros testes apresentam normalidade assintótica. LLC, Fisher-PP e Hadri: a seleção de banda larga Newey-West utilizando o kernel de Bartlett. Valores críticos *t*-bar obtidos dos papeis Im original, Pesaran e Shin (2003). No teste de Hadri, a alta correlação conduz à distorção grave de tamanho, levando a uma sobre-rejeição do nulo.

Fonte: Elaborado pelos autores.

Quanto aos testes de raiz unitária em painel aplicados a variável dependente do MVP, eles revelam também sensibilidade à presença de efeitos individuais e tendências lineares individuais e a ordem de defasagem. Utilizando o teste de Hadri junto com o Z-stat heterocedástico consistente, em ambos os modelos individuais com interceptação e interceptação e tendência, a hipótese nula de zero raiz unitária é rejeitada no nível de 1%, não confirmando que  $d_{it}/rpi_t \sim I(0)$ , observando que os dividendos reais, assim como os processos estacionários não apresentam apoio teórico. Assim, não podemos rejeitar a hipótese de que as séries de dividendos reais das empresas pesquisadas são integradas de ordem um para o painel inteiro ou para a maioria das empresas da amostra.

Tabela 3 - Testes de Raiz Unitária de Painel  $p_{it}/rpi_t$ 

Modelo	Restrito		Intercepto Individual		Intercepto e Tendência	
	Seleção Automática de Lags (AIC): 0 a 4					
Método	Stat.	Prob.	Stat.	Prob.	Stat.	Prob.
Ho: Raiz Unitária (processo comum de raiz unitária)						
Levin-Lin-Chu $t^*$	-4,6888	[0.0000]***	-3,3710	[0.0004]***	4,89877	1.0000
Breitung $t$ -stat	-	-	-	-	1,4064	0,9202
Ho: Raiz Unitária (processo individual de raiz unitária)						
Im-Pesaran-Shin $W$ -stat	-	-	-5,7001	[0.0000]***	-8,0994	[0.0000]***
Fisher-ADF Chi-Square	241.778	[0.0000]***	470.940	[0.0000]***	435.803	[0.0000]***
Choi-ADF Z-stat	-2,7398	[0.0031]***	-4,2926	[0.0000]***	-6,8387	[0.0000]***
Lags Fixos						
Método	Stat.	Prob.	Stat.	Prob.	Stat.	Prob.
Ho: Raiz Unitária (processo comum de raiz unitária)						
Levin-Lin-Chu $t^*$						
0	-25,0438	[0.0000]***	-32,2061	[0.0000]***	-32,5282	[0.0000]***
1	-8,0673	[0.0000]***	-0,4760	0.3170	0.88223	0,8112
2	-40,3807	[0.0000]***	-63,1416	[0.0000]***	-74,7506	[0.0000]***
3	-1,0754	0.1411	33.4245	1,0000	40,7919	1,0000
4	0.37535	0.6463	57.9524	1,0000	76.3102	1,0000
Breitung $t$ -stat						
0	-	-	-	-	-0,5127	0.3041
1	-	-	-	-	-0,1918	0,4239
2	-	-	-	-	1,5247	0,9363
3	-	-	-	-	2,1342	0.9836
4	-	-	-	-	5.36374	1.0000
Ho: Raiz Unitária (processo individual de raiz unitária)						
Im-Pesaran-Shin $W$ -stat						
0	-	-	-12,5074	[0.0000]***	-14,5772	[0.0000]***
1	-	-	-2,9645	[0.0015]***	-4,4421	[0.0000]***
2	-	-	-11,7258	[0.0000]***	-1,80E+16	[0.0000]***
3	-	-	0.65700	0.7444	-2,3310	[0.0099]***
4	-	-	1,8240	0.9659	-1,5334	[0.0626]*
Im-Pesaran-Shin $t$ -bar						
0	-	-	[-.09863]***	-	[-3.90533]***	-
Fisher-ADF Chi-Square						
0	280,0190	[0.0000]***	729.654	[0.0000]***	707,1940	[0.0000]***
1	250.812	[0.0000]***	216,1470	[0.0000]***	191,5430	[0.0000]***
2	188,2920	[0.0000]***	551,1020	[0.0000]***	191.766	[0.0000]***
3	138.618	[0.0132]**	182,3680	[0.0000]***	124.286	0.0854
4	103,6260	0.4919	83,0211	0.9356	102.511	0.5229
Choi-ADF Z-stat						
0	-6,4754	[0.0000]***	-8,3971	[0.0000]***	-10,3793	[0.0000]***
1	-3,8159	[0.0001]***	-2,2270	[0.0130]**	-4,0754	[0.0000]***
2	-1,3397	[0.0902]*	-2,4336	[0.0075]***	NA	-
3	0.64932	0.7419	2.14441	0.9840	-0,3380	0.3677
4	2.43557	0.9926	3.96827	1.0000	0,7964	0.7871
Fisher-PP Chi-Square	275.028	[0.0000]***	779.714	[0.0000]***	797.972	[0.0000]***
Choi-PP Z-stat	-4,9376	[0.0000]***	-8,3378	[0.0000]***	-11,5246	[0.0000]***
Ho: Ausência de Raiz Unitária (processo comum de raiz unitária)						
Hadri Z-stat	-	-	4.64082	[0.0000]***	9.70268	[0.0000]***
Heterocedastic Consistent Z-stat	-	-	12.9789	[0.0000]***	10.9717	[0.0000]***

Nota: \*\*\*, \*\*, \* representa estatísticas de teste significativas para níveis de 1%, 5%, e 10%, respectivamente. As probabilidades para os testes de Fisher são computadas utilizando uma distribuição do qui-quadrado assintótica. Todos os outros testes apresentam normalidade assintótica. LLC, Fisher-PP e Hadri: a seleção de banda larga Newey-West utilizando o kernel de Bartlett. Valores críticos  $t$ -bar obtidos dos papéis Im original, Pesaran e Shin (2003). No teste de Hadri, a alta correlação conduz à distorção grave de tamanho, levando a uma sobre-rejeição do nulo  
Fonte: Elaborado pelos autores.

Os resultados para os testes de cointegração de painel são apresentados nas Tabelas 4, 5 e 6. Nós aplicamos os testes residuais Kao (1999) e vários testes de Pedroni (2000, 2004), ambos baseados em Engle-Granger. Em relação aos testes residuais Kao (1999), sob o modelo com interceptação individual, nós rejeitamos a hipótese de não cointegração pelo critério de seleção de defasagem automático. Ao analisarmos a sensibilidade dos resultados, rejeitamos a hipótese de não cointegração para todas as ordens de defasagem.

**Tabela 4 - Testes Kao Baseados em Resíduos:  $d_{it}/rpi_t$  e  $p_{it}/rpi_t$**

Ho: Ausência de Cointegração					
Modelo com Intercepto Individual					
Seleção Automática: 2 Lags por AIC					
	ADF	Variância Residual	Variância HAC	RESID(-1)	
$t$	-9,0846	16.22261	11.39772	-17,7954	
Prob.	[0.0000]***	-	-	[0.0000]***	
Coef.	-	-	-	-0,6437	
Erro-Padrão	-	-	-	0,0362	
	D(RESID(-1))	D(RESID(-2))	D(RESID(-3))	D(RESID(-4))	
$t$	4,3092	0,0638	-	-	
Prob.	[0.0000]***	0,0270	-	-	
Coef.	0,1413	2,3615	-	-	
Erro-Padrão	0,0328	[0.0184]**	-	-	
R-squared	0,29669	Adjusted R-squared	0,295289	DW stat	1,98638
Lag Fixo: 1					
	ADF	Variância Residual	Variância HAC	RESID(-1)	
$t$	-11,7603	16.22261	11.39772	-20,1559	
Prob.	[0.0000]***	-	-	[0.0000]***	
Coef.	-	-	-	-0,6329	
Erro-Padrão	-	-	-	0,0314	
	D(RESID(-1))	D(RESID(-2))	D(RESID(-3))	D(RESID(-4))	
$t$	3,2073	-	-	-	
Prob.	[0.0014]***	-	-	-	
Coef.	0,0883	-	-	-	
Erro-Padrão	0,0275	-	-	-	
R-squared	0,308906	Adjusted R-squared	0,308253	DW stat	1,907819
Lag Fixo: 2					
	ADF	Variância Residual	Variância HAC	RESID(-1)	
$t$	-9,0846	16.22261	11.39772	-17,7954	
Prob.	[0.0000]***	-	-	[0.0000]***	

Coef.	-	-	-	-0,6437	
Erro-Padrão	-	-	-	0,0362	
	D(RESID(-1))	D(RESID(-2))	D(RESID(-3))	D(RESID(-4))	
<i>t</i>	4,3092	0,0638	-	-	
Prob.	[0.0000]***	0,0270	-	-	
Coef.	0,1413	2,3615	-	-	
Erro-Padrão	0,0328	[0.0184]**	-	-	
R-squared	0,29669	Adjusted R-squared	0,295289	DW stat	1,98638
<i>Lag Fixo: 3</i>					
	ADF	Variância Residual	Variância HAC	RESID(-1)	
<i>t</i>	-6,9656	16.22261	11.39772	-15,9261	
Prob.	[0.0000]***	-	-	[0.0000]***	
Coef.	-	-	-	-0,6727	
Erro-Padrão	-	-	-	0,0422	
	D(RESID(-1))	D(RESID(-2))	D(RESID(-3))	D(RESID(-4))	
<i>t</i>	5,4298	2,2780	1,9357	-	
Prob.	[0.0000]***	[0.0230]**	[0.0532]*	-	
Coef.	0,2100	0,0765	0,0530	-	
Erro-Padrão	0,0387	0,0336	0,0274	-	
R-squared	0,288156	Adjusted R-squared	0,285908	DW stat	2,111568
<i>Lag Fixo: 4</i>					
	ADF	Variância Residual	Variância HAC	RESID(-1)	
<i>t</i>	-6,0687	16.22261	11.39772	-15,1347	
Prob.	[0.0000]***	-	-	[0.0000]***	
Coef.	-	-	-	-0,7428	
Erro-Padrão	-	-	-	0,0491	
	D(RESID(-1))	D(RESID(-2))	D(RESID(-3))	D(RESID(-4))	
<i>t</i>	6,0761	3,1180	3,1311	2,2518	
Prob.	[0.0000]***	[0.0019]***	[0.0018]***	[0.0246]**	
Coef.	0,2735	0,1262	0,1082	0,0633	
Erro-Padrão	0,0450	0,0405	0,0346	0,0281	
R-squared	0,296736	Adjusted R-squared	0,293597	DW stat	2,123853

Nota: \*\*\*, \*\*, \* representa estatísticas de testes significativas para níveis de 1%, 5%, e 10%, respectivamente. A seleção de banda larga Newey-West utilizando o kernel de Bartlett.

**Fonte:** Elaborado pelos autores.

No que diz respeito aos testes Pedroni (2000, 2004), embora exibam sensibilidade residual à inclusão de tendências lineares e a ordem de defasagem estabelecida, a prevalência é evidente em relação à rejeição da hipótese nula de não cointegração entre preços e dividendos considerando as empresas examinadas, portanto, validando a MVP com retornos constantes esperados.



