UNIVERSIDADE PRESBITERIANA MACKENZIE

Centro de Ciências Sociais e Aplicadas

Programa de Pós-Graduação em Administração de Empresas

AVALIAÇÃO DO MODELO DE VALOR PRESENTE ENTRE PREÇOS E DIVIDENDOS PARA O MERCADO ACIONÁRIO BRASILEIRO: EVIDÊNCIA AO NÍVEL DA FIRMA A PARTIR DE TÉCNICAS DE PAINEL APLICADAS A PROCESSOS NÃO ESTACIONÁRIOS E POTENCIALMENTE COINTEGRADOS

Edward Bernard Bastiaan de Rivera y Rivera

São Paulo

2010

Livros Grátis

http://www.livrosgratis.com.br

Milhares de livros grátis para download.

Edward Bernard Bastiaan de Rivera y Rivera

AVALIAÇÃO DO MODELO DE VALOR PRESENTE ENTRE PREÇOS E DIVIDENDOS PARA O MERCADO ACIONÁRIO BRASILEIRO: EVIDÊNCIA AO NÍVEL DA FIRMA A PARTIR DE TÉCNICAS DE PAINEL APLICADAS A PROCESSOS NÃO ESTACIONÁRIOS E POTENCIALMENTE COINTEGRADOS

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

Orientador: Prof. Dr. Emerson Fernandes Marçal

São Paulo

2010

R621 Rivera y Rivera, Edward Bernard Bastiaan de
Avaliação do modelo de valor presente entre preços e dividendos para o mercado acionário brasileiro: evidência ao nível da firma a partir de técnicas de painel aplicadas a processos não estacionários e potencialmente cointegrados / Edward Bernard Bastiaan de Rivera y Rivera – 2010.
151 f. ; 30 cm

Dissertação (Mestrado em Administração) – Universidade Presbiteriana Mackenzie, São Paulo, 2010.
Bibliografia: f. 143-151

1. Modelo de Valor Presente 2. Raiz Unitária 3. Cointegração
I. Título

CDD 336.2

Reitor da Universidade Presbiteriana Mackenzie

Professor Dr. Manasses Claudino Fonteles

Decano de Pesquisa de Pós-Graduação

Professora Drª. Sandra Maria Dotto Stump

Diretor do Centro de Ciências Sociais e Aplicadas

Professor Dr. Moises Ari Zilber

Coordenadora do Programa de Pós-Graduação em Administração de Empresas

Professora Drª. Darcy Mitiko Mori Hanashiro

EDWARD BERNARD BASTIAAN DE RIVERA Y RIVERA

AVALIAÇÃO DO MODELO DE VALOR PRESENTE ENTRE PREÇOS E DIVIDENDOS PARA O MERCADO ACIONÁRIO BRASILEIRO: EVIDÊNCIA AO NÍVEL DA FIRMA A PARTIR DE TÉCNICAS DE PAINEL APLICADAS A PROCESSOS NÃO ESTACIONÁRIOS E POTENCIALMENTE COINTEGRADOS

Dissertação apresentada à Universidade Presbiteriana Mackenzie como requisito parcial para a obtenção do título de Mestre em Administração de Empresas.

Defesa 10/02/2010

BANCA EXAMINADORA

Prof. Dr. Emerson Fernandes Marçal – Orientador
Universidade Presbiteriana Mackenzie

Prof. Dr. Diogenes Manoel Leiva Martin
Universidade Presbiteriana Mackenzie

Prof. Dr. Alexandre Sartoris Neto
Universidade Estadual Paulista Júlio de Mesquita Filho

À minha avó Maria (in memoriam) pelo forte incentivo e apoio em todos os meus objetivos de vida e que está sempre presente.

AGRADECIMENTOS

Sobretudo, agradeço a Deus pelo dom da vida, por tudo que sou e tudo que conquistei e conquistarei. Obrigado por me fortalecer dia a dia.

Em especial a minha mãe, pelo apoio, paciência, incentivo, confiança e carinho ao longo de minha caminhada. Por me ensinar a seguir com segurança, confiança, dedicação e aprender com as barreiras encontradas e sempre acreditar em mim.

Agradeço à Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior/Programa de Suporte à Pós-Graduação de Instituições de Ensino Particulares (CAPES/PROSUP), por ter-me concedido bolsa de estudo Modalidade I que tornou possível a realização deste curso.

Agradeço a confiança recebida da Professora Drª. Darcy Mitiko Moori Hanashiro, que, mesmo com suas responsabilidades como coordenadora do PPGA/Mackenzie e alunos, sempre estava disponível em orientar, apoiar e direcionar com seu sorriso e incentivo.

Aos excelentes professores do Programa de Pós-Graduação em Administração de Empresas da Universidade Presbiteriana Mackenzie que foram responsáveis pela minha formação das mais diferentes maneiras (aulas, incentivo, amizade, conversas, exemplos de vida). Muitos dos quais já me acompanhavam desde a Graduação.

Ao Prof. Dr. Emerson Fernandes Marçal por sua orientação e idealização conjunta do tema Modelo de Valor Presente, no desenvolvimento do meu espírito crítico em pesquisa e motivação no desenvolvimento de Econometria que levaram à execução e conclusão desta Dissertação.

Ao Prof. Dr. Diógenes Manoel Leiva Martin como coordenador da linha de Finanças Estratégicas no auxílio da escolha do orientador, sua disposição em me direcionar e transmitir sua vivência, experiência e amizade, de inestimável importância.

Ao Prof. Dr. Alexandre Sartoris Neto pelos comentários e sugestões apontadas no decorrer do exame de qualificação.

Ao Prof. Dr. Reynaldo Cavalheiro Marcondes, pela sua valiosa amizade, incentivo e pelo paciente trabalho de revisão desta Dissertação emitindo importantes sugestões para a qualidade técnica da produção científica apresentada, reservando um período para dar apoio a este seu sempre aluno.

Ao Prof. Msc. José Albetoni de Pinho pela revisão da Dissertação em sua linguagem objetiva, sintética e adequada à nova ortografia. Sua amizade e incentivo me acompanham desde a Graduação, estando sempre disponível.

Ao Prof. Dr. Francisco Américo Cassano, pelos importantes ensinamentos tanto científicos quanto pessoais, pela amizade e apoio.

A Profª Drª Marislei Nishijima e Prof. Dr. Rogério César de Souza por terem me incentivado à pesquisa para minha formação cientifica e acadêmica. Ensinamentos que sempre levarei comigo.

Ao Prof. Dr. Josilmar Cordenonssi Cia e Prof. Dr. Sergio Naruhiko Sakurai pelos ensinamentos, apoio e amizade.

Ao Instituto Presbiteriano Mackenzie por sua estrutura física e humana.

À equipe do Centro de Ciências Sociais e Aplicadas (CCSA) e ao Programa de Pós-Graduação em Administração de Empresas (PPGA/Mackenzie) que de forma direta ou indireta colaboraram para a realização de mais um passo em minha trajetória, meus sinceros agradecimentos.

À equipe da Setorial Centro de Ciências Sociais e Aplicadas – Ed. Rev. Prof. Modesto Carvalhosa – 1º subsolo pelo apoio e prontidão que sempre demonstraram.

Aos colegas e amigos que conquistei durante o curso de mestrado, pelos momentos de dificuldade e de alegria que passamos juntos.

“Há homens que lutam um dia e são bons.
Há outros que lutam um ano e são melhores.
Há os que lutam muitos anos e são muito bons.
Porém há os que lutam toda a vida.
Esses são os imprescindíveis." (Bertolt Brecht)

RESUMO

O Modelo de Valor Presente (MVP) - no qual 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 modelos da Teoria Financeira. Esta relação tem sido alvo da literatura empírica pelo rápido aumento dos preços no mercado de ações na década de 1990 e queda subsequente. O objetivo deste trabalho é analisar a validação do MVP por meio da análise da relação de longo prazo entre preços e dividendos em nível da empresa a partir de técnicas de painéis aplicados a processos não estacionários e potencialmente cointegrados para o mercado acionário no Brasil. Os resultados indicam que, no Modelo de Valor Presente com Retornos Esperados Constantes no Tempo, não se rejeita a hipótese de que preços reais e dividendos reais possuam raiz unitária. Os respectivos testes de cointegração em painel apontam que as séries de preços reais e dividendos reais são cointegradas, validando-se o MVP sob a hipótese de retornos esperados constantes. Em relação ao Modelo de Valor Presente com Retornos Esperados Variantes no Tempo, não se rejeita a hipótese de que log de preços reais e log de dividendos reais sejam não estacionários $I(1)$ e que o log da razão preço-dividendo seja $I(0)$ como previsto em teoria para a validação do Modelo. Os respectivos testes de cointegração em painel indicam que as séries log de preços reais e log de dividendos reais são cointegrados, validando-se o MVP sob a hipótese de retornos esperados variantes. Estimadores FMOLS e DOLS aplicados a painéis cointegrados indicam que os preços das ações encontram-se sobreavaliados, admitindo-se retornos esperados constantes ou variantes no tempo.

Palavras Chave: Modelo de Valor Presente; Raiz Unitária; Cointegração; Séries Temporais; Painéis Não Estacionários.

ABSTRACT

The Present Value Model (PVM) – in which current security prices depend upon the present value of future discounted dividends, where the discount rate is equivalent to the required rate of return – is one of the models in Finance Theory. This relationship has gathered attention from empirical literature due to the rapid price increase in stock markets throughout the decade of 1990 and its subsequent fall. The objective of this work is to analyze the validity of the PVM between prices and dividends at the firm level from panel techniques applied to nonstationary and potentially cointegrated processes for the Brazilian stock market. Results indicate that, in the Present Value Model with Constant Expected Returns, the hypothesis that real prices and real dividends have a unit root cannot be rejected. Respective panel cointegration tests indicate that real prices and real dividends are cointegrated, and hence attributing validity to the PVM under the hypothesis of constant expected returns. Regarding the Present Value Model with Time-Varying Expected Returns, the hypothesis that log real prices and log real dividends are nonstationary $I(1)$ and that log price-dividend ratio is $I(0)$ cannot be rejected as analyzed in theory for the validation of the underlying Model. The respective panel cointegration tests yield evidence that the series log real prices and log real dividends are cointegrated, validating the PVM under the hypothesis of time-varying expected returns. Considering FMOLS and DOLS estimators for panel cointegration models, results indicate that stock prices are overvalued under either constant or time-varying expected returns.

***Keywords**:* Present Value Model; Unit Root; Cointegration; Time-Series; Nonstationary Panels.

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Estatísticas Descritivas das Variáveis Analisadas 84
Tabela 2 – Principais Testes de Raiz Unitária para Painel 95
Tabela 3 – Testes de Raiz Unitária para Painel: p_{it}/rpi_t 109
Tabela 4 – Testes de Raiz Unitária para Painel: d_{it}/rpi_t 112
Tabela 5 – Testes de Kao Baseados nos Resíduos: d_{it}/rpi_t e p_{it}/rpi_t 114
Tabela 6 – Testes Múltiplos de Pedroni: d_{it}/rpi_t e p_{it}/rpi_t 117
Tabela 7 – Teste Johansen-Fisher para Painel: d_{it}/rpi_t e p_{it}/rpi_t 119
Tabela 8 – Estimativa de Cointegração em Painel sob Retornos Constantes 121
Tabela 9 – Testes de Raiz Unitária para Painel: $ln(p_{it}/rpi_t)$ 125
Tabela 10 – Testes de Raiz Unitária para Painel: $ln(d_{it}/rpi_t)$ 128
Tabela 11 – Testes de Raiz Unitária para Painel: $ln(p_{it}/d_{it})$ 131
Tabela 12 – Testes de Kao Baseados nos Resíduos: $ln(d_{it}/rpi_t)$ e $ln(p_{it}/rpi_t)$ 132
Tabela 13 – Testes Múltiplos de Pedroni: $ln(d_{it}/rpi_t)$ e $ln(p_{it}/rpi_t)$ 134
Tabela 14 – Teste Johansen-Fisher para Painel: $ln(d_{it}/rpi_t)$ e $ln(p_{it}/rpi_t)$ 136
Tabela 15 – Estimativa de Cointegração em Painel sob Retornos Variantes 137
Tabela 16 – Modelo de Valor Presente com Retornos Esperados Constantes 138
Tabela 17 – Modelo de Valor Presente com Retornos Esperados Variantes 139

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

ADF	Teste Dickey-Fuller Aumentado
AIC	Critério de Informação de Akaike
ALPA3	Código Negociação – São Paulo Alpargatas S.A.
ALPA4	Código Negociação – São Paulo Alpargatas S.A.
AMBV4	Código Negociação – Cia de Bebidas das Américas – AMBEV
AR	Autorregressivo
ARCH	Heterocedasticidade Condicional Autorregressiva
ARCZ6	Código Negociação – Aracruz Celulose S.A.
ARDL	Defasagem Distribuída Autorregressiva
BBAS3	Código Negociação – Banco do Brasil S.A.
BBDC3	Código Negociação – Banco Bradesco S.A.
BBDC4	Código Negociação – Banco Bradesco S.A.
BDLL4	Código Negociação – Bardella S.A. Indústrias Mecânicas
BOVESPA	Bolsa de Valores do Estado de São Paulo
BRGE12	Código Negociação – Consorcio Alfa de Administração S.A.
BRIV3	Código Negociação – Banco Alfa de Investimento S.A.
BRIV4	Código Negociação – Banco Alfa de Investimento S.A.
BRKM5	Código Negociação – Braskem S.A.
CE	Equações de Cointegração
CESP5	Código Negociação – Cia Energética de São Paulo – CESP
CGRA4	Código Negociação – Grazziotin S.A.
CIQU4	Código Negociação – Cia Cacique de Café Solúvel
CMIG4	Código Negociação – Cia Energética de Minas Gerais – CEMIG
CNFB4	Código Negociação – Confab Industrial S.A.
CRUZ3	Código Negociação – Souza Cruz S.A.
DF	Teste Dickey-Fuller
DOLS	Mínimos Quadrados Ordinários Dinâmicos
DPV	Valor Presente Descontado
DURA4	Código Negociação – Duratex S.A.
DW	Durbin-Watson
ECM	Modelo de Correção de Erros
ELUM4	Código Negociação – Eluma S.A. Indústria e Comercio

EMH	Hipótese de Eficiência de Mercado
ESTAR	*Exponential Smooth Transition AR*
ESTR4	Código Negociação – Manufatura de Brinquedos Estrela S.A.
EUCA4	Código Negociação – Eucatex S.A. Indústria e Comercio
FESA4	Código Negociação – Cia Ferro Ligas da Bahia – FERBASA
FJTA4	Código Negociação – Forjas Taurus S.A
FMOLS	Mínimos Quadrados Ordinários Plenamente Modificados
G7	Grupo dos Sete Países Mais Industrializados do Mundo
GLS	Mínimos Quadrados Generalizados
GMM	Método dos Momentos Generalizados
GOAU4	Código Negociação – Metalúrgica Gerdau S.A.
GUAR3	Código Negociação – Guararapes Confecções S.A.
HAC	Consistente à Heterocedasticidade e Autocorrelação
IBOVESPA	Índice da Bolsa de Valores do Estado de São Paulo
IGP-DI	Índice Geral de Preços – Disponibilidade Interna
IID	Independentemente e Identicamente Distribuídos
ILMD4	Código Negociação – Yara Brasil Fertilizantes S.A.
IPS	Teste Im, Pesaran e Shin
ITSA4	Código Negociação – Itaúsa Investimentos Itaú S.A.
ITUB3	Código Negociação – Itaú Unibanco Holding S.A.
ITUB4	Código Negociação – Itaú Unibanco Holding S.A.
KLBN3	Código Negociação – Klabin S.A.
KLBN4	Código Negociação – Klabin S.A.
LAME3	Código Negociação – Lojas Americanas S.A.
LAME4	Código Negociação – Lojas Americanas S.A.
LEVE4	Código Negociação – Mahle-Metal Leve S.A.
LIGT3	Código Negociação – Light S.A.
LL	Teste de Levin e Lin
LLC	Teste Levin, Lin e Chu
LR	Razão de Verossimilhança
MGEL4	Código Negociação – Mangels Industrial S.A.
MLE	Estimação por Máxima Verossimilhança
MQO	Mínimos Quadrados Ordinários
M-TAR	*Momentum Threshold Autoregressive*