**Tabela 5 - Testes Pedroni Múltiplos:  $d_{it}/rpi_t$  e  $p_{it}/rpi_t$** 

Ho: Ausência de Cointegração							
Panel Tests				Group Tests			
v-Statistic	rho-Statistic	PP-statistic	ADF-statistic	rho-Statistic	PP-Statistic	ADF-Statistic	
T1	T2	T3	T4	T5	T6	T7	
Ha: Coeficientes AR comuns ( <i>within-dimension</i> )				Ha: Coeficientes AR individuais ( <i>between-dimension</i> )			
Seleção Automática: Máximo de 4 Lags por AIC							
Modelo Restrito							
S1	14.38529	-18,8584	-17,4167	-17,3132	14,3853	-18,8584	-17,4167
Prob.	[0.0000]***	[0.0000]***	[0.0000]***	[0.0000]***	[0.0000]***	[0.0000]***	[0.0000]***
S2	2.879485	-12,0592	-10,7620	-9,1541	-	-	-
Prob.	[0.0063]***	[0.0000]***	[0.0000]***	[0.0000]***	-	-	-
Modelo com Intercepto Individual							
S1	6.130905	-13,7506	-17,0284	-16,9181	-8,3048	-15,0771	-14,1739
Prob.	[0.0000]***	[0.0000]***	[0.0000]***	[0.0000]***	[0.0000]***	[0.0000]***	[0.0000]***
S2	1.205090	-11,9568	-13,1104	-12,4344	-	-	-
Prob.	0.1930	[0.0000]***	[0.0000]***	[0.0000]***	-	-	-
Modelo com Intercepto e Tendência							
S1	-1,3393	-7,6167	-15,3008	-15,1543	-3,6954	-15,2276	-10,9516
Prob.	0.1627	[0.0000]***	[0.0000]***	[0.0000]***	[0.0004]***	[0.0000]***	[0.0000]***
S2	-3,6644	-7,4270	-14,4561	-14,3098	-	-	-
Prob.	[0.0005]***	[0.0000]***	[0.0000]***	[0.0000]***	-	-	-
Lag Fixo: 1							
Modelo Restrito							
S1	14.38529	-18,8584	-17,4167	-13,2967	-10,1090	-20,3044	-13,7822
Prob.	[0.0000]***	[0.0000]***	[0.0000]***	[0.0000]***	[0.0000]***	[0.0000]***	[0.0000]***
S2	2.879485	-12,0592	-10,7620	-7,4407	-	-	-
Prob.	[0.0063]***	[0.0000]***	[0.0000]***	[0.0000]***	-	-	-
Modelo com Intercepto Individual							
S1	6.130905	-13,7506	-17,0284	-12,4387	-8,3048	-15,0771	-9,7771
Prob.	[0.0000]***	[0.0000]***	[0.0000]***	[0.0000]***	[0.0000]***	[0.0000]***	[0.0000]***
S2	1.205090	-11,9568	-13,1104	-8,8961	-	-	-
Prob.	0.1930	[0.0000]***	[0.0000]***	[0.0000]***	-	-	-
Modelo com Intercepto e Tendência							
S1	-1,3393	-7,6167	-15,3008	-10,7284	-3,6954	-15,2276	-7,8414
Prob.	0.1627	[0.0000]***	[0.0000]***	[0.0000]***	[0.0004]***	[0.0000]***	[0.0000]***
S2	-3,6644	-7,4270	-14,4561	-9,1609	-	-	-
Prob.	[0.0005]***	[0.0000]***	[0.0000]***	[0.0000]***	-	-	-
Lag Fixo: 2							
Modelo Restrito							
S1	14.38529	-18,8584	-17,4167	-9,1231	-10,1090	-20,3044	-11,1728
Prob.	[0.0000]***	[0.0000]***	[0.0000]***	[0.0000]***	[0.0000]***	[0.0000]***	[0.0000]***
S2	2.879485	-12,0592	-10,7620	-4,8865	-	-	-
Prob.	[0.0063]***	[0.0000]***	[0.0000]***	[0.0000]***	-	-	-
Modelo com Intercepto Individual							
S1	6.130905	-13,7506	-17,0284	-7,2586	-8,3048	-15,0771	-11,0159
Prob.	[0.0000]***	[0.0000]***	[0.0000]***	[0.0000]***	[0.0000]***	[0.0000]***	[0.0000]***
S2	1.205090	-11,9568	-13,1104	-3,9426	-	-	-
Prob.	0.1930	[0.0000]***	[0.0000]***	[0.0002]***	-	-	-
Modelo com Intercepto e Tendência							
S1	-1,3393	-7,6167	-15,3008	-4,5457	-3,6954	-15,2276	-5,3517
Prob.	0.1627	[0.0000]***	[0.0000]***	[0.0000]***	[0.0004]***	[0.0000]***	[0.0000]***
S2	-3,6644	-7,4270	-14,4561	-3,3787	-	-	-
Prob.	[0.0005]***	[0.0000]***	[0.0000]***	[0.0013]***	-	-	-

Lag Fixo: 3							
Modelo Restrito							
S1	14.38529	-18,8584	-17,4167	-8,3171	-10,1090	-20,3044	-4,4068
Prob.	[0.0000]***	[0.0000]***	[0.0000]***	[0.0000]***	[0.0000]***	[0.0000]***	[0.0000]***
S2	2.879485	-12,0592	-10,7620	-3,5993	-	-	-
Prob.	[0.0063]***	[0.0000]***	[0.0000]***	[0.0006]***	-	-	-
Modelo com Intercepto Individual							
S1	6.130905	-13,7506	-17,0284	-6,3291	-8,3048	-15,0771	-0,6857
Prob.	[0.0000]***	[0.0000]***	[0.0000]***	[0.0000]***	[0.0000]***	[0.0000]***	0.3154
S2	1.205090	-11,9568	-13,1104	-1,6541	-	-	-
Prob.	0.1930	[0.0000]***	[0.0000]***	0.1016	-	-	-
Modelo Rcom Intercepto e Tendência							
S1	-1,3393	-7,6167	-15,3008	-4,0621	-3,6954	-15,2276	0.872635
Prob.	0.1627	0.0000	[0.0000]***	[0.0001]***	[0.0004]***	[0.0000]***	0.2726
S2	-3,6644	-7,4270	-14,4561	-0,8348	-	-	-
Prob.	[0.0005]***	[0.0000]***	[0.0000]***	0.2816	-	-	-
Lag Fixo: 4							
Modelo Restrito							
S1	14.38529	-18,8584	-17,4167	-5,8145	-10,1090	-20,3044	-2,8177
Prob.	[0.0000]***	[0.0000]***	[0.0000]***	[0.0000]***	[0.0000]***	[0.0000]***	[0.0075]***
S2	2.879485	-12,0592	-10,7620	-2,0921	-	-	-
Prob.	[0.0063]***	[0.0000]***	[0.0000]***	[0.0447]**	-	-	-
Modelo com Intercepto Individual							
S1	6.130905	-13,7506	-17,0284	-3,6216	-8,3048	-15,0771	0.391604
Prob.	[0.0000]***	[0.0000]***	[0.0000]***	[0.0006]***	[0.0000]***	[0.0000]***	0.3695
S2	1.205090	-11,9568	-13,1104	-0,7975	-	-	-
Prob.	0.1930	[0.0000]***	[0.0000]***	0.2903	-	-	-
Modelo com Intercepto e Tendência							
S1	-1,3393	-7,6167	-15,3008	-1,1543	-3,6954	-15,2276	2.419183
Prob.	0.1627	[0.0000]***	[0.0000]***	0.2049	[0.0004]***	[0.0000]***	[0.0214]**
S2	-3,6644	-7,4270	-14,4561	0.403012	-	-	-
Prob.	[0.0005]***	[0.0000]***	[0.0000]***	0.3678	-	-	-

Nota: \*\*\*, \*\*, \* representa estatísticas de testes significativas para níveis de 1%, 5%, e 10%, respectivamente. S1 representa os estatísticas, e S2 denota os estatísticas ponderadas. A seleção de banda larga Newey-West utilizando o kernel de Bartlett.

Fonte: Elaborado pelos autores.

Quanto ao teste de traço e autovalor máximo de dados de painel Johansen-Fisher, na ausência de tendência nos dados, o modelo com intercepção (sem tendência) no EC e VAR - particularmente adequado para a análise de MVP - rejeita a hipótese de nenhuma relação de cointegração de ambos os testes estatísticos baseados no traço e autovalor máximo no nível de 1%; quanto à hipótese de no máximo 1 vetor de cointegração, também é rejeitada nas estatísticas de traço e de autovalor máximo no nível de 1%. Isto está de acordo com a hipótese de que os preços reais e dividendos reais exibem uma relação fixa.

**Tabela 6 - Teste de Painel Johansen-Fisher:  $d_{it}/rpi_t$  e  $p_{it}/rpi_t$**

Especificação de Tendência Determinista: Ausência de Tendência nos Dados				
Sem Intercepto ou tendência em CE ou VAR				
No. de CE(s)	Fisher Stat.*	Prob.	Fisher Stat.*	Prob.
Hipótipo	(a partir do <i>trace test</i> )		(a partir do <i>max-eigen test</i> )	
Nenhum	430.4	[0.0000]***	408.0	[0.0000]***
No máximo 1	174.9	[0.0000]***	174.9	[0.0000]***
Intercepto (sem tendência em CE) - sem intercepto em VAR				

No. de CE(s)	Fisher Stat.*	Prob.	Fisher Stat.*	Prob.
Hipotético	(a partir do <i>trace test</i> )		(a partir do <i>max-eigen test</i> )	
Nenhum	372.7	[0.0000]***	386.5	[0.0000]***
No máximo 1	115.5	0.2488	115.5	0.2488
Especificação de Tendência Determinista: Tendência Linear nos Dados				
Intercepto (sem tendência) em CE e VAR				
No. de CE(s)	Fisher Stat.*	Prob.	Fisher Stat.*	Prob.
Hipotético	(a partir do <i>trace test</i> )		(a partir do <i>max-eigen test</i> )	
Nenhum	427.3	[0.0000]***	406.5	[0.0000]***
No máximo 1	237.9	[0.0000]***	237.9	[0.0000]***
Intercepto e tendência em CE - sem tendência em VAR				
No. de CE(s)	Fisher Stat.*	Prob.	Fisher Stat.*	Prob.
Hipotético	(a partir do <i>trace test</i> )		(a partir do <i>max-eigen test</i> )	
Nenhum	909.2	[0.0000]***	362.5	[0.0000]***
No máximo 1	118.8	0.1869	118.8	0.1869
Especificação de Tendência Determinista: Tendência Quadrática nos Dados				
Intercepto e tendência em CE - tendência linear em VAR				
No. de CE(s)	Fisher Stat.*	Prob.	Fisher Stat.*	Prob.
Hipotético	(a partir do <i>trace test</i> )		(a partir do <i>max-eigen test</i> )	
Nenhum	451.8	[0.0000]***	413.7	[0.0000]***
No máximo 1	398.7	[0.0000]***	398.7	[0.0000]***

Nota: \*\*\*, \*\*, \* representa estatísticas de testes significativas para níveis de 1%, 5%, e 10%, respectivamente. Intervalo de períodos (em primeiras diferenças): 1 1. As probabilidades são computadas utilizando a distribuição assintótica  $\chi^2$ .

Fonte: Elaborado pelos autores.

As estimativas individuais FMOLS e DOLS e estatísticas  $t$  são relatados para  $H_0: \beta_i = 0,05$ . Na Tabela 7, os resultados são reportados por estimadores de painel, na presença e ausência de dummies temporais. Assumindo uma taxa de desconto constante de 5%, os resultados de ambos os testes individuais e testes de painel rejeitam a hipótese nula no nível de 1%. Quanto aos testes aplicados a empresas individuais, 45 de 53 empresas apresentam rejeições nos testes DOLS e / ou FMOLS. Para os testes de painel, todos os 6 resultados relatados rejeitam a hipótese nula no nível de 1%. As estimativas de taxa de desconto estão abaixo do valor de 5% ao ano para a maioria das séries. Assim, os resultados indicam que os preços das ações avaliam a maior os movimentos de dividendos ao longo do período de amostragem. Os valores de painéis obtidos demonstram uma representação relativamente precisa da relação média de longo prazo entre os preços reais e dividendos reais no MVP sob constantes retornos esperados.

**Tabela 7 - Estimativas de Cointegração de Painel: Retornos Constantes**

$$\frac{d_{it}}{rpi_t} = \alpha_i + \beta_i \frac{p_{it}}{rpi_t} + \mu_{it}$$

Firma	FMOLS		DOLS		FMOLS		DOLS	
	$t$ -stat	$t$ -stat	$t$ -stat	$t$ -stat	$t$ -stat	$t$ -stat	$t$ -stat	
	<i>Dynamic Lags = 0</i>				<i>Dynamic Lags = 1</i>			
	Lags = 0				Lags = 1			
ALPA3	0,0224	[-3.3861]**	0,0227	[-3.9488]**	0,0221	[-3.6122]**	0,0377	-1,0484

ALPA4	0,0233	[-2.5495]*	0,0232	[-3.1482]**	0,0229	[-2.7870]**	0,0284	-1,0037
AMBV4	0,0333	[-3.6487]**	0,0319	[-2.9639]**	0,0328	[-3.5077]**	0,0266	[-3.3076]**
ARCZ6	0,0532	0,4234	0,0560	0,8633	0,0547	0,5700	0,0591	1,1756
BBAS3	0,0771	0,2245	0,0881	0,4263	0,0780	0,2765	0,1875	1,3684
BBDC3	0,0205	[-4.0496]**	0,0178	[-4.5422]**	0,0181	[-4.4288]**	0,0420	-0,4380
BBDC4	0,0207	[-5.4902]**	0,0206	[-7.4430]**	0,0205	[-6.2854]**	0,0305	[-1.6694]*
BDLL4	0,1010	0,7823	0,1199	1,4197	0,1070	1,0605	0,1797	[1.7606]*
BRGE12	0,0263	-1,0147	0,0352	-0,9175	0,0314	-0,9343	0,0333	-0,8817
BRIV3	0,0370	-0,9631	0,0382	-1,0746	0,0383	-0,9683	0,0360	-0,7645
BRIV4	0,0427	-0,3530	0,0461	-0,2607	0,0460	-0,2179	0,0276	-0,9777
BRKM5	-0,0454	[-3.4354]**	-0,0156	[-2.4764]*	-0,0357	[-3.0442]**	-0,0618	[-3.8037]**
CESP5	0,0862	0,9019	0,0852	0,8702	0,0815	0,8689	0,0928	0,7471
CGRA4	0,0259	[-2.9474]**	0,0223	[-3.7062]**	0,0233	[-3.3480]**	0,0903	1,1403
CIQU4	0,0156	[-1.9493]*	0,0100	[-3.2441]**	0,0135	[-2.4498]*	-0,0023	[-2.1362]*
CMIG4	0,0852	[2.4827]*	0,0935	[2.7679]**	0,0896	[2.4324]*	0,1070	[2.7045]**
CNFB4	0,0272	[-2.0469]*	0,0260	[-2.5553]*	0,0265	[-2.4519]*	0,0182	-0,8994
CRUZ3	0,0325	-0,4706	0,0330	-0,6982	0,0327	-0,5892	-0,0071	-0,9648
DURA4	0,0160	[-6.5739]**	0,0214	[-5.7101]**	0,0167	[-6.1155]**	0,0138	[-3.0427]**
ELUM4	0,0218	[-9.8799]**	0,0211	[-9.8381]**	0,0234	[-9.8001]**	0,0066	[-16.7888]**
ESTR4	0,0142	[-32.1986]**	0,0144	[-43.4016]**	0,0152	[-34.0188]**	0,0012	[-11.4884]**
EUCA4	0,0065	[-11.0626]**	0,0072	[-12.3620]**	0,0072	[-12.5017]**	0,0119	[-11.3127]**
FESA4	0,0633	[1.9392]*	0,0709	[2.8449]**	0,0663	[2.1305]*	0,0555	0,6637
FJTA4	0,2096	1,0334	0,2626	[2.1027]*	0,2499	1,4805	0,3519	[5.1510]**
GOAU4	0,0456	-0,8116	0,0454	-0,9881	0,0454	-0,9192	0,0265	[-1.8104]*
GUAR3	0,0053	[-19.7628]**	0,0054	[-31.5773]**	0,0054	[-22.9544]**	0,0108	[-9.5412]**
ILMD4	0,0688	0,2087	0,3263	[3.7723]**	0,1355	0,8443	0,3686	[5.9974]**
ITSA4	0,0329	[-3.0462]**	0,0319	[-4.1667]**	0,0324	[-3.4372]**	0,0658	1,3125
ITUB3	0,0339	[-4.3536]**	0,0341	[-6.2169]**	0,0338	[-3.7098]**	0,0343	[-2.9640]**
ITUB4	0,0297	[-6.1577]**	0,0298	[-8.5246]**	0,0297	[-5.2947]**	0,0323	[-3.5804]**
KLBN3	0,0222	[-3.5857]**	0,0246	[-3.3626]**	0,0220	[-3.6931]**	0,0058	[-2.0344]*
KLBN4	0,0693	[2.6487]**	0,0751	[3.2236]**	0,0696	[2.4078]*	0,0638	[1.7888]*
LAME3	0,0087	[-9.8630]**	0,0057	[-11.9046]**	0,0071	[-10.5523]**	-0,0077	[-3.3622]**
LAME4	0,0092	[-8.3612]**	0,0059	[-11.0988]**	0,0072	[-9.2447]**	-0,0402	[-4.8859]**
LEVE4	0,1419	[2.6094]**	0,1356	[2.2421]*	0,1523	[2.7721]**	0,2004	[3.3299]**
LIGT3	0,1327	[1.7275]*	0,1542	[2.9109]**	0,1389	[1.8008]*	0,1530	[2.2736]*
MGEL4	0,0055	[-5.8261]**	0,0183	[-4.5448]**	0,0084	[-5.5982]**	0,0168	[-4.1387]**
PETR3	0,0282	[-3.4916]**	0,0268	[-5.0753]**	0,0277	[-4.3297]**	0,0890	[3.7582]**
PETR4	0,0335	[-2.3070]*	0,0311	[-3.5584]**	0,0325	[-2.9523]**	0,0898	[3.7166]**
PMAM4	0,1506	[1.8054]*	0,1813	[2.4388]*	0,1608	[1.9848]*	0,4314	[3.8640]**
PMET6	0,0324	[-1.9792]*	0,0413	-1,2196	0,0372	-1,5961	0,0440	-0,6737
RPAD6	0,0299	-0,9200	0,0381	-0,7855	0,0357	-0,7684	0,0438	-0,3472
SDIA4	0,0292	[-3.2459]**	0,0260	[-3.1614]**	0,0268	[-3.2916]**	0,0193	[-2.9260]**
SUZB5	0,0268	[-2.6132]**	0,0230	[-3.0640]**	0,0223	[-3.0467]**	0,0216	[-2.0766]*

TLPP3	0,1952	[2.5782]**	0,1757	[2.8771]**	0,1865	[2.6723]**	0,2666	[3.2309]**
TLPP4	0,2016	[3.6590]**	0,2015	[4.0717]**	0,2036	[3.8352]**	0,2513	[4.2697]**
TUPY4	0,0213	[-45.3178]**	0,0216	[-44.2334]**	0,0217	[-45.5614]**	0,0081	[-6.6396]**
UBBR3	0,0167	[-20.4276]**	0,0155	[-19.9432]**	0,0160	[-19.6128]**	0,0194	[-10.6809]**
UBBR4	0,0384	[-2.8530]**	0,0375	[-3.0158]**	0,0378	[-3.2001]**	0,0524	0,3571
VAGV4	0,1414	1,5291	0,1599	[1.6924]*	0,1492	[1.8271]*	0,1210	0,6734
VALE3	0,0199	[-6.3231]**	0,0192	[-9.1246]**	0,0191	[-7.5069]**	0,0259	-1,1686
VALE5	0,0223	[-5.6007]**	0,0221	[-7.9303]**	0,0219	[-6.5931]**	0,0534	0,1165
VCPA4	0,0442	-0,7152	0,0458	-0,4119	0,0456	-0,4350	0,0668	[2.7539]**

**Resultados do Painel****Sem Dummies Temporais**

<i>Between</i>	0,0501	[-30.9000]**	0,0587	[-35.3943]**	0,0531	[-32.1966]**	0,0736	[-8.9565]**
----------------	--------	--------------	--------	--------------	--------	--------------	--------	-------------

**Com Dummies Temporais**

<i>Between</i>	0,0310	[-14.7497]**	0,0408	[-15.0615]**	0,0348	[-14.8422]**	0,0359	[-9.4386]**
----------------	--------	--------------	--------	--------------	--------	--------------	--------	-------------

Nota: *t*-stats referem-se a  $H_0: \beta_i = 0,05$ , assumindo uma taxa de desconto constante de 5%. \*, \*\* indica os níveis de rejeição de 10 %, 1%. Os "entre" relatam painel FMOLS com significado de grupo e painel DOLS com significado de grupo Do Pedroni (2001).

Fonte: Elaborado pelos autores.

## 4.2 MODELO DE VALOR PRESENTE: RETORNOS ESPERADOS VARIÁVEIS NO TEMPO

Analogamente à seção anterior, conforme apresentado nas tabelas 8 e 9, não podemos rejeitar a hipótese de que as séries logarítmicas de preços são integradas de ordem um para o painel inteiro ou para a maioria das empresas que o compõem.

**Tabela 8 - Testes de Raiz Unitária de Painel:  $\ln(p_{it}/rpi_t)$**

Modelo	Restrito		Intercepto Individual		Intercepto e Tendência	
	Seleção Automática de Lags (AIC): 0 a 4					
Método	Stat.	Prob.	Stat.	Prob.	Stat.	Prob.
Ho: Raiz Unitária (processo comum de raiz unitária)						
Levin-Lin-Chu <i>t</i> *	-0,2571	0.3986	-9,9786	[0.0000]***	-4,9128	[0.0000]***
Breitung <i>t</i> -stat	-	-	-	-	-3,8620	[0.0001]***
Ho: Raiz Unitária (processo individual de raiz unitária)						
Im-Pesaran-Shin <i>W</i> -stat	-	-	-3,2532	[0.0006]***	-3,0595	[0.0011]***
Fisher-ADF Chi-Square	44,2570	0.2244	74,6544	[0.0004]***	65,1216	[0.004]***
Choi-ADF Z-stat	-0,2327	0.4080	-2,6553	[0.0040]***	-2,8838	[0.002]***
Lags Fixos						
Método	Stat.	Prob.	Stat.	Prob.	Stat.	Prob.
Ho: Raiz Unitária (processo comum de raiz unitária)						
Levin-Lin-Chu <i>t</i> *						
0	-0,9670	0.1668	-4,8287	[0.0000]***	-5,2323	[0.0000]***
1	0,4396	0.6699	-3,7322	[0.0001]***	-3,3773	[0.0004]***
2	1.26903	0.8978	-2,9644	[0.0015]***	-0,8664	0.1932
3	-1,2171	0.1118	-13,6157	[0.0000]***	-5,5994	[0.0000]***
4	0.53430	0.7034	-9,3469	[0.0000]***	-2,8954	[0.0019]***
Breitung <i>t</i> -stat						