MVP	Modelo de Valor Presente
OCDE	Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico
OLS	Mínimos Quadrados Ordinários
PETR3	Código Negociação – Petróleo Brasileiro S.A. – PETROBRAS
PETR4	Código Negociação – Petróleo Brasileiro S.A. – PETROBRAS
PIB	Produto Interno Bruto
PMAM4	Código Negociação – Paranapanema S.A.
PMET6	Código Negociação – Pró Metalurgia S.A.
PP	Teste Fisher
RE	Expectativas Racionais
RPAD6	Código Negociação – Alfa Holding S.A.
RRR	Regressão de Posto Reduzido
RVF	Valoração Racional
RW1	Passeio Aleatório 1
RW2	Passeio Aleatório 2
RW3	Passeio Aleatório 3
S&P 100	Índice 100 da Standard and Poor's
SDIA4	Código Negociação – Sadia S.A.
SUR	Regressões Aparentemente Não Relacionadas
SUZB5	Código Negociação – Suzano Papel e Celulose S.A.
SVECM	Modelo Vetorial de Correção de Erros Estrutural
TLPP3	Código Negociação – Telecomunicações de São Paulo S.A. – TELESP
TLPP4	Código Negociação – Telecomunicações de São Paulo S.A. – TELESP
TUPY4	Código Negociação – Tupy S.A.
UBBR3	Código Negociação – União de Bancos Brasileiros S.A. – UNIBANCO
UBBR4	Código Negociação – União de Bancos Brasileiros S.A. – UNIBANCO
UE	União Europeia
VAGV4	Código Negociação – Viação Aérea Rio-Grandense
VALE3	Código Negociação – Vale S.A.
VALE5	Código Negociação – Vale S.A.
VAR	Autorregressão Vetorial
VCPA4	Código Negociação – Votorantin Celulose e Papel S.A.
VMA	Média Móvel Vetorial

SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO 18
1.1. Tema e Justificativa 18
1.2. Problema de Pesquisa 19
1.3. Objetivos de Pesquisa 20
1.4. Organização do Trabalho 22
2. REFERENCIAL TEÓRICO 24
2.1. Hipótese de Eficiência de Mercado (EMH) 24
2.1.1. Conceito 24
2.1.2. Modelagem *Random Walk* de Eficiência dos Mercados de Capitais 26
2.1.2.1. *Random Walk* 1: Incrementos IID 30
2.1.2.2. *Random Walk* 2: Incrementos Independentes 31
2.1.2.3. *Random Walk* 3: Incrementos Não Correlacionados 31
2.1.3. Modelagem *Martingale* e *Fair Game* dos Mercados de Capitais 32
2.1.4. *Martingales* e *Random Walks* 33
2.1.5. Definição de EMH 34
2.1.6. Equilíbrio Estocástico Dinâmico e o Problema da Hipótese Conjunta 39
2.2. Modelo de Valor Presente (MVP) 39
2.2.1. Modelo de Valor Presente com Retornos Esperados Constantes 41
2.2.2. Modelo de Bolhas Especulativas 44
2.2.3. Modelo de Valor Presente com Retornos Esperados Variantes no Tempo 46
2.3. Testes de Volatilidade 50
2.3.1. Ortogonalidade e Testes de Limites de Variância 51
2.3.2. Raízes Unitárias 52
2.3.3. Considerações para Amostras Finitas 53
2.4. Séries Temporais Multivariadas 54
2.4.1. Autorregressões Vetoriais (VARs) 55
2.4.2. Estimativa VAR 56
2.4.3. VARs Restritos 57
2.4.4. Equação Individual a partir de um VAR 57
2.4.5. Seleção da Ordem de Defasagem em um VAR 57
2.4.6. Causalidade de Granger 58
2.4.7. Cointegração 59

2.4.8. VAR com Cointegração 60
2.5. Testes de Eficiência: Evidências Empíricas 61
2.5.1. Nível Agregado de Índice do Mercado de Ações: Internacional 61
2.5.2. Nível Agregado de Índice do Mercado de Ações: Brasil 74
2.5.3. Nível da Empresa: Internacional 76
3. PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS 81
3.1. Coleta e Organização da Base de Dados 81
3.2. Metodologia Econométrica 85
3.2.1. Avaliação do MVP: Nível da Empresa 85
3.2.2. Painéis Não Estacionários 85
3.2.3. Testes de Raiz Unitária em Painel 85
3.2.4. Teste LLC 87
3.2.5. Teste IPS 89
3.2.6. Teste de Breitung 91
3.2.7. Fisher-ADF e Fisher-PP: Combinando-se Testes de *p*-Valor 92
3.2.8. Teste de Hadri: LM Baseado nos Resíduos 94
3.2.9. Testes de Cointegração em Painel 95
3.2.10. Testes de Kao: DF e ADF Baseados nos Resíduos 96
3.2.11. Testes Múltiplos de Pedroni 97
3.2.12. Teste Johansen-Fisher para Painel. 100
3.2.13. Procedimentos de Estimativa de Cointegração em Painel: FMOLS e DOLS. 101
3.3. Hipóteses de Pesquisa. 105
3.3.1. MVP com Retornos Esperados Constantes no Tempo. 105
3.3.2. MVP com Retornos Esperados Variáveis no Tempo. 105
4. RESULTADOS. 106
4.1. MVP com Retornos Esperados Constantes no Tempo. 106
4.2. MVP com Retornos Esperados Variantes no Tempo. 122
5. CONCLUSÕES 141
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS. 143

1. INTRODUÇÃO

1.1. Tema e Justificativa

O Modelo de Valor Presente (MVP) ou *Rational Valuation Formula* (RVF) - 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 princípios fundamentais da Teoria Financeira. Esta relação tem recebido atenção renovada na literatura empírica, cujo interesse é resultado do rápido aumento dos preços no mercado de ações na década de 1990 e queda subsequente. Atualmente, o consenso geral é o de que os fundamentos permaneceram basicamente inalterados ao longo deste período: o mercado se tornou significativamente sobreavaliado, e os fundamentos então se reafirmaram. Campbell e Shiller (2001) posicionam-se entre os proponentes mais importantes desta visão durante a fase de crescimento da bolha ao final da década de 1990.

Entretanto, evidências empíricas sobre a relação de longo prazo entre os preços das ações e dividendos permanecem escassas. Na medida em que os preços das ações subiram, analistas questionaram se o valor fundamental de uma ação encontrava-se relacionado com inovações em dividendos e taxas de juros, uma vez que baixos pagamentos de dividendos e altos recordes nos preços acionários sugeriam uma sobreavaliação dos preços das ações. Desta forma, acadêmicos questionam a validade do MVP e os efeitos da taxa de juros sobre a relação preço-dividendo das ações.

O colapso recente dos preços das ações ressaltam a importância das medidas tradicionais de valoração das ações, uma vez que estas relacionam os preços das ações ao valor fundamental das corporações. Ao final do ano 2000, medidas de valoração como razão dividendo/preço e razão preço/lucro haviam atingido níveis sem precedentes. Estes níveis possuíam a implicação de que o mercado acionário americano encontrava-se substancialmente sobreavaliado, ou então os indicadores se tornaram instáveis e não mais valiosos. Alguns analistas acreditaram que uma “nova era” da economia havia tornado estas medidas tradicionais obsoletas. De acordo com estes especialistas, o aumento rápido nos preços do mercado americano era justificado devido a baixos níveis de inflação, declínios no prêmio de risco pelo ativo (*equity risk premium*), e aumentos da taxa de crescimento de produtividade. Apesar destas alterações econômicas fundamentais, alguns especialistas como Campbell e Shiller (2001) ainda consideravam que o mercado se encontrava seriamente sobreavaliado.

Campbell e Shiller (2001) analisaram que seria razoável suspeitar que não fosse provável que preços em algum momento desvirtuassem de forma muito distante de seus níveis normais em relação aos indicadores de valor fundamental, tal como lucros e dividendos e, quando os preços das ações se encontravam muito elevados em relação a estes indicadores, como ocorrera recentemente, estes eventualmente declinariam no futuro para trazer as razões das medidas de valoração de ações de volta aos seus níveis históricos normais. Sabe-se que a previsão de Campbell e Shiller (2001) e Shiller (2000) em relação à denominada Exuberância Irracional (*Irrational Exuberance*) revelou-se correta. No entanto, uma vez estourada a "bolha", apresentam-se as seguintes questões relevantes: 1) o estouro da bolha poderia ser detectado?; 2) em que medida a existência de bolha compromete o modelo de valor presente?; e 3) em que medida o estouro da bolha e a reversão do preços das ações à média comprometem o Modelo de Valor Presente? Ao que se verifica na ampla literatura, poucos estudos no Brasil procuraram analisar o MVP ao nível da empresa na avaliação da relação preço-dividendo que aumenta a capacidade de estimação do MVP e supera os obstáculos gerados pelo obscurecimento de padrões e especificidades individuais pela suavização (*smoothing*) ocasionada pela agregação dos dados. Desta forma, aplicam-se técnicas de raiz unitária de primeira geração e de cointegração em painel, teoricamente mais poderosos em relação a testes de séries temporais aplicados a cada empresa individualmente, para a investigação da validade do Modelo de Valor Presente no Brasil.

1.2 Problema de Pesquisa

Análises empíricas anteriores dos MVP e da relação de longo prazo entre preços e dividendos são baseadas predominantemente em duas abordagens. Primeiro, conforme analisam Campbell e Shiller (1987), assumindo-se uma taxa de desconto constante, preços reais e dividendos reais devem cointegrar, isto é, exibir uma relação estável de longo prazo; neste caso, o parâmetro de cointegração depende da taxa de desconto. Segundo, conforme Campbell e Shiller (1988a, 1988b), se a permissão é dada para a presença de uma taxa de desconto variante no tempo, a diferença entre o logaritmo dos dividendos e logaritmo dos preços deve exibir estacionariedade $I(0)$. Entretanto, a evidência empírica revela resultados mistos. Especificamente, no artigo original de Campbell e Shiller (1987), assim como em trabalhos subsequentes baseados em metodologia similar como Diba e Grossman (1988), Brooks e Katsaris (2003), Kapetanios, Shin e Snell (2006), os resultados provenientes dos testes de cointegração entre preços e dividendos são ambíguos. Similarmente, evidências empíricas que

fornecem suporte para o MVP a partir de testes para a estacionariedade $I(0)$ do logaritmo da razão preço-dividendo encontram-se em relativa escassez na literatura, em que diversos estudos reportam evidência de não estacionariedade $I(1)$ como verificado em Froot e Obstfeld (1991), Lamont (1998), Balke e Wohar (2002).

Cohen, Polk e Vuolteenaho (2001), Vuolteenaho (2002) e Jung e Shiller (2005) sugerem que há uma probabilidade maior do MVP ser validado no nível da empresa individual do que no nível agregado (índice do mercado de ações). Embora informações sobre fluxos de caixa e perspectivas futuras das empresas individuais sejam bem compreendidas por investidores, como analisam Jung e Shiller (2005), aparentemente não há o mesmo tipo de clareza no mercado em relação a alterações nos fluxos de dividendos agregados ou lucros para o mercado acionário de um país. Alterações nesses fluxos para a ação agregada são menos dramáticas do que para empresas individuais, uma vez que as médias agregadas desconsideram histórias individuais da empresa e as razões por alterações no agregado são mais sutis e difíceis para o público investidor em compreender, relacionando-se com variáveis macroeconômicas como o crescimento econômico nacional e política monetária. Se alterações nos dividendos agregados são mais difíceis de prever, poder-se-ia esperar que fatores além de informações sobre fundamentos expurgassem o efeito de informação sobre dividendos futuros na determinação de preços.

Desta forma, estabelece-se a seguinte questão-problema: *No Brasil, há uma relação estável de longo prazo entre o valor presente de um ativo (preços reais) e sua renda descontada (dividendos reais), em nível microeconômico (nível da empresa), de forma a se validar o Modelo de Valor Presente e, por conseguinte, as expectativas e racionalidade dos agentes econômicos no mercado financeiro, utilizando-se testes de raiz unitária e cointegração de primeira geração e painéis dinâmicos?*

1.3 Objetivos de Pesquisa

A maioria dos estudos que abordam a relação entre preços e dividendos examinou a relação de longo prazo entre um índice de ação e um índice de dividendos para o país de interesse. No Brasil, evidências em nível agregado são encontradas nas análises de Anchite e Issler (2001) e Morales (2006). Ao mesmo tempo, a literatura em finanças indica que, até o momento, apenas Nasseh e Strauss (2004) e Goddard *et al*. (2008) conduziram análise empírica do modelo de valor presente ao nível da empresa, utilizando-se dados dos Estados Unidos e Reino Unido, respectivamente. Assim, a utilização e análise de dados ao nível da empresa, como aplicada

neste trabalho, permite a observação de padrões e relações nos dados que podem ser obscurecidas a partir da suavização no desenvolvimento das séries temporais para o nível agregado do mercado de ações.

Segundo Nasseh e Strauss (2004) e Goddard *et al*. (2008), um aspecto importante da recente literatura econométrica nos testes de raízes unitárias e cointegração em conjunto de dados em painel dinâmico tem sido o desenvolvimento de testes que controlam a dependência *cross-sectional*, ou covariância não zero entre os termos de distúrbio na regressão que descreve o comportamento de séries temporais da variável em questão, para alguns ou todos os membros dos dados em painel. No caso deste trabalho, a aplicação de testes de raiz unitária e cointegração oferece um método novo e poderoso em contornar as dificuldades geradas para testes do MVP no nível agregado por distúrbios que não se relacionam aos fundamentos e que resultam em desvios temporários do equilíbrio de longo prazo entre preços e dividendos.

Desta forma, este trabalho possui como objetivo geral *analisar a validação do Modelo de Valor Presente por meio da análise da relação de longo prazo entre preços e dividendos em nível da empresa a partir de técnicas de painéis não estacionários cointegrados para o mercado acionário no Brasil*.

Como objetivos específicos, verificam-se:

a) Apresentação dos conceitos-chave relacionados ao arcabouço teórico de eficiência de mercado: modelagem *random walk* (passeio aleatório); modelagem *martingale*; definições de eficiência de Fama e evidências empíricas;
b) Apresentação do modelo de valor presente e testes de racionalidade e eficiência de mercado: Modelo de Valor Presente com Retornos Esperados Constantes, Modelo de Valor Presente com Retornos Esperados Variantes no Tempo;
c) Apresentação de evidências empíricas dos testes de eficiência de mercado: internacionais e brasileiras (para nível agregado de índice de ações e nível da empresa);
d) Descrição dos procedimentos metodológicos econométricos de raiz unitária e cointegração aplicados a painéis não estacionários;
e) Apresentação e análise dos resultados em relação a evidências de: estacionariedade ou não estacionariedade (raiz unitária) de preços, dividendos, razão preço-dividendo; cointegração entre preços e dividendos;
f) Estimativa do coeficiente de cointegração entre preços e dividendos, analisando-se possível sub ou sobreavaliação do preço das ações para o painel e empresas individuais em relação ao respectivo pagamento de dividendos.

1.4 Organização do Trabalho

Este trabalho divide-se em 3 capítulos, além desta Introdução correspondente ao Capítulo 1 que apresenta o respectivo tema e justificativa, o problema e os objetivos de pesquisa. No Capítulo 2, é apresentado o Referencial Teórico que apoia esta pesquisa, composto de três partes principais. Primeira, apresentam-se os conceitos-chave de eficiência de mercado, compreendendo-se a modelagem *random walk*, modelagem *martingale*, definições de Fama e evidências. Segunda, apresentam-se os modelos de valor presente e testes de racionalidade e eficiência de mercado como proposto por Campbell e Shiller (1987, 1988a,b): Modelo de Valor Presente com Retornos Esperados Constantes, Modelo de Valor Presente com Retornos Esperados Variantes no Tempo. Terceira, apresentam-se evidências empíricas em relação aos testes de eficiência de mercado em âmbito internacional e nacional, em nível agregado pela adoção de técnicas de séries temporais e em nível microeconômico (nível da empresa) com adoção de técnicas aplicadas a painéis não estacionários, ressaltando a respectiva contextualização do tema, metodologia adotada, resultados e conclusões obtidos.

No Capítulo 3, descrevem-se os procedimentos metodológicos, compreendo a coleta e organização da base de dados, assim como os testes econométricos analisados. Em relação aos procedimentos econométricos, apresentam-se as técnicas utilizadas de raiz unitária e cointegração para painéis não estacionários. Desta forma, com o objetivo de se verificar se as séries de preços e dividendos seguem um processo autorregressivo de primeira ordem, analisam-se as respectivas extensões dos testes de raiz unitária Dickey-Fuller (DF) e Dickey-Fuller Aumentado (ADF) aplicadas aos dados em painel: Teste de Levin, Lin e Chu (LLC); Im, Pesaran e Shin (IPS); Teste de Breitung; Fisher-ADF e Fisher-PP; Teste de Hadri. Com o objetivo de se testar a validade do Modelo de Valor Presente por meio da verificação da relação de longo prazo entre preços e dividendos, analisam-se os testes análogos de cointegração de Engle e Granger (1987) e Johansen (1988, 1991) aplicados aos dados em painel: Teste de Kao; Testes Múltiplos de Pedroni; Teste Johansen-Fisher. Com o objetivo de se analisar os coeficientes de cointegração em painel e, por conseguinte, verificar se ações individuais encontram-se sub ou sobreavaliadas com respeito ao pagamento de dividendos, aplicam-se os estimadores FMOLS e DOLS para painéis dinâmicos, dado que, em modelos de regressão cointegrados em painel, as propriedades assintóticas dos estimadores dos coeficientes de regressão e testes estatísticos associados diferem dos modelos de regressão cointegrados em séries temporais, revelando-se uma representação mais precisa da relação média de longo prazo entre preços e dividendos.

No Capítulo 4, com o objetivo de verificar se as séries de preços e dividendos são não estacionárias $I(1)$, aplicam-se testes de raiz unitária ao modelo restrito (nenhuma variável exógena), permitindo-se também efeitos individuais (intercepto individual) e efeitos individuais e tendências lineares individuais (intercepto e tendência). Se verificado que as variáveis preços reais e dividendos reais são predominantemente $I(1)$, aplicam-se os testes de cointegração para painel. Desta forma, a sensibilidade de ambos os resultados dos testes de raiz unitária e cointegração é verificada pela presença de efeitos individuais e tendências lineares individuais, assim como por P defasagens (*lags*) específicas para as variáveis preços, dividendos e razão preço-dividendo. Observada a presença de cointegração entre preços e dividendos, aplicam-se as estimativas do coeficiente de cointegração entre preços e dividendos para o painel e testes individuais aplicados às empresas da amostra.

No Capítulo 5, serão apresentados os aspectos conclusivos, observando-se os objetivos de pesquisa e possível comprovação das hipóteses apresentadas, recapitulando-se os principais pontos do referencial teórico, buscando-se evidenciar similaridades, diferenças e respectivas justificativas em relação aos resultados empíricos obtidos no Brasil e internacionalmente para o Modelo de Valor Presente com Retornos Esperados Constantes e Retornos Esperados Variantes no Tempo.

2. REFERENCIAL TEÓRICO

2.1 Hipótese de Eficiência de Mercado (EMH)

2.1.1 Conceito

Sob a hipótese de eficiência de mercado (*Efficient Market Hypothesis* - EMH), o preço da ação P_t incorpora toda a informação relevante e a única razão para que preços se alterem entre o tempo t e o tempo t+1 é a chegada de "notícias" ou eventos não antecipados. Erros de previsão, isto é $\varepsilon_{t+1} = P_{t+1} - E_t P_{t+1}$ deveriam ser zero na média e não correlacionados com qualquer informação Ω_t que estivesse disponível no tempo em que a previsão foi feita. Tal equação é frequentemente referida como o elemento de expectativas racionais (*Rational Expectations* - RE) e pode ser representado como:

$$P_{t+1} = E_t P_{t+1} + \varepsilon_{t+1} \quad (1)$$

$$E_t(P_{t+1} - E_t P_{t+1}) = E_t \varepsilon_{t+1} = 0 \quad (2)$$

Uma implicação de $E_t \varepsilon_{t+1} = 0$ é a de que a previsão de P_{t+1} é não viesada (i.e. na *média*, o preço real é igual ao preço esperado). Nota-se que ε_{t+1} poderia ser (livremente) descrito como o lucro (ou perda) *não esperado* em se manter uma ação entre t e $t + 1$. Sob a EMH, lucros não-esperados devem ser zero na média, sendo representado pela equação (2).

A afirmação de que "o erro de previsão deve ser independente de qualquer informação Ω_t disponível no tempo t (ou em período anterior)" é conhecida como a *propriedade de ortogonalidade*. Pode-se mostrar que se ε_t for serialmente correlacionada, então a propriedade de ortogonalidade é violada. Um exemplo de um termo de erro serialmente correlacionado é o processo autorregressivo de primeira ordem, AR(1):

$$\varepsilon_{t+1} = \rho \varepsilon_t + v_{t+1} \quad (3)$$

no qual v_{t+1} é um elemento aleatório de ruído branco (*white noise*) que, por pressuposto, é independente de informação no tempo t, Ω_t). O erro de previsão $\varepsilon_t = P_t - E_{t-1} P_t$ é conhecido no tempo t e, assim, forma parte de Ω_t. A equação (3) implica que o erro de previsão deste período ε_t possui um *efeito previsível* sobre o erro do período seguinte ε_{t+1}, mas o último, de acordo com equações (1) e (2), seria útil na previsão de preços futuros. Isto viola a EMH.

É possível observar mais diretamente o motivo pelo qual a correlação serial em ε_t implica que a informação no tempo t auxilia na previsão de P_{t+1} como na equação a seguir. Estabelecendo-se defasagem de um período em (1) e multiplicando-se por ρ:

$$\rho P_t = \rho(E_{t-1}P_t) + \rho\varepsilon_t \quad (4)$$

Subtraindo-se (4) de (1), e utilizando-se $v_{t+1} = \varepsilon_{t+1} - \rho\varepsilon_t$:

$$P_{t+1} = \rho P_t + (E_t P_{t+1} - \rho E_{t-1}P_t) + v_{t+1} \quad (5)$$

Observa-se de (5) que, quando ε é serialmente correlacionado, o preço de amanhã depende do preço de hoje e é, consequentemente, (parcialmente) previsível a partir da informação disponível hoje. Nota-se que o termo em parênteses, sendo uma *alteração* em expectativas, não é previsível. Portanto, o pressuposto de "ausência de correlação serial" em ε é uma consequência da EMH como o conceito de que a informação disponível hoje não deveria ter utilidade na previsão do preço da ação amanhã (i.e. propriedade de ortogonalidade).

Nota-se que a hipótese EMH/RE não estabelece restrições na forma dos segundos e mais elevados momentos da distribuição de ε_t. Por exemplo, a variância de ε_{t+1} (denotada por σ_{t+1}^2) pode ser relacionada ao seu valor passado σ_t^2 sem a violação da RE (o que constitui um processo ARCH). RE estabelece restrições apenas no comportamento do primeiro momento (i.e. valor esperado) de ε_t.

A hipótese de eficiência de mercado é frequentemente aplicada ao *retorno* das ações R_t e implica que não se pode obter lucros anormais pela compra e venda de ações. Desta forma, uma equação similar a (1) aplica-se aos retornos de ações. Retornos reais R_{t+1} serão algumas vezes acima e, outras vezes, abaixo dos retornos esperados, mas *na média*, retornos *não esperados* ou erros de previsão ε_{t+1} são zero:

$$\varepsilon_{t+1} = R_{t+1} - E_t E_{t+1} \quad (6)$$

no qual $E_t\varepsilon_{t+1} = 0$. Para se testar a EMH, é necessário um modelo de como investidores determinam retornos *esperados* (*ou requeridos*). Este modelo deveria ser baseado no comportamento racional definido de alguma forma. Por ora, pressupõe-se um modelo simples em que:

i) ações não pagam dividendos, de forma que o retorno esperado é o ganho esperado de capital devido a alterações de preço.

ii) investidores estão dispostos a manter ações enquanto retornos esperados (requeridos) sejam constantes.

Desta forma,

$$R_{t+1} = k + \varepsilon_{t+1} \quad (7)$$

em que ε_{t+1} é ruído branco e independente de Ω_t. Pode-se pensar na taxa requerida de retorno k no ativo de risco como constituído por uma taxa livre de risco r e um prêmio de risco rp (i.e. $k = r + rp$) e em (6) pressupõe-se que ambos sejam constantes ao longo do tempo. Uma vez que para uma ação que não paga dividendos, $R_{t+1} = (P_{t+1} - P_t)/P_t \approx \ln(P_{t+1}/P_t)$, equação (6) implica:

$$lnP_{t+1} = k + lnP_t + \varepsilon_{t+1} \quad (8)$$

Equação (8) é um passeio aleatório no logaritmo de P com um termo *drift*, k. Nota-se que (o logaritmo dos) preços das ações seguirá somente um passeio aleatório sob EMH se a taxa livre de risco r e o prêmio de risco rp são constantes e dividendos são zero. Frequentemente, em trabalhos empíricos, o "preço" em $t + 1$ é ajustado para inclusão de dividendos pagos entre t e $t + 1$, e quando se afirma que "preços de ações seguem um *random walk* (passeio aleatório), isto geralmente se aplica a "preços inclusive dividendos". Em alguns trabalhos empíricos, pesquisadores podem adotar a visão de que o retorno da ação é dominada por ganhos (ou perda) de capital e, assim, utilizarão preços excluindo-se dividendos.

Para se testar a EMH, requer-se um modelo econômico da determinação do retorno de equilíbrio (ou requerido). Os testes em que agentes utilizam informação eficientemente são condicionais na escolha do modelo *correto* para explicar retornos esperados. A rejeição da hipótese de eficiência de mercado pode ser ou porque se tem o "modelo de precificação" de equilíbrio incorreto ou porque agentes genuinamente não utilizam a informação eficientemente. Outra forma de se descrever a EMH é afirmar que, em um mercado eficiente, é impossível para investidores obterem lucros anormais. Sob a EMH, investidores obtêm um retorno em cada título que cobre o risco daquele título e quaisquer custos de transação. Entretanto, sob a EMH, não deve existir oportunidades de se obter lucros *anormais* pela negociação de ações. Esta afirmação é frequentemente referida como a propriedade *fair game* (jogo justo).

2.1.2 Modelagem *Random Walk* de Eficiência dos Mercados de Capitais

Os primeiros trabalhos diretamente relacionados com a análise de títulos financeiros como é praticada atualmente foram a *The Theory of Investment Value* de Williams (1938) e a *Security Analysis* de Graham e Dodd (1934), sob os quais diversas gerações de analistas financeiros foram educadas ao redor do mundo. Estes trabalhos desenvolvem a ideia de que o valor

“intrínseco” ou “fundamental” de qualquer título é igual ao fluxo de caixa descontado que esses títulos intitulam, e que os preços reais flutuam em torno de seus valores fundamentais. Portanto, analistas foram instruídos a recomendar a compra (venda) de títulos que se encontravam precificados abaixo (acima) de seu valor fundamental, de forma a obter lucros com a negociação na medida em que a disparidade é eliminada. Pelo fato de o cálculo do valor presente ser analiticamente trivial – particularmente na medida em que a teoria forneceu pouca orientação prática em relação a qual taxa de desconto utilizar – a denominada “análise fundamentalista” consistiu, na prática, sobretudo na formação de projeções de fluxo de caixa futuro. Isto envolvia a análise da demanda do produto, desenvolvimentos futuros possíveis de novos substitutos, a probabilidade de recessão, alterações no ambiente regulatório; em suma, toda a informação relevante à lucratividade futura.

Um dos problemas com a análise fundamentalista era que aparentemente não funcionava. Cowles (1933) demonstrou que as recomendações de grandes corretoras, presumivelmente baseada ao menos parcialmente em análise fundamentalista, não superaram o desempenho do mercado. A implicação era que investidores que pagaram por estas recomendações estavam desperdiçando recursos. Adicionalmente, Working (1934) argumentou que *random walks* – séries acumuladas de choques probabilisticamente independentes – caracteristicamente desenvolviam padrões que aparentavam aqueles atribuídos por analistas de mercado aos preços das ações. Seria possível que preços de mercado seguiam um *random walk*? Working (1960) forneceu evidência adicional em favor de preços de ações puramente aleatórios mostrando que, se as médias dos dados gerados por *random walk* fossem produzidas ao longo do tempo, resultaria em correlação espúria entre alterações sucessivas. Desta forma, a existência de tais correlações não necessariamente constituía evidência contra o modelo de *random walk*.

A “hipótese de *random walk*”, precursora do modelo de mercados eficientes de capital, foi inaugurada com um importante estudo estatístico por Kendall (1953), que examinou a proposição de que preços de ações seguem um *random walk*. Kendall (1953) constatou a existência de *random walk*, assim como o estudo de Working (1934) havia sugerido. Granger e Morgenstern (1963) seguiram o resultado de Kendall (1953) com um estudo econométrico utilizando-se análise espectral que fornecia apoio à mesma conclusão.

Como se verificou, os resultados de Granger e Morgenstern (1963) haviam sido antecipados por uma notável tese de doutorado por Bachelier (1900), um matemático francês. Bachelier (1900) conduziu um estudo empírico dos títulos do governo francês, verificando que seus preços eram consistentes com o modelo de *random walk*. Além de antecipar o

trabalho empírico que foi apresentado mais de meio século depois, Bachelier (1900) desenvolveu muitas das propriedades matemáticas de movimento Browniano (o análogo de *random walk* para tempo-contínuo).

À primeira vista, o modelo de *random walk* parecia terminantemente contradizer não apenas a ortodoxia de análise fundamentalista, mas também a ideia de precificação racional de títulos. Se preços de ações fossem desprovidos de um padrão, havia então algum sentido para a análise fundamentalista? O modelo de *random walk* parecia implicar que preços de ações encontravam-se isentos das leis de oferta e demanda que determinam outros preços, e, ao invés, possuía mais a aparência de um "cassino" ou "jogo das cadeiras", conforme Keynes (1936) se referiu ao mercado acionário. Entretanto, economistas imediatamente perceberam que tal conclusão mostrava-se prematura. Roberts (1959) assinalou que, no mercado idealizado de indivíduos racionais, poder-se-ia esperar o ajuste instantâneo de preços a novas informações que o modelo de *random walk* implica. Um padrão de baixo ajuste sistemático à nova informação, por outro lado, implicaria a existência de oportunidades de negócios prontamente disponíveis e lucrativas que não estariam sendo exploradas.

Estas considerações levantaram questões incômodas para proponentes da análise fundamentalista. Se a análise fundamentalista funcionava, quais os motivos pelos quais os novos entrantes no negócio de análise fundamentalista, percebendo este fato e planejando participar nos ganhos das negociações, não extraíam as oportunidades por ganhos extraordinários? Se isto ocorre em qualquer outra indústria competitiva na qual lucros excedem custos, por que não ocorre em análise financeira? Os resultados de Cowles (1933) sugeriram que de fato isto era exatamente o que ocorria: fundamentalistas não tinham boas respostas para essas questões.