0	-	-	-	-	-2,2706	[0.0116]**
1	-	-	-	-	-4,1063	[0.0000]***
2	-	-	-	-	-4,3026	[0.0000]***
3	-	-	-	-	-3,6470	[0.0001]***
4	-	-	-	-	-4,3934	[0.0000]***
Ho: Raiz Unitária (processo individual de raiz unitária)						
Im-Pesaran-Shin <i>W</i> -stat						
0	-	-	-0,6155	0.2691	-2,7438	[0.0030]***
1	-	-	0.76235	0.7771	-1,2569	0.1044
2	-	-	1.48880	0.9317	-0,1016	0.4595
3	-	-	-6,2005	[0.0000]***	-3,0948	[0.0010]***
4	-	-	-3,7333	[0.0001]***	-1,7158	[0.0431]**
Im-Pesaran-Shin <i>t</i> -bar						
0	-	-	-1,6512	-	[-2.71403]***	-
Fisher-ADF Chi-Square						
0	40.3850	0.3653	34.6763	0.6239	61.5960	[0.0091]***
1	30.1359	0.8146	26.2765	0.9245	49.8591	[0.0943]*
2	21.5970	0.9851	19.9634	0.9929	37.3257	0,5005
3	42.8599	0.2706	124.475	[0.0000]***	64.3843	[0.0048]***
4	29.8534	0.8246	91.3763	[0.0000]***	43,4911	0,2490
Choi-ADF Z-stat						
0	-0,4948	0.3104	-0,6238	0,2664	-2,7726	[0.0028]***
1	0,9720	0.8345	0,8552	0.8038	-1,2774	0.1007
2	2.10231	0,9822	2,0900	0.9817	0,7718	0,7799
3	-0,1716	0,4319	-5,2331	[0.0000]***	-2,4580	[0.007]***
4	1.11142	0,8668	-2,2146	[0.0134]**	-0,5869	0.2786
Fisher-PP Chi-Square						
	39.3927	0.4074	49.5406	[0.0995]*	59.9175	[0.0132]**
Choi-PP Z-stat						
	-0,1195	0.4524	-1,7268	[0.0421]**	-2,4541	[0.0071]***
Ho: Ausência de Raiz Unitária (processo comum de raiz unitária)						
Hadri Z-stat						
	-	-	12.8874	[0.0000]***	7.96190	[0.0000]***
Heterocedastic Consistent Z-stat						
	-	-	12.3916	[0.0000]***	6.45350	[0.0000]***

Nota: \*\*\*, \*\*, \* representa estatísticas de testes significativas para níveis de 1%, 5%, e 10%, respectivamente. As probabilidades para os testes de Fisher são computadas utilizando uma distribuição do qui-quadrado assintótica. Todos os outros testes apresentam normalidade assintótica. LLC, Fisher-PP e Hadri: A seleção de banda larga Newey-West utilizando o kernel de Bartlett. Valores críticos *t*-bar obtidos dos papeis Im original, Pesaran e Shin (2003). No teste de Hadri, a alta correlação conduz à distorção grave de tamanho, levando a uma sobre-rejeição do nulo

Fonte: Elaborado pelos autores.

Na Tabela 9, embora o diagnóstico de estacionariedade  $I(0)$  ou não estacionariedade  $I(1)$  de  $\ln(d_{it}/rpi_t)$  mostre sensibilidade à inclusão ou à exclusão de tendência, bem como à ordem de defasagem estabelecida, não podemos rejeitar a hipótese de que as séries logarítmicas de dividendos tenham uma raiz unitária para todo o painel ou para a maioria das empresas analisadas.

**Tabela 9 - Testes de Raiz Unitária de Painel:  $\ln(d_{it}/rpi_t)$**

Modelo	Restrito		Intercepto Individual		Intercepto e Tendência	
	Seleção Automática de Lags (AIC): 0 a 4					
Método	Stat.	Prob.	Stat.	Prob.	Stat.	Prob.
Ho: Raiz Unitária (processo comum de raiz unitária)						
Levin-Lin-Chu $t^*$	-5,09552	[0.0000]***	-2,38531	[0.0085]***	-8,49012	[0.0000]***
Breitung $t$ -stat	-	-	-	-	-6,45523	[0.0000]***
Ho: Raiz Unitária (processo individual de raiz unitária)						
Im-Pesaran-Shin <i>W</i> -stat	-	-	0.36816	0.6436	-6,08052	[0.0000]***
Fisher-ADF Chi-Square	66.6386	[0.0028]***	30.5928	0.7979	103.591	[0.0000]***

Choi-ADF Z-stat	-3,77041	[0.0001]***	0.54857	0.7084	-5,54669	[0.0000]***
<i>Lags Fixos</i>						
Método	<i>Stat.</i>	<i>Prob.</i>	<i>Stat.</i>	<i>Prob.</i>	<i>Stat.</i>	<i>Prob.</i>
Ho: Raiz Unitária (processo comum de raiz unitária)						
Levin-Lin-Chu $t^*$						
0	-4,6359	[0.0000]***	-4,2985	[0.0000]***	-9,2589	[0.0000]***
1	-5,4494	[0.0000]***	-2,9482	[0.0016]***	-5,6599	[0.0000]***
2	-4,9674	[0.0000]***	0,47473	0,6825	-3,6396	[0.0001]***
3	-6,6183	[0.0000]***	-0,2382	0,4059	-2,3163	[0.0103]**
4	-7,3675	[0.0000]***	-2,5701	[0.0051]***	-0,1053	0,4581
Breitung $t$ -stat						
0	-	-	-	-	-7,0509	[0.0000]***
1	-	-	-	-	-3,8601	[0.0001]***
2	-	-	-	-	-1,3439	[0.0895]*
3	-	-	-	-	-0,3096	0,3784
4	-	-	-	-	-0,0551	0,4780
Ho: Raiz Unitária (processo individual de raiz unitária)						
Im-Pesaran-Shin $W$ -stat						
0	-	-	-1,6220	[0.0524]*	-6,4221	[0.0000]***
1	-	-	-0,0884	0,4648	-3,3213	[0.0004]***
2	-	-	2,30597	0,9894	-2,5171	[0.0059]***
3	-	-	2,12015	0,9830	-1,7215	[0.0426]**
4	-	-	0,0491	0,5196	-1,3821	[0.0835]*
Im-Pesaran-Shin $t$ -bar						
0	-	-	[-	-	[-	-
			.86316]***		3.44628]***	
Fisher-ADF Chi-Square						
0	69,8298	[0.0013]***	46,2368	0,1687	109,271	[0.0000]***
1	71,0728	[0.0009]***	34,8069	0,6179	68,6632	[0.0017]***
2	56,6501	[0.0263]**	14,7155	0,9998	62,0666	[0.0082]***
3	77,3693	[0.0002]***	12,6275	1,0000	50,2907	[0.0875]*
4	90,6491	[0.0000]***	28,5764	0,8660	37,6216	0,4868
Choi-ADF Z-stat						
0	-4,0962	[0.0000]***	-1,6870	[0.0458]**	-5,6883	[0.0000]***
1	-4,1503	[0.0000]***	-0,0895	0,4644	-3,5115	[0.0002]***
2	-2,9852	[0.0014]***	3,00612	0,9987	-1,8493	[0.0322]**
3	-3,8173	[0.0001]***	3,0873	0,9990	-1,1098	0,1335
4	-5,2002	[0.0000]***	1,16681	0,8784	-0,2229	0,4118
Fisher-PP Chi-Square	71,1481	[0.0009]***	42,0507	0,2998	128,727	[0.0000]***
Choi-PP Z-stat	-4,1547	[0.0000]***	-1,0112	0,1560	-6,0296	[0.0000]***
Ho: Ausência de Raiz Unitária (processo comum de raiz unitária)						
Hadri Z-stat	-	-	10,0588	[0.0000]***	6,08075	[0.0000]***
Heterocedastic Consistent Z-stat	-	-	10,3840	[0.0000]***	6,58750	[0.0000]***

Nota: \*\*\*, \*\*, \* representa estatísticas de testes significativas para níveis de 1%, 5%, e 10%, respectivamente. As probabilidades para os testes de Fisher são computadas utilizando uma distribuição do qui-quadrado assintótica. Todos os outros testes apresentam normalidade assintótica. LLC, Fisher-PP e Hadri: A seleção de banda larga Newey-West utilizando o kernel de Bartlett. Valores críticos  $t$ -bar obtidos Do papeis Im original, Pesaran e Shin (2003). No teste de Hadri, a alta correlação conduz à distorção grave de tamanho, levando a uma sobre-rejeição do nulo

**Fonte:** Elaborado pelos autores.

No MVP com retornos esperados variáveis no tempo, espera-se que a proporção logarítmica preço-dividendo seja  $I(0)$  estacionária, conforme discutido na literatura

apresentada. Em relação aos testes de raiz unitária em painel aplicados à proporção logarítmica preço-dividendo  $\ln(p_{it}/d_{it})$  na Tabela 10, não podemos rejeitar a hipótese de que a série logarítmica de preço-dividendo é estacionária para todo o painel ou para a maioria das empresas pesquisadas. Por isso, não podemos rejeitar a MVP com retornos esperados variáveis no tempo a partir dos testes de raiz unitária em painel aplicados.

**Tabela 10 - Testes de Raiz Unitária de Painel:  $\ln(p_{it}/d_{it})$**

Modelo	Restrito		Intercepto Individual		Intercepto e Tendência	
Seleção Automática de Lags (AIC): 0 a 4						
Método	Stat.	Prob.	Stat.	Prob.	Stat.	Prob.
Ho: Raiz Unitária (processo comum de raiz unitária)						
Levin-Lin-Chu $t^*$	0,9207	0,8214	-7,4314	[0,0000]***	-9,8575	[0,0000]***
Breitung $t$ -stat	-	-	-	-	-4,0628	[0,0000]***
Ho: Raiz Unitária (processo individual de raiz unitária)						
Im-Pesaran-Shin $W$ -stat	-	-	-5,6561	[0,0000]***	-7,2686	[0,0000]***
Fisher-ADF Chi-Square	16,4246	0,9991	98,8030	[0,0000]***	118,509	[0,0000]***
Choi-ADF Z-stat	2,31517	0,9897	-5,5439	[0,0000]***	-6,8077	[0,0000]***
Lags Fixos						
Método	Stat.	Prob.	Stat.	Prob.	Stat.	Prob.
Ho: Raiz Unitária (processo comum de raiz unitária)						
Levin-Lin-Chu $t^*$						
0	-0,6768	0,2493	-7,5096	[0,0000]***	-8,7274	[0,0000]***
1	0,0897	0,5357	-3,7880	[0,0001]***	-5,9819	[0,0000]***
2	2,3266	0,9900	-4,6717	[0,0000]***	-3,8049	[0,0001]***
3	2,25206	0,9878	-7,7817	[0,0000]***	-6,8276	[0,0000]***
4	2,04021	0,9793	-1,3151	[0,0942]*	-0,5330	0,2970
Breitung $t$ -stat						
0	-	-	-	-	-3,9018	[0,0000]***
1	-	-	-	-	-4,1904	[0,0000]***
2	-	-	-	-	-3,1874	[0,0007]***
3	-	-	-	-	-2,0977	[0,0180]**
4	-	-	-	-	-2,3300	[0,0099]***
Ho: Raiz Unitária (processo individual de raiz unitária)						
Im-Pesaran-Shin $W$ -stat						
0	-	-	-5,6798	[0,0000]***	-5,5960	[0,0000]***
1	-	-	-2,2525	[0,0121]**	-3,3798	[0,0004]***
2	-	-	-2,8588	[0,0021]***	-2,2744	[0,0115]**
3	-	-	-4,9641	[0,0000]***	-4,6352	[0,0000]***
4	-	-	-1,5202	[0,0642]*	-2,5130	[0,0060]***
Im-Pesaran-Shin $t$ -bar						
0	-	-	[-,7177]***	-	[-3,28183]***	-
Fisher-ADF Chi-Square						
0	23,4241	0,9694	98,2319	[0,0000]***	92,5410	[0,0000]***
1	16,9649	0,9987	54,0128	[0,0444]**	69,4866	[0,0014]***
2	10,8752	1,0000	60,5261	[0,0115]**	52,2975	[0,0612]*
3	11,2678	1,0000	90,0918	[0,0000]***	80,9519	[0,0001]***
4	13,1011	0,9999	44,1307	0,2284	48,6339	0,1157
Choi-ADF Z-stat						
0	0,7801	0,7823	-5,5898	[0,0000]***	-5,4040	[0,0000]***
1	1,77628	0,9622	-2,3896	[0,0084]***	-3,5429	[0,0002]***
2	3,5401	0,9998	-2,6051	[0,0046]***	-1,7646	[0,0388]**
3	3,6267	0,9999	-4,8542	[0,0000]***	-4,4830	[0,0000]***
4	3,30058	0,9995	-0,7539	0,2255	-1,6519	[0,0493]**
Fisher-PP Chi-Square	16,6648	0,9990	102,158	[0,0000]***	87,7192	[0,0000]***
Choi-PP Z-stat	2,25669	0,9880	-5,6978	[0,0000]***	-4,8319	[0,0000]***
Ho: Ausência de Raiz Unitária (processo comum de raiz unitária)						



Hadri Z-stat	-	-	8.94344	[0.0000]***	4.90039	[0.0000]***
Heterocedastic Consistent Z-stat	-	-	8.17192	[0.0000]***	4.67303	[0.0000]***

Nota: \*\*\*, \*\*, \* representa estatísticas de testes significativas para níveis de 1%, 5%, e 10%, respectivamente. As probabilidades para os testes de Fisher são computadas utilizando uma distribuição do qui-quadrado assintótica. Todos os outros testes apresentam normalidade assintótica. LLC, Fisher-PP e Hadri: A seleção de banda larga Newey-West utilizando o kernel de Bartlett. Valores críticos *t-bar* obtidos dos papéis Im original, Pesaran e Shin (2003). No teste de Hadri, a alta correlação conduz à distorção grave de tamanho, levando a uma sobre-rejeição do nulo.

Fonte: Elaborado pelos autores.

Uma vez verificado que os preços logarítmicos reais e dividendos logarítmicos reais são predominantemente  $I(1)$ , aplicamos os testes de cointegração de painel. Os resultados são apresentados nas Tabelas 11, 12 e 13. Como na seção anterior, nós utilizamos os testes Kao residual (1999) e Pedroni múltiplos (2000, 2004) com base em Engle-Granger. Em relação aos testes Kao (1999), sob o modelo com interceptação individual, não rejeitamos a hipótese de não cointegração pelo critério de seleção de defasagem automático. Ao analisarmos a sensibilidade dos resultados, rejeitamos a hipótese de não cointegração apenas para a defasagem fixa de ordem 1.

**Tabela 11 - Testes Kao Baseados em Resíduos:  $\ln(d_{it}/rpi_t)$  e  $\ln(p_{it}/rpi_t)$**

Ho: Ausência de Cointegração									
Modelo com Intercepto Individual									
Seleção Automática: 2 Lags por AIC									
	ADF	Variância Residual	Variância HAC	RESID (-1)	D (RESID(-1))	D (RESID(-2))	D (RESID(-3))	D (RESID(-4))	D (RESID(-5))
<i>t</i>	-0,578378	0.547553	0.240670	-8,2723	0,2567	1,9307	2,7037	2,4586	1,7572
Prob.	0.2815	-	-	[0.0000]***	0,7976	[0.0545]*	[0.0073]***	[0.0145]**	[0.0799]*
Coef.	-	-	-	-0,6987	0,0200	0,1344	0,1729	0,1387	0,0821
Erro-Padrão	-	-	-	0,0845	0,0779	0,0696	0,0640	0,0564	0,0467
	R-squared	0,359367		Adjusted R-squared	0,348618		DW stat	1,855529	
Lag Fixo: 1									
	ADF	Variância Residual	Variância HAC	RESID (-1)	D (RESID(-1))	D (RESID(-2))	D (RESID(-3))	D (RESID(-4))	D (RESID(-5))
<i>t</i>	-2,67432	0.547553	0.240670	-10,2632	-1,1026	-	-	-	-
Prob.	[0.0037]***	-	-	[0.0000]***	0,2709	-	-	-	-
Coef.	-	-	-	-0,5871	-0,0555	-	-	-	-
Erro-Padrão	-	-	-	0,0572	0,0503	-	-	-	-
	R-squared	0,314529		Adjusted R-squared	0,312716		DW stat	1,989273	
Lag Fixo: 2									
	ADF	Variância Residual	Variância HAC	RESID (-1)	D (RESID(-1))	D (RESID(-2))	D (RESID(-3))	D (RESID(-4))	D (RESID(-5))
<i>t</i>	-1,008305	0.547553	0.240670	-8,68069	-	-	-	-	-
Prob.	0.1567	-	-	[0.0000]***	0,722653	0,548263	-	-	-
Coef.	-	-	-	-0,578228	0,4704	0,5839	-	-	-
Erro-Padrão	-	-	-	0,0666	0,045029	0,028165	-	-	-
	R-squared	0,306226		Adjusted R-squared	0,30235		DW stat	2,00231	

squared									
Lag Fixo: 3									
	ADF	Variância Residual	Variância HAC	RESID (-1)	D (RESID(-1))	D (RESID(-2))	D (RESID(-3))	D (RESID(-4))	D (RESID(-5))
<i>t</i>	-1,009833	0.547553	0.240670	-8,682141	0,181872	0,992354	1,748719	-	-
Prob.	0.1563	-	-	[0.0000]***	0,8558	0,3217	[0.0812]*	-	-
Coef.	-	-	-	-0,642049	0,012756	0,061606	0,089116	-	-
Erro-Padrão	-	-	-	0,074	0,0701	0,0621	0,051	-	-
	R-squared	0,324138		Adjusted R-squared	0,318139		DW stat	1,900052	
Lag Fixo: 4									
	ADF	Variância Residual	Variância HAC	RESID (-1)	D (RESID(-1))	D (RESID(-2))	D (RESID(-3))	D (RESID(-4))	D (RESID(-5))
<i>t</i>	-0,645677	0.547553	0.240670	-8,3362	0,2974	1,7297	2,1715	2,4325	-
Prob.	0.2592	-	-	[0.0000]***	0,7663	[0.0846]*	[0.0306]**	[0.0155]**	-
Coef.	-	-	-	-0,6526	0,0215	0,1146	0,1271	0,1167	-
Erro-Padrão	-	-	-	0,0783	0,0724	0,0662	0,0585	0,0480	-
	R-squared	0,336621		Adjusted R-squared	0,328277		DW stat	2,012181	

Nota: \*\*\*, \*\*, \* representa estatísticas de testes significativas para níveis de 1%, 5%, e 10%, respectivamente. A seleção de banda larga Newey-West utilizando o kernel de Bartlett.

Fonte: Elaborado pelos autores.

Ao examinar os testes Pedroni (2000, 2004), embora exibam sensibilidade residual à inclusão de tendências lineares e à ordem de defasagem estabelecida, a prevalência é evidente em relação à rejeição da hipótese nula de não cointegração entre os preços logarítmicos reais e os dividendos logarítmicos reais, levando em consideração as empresas analisadas, validando, portanto, a MVP com retornos esperados variáveis no tempo.

**Tabela 12 - Testes Pedroni Múltiplos:  $\ln(d_{it}/rpi_t)$  e  $\ln(p_{it}/rpi_t)$**

Ho: Ausência de Cointegração							
Panel Tests				Group Tests			
v-Statistic	rho-Statistic	PP-statistic	ADF-statistic	rho-Statistic	PP-Statistic	ADF-Statistic	
T1	T2	T3	T4	T5	T6	T7	
Ha: Coeficientes AR comuns ( <i>within-dimension</i> )				Ha: Coeficientes AR individuais ( <i>between-dimension</i> )			
Seleção Automática: Máximo de 4 Lags por AIC							
Modelo Restrito							
S1	-2,320615	0.852759	-0,327815	-0,450724	2.892510	-0,031545	0.190499
Prob.	[0.0270]**	0.2773	0.3781	0.3604	[0.0061]***	0.3987	0.3918
S2	-2,749949	1.405288	0.283771	0.151808	-	-	-
Prob.	[0.0091]***	0.1486	0.3832	0.3944	-	-	-
Modelo com Intercepto Individual							
S1	0.725685	-7,502796	-8,381973	-8,177851	-4,679801	-8,272106	-7,118092
Prob.	0.3066	[0.0000]***	[0.0000]***	[0.0000]***	[0.0000]***	[0.0000]***	[0.0000]***
S2	-0,565953	-7,008678	-8,045238	-7,906151	-	-	-
Prob.	0.3399	[0.0000]***	[0.0000]***	[0.0000]***	-	-	-
Modelo com Intercepto e Tendência							
S1	-2,605238	-3,859219	-8,350767	-8,545791	-1,87901	-8,600209	-9,226538
Prob.	[0.0134]**	[0.0002]***	[0.0000]***	[0.0000]***	[0.0683]*	[0.0000]***	[0.0000]***

S2	-3,78896	-4,272121	-9,451235	-10,24465	-	-	-
Prob.	[0.0003]***	[0.0000]***	[0.0000]***	[0.0000]***	-	-	-
<i>Lag Fixo: 1</i>							
Modelo Restrito							
S1	-2,320615	0,852759	-0,327815	-0,736761	2,892510	-0,031545	-0,30462
Prob.	[0.0270]**	0,2773	0,3781	0,3041	[0.0061]***	0,3987	0,3809
S2	-2,749949	1,405288	0,283771	-0,449634	-	-	-
Prob.	[0.0091]***	0,1486	0,3832	0,3606	-	-	-
Modelo com Intercepto Individual							
S1	0,725685	-7,502796	-8,381973	-4,663635	-4,679801	-8,272106	-5,102836
Prob.	0,3066	[0.0000]***	[0.0000]***	[0.0000]***	[0.0000]***	[0.0000]***	[0.0000]***
S2	-0,565953	-7,008678	-8,045238	-5,445578	-	-	-
Prob.	0,3399	[0.0000]***	[0.0000]***	[0.0000]***	-	-	-
Modelo com Intercepto e Tendência							
S1	-2,605238	-3,859219	-8,350767	-5,365327	-1,87901	-8,600209	-5,766578
Prob.	[0.0134]**	[0.0002]***	[0.0000]***	[0.0000]***	[0.0683]*	[0.0000]***	[0.0000]***
S2	-3,78896	-4,272121	-9,451235	-7,115894	-	-	-
Prob.	[0.0003]***	[0.0000]***	[0.0000]***	[0.0000]***	-	-	-
<i>Lag Fixo: 2</i>							
Modelo Restrito							
S1	-2,320615	0,852759	-0,327815	0,565074	2,892510	-0,031545	1,193997
Prob.	[0.0270]**	0,2773	0,3781	0,3401	[0.0061]***	0,3987	0,1956
S2	-2,749949	1,405288	0,283771	0,797833	-	-	-
Prob.	[0.0091]***	0,1486	0,3832	0,2902	-	-	-
Modelo com Intercepto Individual							
S1	0,725685	-7,502796	-8,381973	-2,718612	-4,679801	-8,272106	-2,50548
Prob.	0,3066	[0.0000]***	[0.0000]***	[0.0099]***	[0.0000]***	[0.0000]***	[0.0173]**
S2	-0,565953	-7,008678	-8,045238	-2,25192	-	-	-
Prob.	0,3399	[0.0000]***	[0.0000]***	[0.0316]**	-	-	-
Modelo com Intercepto e Tendência							
S1	-2,605238	-3,859219	-8,350767	-3,861804	-1,87901	-8,600209	-3,082535
Prob.	[0.0134]**	[0.0002]***	[0.0000]***	[0.0002]***	[0.0683]*	[0.0000]***	[0.0034]***
S2	-3,78896	-4,272121	-9,451235	-3,646666	-	-	-
Prob.	[0.0003]***	[0.0000]***	[0.0000]***	[0.0005]***	-	-	-
<i>Lag Fixo: 3</i>							
Modelo Restrito							
S1	-2,320615	0,852759	-0,327815	0,379225	2,892510	-0,031545	-0,210801
Prob.	[0.0270]**	0,2773	0,3781	0,3713	[0.0061]***	0,3987	0,3902
S2	-2,749949	1,405288	0,283771	0,476399	-	-	-
Prob.	[0.0091]***	0,1486	0,3832	0,3561	-	-	-
Modelo com Intercepto Individual							
S1	0,725685	-7,502796	-8,381973	-2,826191	-4,679801	-8,272106	-1,843368
Prob.	0,3066	[0.0000]***	[0.0000]***	[0.0074]***	[0.0000]***	[0.0000]***	[0.0730]*
S2	-0,565953	-7,008678	-8,045238	-2,099366	-	-	-
Prob.	0,3399	[0.0000]***	[0.0000]***	[0.0440]**	-	-	-
Modelo com Intercepto e Tendência							
S1	-2,605238	-3,859219	-8,350767	-2,589613	-1,87901	-8,600209	-1,9807
Prob.	[0.0134]**	[0.0002]***	[0.0000]***	[0.0140]**	[0.0683]*	[0.0000]***	[0.0561]*
S2	-3,78896	-4,272121	-9,451235	-2,081384	-	-	-
Prob.	[0.0003]***	[0.0000]***	[0.0000]***	[0.0457]**	-	-	-
<i>Lag Fixo: 4</i>							
Modelo Restrito							
S1	-2,320615	0,852759	-0,327815	-0,428197	2,892510	-0,031545	-1,453913
Prob.	[0.0270]**	0,2773	0,3781	0,3640	[0.0061]***	0,3987	0,1386
S2	-2,749949	1,405288	0,283771	-0,216119	-	-	-
Prob.	[0.0091]***	0,1486	0,3832	0,3897	-	-	-
Modelo com Intercepto Individual							
S1	0,725685	-7,502796	-8,381973	-2,040289	-4,679801	-8,272106	-0,73111