Entretanto, o modelo de *random walk* deixou tantas questões sem resposta quanto com respostas e seus proponentes mais hábeis, como Roberts (1959), perceberam isso. Como analisa LeRoy (1989), tornava-se embaraçoso para economistas ter que abdicar da teoria competitiva de preço na análise do mercado acionário para, ao invés, utilizar-se de afirmações informais e qualitativas tal como "se preços de ações não seguem um *random walk*, devem existir oportunidades de lucro não exploradas".

Enormes somas de capital são despendidas todos os anos em uma atividade – análise de títulos – que, se o modelo de *random walk* estiver correto, é inteiramente contraprodutiva. Proponentes do *random walk*, os críticos observem, esperam que se acredite de uma vez que: (a) padrões não explorados nos preços de títulos não podem persistir, pois, para eles, fazê-lo implicaria que investidores estão irracionalmente desperdiçando oportunidades de lucro, mas

também (b) que, não obstante, investidores estão desperdiçando irracionalmente seu dinheiro ano após ano empregando analistas de títulos inutilmente. Ao se empregar o argumento de que nenhum comportamento inconsistente com racionalidade e expectativas racionais podem persistir em equilíbrio, este deve ser empregado de forma consistente, e isto os proponentes do *random walk*, na visão de LeRoy (1989), não estavam executando. Desta forma, a existência contínua de grandes rendas baseadas em gerar sugestões de investimento é tanto um incômodo no lado de defensores da modelagem *random walk* quanto uma falha deste conselho em gerar retornos anormais de negociação, é um incômodo no lado dos fundamentalistas.

Conforme Campbell, Lo e MacKinlay (1997), uma forma útil de se organizar as diferentes versões dos modelos de *random walk* é considerar os diferentes tipos de dependência que pode haver entre os retornos r_t e r_{t+k} em duas datas t e $t+k$. Com esse objetivo, definem-se as variáveis aleatórias $f(r_t)$ e $g(r_{t+k})$ em que $f(\cdot)$ e $g(\cdot)$ são duas funções arbitrárias, considerando-se as situações nas quais:

$$Cov[f(r_t), g(r_{t+k})] = 0 \tag{9}$$

para todo t e para $k \neq 0$. Ao se escolher apropriadamente $f(\cdot)$ e $g(\cdot)$, praticamente todas as versões das hipóteses de *random walk* e *martingale* são capturadas por (9), que pode ser interpretada como a condição de *ortogonalidade*.

Por exemplo, se $f(\cdot)$ e $g(\cdot)$ são restritos para serem funções *lineares* arbitrárias, então (9) implica que retornos são serialmente não correlacionados, correspondendo-se ao modelo de *Random Walk* 3 descrito na próxima seção. Alternativamente, se $f(\cdot)$ é irrestrito, mas $g(\cdot)$ é restrito como linear, então (9) é equivalente à hipótese *martingale* a ser descrita posteriormente. Finalmente, se (9) é válida para todas as funções, $f(\cdot)$ e $g(\cdot)$, isto implica que retornos são mutuamente independentes, correspondendo aos modelos de *Random Walk* 1 e *Random Walk* 3 a serem discutidos.

Embora existam outras maneiras de se caracterizar os diferentes modelos *random walk* e *martingale*, a condição (9) é especialmente relevante para hipóteses econômicas, uma vez que quase todos os modelos de apreçamento de equilíbrio podem ser reduzidos a um conjunto de condições de ortogonalidade.

2.1.2.1 *Random Walk* 1: Incrementos IID

Provavelmente a versão mais simples da hipótese de *random walk* é o caso de incrementos independentemente e identicamente distribuídos (IID) em que as dinâmicas de $\{P_t\}$ são dadas pela seguinte equação:

$$P_t = \mu + P_{t-1} + \varepsilon_t,\ \varepsilon_t \sim \text{IID}\ (0, \sigma^2) \tag{10}$$

em que μ é a alteração de preço esperada ou *drift*, e IID(0, σ^2) indica que ε_t é independentemente e identicamente distribuído com média 0 e variância σ^2. A independência dos incrementos $\{\varepsilon_t\}$ implica que o *random walk* também é um *fair game*, mas em um sentido mais forte do que o *martingale*. Isto é, a independência implica não apenas que incrementos são não correlacionados, mas que quaisquer funções não lineares dos incrementos também são não correlacionadas. Este é denominado como o modelo *Random Walk* 1 ou RW1.

Para o desenvolvimento de intuição para o RW1, considera-se sua média condicional e variância na data t, condicional em algum valor inicial de P_0 na data 0:

$$E[P_t|P_0] = P_o + \mu t \tag{11}$$

$$Var[P_t|P_0] = \sigma^2 t \tag{12}$$

que segue de substituição recursiva de P_t defasados em (10) e o pressuposto de incrementos IID. A partir de (11) e (12), torna-se aparente que o *random walk* é não estacionário e que sua média e variância condicional são ambas lineares no tempo. Estas implicações também se mantêm para as duas outras formas da hipótese de *random walk* (RW2 e RW3) descritas a seguir.

Possivelmente, o pressuposto de distribuição mais comum para inovações ou incrementos ε_t é a normalidade. Se ε_t's são IID $N(0, \sigma^2)$, então (10) é equivalente a um *movimento aritmético Browniano*, cuja amostra obedece a intervalos unitários regularmente espaçados. Este pressuposto de distribuição simplifica bastante o cálculo em relação ao *random walk*, mas sofre do mesmo problema inerente aos retornos normalmente distribuídos: *violation of limited liability*. Se a distribuição condicional de P_t é normal, então sempre haverá a probabilidade positiva de que $P_t < 0$.

Com o objetivo de se evitar a denominada *violation of limited liability*, considera-se que o logaritmo natural de preços $p_t \equiv logP_t$ segue um *random walk* com incrementos normalmente distribuídos:

$$p_t = \mu + p_{t-1} + \varepsilon_t,\ \varepsilon_t\ \text{IID}\ N(0, \sigma^2) \tag{13}$$

Isto implica que os retornos continuamente compostos são variáveis IID normais com média μ e variância σ^2, que resulta no modelo lognormal de Bachelier (1900) e Einstein (1905).

2.1.2.2 *Random Walk* 2: Incrementos Independentes

Independentemente da elegância e simplicidade de RW1, o pressuposto de incrementos identicamente distribuídos não é plausível para preços de ativos financeiros para um horizonte longo de tempo. Por exemplo, em mais de dois séculos de história da Bolsa de Valores de Nova Iorque, existiram inúmeras alterações nos ambientes econômico, social, tecnológico, institucional e regulatório a partir dos quais preços acionários são determinados. A afirmação de que a lei de probabilidade dos retornos acionários diários permaneceu intacta ao longo de um período de dois séculos é simplesmente implausível. Consequentemente, relaxam-se os pressupostos de RW1 para incluir processos com incrementos independentes, mas não identicamente distribuídos (INID), denominado modelo *Random Walk* 2 ou RW2. RW2 claramente contém RW1 como um caso especial, mas também inclui consideravelmente mais processos gerais de preços. Por exemplo, RW2 permite heterocedasticidade incondicional nos ε_t's, constituindo-se de uma característica útil dada a variação no tempo em volatilidade de muitas séries de retornos de ativos financeiros.

Embora RW2 seja mais fraca do que RW1, ainda retém a propriedade econômica mais interessante do *random walk* IID. Isto é, qualquer transformação arbitrária de incrementos de preços futuros não é previsível utilizando-se quaisquer transformações arbitrárias de incrementos de preços passados.

2.1.2.3 *Random Walk* 3: Incrementos Não Correlacionados

Uma versão ainda mais geral da hipótese de *random walk* – a mais testada frequentemente na literatura empírica recente – pode ser obtida pelo relaxamento do pressuposto de independência de RW2 para incluir processos com incrementos dependentes mas não correlacionados. Esta constitui na forma mais fraca da hipótese de *random walk*, denominado modelo *Random Walk* 3 ou RW3, que contém RW1 e RW2 como casos especiais. Um exemplo simples de um processo que satisfaz os pressupostos de RW3, mas não de RW2 é qualquer processo para o qual $Cov[\varepsilon_t, \varepsilon_{t-k}] = 0$ para todo $k \neq 0$, mas em que $Cov[\varepsilon_t^2, \varepsilon_{t-k}^2] \neq 0$ para algum $k \neq 0$. Este processo possui incrementos não correlacionados,

mas é claramente não independente, uma vez que seus incrementos ao quadrado são correlacionados.

2.1.3 Modelagem *Martingale* e *Fair Game* dos Mercados de Capitais

O artigo de Samuelson (1965) foi o primeiro a desenvolver a relação entre a eficiência do mercado de capital e *martingales*. A maior parte dos analistas agora consideram o artigo de Samuelson (1965) como o mais importante na literatura dos mercados eficientes de capital dado o seu papel na efetivação desta alteração do modelo *random walk* ao *martingale*. O modelo *martingale* não resolve todos os enigmas que acompanham o *random walk*, mas resolve muitos deles. Ao contrário do *random walk*, o modelo *martingale* é considerado um modelo confiável de apreçamento de ativos, no sentido de que pode relacionar-se com pressupostos primitivos sobre preferências e retornos que, embora restritivos, não são tão restritivos de forma a banalizar o requerimento de justificativa econômica.

Supõe-se uma variável estocástica X_t, que possui a seguinte propriedade:

$$E(X_{t+1}|\Omega_t) = X_t \tag{14}$$

Então se afirma que X_t é um *martingale*. Dado (14), a melhor previsão de todos os valores futuros de $X_{t+j}(j \geq 1)$ é o valor corrente X_t. Nenhuma outra informação em Ω_t auxilia na melhoria da previsão, uma vez que o agente conheça X_t. Um processo estocástico y_t é um *fair game* se:

$$E(y_{t+1}|\Omega_t) = 0 \tag{15}$$

Desta forma, um *fair game* possui a propriedade de que o "retorno" esperado é zero, dado Ω_t. Logicamente, se X_t é um *martingale*, $y_{t+1} = X_{t+1} - X_t$ é um *fair game*. Consequentemente, um *fair game* é algumas vezes denominado como uma *diferença martingale*. Um exemplo de *fair game* é jogar uma moeda não viesada, com um pagamento de \$1 pela cara e menos \$1 pela coroa. A propriedade *fair game* implica que o "retorno" à variável aleatória y_t é zero na média, mesmo que o agente utilize toda a informação disponível Ω_t, ao fazer a previsão.

Uma definição da EMH é que incorpora a propriedade *fair game* para retornos acionários não esperados $y_{t+1} = R_{t+1} - E_t R_{t+1}$, em que $E_t R_{t+1}$ é o *retorno esperado de equilíbrio* dado por algum modelo econômico. A propriedade *fair game* implica que, *na média*, o retorno anormal é zero. Desta forma, o investidor pode incorrer em grandes ganhos e

perdas (em relação ao retorno esperado de equilíbrio $E_t R_{t+1}$) em períodos específicos, mas, após uma série de "apostas", estes se compensam e, na média, resultam em zero.

Ao se pressupor que retornos de equilíbrio esperado pelos investidores sejam constantes ($= k$), então a propriedade *fair game* implica:

$$E[(R_{t+1} - k)|\Omega_t] = 0 \tag{16}$$

Um método direto para verificar se retornos violam a propriedade *fair game* sob o pressuposto de retornos constantes de equilíbrio é observar se retornos podem ser previstos a partir de informações passadas, Ω_t. Pressupondo-se uma regressão linear:

$$R_{t+1} = \alpha + \beta' \Omega_t + \varepsilon_{t+1} \tag{17}$$

então se $\beta' \neq 0$ (ou ε_{t+1} é serialmente correlacionado), a propriedade *fair game* é violada. Aqui, o teste da propriedade *fair game* é equivalente ao teste de ortogonalidade para a RE.

2.1.4 *Martingales* e *Random Walks*

Samuelson (1965) revela que o resultado de *fair game* sob retornos constantes esperados pode ser derivado sob certos pressupostos (restritivos) em relação às preferências dos investidores. Todos os investidores teriam que ter uma taxa comum e constante de preferência de tempo, possuir expectativas homogêneas e serem neutros ao risco. Investidores então preferirão manter quaisquer ativos que possuir o retorno esperado mais elevado de risco. Todos os retornos, consequentemente, serão equalizados, e a taxa (real) requerida de retorno é igual à taxa real de juros, que, por sua vez, é igual à taxa constante de preferência de tempo.

Uma variável estocástica X_t é considerada um *random walk* com um parâmetro de *drift* δ se:

$$X_{t+1} = \delta + X_t + \varepsilon_{t+1} \tag{18}$$

em que ε_{t+1} é uma variável aleatória identicamente e independentemente distribuída *iid* com:

$$E_t \varepsilon_{t+1} = 0 \qquad E_t(\varepsilon_m \varepsilon_x | X_t) = \binom{\sigma^2}{0} \qquad \text{para} \begin{cases} m = s \\ m \neq s \end{cases} \tag{19}$$

Um *random walk* sem *drift* possui $\delta = 0$. Claramente, X_{t+1} é um *martingale* e $\Delta X_{t+1} = X_{t+1} - X_t$ é um *fair ga*me (para $\delta = 0$). Como ε_t são variáveis aleatórias *independentes*, a função de densidade conjunta $f(\varepsilon_m, \varepsilon_s) = f(\varepsilon_m) f(\varepsilon_s)$ para $m \neq s$, o que exclui qualquer dependência entre ε_s e ε_m, se linear ou não linear. Um *martingale* é menos restritivo do que um *random walk*, uma vez que, para um *martingale*, ε_s e ε_t precisam ser apenas não correlacionados. Além disso, o *random walk* é mais restritivo do que um *martingale*, uma vez que um *martingale* não restringe os momentos condicionais mais

elevados (e.g. δ^2) como estatisticamente independentes. Por exemplo, se o preço de uma ação (incluindo-se quaisquer pagamentos de dividendos) for um *martingale*, então sucessivas alterações de preços são imprevisíveis, mas um processo *martingale* permitiria que a variância condicional das alterações de preços $E(\varepsilon_{t+1}^2|X_t)$ fosse previsível a partir de variâncias passadas. No entanto, variâncias condicionais variantes no tempo não são permitidas se preços seguem um *random walk*.

2.1.5 Definição de EMH

A linha divisória entre o início da teoria dos mercados de capitais eficientes, associados com o modelo *random walk*, e a literatura moderna é a pesquisa de Fama (1970). Este trabalho influente introduziu o termo *Efficient Capital Markets* ao emprego geral e, embora seja amplamente interpretado como a associação da eficiência de mercado com o modelo *martingale*, LeRoy (1989) ressalta que é uma maneira equivocada de se interpretar Fama (1970).

Supõe-se que em qualquer ponto no tempo toda a informação relevante (corrente e passada) para previsão de retornos é denominada Ω_t, enquanto participantes de mercado p possuem um conjunto de informação Ω_t^p (em que se pressupõe que sejam disponíveis sem custo). Em um mercado eficiente, pressupõe-se que agentes saibam toda a informação relevante (i.e. $\Omega_t^p = \Omega_t$) e conheçam a função de densidade de probabilidade completa (verdadeira) dos possíveis resultados para retornos:

$$f^p\left(R_{t+n}\middle|\Omega_t^p\right) = f(R_{t+n}|\Omega_t) \tag{20}$$

Desta forma, sob a EMH, investidores *conhecem* o verdadeiro modelo econômico que gera retornos futuros e utilizam toda a informação relevante para formar sua "melhor" previsão do retorno esperado. Este é o elemento de *expectativas racionais* da EMH.

Ex-post, agentes observarão que fizeram erros de previsões e isto envolverá lucros *ex-post* ou perdas:

$$\eta_{t+1}^p = R_{t+1} - E^p(R_{t+1}|\Omega_t^p) \tag{21}$$

em que o superescrito p indica que as expectativas e erros de previsão são condicionais em relação ao modelo de equilíbrio de retornos utilizados pelos investidores. O retorno esperado ou de equilíbrio incluirá um elemento para compensar por quaisquer riscos (sistêmicos) no mercado e permitir aos investidores obterem lucros normais. Precisamente, o que determina este prêmio de risco depende do modelo de valoração considerado. A EMH pressupõe que

excessos de retornos (ou erros de previsão) apenas alteram em resposta a notícias, de forma que η_{t+1}^{p} sejam inovações em relação à informação disponível (i.e. se a propriedade de ortogonalidade da RE se mantém).

Para o teste empírico, necessita-se de uma definição do que constitui "informação relevante". Fama (1970), creditando Roberts (1967) com a declaração original, distingue três tipos amplos de eficiência:

Forma Fraca: O conjunto de informação consiste apenas de informação contida em preços passados (retornos).

Forma Semiforte**:** O conjunto de informação incorpora toda a *informação publicamente disponível* (o que também inclui preços passados e retornos).

Forma Forte**:** Preços refletem *toda* a informação que pode possivelmente ser conhecida, incluindo-se a denominada *insider information* (e.g. como um anúncio a ser divulgado em relação a fusões e aquisições).

LeRoy (1989) observa que Fama (1970) identifica a eficiência de mercado com o pressuposto de que y_t é um *fair game*:

$$E(y_{t+1}|\Phi_t) = 0 \tag{22}$$

em que y_{t+1} é definido como igual ao preço de algum ativo financeiro em $t+1$ menos sua esperança condicional:

$$y_{t+1} = p_{t+1} - E(p_{t+1}|\Phi_t) \tag{23}$$

A implicação com a caracterização de Fama (1970) de eficiência de mercado em (22), conforme LeRoy (1989), é que parte tautologicamente da definição (23) de y_{t+1} por tomar as esperanças condicionais de Φ_t, em ambos os lados de (23). Consequentemente, a caracterização de y_{t+1} como definido em (23) não restringe o processo estocástico de nenhuma forma. Desta forma, sob a definição de Fama (1970), qualquer mercado de capitais é eficiente e nenhuma evidência empírica poderia possivelmente incidir sobre a questão de eficiência de mercado.

Em trabalhos empíricos, testes de EMH são geralmente considerados da forma semiforte. Conforme Pesaran (2006), as ideias básicas que constituem a EMH:

i) Arbitragem: todos os agentes agem como se possuíssem um modelo de equilíbrio (valoração) de retornos (ou de determinação de preços).

ii) Racionalidade do Investidor: agentes processam toda a informação relevante da mesma maneira, de forma a determinar retornos de equilíbrio (ou valor

fundamental). Erros de previsão são imprevisíveis a partir da informação disponível no tempo em que a previsão é estabelecida.

iii) Racionalidade Coletiva: agentes não podem extrair lucros anormais a partir de uma série de "apostas". Erros aleatórios se compensam no mercado, o que requer que erros (desvios da racionalidade original) sejam independentes nas seções transversais ou, pelo menos, fracamente correlacionados.

Pesaran (2006) descreve como estas premissas se relacionam. Supõe-se que ao início do período t existam N_t negociantes (investidores) que estão envolvidos no ato de arbitragem entre uma ação e um ativo livre de risco. Representam-se os retornos de um período nestes dois ativos por R_{t+1} e r_t, respectivamente. A condição de arbitragem para o investidor i é dada por:

$$\hat{E}_i(R_{t+1} - r_t|\Omega_{it}) = \lambda_{it} + \delta_{it}$$

na qual $\hat{E}_i(R_{t+1} - r_t|\Omega_{it})$ é a expectativa subjetiva do excesso de retorno, $R_{t+1} - r_t$ tomada em relação ao conjunto de informações:

$$\Omega_{it} = \Psi_{it} \cup \Phi_t$$

em que Φ_t é o componente da informação publicamente disponível, $\lambda_{it} > 0$ representa o prêmio de risco do investidor, e $\delta_{it} > 0$ é sua informação e custos de transação por unidade de fundos investidos. Na ausência de informação e custos de transação, λ_{it} pode ser caracterizado em termos da função de utilidade do investidor, $u_i(c_{it})$, em que c_t é seu dispêndio real com consumo durante o período t a $t + 1$, dado por:

$$\lambda_{it} = \hat{E}_i(R_{t+1} - r_t|\Omega_{it}) = \frac{-\hat{C}ov_i(m_{i,t+1}, R_{t+1}|\Omega_{it})}{\hat{E}_i(m_{i,t+1}|\Omega_{it})}$$

em que $\hat{C}ov_i(\cdot\,|\Omega_{it})$ é a condição de covariância subjetiva em relação ao conjunto de informação do investidor, Ω_{it}, $m_{i,t+1} = \beta_i u_i'(c_{i,t+1})/u_i'(c_{it})$, $u_i'(\cdot)$ é a primeira derivada da função de utilidade, e β_i é o fator de desconto deste investidor.

Os retornos esperados poderiam diferir entre investidores devido a diferenças em sua função de distribuição de probabilidade condicional percebida de $R_{t+1} - r_t$, as diferenças em seus conjuntos de informação, Ω_{it}, as diferenças em suas preferências de risco, e/ou dotações. Sob a hipótese de expectativas racionais:

$$\hat{E}_i(R_{t+1} - r_t|\Omega_{it}) = E(R_{t+1} - r_t|\Omega_{it})$$

na qual $E(R_{t+1} - r_t|\Omega_{it})$ consiste nas expectativas condicionais "verdadeiras" ou "objetivas". Neste caso:

$$E\left[\hat{E}_i(R_{t+1} - r_t|\Omega_{it})\middle|\Phi_t\right] = E[E(R_{t+1} - r_t|\Omega_{it})|\Phi_t]$$

uma vez que $\Phi_t \subset \Omega_{it}$, tem-se:

$E\left[\hat{E}_i(R_{t+1} - r_t|\Omega_{it})\middle|\Phi_t\right] = E(R_{t+1} - r_t|\Phi_t)$

Consequentemente, sob a hipótese de expectativas racionais, tomando-se as esperanças das condições individuais de arbitragem em relação ao conjunto de informações públicas, obtém-se:

$E(R_{t+1} - r_t|\Phi_t) = E(\lambda_{it} + \delta_{it}|\Phi_t)$

que também implica que $E(\lambda_{it} + \delta_{it}|\Phi_t)$ deve ser o mesmo entre todo i, ou:

$E(R_{t+1} - r_t|\Phi_t) = E(\lambda_{it} + \delta_{it}|\Phi_t) = \rho_t$, para todo i

em que p_t é uma medida de média de mercado dos prêmios de risco combinados e custos de transação. A hipótese de expectativas racionais combinada com arbitragem perfeita assegura que diferentes investidores possuam as mesmas expectativas de $\lambda_{it} + \delta_{it}$. Racionalidade e disciplina de mercado sobrepõem diferenças individuais de gosto, habilidades de processamento de informação e outros custos relacionados à transação e fornece a condição de arbitragem do agente representativo tradicional:

$E(R_{t+1} - r_t|\Phi_t) = \rho_t$

Isto é claramente compatível com λ_{it} e δ_{it} específico ao investidor, com a condição de que:

$\lambda_{it} = \lambda_t + \varepsilon_{it}, E(\varepsilon_{it}|\Phi_t) = 0$

$\delta_{it} = \delta_t + v_{it}, E(v_{it}|\Phi_t) = 0$

em que ε_{it} e v_{it} são distribuídos com média zero independentemente de Φ_t, e λ_t e δ_t são funções conhecidas da informação publicamente disponível.

Sob esta condição, a extensão na qual excesso de retornos pode ser previsto dependerá da existência de uma relação historicamente estável entre o prêmio de risco, λ_t, e os indicadores macroeconômicos e de ciclos de negócio como alterações nas taxas de juros, dividendos e diversos indicadores de ciclos de negócio.

A hipótese de expectativa racional é um tanto extrema e improvável que seja válida em todos os períodos, em todos os mercados. Mesmo ao se pressupor que, em mercados financeiros, o aprendizado ocorre de forma razoavelmente rápida, existirão períodos de turbulência em que os participantes do mercado estarão em condição de incerteza, experimentando diferentes modelos de $R_{t+1} - r_t$ frequentemente com pontos de partida marcados a partir dos resultados racionais comuns, dado por $E(R_{t+1} - r_t|\Phi_t)$.

Comportamento correlacionado (“efeito manada”) entre alguns dos investidores poderiam também induzir a pontos de partida mais distantes da solução de equilíbrio de

expectativas racionais. De fato, a distribuição de probabilidade objetiva de $R_{t+1} - r_t$ pode ser afetada por transações de mercado baseadas em estimativas subjetivas $\hat{E}_i(R_{t+1} - r_t|\Omega_{it})$.

Ineficiências de mercado fornecem fontes adicionais de previsibilidade no mercado acionário pela introdução de uma representação entre a medida "correta" *ex ante* $E(R_{t+1} - r_t|\Phi_t)$ e sua estimativa média pelos participantes de mercado, representado por:

$$\sum_{i=1}^{N_t} w_{it}\hat{E}_i(R_{t+1} - r_t|\Omega_t)$$

em que w_{it} é a fatia de mercado do i-ésimo investidor. Supõe-se que:

$$\xi_t = E(R_{t+1} - r_t|\Phi_t) - \sum_{i=1}^{N_t} w_{it}\hat{E}_i(R_{t+1} - r_t|\Omega_{it})$$

Nota-se que a equação também pode ser escrita como (dado que $\sum_{i=1}^{N_t} w_{it} = 1$)

$$\xi_t = \sum_{i=1}^{N_t} w_{it}\xi_{it}$$

em que

$$\xi_{it} = E(R_{t+1} - r_t|\Phi_t) - \hat{E}_i(R_{t+1} - r_t|\Omega_{it})$$

ξ_{it} mensura o grau de racionalidade de um investidor individual, enquanto ξ_t mensura a extensão de irracionalidade do mercado e ineficiência. Com N_t suficientemente grande, torna-se claro que a irracionalidade individual pode ser cancelada no nível de mercado, contanto que ξ_{it} não seja fortemente dependente entre as seções transversais; nenhum investidor domina o mercado, no sentido de que $w_{it} = O(N_t^{-1})$ em qualquer momento e:

$$E\left[\hat{E}_i(R_{t+1} - r_t|\Omega_{it})\middle|\Phi_t\right] = E(R_{t+1} - r_t|\Phi_t)$$

Em geral, ineficiências de mercado e oportunidades lucrativas poderiam existir se ξ_t for não zero e previsível. Mercados poderiam também apresentar ineficiências sem oportunidades de lucro exploráveis se ξ_t for não zero, mas não existirem nenhuma relação previsível estável entre ξ_t e ciclos de negócio ou outras variáveis observadas publicamente.

Condicional ao pesquisador em possuir o verdadeiro modelo econômico utilizado pelos agentes, testes em (ii) se reduzem a testar os axiomas de expectativas racionais (ausência de viés, ortogonalidade) e são geralmente referidos como testes de eficiência informacional. Testes baseados em (iii) são ligeiramente diferentes. Excesso de retornos são previsíveis, mas se um agente pode extrair lucros anormais ou não depende em se ajustar corretamente os retornos, para o risco e custos de transação.

2.1.6 Equilíbrio Estocástico Dinâmico e o Problema da Hipótese Conjunta

Evidência da forma semiforte de eficiência foi revisitada por Fama (1991) em uma revisão dos Mercados Eficientes de Capitais, tornando-se claro que a distinção entre as formas fraca e semiforte de EMH era redundante e que o modelo de *random walk* não poderia se manter também sob a visão de estudos mais recentes como o de Lo e MacKinlay (1988). Como Fama (1991) verificou em sua segunda revisão, o teste da EMH envolvia o problema da hipótese conjunta (*joint hypothesis problem*) – em relação à eficiência de mercado e ao respectivo modelo de apreçamento de equilíbrio. Fama (1991) conclui então que, embora a eficiência de mercado por si só não seja testável, não significa que o conceito de eficiência de mercado não seja um conceito útil. Quase todas as áreas em economia empírica são sujeitas ao problema da hipótese conjunta.

Desta forma, como apontam Campbell, Lo e MacKinlay (1997), embora a metodologia empírica encontre-se bem estabelecida, existem algumas dificuldades sérias na interpretação dos resultados. Primeiramente, qualquer teste de eficiência deve pressupor um modelo de equilíbrio que defina retornos normais de um título. Se a eficiência é rejeitada, pode ser devido ao fato de que o mercado é verdadeiramente ineficiente ou porque um modelo incorreto de equilíbrio foi suposto. Esta implicação se constitui no problema da hipótese conjunta (*joint hypothesis problem*) e significa que a eficiência de mercado como tal nunca pode ser rejeitada.

Em segundo lugar, eficiência perfeita é um *benchmark* irrealista, improvável que ocorra com regularidade na prática. Mesmo em teoria, como Grossman e Stiglitz (1980) indicam, retornos anormais existirão se existem custos ao se coletar e processar a informação. Estes retornos são necessários para se compensar investidores por desembolsos na coleta e processamento de informação, e não são mais anormais quando essas despesas são contabilizadas adequadamente. Em um mercado grande e líquido, custos de informação tendem a justificar apenas retornos anormais pequenos, mas é difícil afirmar o quão pequenos, mesmo se tais custos pudessem ser mensurados precisamente.

2.2. Modelo de Valor Presente (MVP)

O Modelo de Valor Presente (MVP), denominado também de fórmula de valoração racional (*Rational Valuation Formula* – RVF) ou modelo de fluxo de caixa descontado (*Discounted Cash Flow Model*) relaciona o preço de uma ação a seus fluxos de caixa esperados

(dividendos) descontados ao presente utilizando-se uma taxa variante ou constante ao longo do tempo, descrito em Campbell e Shiller (1987, 1988a,b) e Campbell (1991), entre outros. Uma vez que dividendos em todos os períodos futuros entram na fórmula do MVP, o dividendo em qualquer período é apenas um pequeno componente do preço. Consequentemente, movimentos de larga duração ou persistentes nos dividendos possuem efeitos muito maiores nos preços do que movimentos temporários. De forma análoga, este *insight* se aplica à variação em taxas de desconto. A taxa de desconto entre um período e o próximo é apenas um pequeno componente da taxa de desconto de longo horizonte aplicada a um fluxo de caixa distante no futuro. Consequentemente, movimentos persistentes em taxas de desconto possuem efeitos muito maiores em preços do que movimentos temporários. Por esta razão, o estudo de apreçamento de ativos relaciona-se ao estudo dos retornos de ativos no longo prazo.

Movimentos persistentes nos retornos esperados possuem efeitos dramáticos nos preços acionários, tornando-os muito mais voláteis do que seriam se retornos esperados fossem constantes. Esta fonte de variação persistente nos retornos acionários é uma questão importante não explicada de maneira definitiva. Uma visão é a de que a variação no tempo dos retornos esperados e a volatilidade associada dos preços acionários constituem evidência contrária à EMH. No entanto, como Campbell, Lo e MacKinlay (1997) indicam, a EMH apenas pode ser testada em conjunção com um modelo de retornos de equilíbrio (problema da hipótese conjunta). Desta forma, o MVP fornece evidências contrárias à hipótese conjunta de que a EMH se mantém e que retornos acionários de equilíbrio são constantes.