Prob.	0.3066	[0.0000]***	[0.0000]***	[0.0498]**	[0.0000]***	[0.0000]***	0.3054
S2	-0,565953	-7,008678	-8,045238	-1,217195	-	-	-
Prob.	0.3399	[0.0000]***	[0.0000]***	0.1902	-	-	-
Modelo com Intercepto e Tendência							
S1	-2,605238	-3,859219	-8,350767	-2,553367	-1,87901	-8,600209	-1,687606
Prob.	[0.0134]**	[0.0002]***	[0.0000]***	[0.0153]**	[0.0683]*	[0.0000]***	[0.0960]*
S2	-3,78896	-4,272121	-9,451235	-1,790198	-	-	-
Prob.	[0.0003]***	[0.0000]***	[0.0000]***	[0.0804]*	-	-	-

Nota: \*\*\*, \*\*, \* representa estatísticas de testes significativas para níveis de 1%, 5%, e 10%, respectivamente. S1 representa os estatísticas. e S2 denota os estatísticas ponderadas. A seleção de banda larga Newey-West utilizando o kernel de Bartlett.

Fonte: Elaborado pelos autores.

Em relação aos testes de cointegração Maddala e Wu (1999) que combinam os valores  $p$  do teste de traço e autovalor máximo de Johansen-Fisher, no modelo com intercepção (sem tendência) em EC e VAR - particularmente adequado para a análise do MVP - rejeitamos a hipótese de nenhuma relação de cointegração em ambas as estatísticas baseadas no teste de traço e autovalor máximo no nível de 1%; em relação à hipótese de, no máximo, 1 vetor de cointegração, também é rejeitada em ambas as estatísticas de traço e autovalor máximo no nível de 1%.

Assim, a partir de testes de cointegração em painel de Kao (1999), Pedroni (2000, 2004) e Maddala e Wu (1999), não podemos rejeitar a hipótese de não cointegração entre os preços logarítmicos reais e dividendos logarítmicos reais, considerando-se as empresas amostra examinadas, validando, portanto, o modelo de valor presente entre preços e dividendos com retornos esperados variáveis no tempo desenvolvidos seminalmente em Campbell e Shiller (1988a, b).

**Tabela 13 - Teste de Painel Johansen-Fisher:  $\ln(d_{it}/rpi_t)$  e  $\ln(p_{it}/rpi_t)$**

Especificação de Tendência Determinista: Ausência de Tendência nos Dados				
Sem Intercepto ou tendência em CE ou VAR				
No. de CE(s)	Fisher Stat.*	Prob.	Fisher Stat.*	Prob.
Hipotético	(a partir do <i>trace test</i> )		(a partir do <i>max-eigen test</i> )	
Nenhum	46.52	0.1616	50.43	[0.0855]*
No máximo 1	18.35	0.9970	18.35	0.9970
Intercepto (sem tendência em CE) - sem intercepto em VAR				
No. de CE(s)	Fisher Stat.*	Prob.	Fisher Stat.*	Prob.
Hipotético	(a partir do <i>trace test</i> )		(a partir do <i>max-eigen test</i> )	
Nenhum	65.09	[0.0040]***	47.60	0.1367
No máximo 1	52.18	[0.0626]*	52.18	[0.0626]*
Especificação de Tendência Determinista: Tendência Linear nos Dados				
Intercepto (sem tendência) em CE e VAR				
No. de CE(s)	Fisher Stat.*	Prob.	Fisher Stat.*	Prob.
Hipotético	(a partir do <i>trace test</i> )		(a partir do <i>max-eigen test</i> )	
Nenhum	69.49	[0.0014]***	55.82	[0.0311]***
No máximo 1	69.45	[0.0014]***	69.45	[0.0014]***
Intercepto e tendência em CE - sem tendência em VAR				
No. de CE(s)	Fisher Stat.*	Prob.	Fisher Stat.*	Prob.
Hipotético	(a partir do <i>trace test</i> )		(a partir do <i>max-eigen test</i> )	
Nenhum	58.79	[0.0168]*	53.60	[0.0479]**

No máximo 1	33.30	0.6864	33.30	0.6864
Especificação de Tendência Determinista: Tendência Quadrática nos Dados				
Intercepto e tendência em CE - tendência linear em VAR				
No. de CE(s)	Fisher Stat.*	Prob.	Fisher Stat.*	Prob.
Hipotético	(a partir do <i>trace test</i> )		(a partir do <i>max-eigen test</i> )	
Nenhum	116.2	[0.0000]***	71.08	[0.0009]***
No máximo 1	138.4	[0.0000]***	138.4	[0.0000]***

Nota: \*\*\*, \*\*, \* representa estatísticas de testes significativas para níveis de 1%, 5%, e 10%, respectivamente. Intervalo de períodos (primeiras diferenças): 1 1. As probabilidades são computadas utilizando a distribuição assintótica  $\chi^2$ .

Fonte: Elaborado pelos autores.

O modelo de valor presente se mantém quando os preços e dividendos logarítmicos são cointegrados e  $\beta_i = 1$ . Um equilíbrio de cointegração um-para-um implica que a proporção preço-dividendo é estacionária. A regressão de dividendos sobre preço, se a sobrevalorização for definida como movimentos de preços de ações nem apoiados ou justificados pelos movimentos de dividendos, as ações serão supervalorizadas se  $\beta_i < 1$ . Inversamente, se  $\beta_i > 1$ , as ações são consideradas subvalorizadas. Estimativas individuais FMOLS e DOLS e estatísticas  $t$  são relatadas para  $H_0: \beta_i = 1$ . Na Tabela 14, os resultados são relatados para estimadores de painel, na presença e ausência de dummies temporais. Assumindo uma taxa de desconto variável no tempo de 5%, os resultados de testes individuais e de painel predominantemente rejeitam a hipótese nula entre os níveis de 1% e 10% e os parâmetros obtidos evidenciam a sobrevalorização de preços reais para a maioria das empresas-amostra.

**Tabela 14 - Estimativas de Cointegração de Painel: Retornos Variáveis no Tempo**  
 $\ln(d_{it}/rpi_t) = \alpha_i + \beta_i \ln(p_{it}/rpi_t) + \mu_{it}$

Firma	Dynamic Lags = 0				Dynamic Lags = 1			
	FMOLS	t-stat	DOLS	t-stat	FMOLS	t-stat	DOLS	t-stat
	Lags = 0				Lags = 1			
AMBV4	0,6660	[-4.1745]**	0,6800	[-2.9387]**	0,6784	[-3.7075]**	0,7254	[-2.8127]**
BBDC3	0,2998	[-8.4873]**	0,3081	[-9.4885]**	0,2943	[-8.0915]**	0,3670	[-8.6561]**
BBDC4	0,3027	[-8.2670]**	0,3279	[-0.6468]**	0,3123	[-8.0680]**	0,3737	[-8.7662]**
BRGE12	0,5456	[-3.3786]**	0,5477	[-4.8361]**	0,5349	[-3.9154]**	0,5060	[-3.9392]**
BRIV3	0,4703	[-8.1317]**	0,4699	[-7.0023]**	0,4401	[-7.4180]**	0,2551	[-0.3507]**
BRIV4	0,4426	[-6.8149]**	0,4475	[-7.2908]**	0,4243	[-6.8395]**	0,2896	[-7.3145]**
CGRA4	0,5340	[-4.4843]**	0,5199	[-5.4078]**	0,5207	[-3.8871]**	0,6270	[-4.8391]**
CMIG4	0,7760	-0,8368	0,8591	-0,7059	0,8429	-0,6458	0,9929	-0,0290
CRUZ3	0,4526	[-2.8423]**	0,4159	[-4.7312]**	0,4199	[-3.6985]**	0,4780	[-2.8393]**
DURA4	0,4091	[-2.0673]*	0,5608	[-1.6957]*	0,4276	[-2.0411]*	0,5848	-1,1724
ITSA4	0,7236	[-2.7553]**	0,7030	[-3.9292]**	0,7175	[-2.7844]**	0,7655	[-2.3771]*
ITUB3	0,6375	[-6.7288]**	0,6570	[-6.3453]**	0,6402	[-5.8147]**	0,6181	[-6.6575]**
ITUB4	0,6156	[-7.3155]**	0,6414	[-6.8692]**	0,6206	[-6.2242]**	0,5973	[-7.8197]**
KLBN4	1,4102	1,2621	1,6419	[2.3380]*	1,4872	1,5643	1,5151	1,2801
RPAD6	0,5110	[-3.3393]**	0,5151	[-4.9430]**	0,5016	[-3.8898]**	0,4765	[-3.9541]**
SDIA4	0,5736	[-3.7536]**	0,4867	[-3.8868]**	0,5084	[-3.8287]**	0,5077	[-3.2931]**
TLPP4	0,8330	-0,7301	0,8970	-0,6804	0,8570	-0,7247	0,8767	-0,8392

UBBR3	0,3154	[-9.8822]**	0,2850	[-3.3121]**	0,2970	[-1.4098]**	0,3053	[-0.1315]**
UBBR4	0,2938	[-8.6413]**	0,2856	[-2.5763]**	0,2922	[-0.2644]**	0,3174	[-8.4551]**
<b>Resultados do Painel</b>								
<b>Sem Dummies Temporais</b>								
<i>Between</i>	0,5691	[-20.9614]**	0,5921	[-24.0768]**	0,5693	[-21.0349]**	0,5884	[-21.3280]**
<b>Com Dummies Temporais</b>								
<i>Between</i>	0,3127	[-1.6389]**	0,3847	[-1.4404]**	0,3229	[-1.1922]**	0,3095	[-1.4610]**

Nota: *t-stats* referem-se a to  $H_0: \beta_i = 1$ , assumindo que uma taxa de desconto variável no tempo. \*, \*\* indica os níveis de rejeição de 10%, 1%. Os "entre" relatam painel FMOLS com significado de grupo e painel DOLS com significado de grupo Do Pedroni (2001).