Campbell e Shiller (1987) analisam que modelos de valor presente encontram-se entre os modelos estocásticos dinâmicos mais simples em economia. Um modelo de valor presente para duas variáveis, y_t e Y_t implica que Y_t é uma função linear do valor presente descontado do y_t futuro esperado:

$$Y_t = \theta(1-\delta)\sum_{i=0}^{\infty}\delta^i E_t y_{t+i} + c \qquad (24)$$

em que c, a constante, θ, o coeficiente de proporcionalidade, e δ, o fator de desconto, são parâmetros que podem ser conhecidos *a priori* ou podem precisar de estimação. E_t representa a expectativa matemática, condicional no conjunto total de informação pública I_t, que inclui y_t e Y_t e, em geral, excede o conjunto de informação H_t disponível ao econometrista. Modelos desta forma incluem a teoria das expectativas para taxas de desconto (Y_t é o resultado de longo prazo e y_t, a taxa de um período), o modelo de valor presente de preços

acionários (Y_t é o preço acionário e y_t, o dividendo), e, com alguma modificação, a teoria do consumo de renda permanente.

Apesar da simplicidade de sua estrutura, há um surpreendente grau de controvérsia em relação à validade dos modelos de valor presente para títulos, ações e outras variáveis econômicas. Esta controvérsia é aparentemente estimulada por três problemas que surgem ao se testar a equação (24). Primeiramente, existem diversos procedimentos na literatura: testes de regressões de equações únicas, testes de restrições de equações cruzadas em uma autorregressão vetorial (VAR), e testes de limites de variância (*variance bounds tests*). Não é completamente claro como estas abordagens alternativas relacionam-se entre si.

Em segundo lugar, uma rejeição estatística do modelo (24) pode não possuir significado econômico satisfatório. É inteiramente plausível que o modelo explique a maior parte da variação em Y_t mesmo se for rejeitado ao nível de 5% de significância. Finalmente, as variáveis y_t e Y_t geralmente requerem alguma transformação antes que a teoria de processos estacionários estocásticos seja aplicada. Uma abordagem é remover uma tendência determinista linear, mas que pode gerar viés em procedimentos de teste contra o modelo (22) se, de fato, y_t e Y_t são não estacionários em níveis.

Uma vez que a equação (24) é uma formulação geral, descrevem-se, a seguir, equações mais específicas aplicáveis ao problema. Na literatura, verificam-se dois principais modelos de valor presente para ações: Campbell e Shiller (1987) e Campbell e Shiller (1988a,b). Estes se diferenciam essencialmente em relação à hipótese comportamental dos retornos esperados: constantes e variantes no tempo.

2.2.1 Modelo de Valor Presente com Retornos Esperados Constantes

Campbell e Shiller (1987) partem da hipótese de que o retorno esperado de uma ação é uma constante R:

$$E_t[R_{t+1}] = R \tag{25}$$

A definição do retorno simples líquido de uma ação é:

$$R_{t+1} \equiv \frac{P_{t+1}+D_{t+1}}{P_t} - 1 \tag{26}$$

em que R_{t+1} representa o retorno da ação mantida do tempo t ao tempo $t+1$. O subscrito $t+1$ é utilizado pelo fato de que o retorno apenas se torna conhecido no tempo $t+1$. P_t representa o preço de uma ação mensurada ao *final* do período t, ou, equivalentemente, um

preço ex-dividendo. A compra de ação ao preço P_t hoje fornece uma titularidade ao dividendo por ação do período subsequente D_{t+1}, mas não ao dividendo deste período D_t.

Tomando-se a esperança da identidade (26) e impondo-se (25), obtém-se uma equação que relaciona o preço corrente da ação ao preço e dividendo da ação esperados do período subsequente:

$$P_t = E_t\left[\frac{P_{t+1}D_{t+1}}{1+R}\right] \tag{27}$$

Esta equação de diferenças em expectativas racionais pode ser resolvida recursivamente pela substituição repetida de preços futuros $(P_{t+1}, P_{t+2}, \dots, P_{t+K-1})$ e utilização da Lei das Expectativas Iteradas ($E_t\left[E_{t+1}[X]\right] = E_t[X]$) com o objetivo de eliminar expectativas datadas no futuro. Após resolução para K períodos à frente, tem-se:

$$P_t = E_t\left[\sum_{i=1}^{K}\left(\frac{1}{1+R}\right)^i D_{t+1}\right] + E_t\left[\left(\frac{1}{1+R}\right)^K P_{t+K}\right] \tag{28}$$

O segundo termo ao lado direito de (28) representa o valor esperado descontado do ativo financeiro, K períodos do presente. Considera-se a condição de transversalidade ou ausência de "bolha racional" (WEST, 1988). Deste modo, pressupõe-se que este termo se aproxima de zero quando K tende ao infinito:

$$\lim_{K\to\infty} E_t\left[\left(\frac{1}{1+R}\right)^K P_{t+K}\right] = 0 \tag{29}$$

Permitindo-se que K aumente em (28), obtém-se uma fórmula que expressa o preço da ação como o valor presente esperado de dividendos futuros até o futuro infinito, descontado a uma taxa constante. Por conveniência, representa-se este valor presente esperado como P_{Dt}:

$$P_t = P_{Dt} \equiv E_t\left[\sum_{i=1}^{\infty}\left(\frac{1}{1+R}\right)^i D_{t+i}\right] \tag{30}$$

Um caso irrealista especial que, no entanto, fornece uma intuição aplicável, ocorre quando os dividendos possuem expectativas de crescimento a uma taxa constante G (que deve ser menor do que R de forma a manter o preço da ação finito):

$$E_t[D_{t+i}] = (1+G)E_t[D_{t+i-1}] = (1+G)^i D_t \tag{31}$$

Substituindo-se (31) em (30), obtém-se o denominado Modelo de Crescimento de Gordon (GORDON, 1962) para o preço de uma ação com uma taxa de desconto constante R e taxa de crescimento de dividendos G, em que $G < R$:

$$P_t = E_t\left[\sum_{i=1}^{\infty}\left(\frac{1+G}{1+R}\right)^i D_t\right] = \sum_{i=1}^{\infty}\left(\frac{1+G}{1+R}\right)^i D_t = \frac{(1+G)}{R-G}D_t \tag{32}$$

O modelo de crescimento de Gordon revela que o preço do ativo financeiro é extremamente sensível a uma alteração permanente na taxa de desconto R quando R se

aproxima de G, uma vez que a elasticidade do preço em relação à taxa de desconto, $(dP/dR)\ (R/P) = -R/(R-G)$, é muito elevada. A equação (32) apresenta uma relação de longo prazo entre preço e dividendo, em que a razão P_t/D_t é constante para todo período de tempo.

Conforme Campbell, Lo e MacKinlay (1997), é importante evitar dois erros comuns na interpretação dessas fórmulas. Primeiro, nota-se que não se estabeleceram pressupostos em relação a recompras de ativos pelas empresas. Recompras de ativos afetam o padrão de tempo dos dividendos futuros esperados por ação em (30), mas não afetam a validade da fórmula propriamente dita.

Segundo, a hipótese de que o retorno da ação esperado é constante ao longo do tempo é algumas vezes conhecido como o modelo *martingale* de preços de ativos financeiros. No entanto, o retorno esperado constante não implica em um *martingale* para os preços. Relembrando que um *martingale* para preços requer $E_t[P_{t+1}] = P_t$, de modo que (27) implica que:

$$E_t[P_{t+1}] = (1+R)P_t - E_t[D_{t+1}] \tag{33}$$

O preço da ação esperado no próximo período não é igual ao preço da ação hoje como seria requerido se o preço da ação fosse um *martingale*. Ao invés, o preço futuro da ação esperado é igual a um acrescido do retorno constante esperado, $(1+R)$, vezes o preço da ação corrente, menos um ajuste para pagamento de dividendos. Para obter um *martingale*, deve-se construir um portfólio para o qual todos os pagamentos de dividendos são reinvestidos na ação. No tempo t, este portfólio terá N_t ações, em que:

$$N_{t+1} = N_t\left[1 + \frac{D_{t+1}}{P_{t+1}}\right] \tag{34}$$

O valor deste portfólio no tempo t, descontado para o tempo 0 à taxa R, é:

$$M_t = \frac{N_t P_t}{(1+R)^t} \tag{35}$$

no qual M_t satisfaz a propriedade de *martingale*.

Mesmo que o preço da ação P_t não seja geralmente um *martingale*, este seguirá um processo linear com *raiz unitária* se o dividendo D_t seguir um processo linear com raiz unitária. Neste caso, a fórmula do valor presente esperado (30) relaciona dois processos de raiz unitária para P_t e D_t. Deste modo, é possível obter uma relação entre variáveis estacionárias, através de uma combinação linear, subtraindo um múltiplo de dividendo de ambos os lados da equação:

$$S_t = P_t - \frac{D_t}{R} = \left(\frac{1}{R}\right) E_t\left[\sum_{i=0}^{\infty}\left(\frac{1}{1+R}\right)^i \Delta D_{t+1+i}\right] \tag{36}$$

A equação (35) é estacionária se as variações dos dividendos são estacionárias. Neste caso, mesmo que o processo de dividendo seja não estacionário e o processo de preço seja não estacionário, há uma combinação estacionária linear de preços e dividendos, de forma que preços e dividendos são *cointegrados* (CAMPBELL e SHILLER, 1987; ENGLE e GRANGER, 1987; DIBA e GROSSMAN, 1988).

2.2.2 Modelo de Bolhas Especulativas

Conforme McQueen e Thorley (1994) e Campbell, Lo e MacKinlay (1997), a partir da equação de diferenças em expectativas racionais (27), resolvendo-se recursivamente para frente, demonstra-se que o preço da ação deve ser igual ao valor presente esperado dos dividendos, P_{Dt}. A argumentação baseia-se no pressuposto (28) de que o valor esperado descontado da ação, K períodos no futuro, converge a zero na medida em que o horizonte K aumenta, como verificado na seção anterior.

O pressuposto de convergência (28) é essencial para se obter uma solução única P_{Dt} para (27). Uma vez relaxado esse pressuposto, há um número infinito de soluções para (27). Qualquer solução pode ser escrita na forma:

$$P_t = P_{Dt} + B_t \tag{37}$$

em que

$$B_t = E_t\left[\frac{B_{t+1}}{1+R}\right]$$

O termo adicional B_t em (37) aparece somente no preço, pois se espera que esteja presente no próximo período, com um valor esperado $(1 + R)$ vezes seu valor corrente.

O termo P_{Dt} é algumas vezes denominado *valor fundamental*, e o termo B_t é frequentemente denominado *bolha racional*. A palavra “bolha” remete a alguns dos famosos episódios em história financeira nos quais os preços dos ativos aumentaram muito mais do que poderia ser facilmente explicado por fundamentos, nos quais investidores aparentemente apostavam que outros investidores conduziriam os preços a um patamar ainda mais elevado no futuro. O adjetivo “racional” é utilizado pelo fato da presença de B_t em (37) ser inteiramente consistente com expectativas racionais e retornos esperados constantes.

O conceito de bolha racional é representado seminalmente em Blanchard e Watson (1982) que sugerem uma bolha da forma:

$$B_{t+1} = \frac{(1+r_{t+1})B_t}{\pi} - \frac{1-\pi}{\pi}a_0, \text{ com probabilidade } \pi, \tag{38}$$

$$= a_0, \text{ com probabilidade } (1-\pi)$$

Neste processo, o fator de bolha cresce pelo montante exato necessário para compensar investidores pela probabilidade, $1-\pi$, que a bolha entrará em colapso e o preço reverterá ao pequeno valor de bolha inicial, $a_0 > 0$. No modelo original de Blanchard e Watson (1982), a bolha colapsa a zero, $a_0 = 0$. A adição do termo a_0, similar a West (1988) e Bollerslev e Hodrick (1992), facilita a bolha inicial e permite colapsos múltiplos, uma vez que bolhas não podem reiniciar após seu colapso completo (DIBA e GROSSMAN, 1987, 1988). De forma que o modelo de Blanchard e Watson seja consistente com as duas características tradicionais de bolhas – um longo aumento de preços seguido por um colapso – a probabilidade da bolha continuar, π, deve ser maior do que $1/2$. Blanchard e Watson (1982, p. 298) revelam que a duração esperada da bolha é $(1-\pi)^{-1}$; consequentemente, a restrição de que $\pi > 1/2$ resulta na bolha média com a duração de mais do que dois períodos.

O modelo de bolhas racionais especulativas permite alterações não esperadas nos preços, $\epsilon_{t+1} \equiv (R_{t+1} - r_{t+1})p_t$, a partir de duas fontes não observadas: alterações não esperadas no valor fundamental,

$$\mu_{t+1} = p^*_{t+1} + d_{t+1} - (1 - r_{t+1})p^*_t \tag{39}$$

e alterações não esperadas na bolha,

$$\eta_{t+1} = B_{t+1} - (1 + r_{t+1})B_t \tag{40}$$

A alteração observável do preço não esperado, $\epsilon_{t+1} = \mu_{t+1} + \eta_{t+1}$ é igual à soma das alterações fundamentais e da bolha:

$$\epsilon_{t+1} = \mu_{t+1} + \frac{(1-\pi)}{\pi}((1 + r_{t+1})B_t - a_0), \text{ com probabilidade } \pi, \tag{41}$$

$$= \mu_{t+1} - (1 + r_{t+1})B_t + a_0, \text{ com probabilidade } (1-\pi).$$

Como requerido pela condição de mercados eficientes, o valor esperado da inovação de preço total é zero. Entretanto, a probabilidade de uma inovação positiva ou retorno anormal pode ser maior do que $1/2$ mesmo se inovações fundamentais são simétricas em torno de zero. Isto é devido à assimetria inerente das inovações de bolha. Se a bolha persistir, sua inovação é positiva e pequena em relação a uma inovação infrequente, mas grande e negativa se a bolha estourar. A assimetria das inovações de bolhas resultam em excesso de retornos esperados que tendem a ser positivos enquanto a bolha continuar, causando uma autocorrelação e trajetórias mais longas de excesso de retorno a partir de uma série temporalmente independente.

Na ausência de bolhas, se o dividendo D_t segue um processo linear com raiz unitária, então o preço da ação P_t possui raiz unitária enquanto a alteração no preço ΔP_t e o *spread*

entre preço e um múltiplo de dividendos $P_t - D_t/R$ são estacionários. Na presença de bolhas, todas estas variáveis possuem uma esperança condicional explosiva:

$$\lim_{K\to\infty} E_t\left[\left(\frac{1}{1+R}\right)^K X_{t+K}\right] \neq 0$$

para $X_t = P_t$, ΔP_t ou $P_t - D_t/R$. Empiricamente, há pouca evidência de comportamento explosivo nestas séries. Embora exista um comportamento explosivo durante algum tempo, há reversão à média. Entretanto, bolhas estocásticas são não lineares, de forma que métodos padrão lineares podem falhar na detecção de comportamento explosivo da esperança condicional nesses modelos.

Verifica-se que bolhas racionais não podem explicar a previsibilidade observada nos retornos das ações. Bolhas criam volatilidade nos preços sem criar previsibilidade em retornos necessariamente. Na medida em que a volatilidade de preço pode ser explicada por previsibilidade em retorno, a hipótese de bolha é redundante. Embora bolhas racionais possam ser implausíveis, muitas inferências importantes podem ser extraídas a partir de seu estudo.

Desta forma, pequenos movimentos em retornos esperados podem gerar grandes efeitos nos preços se esses são persistentes. Inversamente, grandes oscilações persistentes nos preços podem ter um pequeno efeito no retorno esperado em qualquer período. Como Campbell, Lo e MacKinlay (1997) descrevem, uma bolha racional pode ser vista como um caso extremo em que movimentos de preços são tão persistentes – explosivos – que eles não possuem nenhum efeito sobre retornos esperados.

2.2.3 Modelo de Valor Presente com Retornos Esperados Variantes no Tempo

Há maior complexidade em se trabalhar com relações de valor presente quando retornos esperados de ações são variantes no tempo, uma vez que a relação entre preços e retornos se torna não linear. Aplica-se uma aproximação loglinear como sugerido nos trabalhos de Campbell e Shiller (1988a,b). A relação loglinear entre preços, dividendos e retornos apresenta um arcabouço teórico específico. Desta forma, preços elevados devem eventualmente ser seguidos por elevados dividendos futuros, baixos retornos futuros, ou alguma combinação de ambos; e as expectativas de investidores devem ser consistentes com isto, de forma que preços elevados devam ser associados com elevados dividendos futuros esperados, baixos retornos futuros esperados, ou alguma combinação de ambos. De forma análoga, retornos elevados devem ser associados com revisões “para cima” em dividendos futuros esperados, revisões “para baixo” em retornos futuros esperados, ou alguma

combinação de ambos (CAMPBELL, 1991). Desta forma, o arcabouço loglinear permite o cálculo do comportamento de preços de ativos sob qualquer modelo de retornos esperados, ao invés de apenas sob o modelo com retornos esperados constantes. O arcabouço loglinear possui a vantagem adicional de ser tratável sob a hipótese empiricamente plausível de que dividendos e retornos seguem processos de trajetória loglinear. Dado um fluxo de dividendos, retornos futuros mais elevados podem apenas ser gerados pela apreciação futura em preços a partir de um preço corrente inferior.

A aproximação loglinear inicia-se com a definição do log do retorno da ação h_{t+1}. Utilizando-se (26) e a convenção de que logs de variáveis são representadas por letras minúsculas, tem-se:

$$h_{t+1} \equiv \log(P_{t+1} + D_{t+1}) - \log(P_t)$$
$$= p_{t+1} - p_t + \log(1 + \exp(d_{t+1} - p_{t+1})) \quad (42)$$

O último termo ao lado direito de (42) é uma função não linear do log da razão dividendo-preço, $f(d_{t+1} - p_{t+1})$. Como qualquer função não linear $f(x_{t+1})$, pode ser aproximada em torno da média de x_{t+1}, $\bar{x}$, utilizando-se uma expansão de Taylor de primeira ordem:

$$f(x_{t+1}) \approx f(\bar{x}) + f^{'}(\bar{x})(x_{t+1} - \bar{x}) \quad (43)$$

Substituindo-se esta aproximação em (42), obtém-se:

$$r_{t+1} \approx \xi_{t+1} = k + \rho p_{t+1} + (1 - \rho)d_{t+1} - p_t \quad (44)$$

em que ρ e k são parâmetros de linearização definidos por $\rho \equiv 1/(1 + \exp(\overline{d - p}))$, em que $(\overline{d - p})$ é o log da razão dividendo-preço, e $k \equiv -\log(\rho) - (1 - \rho)\log(1/\rho - 1)$. Quando a razão dividendo-preço é constante, então $\rho = 1/(1 + D/P)$, o recíproco de um mais a razão dividendo-preço.

A equação (44) é uma equação de diferença linear para o log do preço da ação, análoga à equação de diferença linear para o nível do preço da ação obtida sob o pressuposto de retornos esperados constantes. Resolvendo-se recursivamente para frente e impondo-se a condição de que:

$$\lim_{j \to \infty} p^j \, p_{t+j} = 0 \quad (45)$$

obtém-se:

$$p_t = \frac{k}{1-\rho} + \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j \left[(1 - \rho)d_{t+1+j} - h_{t+1+j}\right] \quad (46)$$

A equação (46) é uma identidade dinâmica obtida meramente pela aproximação de uma identidade e resolvendo-se recursivamente para frente sujeita à condição terminal. A condição terminal (45) exclui bolhas racionais que fariam com que o log do preço da ação

crescesse exponencialmente para sempre à taxa $1/\rho$ ou mais rapidamente. A equação (46) se mantém *ex-post*, mas também se mantém *ex-ante*. Tomando-se as expectativas de (46) e notando-se que $p_t = E_t[p_t]$, uma vez que p_t é conhecido no tempo t, obtém-se:

$$p_t = \frac{k}{1-\rho} + E_t\left[\sum_{j=0}^{\infty} \rho^j \left[(1-\rho)d_{t+1+j} - h_{t+1+j}\right]\right] \quad (47)$$

Esta equação deve ser considerada como uma condição de consistência para expectativas, análoga à afirmação de que as expectativas de variáveis aleatórias X e Y deveriam resultar nas expectativas da soma $X + Y$. Se o preço da ação estiver alto hoje, então investidores devem estar esperando alguma combinação de altos dividendos futuros e baixos retornos futuros. A equação (47) é uma generalização dinâmica da fórmula de Gordon para um preço de ação com retornos e crescimento de dividendo requeridos constante. Campbell e Shiller (1988a,b) denominam (47) e (49) *modelo dinâmico de crescimento de Gordon* ou *modelo da razão dividendo-preço*.

Como o modelo de crescimento de Gordon original, o modelo dinâmico de crescimento de Gordon afirma que preços de ações estão elevados quando se espera que dividendos cresçam rapidamente ou quando dividendos são descontados a uma pequena taxa; mas o efeito de uma taxa de crescimento elevada de dividendo (ou taxa de desconto) sobre o preço da ação agora depende de quanto tempo espera-se que a taxa de crescimento de dividendo permaneça elevada (ou por quanto tempo a espera-se que a taxa de desconto permaneça elevada), enquanto que, no modelo original, pressupõe-se que essas taxas permaneçam constantes em seus níveis iniciais para sempre. É possível utilizar as definições de ρ e k para mostrar que o modelo dinâmico de crescimento de Gordon se reduz ao modelo original de crescimento de Gordon quando taxas de crescimento de dividendo são constantes.

Por conveniência, simplifica-se a notação em (47), reescrevendo-a como:

$$p_t = \frac{k}{1-\rho} + p_{dt} - p_{rt} \quad (48)$$

em que p_{dt} é o valor esperado descontado de $(1-\rho)$ vezes log de dividendos em (47) e p_{rt} é o valor esperado descontado do log dos retornos futuros da ação, tornando-se análoga à notação utilizada para o caso do modelo de valor presente de retornos esperados constantes. A equação (47) pode ser reescrita em termos do log da razão dividendo-preço ao invés do log do preço da ação:

$$d_t - p_t = -\frac{k}{1-\rho} + E_t\left[\sum_{j=0}^{\infty} \rho^j \left[-\Delta d_{t+1+j} + h_{t+1+j}\right]\right] \quad (49)$$

A equação (49) relaciona o log da razão dividendo-preço ao fluxo futuro descontado dos retornos e das taxas de crescimento dos dividendos, menos uma constante e trazida a

valor presente por uma taxa ρ. O log da razão dividendo-preço é elevado quando se espera que dividendos cresçam apenas de forma lenta, ou quando se espera que retornos das ações sejam elevados. Esta equação é útil quando o dividendo segue um processo de raiz unitária loglinear, de forma que log de dividendos e log de preços sejam não estacionários. Neste caso, alterações em log de dividendos são estacionárias, então, a partir de (49), o log da razão dividendo-preço é estacionário dado que o retorno da ação esperado é estacionário. Desta forma, o log dos preços e dividendos da ação são cointegrados e a combinação linear estacionária dessas variáveis não envolve nenhum parâmetro desconhecido, uma vez que é apenas o log da razão. Esta estrutura simples torna o modelo loglinear mais fácil de utilizar em trabalho empírico em relação ao modelo linear cointegrado em (36).

Conforme Campbell e Shiller (1988a), não há conteúdo econômico na equação (49). Para se obter um modelo econômico a partir de (49), é necessário impor alguma restrição sobre o comportamento do retorno h_t.

A forma mais simples de se impor essa restrição é supor a seguinte relação entre o retorno da ação h_t e a taxa de desconto r_t, que pode representar, por exemplo, a taxa de juros real livre de risco:

$$E_t h_{t+1} = E_t r_{t+1} + c \tag{50}$$

em que $E_t(\cdot) = E(\cdot\,|I_t)$. Logo, (50) implica que $E_t[h_{t+1} - r_{t+1}] = c$, i.e. o excesso de retorno real de uma ação é uma constante. Se r_t for observável, (49) juntamente com (50), representa-se um modelo econometricamente testável:

$$d_t - p_t \cong \frac{c-k}{1-\rho} + E_t \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j \left[-\Delta d_{t+1+j} + r_{t+1+j}\right] \tag{51}$$

uma vez que $E_t(d_t - p_t) = d_t - p_t$, já que $d_t - p_t$ é conhecido em t pela equação (50).

A equação (51) é o que se denomina então modelo dinâmico de crescimento de Gordon ou modelo da razão dividendo-preço. De forma semelhante ao modelo de valor presente com retornos constantes, ao se aplicar a transformação para a equação (51), obtêm-se séries estacionárias, desde que o retorno esperado da ação seja estacionário, amplamente documentado na literatura.

Verificam-se dois pontos em relação à equação (51). Primeiro, se as variáveis do lado direito de (51) forem estacionárias, $d_t - p_t$ também o será. Neste caso, se dividendo e preço forem individualmente não estacionários $I(0)$, $d_t - p_t$ representa uma combinação linear de cointegração com coeficiente (1,-1), o que pode ser testado *a priori* utilizando-se as respectivas séries d_t e p_t. O segundo ponto relaciona-se à generalidade de se considerar retornos variantes no tempo na forma acima. Ao se impor a restrição $E_t[r_{t+1} - i_{t+1}] = c$, fez-

se o excesso de retorno não variar no tempo. Desta forma, o prêmio de risco das ações é constante ao longo do tempo, o que implica que toda a variação de h_t possui como fonte r_t.

2.3. Testes de Volatilidade

LeRoy e Porter (1981) e Shiller (1981) iniciaram um importante debate teórico no início da década de 1980, argumentando-se que os preços das ações são demasiadamente voláteis para serem previsões racionais de dividendos futuros descontados e uma taxa constante. Esta controvérsia foi amenizada - parcialmente por se compreender mais claramente que uma rejeição dos modelos de taxas de desconto constantes não equivale a uma rejeição da Hipótese de Eficiência de Mercado, e parcialmente pelo fato de testes estatísticos apontarem que os retornos das ações são variantes no tempo ao invés de constantes.

Os trabalhos seminais em relação à literatura de volatilidade utilizavam preços de ações e dividendos em nível. No entanto, representa-se o conceito na forma logarítmica, sendo mais consistente com a literatura recente. Define-se o log do denominado *perfect-foresight stock price* (preço perfeitamente previsto da ação).

$$p_t^* \equiv \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j \left[(1-\rho)d_{t+1+j} + k - r\right] \tag{52}$$

O preço da ação perfeitamente previsto p_t^* possui tal nome, pois, a partir da identidade do preço da ação *ex-post* (46), é o preço que prevaleceria se retornos realizados fossem constantes em algum nível r, isto é, se não houvesse nenhuma revisão nas expectativas que conduzissem retornos não esperados. De forma equivalente, a partir da identidade do preço da ação *ex ante* (47), seria o preço que prevaleceria se retornos esperados fossem constantes e investidores possuíssem o conhecimento perfeito de dividendos futuros. Substituindo-se (52) em (46), verifica-se que:

$$p_t^* - p_t = \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j \left(r_{t+1+j} - r\right) \tag{53}$$

A diferença entre p_t^* e p_t é apenas um somatório descontado de retornos futuros de ações.

Ao se tomarem as esperanças e utilizar a definição dada em (47) e (48) do componente de preço p_{rt}, verifica-se que:

$$E_t[p_t^*] - p_t = p_{rt} - \frac{r}{1-\rho} = p_{rt} - E[p_{rt}] \tag{54}$$

Nota-se que p_{rt} pode ser interpretado como aquele componente do preço da ação que é associado a alterações nas expectativas de retornos futuros esperados. Assim, a expectativa condicional de $p_t^* - p_t$ mensura o efeito de alterações nos retornos esperados das ações sobre

o preço corrente da ação. Observa-se também que, se retornos esperados das ações são constantes ao longo do tempo, então o lado direito de (54) é zero. A hipótese de retornos constantes esperados implica que $p_t^* - p_t$ é um erro de previsão não correlacionada com a informação conhecida no tempo t. De forma equivalente, há a implicação de que o preço da ação é a expectativa racional do denominado *perfect-foresight price*:

$$p_t = E_t[p_t^*] \tag{55}$$

Desta forma, como essas ideias podem ser aplicadas para se testar a hipótese de que retornos esperados das ações são constantes? Para simplificar, estabelecem-se dois pressupostos irrealistas: primeiro, que o log dos preços das ações e dividendos seguem um processo estocástico estacionário, de forma que seus primeiros e segundos momentos sejam bem definidos; segundo, que o log dos dividendos são observáveis em um futuro infinito, de forma que o *perfect-foresight price* p_t^* seja observável ao econometrista. A seguir, discutem-se como esses pressupostos são relaxados.

2.3.1 Ortogonalidade e Testes de Limites de Variância

A equação (55) implica que $p_t^* - p_t$ é *ortogonal* às variáveis de informações conhecidas no tempo t. Um teste de ortogonalidade (55) consiste em regredir $p_t^* - p_t$ em variáveis de informações e testar a hipótese nula de que os coeficientes são zero. Se a variável de informação incluir o preço da ação p_t, isto é equivalente a uma regressão de p_t^* em p_t e outras variáveis, em que a hipótese a ser testada é então a de que p_t possui um coeficiente unitário e as outras variáveis, coeficientes zero. Estas regressões são variantes das regressões de retornos de longo prazo. A equação (53) revela que $p_t^* - p_t$ é apenas uma somatório descontado de retornos futuros de ações, de forma que um teste de ortogonalidade de (55) é uma regressão de retorno com um horizonte finito, em que retornos mais distantes são geometricamente ponderados para permitir que a estatística R^2 seja positiva (*downweighting*).

Ao invés de se testar a ortogonalidade diretamente, muitos dos trabalhos da literatura testam a implicação de ortogonalidade para a volatilidade dos preços de ações. Os trabalhos seminais são de LeRoy e Porter (1981) e Shiller (1981) sobre a desigualdade de variância (*variance inequality*) para o preço da ação:

$$Var[p_t^*] = Var[p_t] + Var[p_t^* - p_t] \geq Var[p_t] \tag{56}$$

A igualdade em (56) é válida, pois, sob a hipótese nula (55) $p_t^* - p_t$ deve ser não correlacionado com p_t, de forma que nenhum termo de covariância aparece na variância de

p_t^*; a desigualdade de variância segue diretamente. A equação (56) pode também ser compreendida ao se notar que uma previsão ótima não pode ser mais variável do que a quantidade que esteja prevendo. Com retornos constantes esperados, o preço da ação prevê apenas o valor presente de dividendos futuros, de forma que não pode ser mais variável do que o valor presente de dividendos futuros realizados. Testes desse aspecto e proposições relacionadas são conhecidas como testes de limites de variância (*variance-bound tests*).

Como Durlauf e Phillips (1988) apontam, testes de limites de variância podem ser representados como testes de ortogonalidade. Desta forma, considera-se uma regressão de p_t em $p_t^* - p_t$. Este é o reverso da regressão considerada acima, mas também deve possuir coeficiente zero sob a hipótese nula. O coeficiente de regressão reverso é sempre $\theta \equiv Cov[p_t^* - p_t, p_t]/Var[p_t^* - p_t]$. Observa-se então que:

$$\frac{Var\,[p_t^*] - Var\,[p_t]}{Var\,[p_t^* - p_t]} - 1 + 2\theta \qquad (57)$$

Então a desigualdade de variância (56) será satisfeita sempre que o coeficiente de regressão reverso $\theta > -1/2$. Esta é uma restrição mais fraca do que a condição de ortogonalidade $\theta = 0$, de forma que o teste de ortogonalidade claramente possui poder em algumas situações em que o teste de limites de variância não possui. A justificativa para a utilização de um teste de limite de variância não é o maior poder; ao invés, o teste de limite de variância auxilia na descrição da forma na qual a hipótese nula falha.