**Fonte:** Elaborado pelos autores.

Em resumo, no Modelo de Valor Presente com Retornos Esperados Constantes, não podemos rejeitar a hipótese de que os preços reais e dividendos reais sejam não estacionárias  $I(1)$  como visto na teoria. Aplicando os testes de cointegração em painel, os testes Kao revelam predominância de que os preços reais e dividendos reais são cointegrados; do mesmo modo, os testes Pedroni mostram que não podemos rejeitar a hipótese nula de que as séries em análise são cointegradas, validando assim o MVP com retornos constantes; finalmente, os testes Johansen-Fisher propostos por Maddala e Wu (1999), particularmente no modelo com interceptação (sem tendência) no EC e VAR, adequados para a avaliação do MVP, rejeitam a hipótese nula de que não exista relação de cointegração alguma, também rejeitando a hipótese de que exista no máximo, uma relação de cointegração. Assim, os testes de raiz unitária em painel de primeira geração indicam que os preços reais e dividendos reais são não estacionários  $I(1)$ ; os testes de cointegração em painel revelam que os preços reais e dividendos reais são cointegrados, portanto, validando o Modelo de Valor Presente com Retornos Esperados Constantes.

Em relação aos resultados do Modelo de Valor Presente com Retornos Esperados Variáveis no Tempo, a análise indica que não podemos rejeitar a hipótese de que os preços reais logarítmicos e dividendos reais logarítmicos tenham uma raiz unitária e seguem, portanto, um processo  $AR(1)$ , tal como previsto na literatura. Além disso, não podemos rejeitar que a série de proporção logarítmica preço-dividendo é um processo estacionário  $I(0)$ , que representa a validade da hipótese de retornos variáveis no tempo. Aplicando os testes de cointegração em painel, os testes Kao não mostram predominância que os preços reais logarítmicos e os dividendos reais logarítmicos são cointegrados; os testes Pedroni, além disso, indicam claramente que não podemos rejeitar a hipótese de que as séries subjacentes sejam cointegradas, validando a MVP sob retornos variáveis no tempo; finalmente, os testes de painel Johansen-Fisher propostos por Maddala e Wu (1999), particularmente no modelo com interceptação (sem tendência) no EC e VAR, adequados

para a avaliação da MVP, rejeitam a hipótese nula de que não exista relação de cointegração alguma, e também rejeitam a hipótese de que exista, no máximo, uma relação de cointegração. Assim, os testes de painel de raiz unitária revelam que o preço real logarítmico e os dividendos reais logarítmicos têm uma raiz unitária e que a proporção logarítmica preço-dividendo é estacionária; os testes de cointegração de painel revelam que os preços logarítmicos e dividendos logarítmicos são cointegrados, indicando a validade do Modelo de Valor Presente com Retornos Esperados Variáveis no Tempo. Os principais resultados podem ser observados nas Tabelas 15 e 16, como se segue.

**Tabela 15 - MVP com Retornos Esperados Constantes**

Testes de Raiz Unitária: N° de Rejeições de Ho						
AIC	Modelo					
	Restrito		Intercepto Individual		Intercepto e Tendência	
	PREÇO	DIVIDENDO	PREÇO	DIVIDENDO	PREÇO	DIVIDENDO
Raiz Unitária (Processo Comum)	1 de 1	1 de 1	0 de 1	1 de 1	0 de 2	0 de 2
Raiz Unitária (Processo Individual)	1 de 2	2 de 2	1 de 3	3 de 3	3 de 3	3 de 3
Defasagens Individuais						
Ho	Modelo					
	Restrito		Intercepto Individual		Intercepto e Tendência	
	PREÇO	DIVIDENDO	PREÇO	DIVIDENDO	PREÇO	DIVIDENDO
Raiz Unitária (Processo Comum)	4 de 5	3 de 5	3 de 5	2 de 5	3 de 10	2 de 10
Raiz Unitária (Processo Individual)	6 de 12	9 de 12	5 de 18	13 de 18	10 de 18	13 de 17
Estacionariedade	0 de 0	0 de 0	2 de 2	2 de 2	2 de 2	2 de 2
Testes de Cointegração						
Kao (1999)						
N° de Rejeições de Ho (Ausência de Cointegração)						
AIC	Modelo					
	Intercepto Individual					
	Rejeita-se Ho					
Defasagens Individuais						
Lag Fixo	Modelo					
	Intercepto Individual					
1	Rejeita-se Ho					
2	Rejeita-se Ho					
3	Rejeita-se Ho					
4	Rejeita-se Ho					
Pedroni (1997, 1999, 2000, 2004)						
N° de Rejeições de Ho (Ausência de Cointegração)						
AIC	Modelo					
	Restrito	Intercepto Individual		Intercepto e Tendência		
	11 de 11	10 de 11		10 de 11		
Defasagens Individuais						
Lag Fixo	Modelo					
	Restrito	Intercepto Individual		Intercepto e Tendência		
1	11 de 11	10 de 11		10 de 11		
2	11 de 11	10 de 11		10 de 11		
3	11 de 11	8 de 11		7 de 11		
4	11 de 11	8 de 11		8 de 11		
Maddala e Wu (1999)						
N° de Rejeições de Ho						

Ho		Especificação de Tendência Determinista: Ausência de Tendência nos Dados			
		Sem Intercepto ou tendência em CE ou VAR	Intercepto (sem tendência em CE) - sem intercepto em VAR		
Nenhum CE		2 de 2	2 de 2		
No Máximo 1 CE		2 de 2	0 de 0		
Ho		Especificação de Tendência Determinista: Tendência Linear nos Dados			
		Intercepto (sem tendência) em CE e VAR	Intercepto e tendência em CE - sem tendência em VAR		
Nenhum CE		2 de 2	2 de 2		
No Máximo 1 CE		2 de 2	0 de 0		
Ho		Especificação de Tendência Determinista: Tendência Quadrática nos Dados			
		Intercepto e tendência em CE - tendência linear em VAR			
Nenhum CE		2 de 2			
No Máximo 1 CE		2 de 2			
Estimativa de Cointegração					
Nº de empresas com Rejeições de Ho					
Estimadores e Significâncias		Lags/Dynamic Lags		Between	
		0	1	Sem Dummies Temporais	Com Dummies Temporais
FMOLS	10%	9	8	0	0
	1%	30	31	2	2
DOLS	10%	6	8	0	0
	1%	35	25	2	2

Fonte: Elaborado pelos autores.

**Tabela 16 - MVP com Retornos Esperados Variáveis no Tempo**

Testes de Raiz Unitária: Nº de Rejeições de Ho									
AIC	Restrito	Modelo			Intercepto e Tendência				
		PREÇO	DIVIDENDO	RAZÃO	PREÇO	DIVIDENDO	RAZÃO	PREÇO	DIVIDENDO
Raiz Unitária (Processo Comum)	0 de 1	1 de 1	0 de 1	1 de 1	1 de 1	1 de 1	2 de 2	2 de 2	2 de 2
Raiz Unitária (Processo Individual)	0 de 2	2 de 2	0 de 2	3 de 3	0 de 3	3 de 3	3 de 3	3 de 3	3 de 3
Defasagens Individuais									
Ho	Restrito	Modelo			Intercepto e Tendência				
		PREÇO	DIVIDENDO	RAZÃO	PREÇO	DIVIDENDO	RAZÃO	PREÇO	DIVIDENDO
Raiz Unitária (Processo Comum)	0 de 5	5 de 5	0 de 5	5 de 5	3 de 5	5 de 5	9 de 10	7 de 10	9 de 10
Raiz Unitária (Processo Individual)	0 de 12	12 de 12	0 de 12	8 de 18	3 de 18	16 de 18	11 de 18	15 de 18	17 de 18
Estacionariedade	0 de 0	0 de 0	0 de 0	2 de 2	2 de 2	2 de 2	2 de 2	2 de 2	2 de 2
Testes de Cointegração									
Kao (1999)									
Nº de Rejeições de Ho (Ausência de Cointegração)									
AIC		Modelo			Intercepto Individual				
		Não se rejeita Ho							
Defasagens Individuais									
Lag Fixo		Modelo			Intercepto Individual				
		Rejeita-se Ho							
1		Rejeita-se Ho							
2		Não se rejeita Ho							
3		Não se rejeita Ho							
4		Não se rejeita Ho							



Pedroni (1997, 1999, 2000, 2004)					
Nº de Rejeições de Ho (Ausência de Cointegração)					
AIC	Modelo				
	Restrito	Intercepto Individual		Intercepto e Tendência	
	3 de 11	9 de 11		11 de 11	
Defasagens Individuais					
Lag Fixo	Modelo				
	Restrito	Intercepto Individual		Intercepto e Tendência	
1	3 de 11	9 de 11		11 de 11	
2	3 de 11	9 de 11		11 de 11	
3	3 de 11	9 de 11		11 de 11	
4	3 de 11	7 de 11		11 de 11	
Maddala e Wu (1999)					
Nº de Rejeições de Ho					
Ho	Especificação de Tendência Determinista: Ausência de Tendência nos Dados				
	Sem Intercepto ou tendência em CE ou VAR		Intercepto (sem tendência em CE) - sem intercepto em VAR		
Nenhum CE	1 de 2		1 de 2		
No Máximo 1 CE	0 de 2		2 de 2		
Ho	Especificação de Tendência Determinista: Tendência Linear nos Dados				
	Intercepto (sem tendência) em CE e VAR		Intercepto e tendência em CE - sem tendência em VAR		
Nenhum CE	2 de 2		2 de 2		
No Máximo 1 CE	2 de 2		0 de 2		
Ho	Especificação de Tendência Determinista: Tendência Quadrática nos Dados				
	Intercepto e tendência em CE - tendência linear em VAR				
Nenhum CE	2 de 2				
No Máximo 1 CE	2 de 2				
Estimativa de Cointegração					
Nº de empresas com Rejeições de Ho					
Estimadores e Significâncias	Lags/Dynamic Lags			Between	
	0	1	Sem Dummies Temporais	Com Dummies Temporais	
FMOLS					
10%	1	1	0	0	
1%	15	15	2	2	
DOLS					
10%	2	1	0	0	
1%	15	14	2	2	

**Fonte:** Elaborado pelos autores.

## 5. CONCLUSÃO

A evidência empírica sobre a relação de longo prazo entre os preços das ações e dividendos permanece escassa. Conforme os preços das ações subiram, os analistas questionavam se o valor fundamental de uma ação estava relacionado a inovações nos dividendos, uma vez que o pagamento baixo de dividendos e os preços recordes de ações sugeriam uma sobrevalorização. A partir de então, a validade do Modelo de Valor Presente (MVP) tem sido objeto de debate, porque o colapso recente dos preços das ações sublinha a importância de medidas tradicionais na avaliação de ações, uma vez que relacionam os preços das ações ao valor fundamental das empresas.

Enquanto que a maioria dos estudos sobre a relação entre preços e dividendos tem examinado a relação de longo prazo entre um índice de preços de ações e um índice de dividendos de um determinado país de interesse, a análise empírica neste trabalho está baseada nos preços e dividendos a nível de empresa através de métodos de estimação de cointegração em painel e de raiz unitária em painel de primeira geração para testar a relação de longo prazo entre preços das ações e dividendos para o mercado de ações brasileiro. A utilização de dados a nível de empresa permite a análise de padrões e relações que podem ser obscurecidos no nível agregado do mercado de ações através da média do processo de agregação. Assim, o aumento de potência e de precisão obtido pelos procedimentos permitem a aplicação de dados mais recentes, bem como possíveis mudanças estruturais dos dados que ocorrem mais frequentemente em períodos mais longos, e a uma avaliação mais precisa sobre a consistência do método de valor presente sob flutuações consideráveis no mercado de ações.

Em relação aos resultados obtidos no Modelo de Valor Presente com Retornos Esperados Constantes, a partir dos testes de raiz unitária de painel, as estatísticas revelam sensibilidade à presença de efeitos individuais e tendências lineares individuais e à ordem de defasagem. Os resultados dos testes ambivalentes são esperados e também encontrados em Goddard *et al.* (2008.) No entanto, existe uma inclinação a não rejeitar a hipótese de que as séries de preços reais e de dividendos reais tenham uma raiz unitária para todo o painel ou para a maioria das empresas pesquisadas, considerando as diversas hipóteses nulas e alternativas testadas. A partir dos testes de cointegração de painel de Kao (1999), Pedroni (1997, 1999, 2000, 2004) e Maddala e Wu (1999), os resultados não rejeitam a hipótese de não cointegração entre os preços reais e dividendos reais, considerando as diferentes empresas-amostra examinadas, validando, portanto, o Modelo de Valor Presente entre preços e dividendos com Retornos Esperados Constantes desenvolvidos seminalmente em Campbell e Shiller (1987).

Analisando o Modelo de Valor Presente com Retornos Esperados Variáveis no Tempo, a ambivalência aparente dos testes de raiz unitária é esperada e verificada, no qual o diagnóstico de estacionariedade  $I(0)$  ou não estacionariedade  $I(1)$  depende se a tendência está incluída ou não, bem como da ordem de defasagem estabelecida. No entanto, os resultados não podem rejeitar a hipótese de que as séries de preços logarítmicos reais e de dividendos logarítmicos reais têm uma raiz unitária para todo o painel ou para a maioria das empresas que o compõem, considerando as diversas hipóteses nulas alternativas testadas. De acordo com a teoria, os resultados não rejeitam que a proporção

logarítmica preço-dividendo seja um processo estacionário  $I(0)$ , indicando a validade do Modelo de Valor Presente. Finalmente, a partir dos testes de cointegração para dados em painel, os resultados estatísticos não podem rejeitar a hipótese de cointegração entre os preços reais e dividendos reais, considerando as empresas-amostra diferentes observadas, validando, então, o Modelo de Valor Presente entre preços e dividendos com Retornos Esperados Variáveis no Tempo desenvolvidos em Campbell e Shiller (1988a, b).

Por fim, apresenta-se que, para os modelos de regressão de cointegração de painel, as propriedades assintóticas dos estimadores dos coeficientes de regressão e os testes estatísticos associados são diferentes daqueles dos modelos de regressão de cointegração de séries temporais. Os modelos de cointegração de painel dirigem-se à avaliação de relações de longo prazo verificadas nos dados macroeconômicos e financeiros. Assim, os resultados dos estimadores FMOLS e DOLS aplicados aos painéis cointegrados, empresas individuais mostram evidência de sobrevalorização dos preços das ações da maioria das empresas examinadas, assumindo tanto a hipótese de retornos esperados constantes ou variáveis no tempo.

## REFERÊNCIAS

- ANCHITE, C. F.; ISSLER, J. V. Racionalidade e previsibilidade no mercado brasileiro de ações: uma aplicação de modelos de valor presente. **Ensaio Econômico da EPGE**, n. 415, abr. 2001.
- BALKE, N. S.; WOHAR, M. E. Low-frequency movements in stock prices: a state-space decomposition. **The Review of Economics and Statistics**, v. 84, n. 4, p. 649-667, 2002.
- BREITUNG, J. The local power of some unit root tests for panel data. In: BALTAGI, B. (Ed.). **Nonstationary panels, panel cointegration, and dynamic panels**. Amsterdam: JAI Press, 2000. (Advances in Econometrics, v. 15). p. 161-178.
- BROOKS, C.; KATSARIS, A. Rational speculative bubbles: an empirical investigation of the London stock exchange. **Bulletin of Economic Research**, v. 55, n. 4, p. 319-346, out. 2003.
- CAMPBELL, J. Y.; SHILLER, R. J. Cointegration and tests of present value models. **Journal of Political Economy**, v. 95, n. 5, p. 1062-1088, 1987.
- CAMPBELL, J. Y.; SHILLER, R. J. The dividend-price ratio and expectations of future dividends and discount factors. **Review of Financial Studies**, v. 1, n. 3, p. 195-228, 1988a.

CAMPBELL, J. Y.; SHILLER, R. J. Stock prices, earnings, and expected dividends. **Journal of Finance**, v. 43, n. 3, p. 661–676, 1988b.

CAPORALE, G. M.; CERRATO, M. Panel data tests of PPP: a critical overview. **Reihe Okonomie Economic**, Series 159, jul. 2004.

CECCHETTI, S. G.; LAM, P. S.; MARK, N. C. Mean reversion in equilibrium asset prices. **The American Economic Review**, v. 80, n. 3, p. 398-348, jun. 1990.

CHOI, I. Unit root tests for panel data. **Journal of International Money and Finance**, v. 20, n. 2, p. 249-272, abr. 2001.

COHEN, R. B.; POLK, C.; VUOLTEENAHO, T. The value spread. **NBER**, working paper, n. 8242, abr. 2001.

CROWDER, B; WOCHAR, M. Stock price effects of permanent and transitory shocks. **Economic Inquiry**, v. 36, n. 4, p. 540-552, out. 1998.

DIBA, B. T.; GROSSMAN, H. I. Explosive rational bubbles in stock prices? **American Economic Review**, v. 78, n. 3, p. 520-530, jun. 1988.

DUPUIS, D.; TESSIER, D. The U. S. market and fundamentals: a historical decomposition. **Bank of Canada**, working paper, n. 20, 2003.

EVANS, G. W. Pitfalls in testing for explosive bubbles in asset prices. **American Economic Review**, v. 81, n. 4, p. 922-930, 1991.

FAMA, E. F.; FRENCH, K. R. Permanent and temporary components of stock prices. **Journal of Political Economy**, v. 96, n. 2, p. 246-273, abr. 1988.

FLAVIN, M. A. Excess volatility in the financial markets: a reassessment of the empirical evidence. **Journal of Political Economy**, v. 91, n. 6, p. 929-956, dec. 1983.

FROOT, K.; OBSTFELD, M. Intrinsic bubbles: the case of stock prices. **American Economic Review**, v. 81, n. 5, p. 1189-1214, dec. 1991.

GIL-ALANA, L. A. Testing fractional integration with monthly data. **Economic Modelling**, v. 16, n. 4, p. 613-629, dez. 1999.

GILLES, G.; LeROY, S. Bubbles and charges. **International Economic Review**, v. 33, n. 2, p. 323-39, maio 1992.

GODDARD, J.; MCMILLAN, D. G.; WILSON, J. O. S. Dividends, prices and the present value model: firm-level evidence. **European Journal of Finance**, v. 14, n. 3, p. 195-210, abr. 2008.

GROSSMAN, S.; SHILLER, R. The determinants of the variability of stock market prices. **American Economic Review**, v. 71, n. 2, p. 222-227, maio 1981.

HADRI, K. Testing for stationarity in heterogeneous panel data. **Econometrics Journal**, v. 3, n. 2, p.148-161, 2000.

HAKKIO, C. S.; RUSH, M. Cointegration: how short is the long-run? **Journal of International Money and Finance**, v. 10, n. 4, p. 571-81, 1991.

IM, K. S.; PESARAN, M. H.; SHIN, Y. Testing for unit roots in heterogeneous panels. **Journal of Econometrics**, v. 115, n. 1, p. 53-74, jul. 2003.

JUNG, J.; SHILLER, R. J. Samuelson's dictum and the stock market. **Economic Inquiry**, v. 43, n. 2, p. 221-228, 2005.

KAO, C. Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data. **Journal of Economics**, v. 90, n. 1, p. 1-44, maio 1999.

KAPETANIOS, G.; SHIN, Y.; SNELL, A. Testing for cointegration in nonlinear smooth transition error-correction models. **Econometric Theory**, v. 22, n. 2, p. 279-303, fev. 2006.

KIM, C.; MORLEY, J. C.; NELSON, C. Does an intertemporal trade off between risk and return explain mean reversion in stock prices? **Journal of Empirical Finance**, v. 8, n. 4, p. 403-426, set. 2001.

KLEIDON, A. W., Variance bounds tests and stock price valuation models. **Journal of Political Economy**, v. 94, n. 5, p. 953-1001, out. 1986.

LAMONT, O. Earnings and expected returns. **Journal of Finance**, v. 53, n. 5, p. 1563-1587, out. 1998.

LEE, Bong-Soo. The response of stock prices to permanent and temporary shocks to dividends. **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, v. 30, n. 1, p. 1-22, mar. 1995.

LeROY, S.; PARKE, W. R. Stock price volatility: tests based on geometric random walk. **American Economic Review**, v. 82, n. 4, p. 981-992, 1992.

LeROY, S.; PORTER, R. The present value relation: tests based on implied variance bounds. **Econometrica**, v. 49, n. 3, p. 555-574, maio 1981.

LEVIN, A.; LIN, C. F. An empirical investigation of the long-run behavior of real exchange rates. **Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy**, v. 27, n. 1, p. 149-214, jan. 1987.

LEVIN, A.; LIN, C. F.; JAMES CHU, C. S. Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties. **Journal of Econometrics**, v. 108, n. 1, p. 1-24, maio 2002.

MADDALA, G. S.; WU, S. A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 61, especial, p. 631-652, nov. 1999.

MANKIW, N. G.; ROMER D.; SHAPIRO, M. D. An unbiased reexamination of stock market volatility. **Journal of Finance**, v. 40, n. 3, p. 677-687, jul. 1985.

MANKIW, N. G; ROMER D.; SHAPIRO, M. D. Stock market forecastability and volatility: a statistical appraisal. **Review of Economic Studies**, v. 58, n. 3, p. 455-477, 1991.

MANZAN, S. Nonlinear mean reversion in stock prices. **CeNDEF Working Paper**, 03-02, Department of Quantitative Economics, University of Amsterdam, 2004.

MARSH, T.; MERTON, R. Dividend variability and variance bounds tests for the rationality of stock market prices. **American Economic Review**, v. 76, n. 3, p. 483-498, jun. 1986.

MORALES, J. C. R. **Modelos de valor presente sob a hipótese de eficiência no mercado acionário brasileiro**. 2006. 65 f. Dissertação (Mestrado em Economia) - Faculdade Ibmec, São Paulo, 2006.

NASSEH, A.; STRAUSS, J. Stock prices and the dividend discount model: did their relation break down in the 1990s. **The Quarterly Review of Economics and Finance**, v. 44, n. 2, p. 191-207, maio 2004.

PEDRONI, P. Asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis. **Econometric Theory**, v. 20, n. 3, p. 597-625, 2004.

\_\_\_\_\_. Fully modified OLS for heterogeneous cointegrated panels. **Advances in Econometrics**, v. 15, p. 93-130, 2000.

\_\_\_\_\_. Purchasing power parity tests in cointegrated panels. **The Review of Economics and Statistics**, v. 83, n. 4, p. 727-731, 2001.

SCOTT, L. O. **Asset prices, market fundamentals, and long-term expectations**: some new tests of present value models. Published 1989 by College of Commerce and Business Administration, University of Illinois at Urbana-Champaign.

SHILLER, R. **Market volatility**. Cambridge: MIT Press, 1989.

\_\_\_\_\_. Stock prices and social dynamics. **Brookings Papers on Economic Activity**, v. 2, p. 457-510, out. 1984.

SHILLER, R. J.; PERRON, P. Testing the random walk hypothesis: power versus frequency of observation. **Economics Letters**, v. 18, p. 381-386, 1985.

STOJA, E.; TUCKER, J. Target gearing in the UK: a time series unit root and cointegration methodology approach. **University of Exter**, Working Paper 05/01, 2004.

SU, C.; CHANG, H.; CHEN, Y. Stock prices and dividends in Taiwan's stock market: evidence based on time-varying present value model. **Economic Bulletin**, v. 7, n. 4, p. 1-12, 2007.

SUNG, H.; URRUTIA, J. Long-term and short-term causal relations between dividends and stock prices: a test of Lintner's dividend model and the present value of stock prices. **The Journal of Financial Research**, v. 58, p. 171-188, 1995.

TIMMERMANN, A. Cointegration tests of present value models with a time-varying discount factor. **Journal of Applied Econometrics**, v. 10, p 17-31, 1995.

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