2.3.2 Raízes Unitárias

Até então, a análise pressupunha que as variâncias populacionais do log de preços e dividendos existem. Este não será o caso se o log dos dividendos seguirem um processo não estacionário; então, como Kleidon (1986) afirma, as variâncias amostrais de preços e dividendos podem ser bastante enganosas. Marsh e Merton (1986) fornecem um exemplo particularmente claro. Supõe-se que os retornos acionários esperados sejam constantes, de forma que a hipótese nula seja verdadeira. Supõe-se também que administradores da empresa utilizam o respectivo preço da ação como um indicador de "ganhos permanentes", estabelecendo-se o dividendo da empresa igual à fração constante do preço da ação no último período. Na forma de log, tem-se:

$$d_{t+1} = \bar{\delta} + p_t \qquad (58)$$

em que há uma constante única $\bar{\delta}$ que satisfaz a hipótese nula (55). É possível mostrar que ambos, o log de dividendos e log de preços, seguem processos de raiz unitária. Substituindo-

se (58) em (52), verifica-se que o denominado *perfect-foresight price* relaciona-se com o verdadeiro preço da ação por:

$$p_t^* = (1-\rho)\sum_{j=0}^{\infty}\rho^j p_{t+j} \tag{59}$$

Esta é somente uma versão do verdadeiro preço da ação p_t, de forma que sua variância dependa da variância e autocorrelações de p_t. Uma vez que autocorrelações nunca podem ser maiores do que um, p_t^* deve possuir uma variância menor do que p_t. A importância deste resultado não é que se aplica a variâncias populacionais (que não são bem definidas neste exemplo, uma vez que ambos, o log de preços e log de dividendos, possuem raízes unitárias), mas que se aplica a variâncias amostrais em qualquer amostra. Desta forma, a desigualdade de variância (56) será sempre violada no exemplo de Marsh-Merton.

Este problema de raiz unitária é importante. A variável $p_t^* - p_t$ é sempre estacionária dado que retornos de ação são estacionários, então qualquer teste em que $p_t^* - p_t$ seja ortogonal a variáveis estacionárias possuirá um comportamento estatisticamente adequado. Este problema apontado por Kleidon (1986) e Marsh e Merton (1986) surge quando $p_t^* - p_t$ é regredido em relação ao preço da ação p_t, que possui raiz unitária. Estes problemas podem ser evitados pela utilização de teoria de regressão de raiz unitária ou pela escolha de um regressor estacionário, tal como o log da razão dividendo-preço.

2.3.3 Considerações para Amostras Finitas

Até o momento, considerou-se o denominado *perfect-foresight stock price* como uma variável observável. No entanto, como definido em (52), o preço perfeitamente previsto não é observável em uma amostra finita, uma vez que é um somatório descontado de dividendos até o infinito futuro. A definição de p_t^* implica que:

$$p_t^* = (1-\rho)\sum_{j=0}^{T-t-1}\rho^j\left(d_{t+1+j} + k - r\right) + \rho^{T-t-1}p_T^* \tag{60}$$

Com dados até o tempo T, o primeiro termo ao lado direito de (60) é observável, mas o segundo termo não é.

Como Shiller (1981) analisa, uma resposta padrão a esta dificuldade é substituir o p_t^* não observável por um *proxy* observável $p_{t,T}^*$ que utiliza apenas informação amostral:

$$p_{t,T}^* \equiv (1-\rho)\sum_{j=0}^{T-t-1}\rho^j\left(d_{t+1+j} + k - r\right) + \rho^{T-t-1}p_T \tag{61}$$

Neste caso, o valor terminal do preço da ação, p_T, é utilizado no lugar do valor terminal do *perfect-foresight stock price*, p_T^*. É possível notar muitos pontos sobre a variável $p_{t,T}^*$. Primeiro, se retornos esperados são constantes, (55) permanece válida quando $p_{t,T}^*$ é

substituído por $p^*_{t,T}$. Segundo, uma bolha racional no preço da ação afetará ambos p_t e $p^*_{t,T}$. Desta forma, testes utilizando $p^*_{t,T}$ incluem bolhas na hipótese nula ao invés de na hipótese alternativa. Terceiro, a diferença $p^*_t - p_t$ pode ser reescrita como o somatório descontado dos retornos de ações, com o somatório terminando ao final do período amostral T ao invés de em algum horizonte fixado a partir da data presente t. Desta forma, testes de ortogonalidade utilizando-se $p^*_{t,T} - p_t$ são apenas regressões de retorno de longo prazo, em que retornos futuros são geometricamente descontados e o horizonte é o término do período amostral.

Os testes de ortogonalidade e testes de limites de variância essencialmente utilizam a mesma que a teoria utilizada para condução de inferência estatística em regressões de retorno de longo prazo. Como sempre, em amostras finitas, é importante observar a ordem efetiva do denominado *overlap* (isto é, o número de períodos em (53) durante o qual retornos futuros descontados exercem uma contribuição não negligenciável ao valor de hoje de $p^*_{t,T} - p_t$). Se isto é grande em relação ao tamanho da amostra, então é improvável que a teoria assintótica seja um guia confiável para inferência estatística.

2.4. Séries Temporais Multivariadas

Uma interpretação definitiva dos resultados a partir de diversos limites de variância nos preços das ações encontra como obstáculo a questão de estacionariedade – o método apropriado de expurgar a tendência das séries para o preço corrente P_t e o denominado *perfect foresight price* P^*_t. Desta forma, o procedimento VAR aborda este problema diretamente ao se testar explicitamente a estacionariedade das variáveis, o que também permite diferentes métricas alternativas para se avaliar a validade do MVP.

O MVP é não linear na taxa requerida de retorno (ou fator de desconto). No entanto, uma aproximação linear é possível. Ao se aplicar a metodologia VAR às ações, torna-se factível a comparação de uma série temporal do (log do) preço da ação "teórico" p'_t com o (log do) preço da ação observado para verificar se o último é excessivamente volátil. Consequentemente, é possível comparar resultados a partir da metodologia VAR com os testes seminais de volatilidade de Shiller.

Verifica-se que Fama e French (1988), assim como outros autores, analisaram que retornos de longo prazo (superior ao período de 3-5 anos) apresentam-se "mais previsíveis" do que retornos de curto prazo (superior ao período de 1-3 anos). Utilizando-se a linearização

do MVP, torna-se possível derivar uma fórmula para retornos de longo prazo, e a metodologia VAR então fornece evidência complementar àquela de Fama e French (1988).

O MVP pressupõe que preços das ações alteram apenas na chegada de nova informação ou notícias em relação aos "fundamentos": isto é, o curso futuro de dividendos ou taxas de desconto. Uma questão interessante relaciona-se com o quanto dos movimentos de volatilidade observados nos preços das ações é devido a notícias sobre retornos ou notícias sobre dividendos. Para responder tal questão, um fator-chave é verificar se retornos de um período são persistentes. O termo "persistente" significa que chegada de notícias sobre retornos correntes possui forte influência sobre todos os retornos futuros e, desta forma, todas as taxas de desconto futuras. Se a persistência é alta, é possível mostrar que notícias sobre retornos possuem um grande efeito sobre os preços da ação mesmo se retornos de um período são pouco previsíveis.

Desta forma, uma vez que os métodos propostos seminalmente por Shiller (1981) e LeRoy e Porter (1981) possuem como característica principal a observação direta das propriedades de longo prazo dos dados – o que pode gerar dificuldades estatísticas em amostras finitas – descreve-se a seguir o arcabouço econométrico da modelagem VAR no qual se pressupõe que a dinâmica dos dados é adequadamente representada por um modelo de séries temporais simples e propriedades de longo prazo podem ser então imputadas a partir de um modelo de curto prazo ao invés de se estimar diretamente.

Uma série temporal multivariada y_t é um processo vetorial $m \times 1$. Supõe-se que $F_{t-1} = (y_{t-1}, y_{t-2}, \dots)$ sejam todas informações defasadas no tempo t. Um objetivo típico é encontrar a esperança condicional $E(y_t|F_{t-1})$. Nota-se que, uma vez que y_t é um vetor, esta esperança condicional também é um vetor.

2.4.1 Autorregressões Vetoriais (VARs)

Conforme Hansen (2009), um modelo VAR especifica que a média condicional é uma função de apenas um número finito de defasagens:

$$E(y_t|F_{t-1}) = E(y_t|y_{t-1}, \dots, y_{t-k}) \tag{62}$$

Um VAR linear especifica que esta média condicional é linear nos argumentos:

$$E(y_t|y_{t-1}, \dots, y_{t-k}) = a_0 + A_1 y_{t-1} + A_2 y_{t-2} + \cdots A_k y_{t-k} \tag{63}$$

Observa-se que a_0 é $m \times 1$ e cada A_1 até A_k são matrizes $m \times m$. Definindo-se o erro da regressão de $m \times 1$:

$$e_t = y_t - E(y_t|F_{t-1}) \tag{64}$$

tem-se o modelo VAR:

$$y_t = a_0 + A_1 y_{t-1} + A_2 y_{t-2} + \cdots A_k y_{t-k} + e_t \quad (65)$$

$$E(e_t | F_{t-1}) = 0 \quad (66)$$

Alternativamente, definindo-se o vetor $mk + 1$:

$$x_t = \begin{pmatrix} 1 \\ y_{t-1} \\ y_{t-2} \\ \vdots \\ y_{t-k} \end{pmatrix} \quad (67)$$

e a matriz $m \times (mk + 1)$

$$A = (a_0 \quad A_1 \quad A_2 \quad \cdots \quad A_k) \quad (68)$$

então

$$y_t = A x_t + e_t \quad (69)$$

O modelo VAR é um sistema de m equações. Uma forma de escrever isto é pressupor que $a_j^{'}$ seja a j-ésima linha de A. Então o sistema VAR pode ser escrito como as equações:

$$Y_{jt} = a_j^{'} x_t + e_{jt} \quad (70)$$

2.4.2 Estimativa VAR

Consideram-se as condições de momento:

$$E\left(x_t e_{jt}\right) = 0 \quad (71)$$

$j = 1, \ldots m$. Estas estão implícitas pelo modelo VAR, ou como regressão, ou como uma projeção linear. O estimador GMM (*Generalized Method of Moments* ou Método dos Momentos Generalizados) correspondente a estas condições de momento é o de MQO (Mínimos Quadrados Ordinários) equação por equação.

$$\hat{a}_j = (X^{'} X)^{-1} X^{'} y_j \quad (72)$$

Uma forma alternativa de computá-lo é representada a seguir. Nota-se que

$$\hat{a}_j^{'} = y_j^{'} X (X^{'} X)^{-1} \quad (73)$$

Ao empilhar para criar a estimativa de $\hat{A}$, tem-se:

$$\hat{A} = \begin{pmatrix} y_1^{'} \\ y_2^{'} \\ \vdots \\ y_{m+1}^{'} \end{pmatrix} X (X^{'} X)^{-1} \quad (74)$$

$$= Y^{'} X (X^{'} X)^{-1}$$

em que

$$Y = (y_1 \quad y_2 \quad \cdots \quad y_m) \tag{75}$$

a matriz $T \times m$ da variável empilhada $y_t^{'}$.

Este estimador (de sistema) é conhecido como estimador SUR (*Seemingly Unrelated Regressions* ou Regressões Aparentemente Não Relacionadas), originalmente derivado por Zellner (1962).

2.4.3 VARs Restritos

O VAR irrestrito é um sistema de m equações, cada qual com o mesmo conjunto de regressores. Um VAR restrito impõe restrições no sistema. Por exemplo, alguns regressores podem ser excluídos de algumas das equações. Restrições podem ser impostas em equações individuais, ou transversalmente pelas equações. O arcabouço GMM fornece um método conveniente para impor tais restrições na estimativa.

2.4.4 Equação Individual a partir de um VAR

Frequentemente, o interesse centra-se em uma equação única a partir de um sistema VAR, cuja forma é:

$$y_{jt} = a_j^{'} x_t + e_t \tag{76}$$

e x_t consiste em valores defasados de y_{jt} e outros $y_{lt}^{'}$s. Neste caso, é conveniente redefinir as variáveis. Supõe-se que $y_t = y_{jt}$ e z_t sejam outras variáveis. Supõe-se que $e_t = e_{jt}$ e $\beta = a_j$.

Então uma equação única possui a forma:

$$y_t = x_t^{'} \beta + e_t \tag{77}$$

e

$$x_t = [(1 \quad y_{t-1} \quad \cdots \quad y_{t-k} \quad z_{t-1}^{'} \quad \cdots \quad z_{t-k}^{'})^{'}] \tag{78}$$

Esta é apenas uma regressão convencional com dados de séries temporais.

2.4.5 Seleção da Ordem de Defasagem em um VAR

Ao se optar por uma regra dependente dos dados para escolha da defasagem k em um VAR, é possível utilizar uma abordagem baseada em estatística de teste, tal como a estatística Wald, ou uma abordagem de critério de informação. As respectivas fórmulas para o AIC ou BIC são:

$$AIC(k) = \log\det\left(\widehat{\Omega}(k)\right) + 2\frac{p}{T} \quad (79)$$

$$BIC(k) = \log\det(\widehat{\Omega}\,(k)) + \frac{plog\,(T)}{T} \quad (80)$$

$$\widehat{\Omega}(k) = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\hat{e}_t(k)\hat{e}_t(k)' \quad (81)$$

$$p = m(km + 1) \quad (82)$$

em que p é o número de parâmetros no modelo, e $\hat{e}_t(k)$ é o vetor de resíduo MQO do modelo com k defasagens. O determinante log é o critério da verossimilhança normal multivariada.

2.4.6 Causalidade de Granger

Estabelece-se a partição do vetor de dados em (y_t, z_t). Definem-se os dois conjuntos de informações:

$$F_{1t} = (y_t, y_{t-1}, y_{t-2}, \dots) \quad (83)$$

$$F_{2t} = (y_t, z_t, y_{t-1}, z_{t-1}, y_{t-2}, z_{t-2}, \dots) \quad (84)$$

O conjunto de informação F_{1t}é gerado apenas pela história de y_t, e o conjunto de informação F_{2t} é gerado ambos por y_t e z_t. O último possui mais informação.

Afirma-se que z_t não causa no sentido de Granger y_t se:

$$E\left(y_t \middle| F_{1,t-1}\right) = E(y_t|F_{2,t-1}) \quad (85)$$

Isto é, condicional à informação em y_t defasado, z_t defasado não auxilia na previsão de y_t. Se esta condição não se mantiver, então se afirma que z_t causa y_t no sentido de Granger.

A razão pela qual isto é denominado "Causalidade de Granger" ao invés de "causalidade" é devido ao fato de que esta não é uma definição física ou estrutural de causalidade. Se z_t é alguma forma de previsão do futuro, como de preços futuros, então z_t pode auxiliar a prever y_t mesmo se não "causa" y_t. Esta definição de causalidade foi desenvolvida por Granger (1969) e Sims (1972), embora não seja válida para processos não estacionários.

Em um VAR linear, a equação para y_t é:

$$y_t = \alpha + \rho_1 y_{t-1} + \cdots + \rho_k y_{t-k} + z_{t-1}'\gamma_1 + \cdots + z_{t-k}'\gamma_k + e_t \quad (86)$$

Nesta equação, z_t não causa no sentido de Granger y_t se e apenas se:

$$H_0: \gamma_1 = \gamma_2 = \cdots = \gamma_k = 0 \quad (87)$$

Isto pode ser testado utilizando-se um teste de exclusão (Wald).

Esta ideia pode ser aplicada a blocos de variáveis. Isto é, y_t ou z_t podem ser vetores. A hipótese pode ser testada utilizando-se o teste de Wald multivariado apropriado.

Verifica-se que z_t não causa no sentido de Granger y_t, então se deduz que o modelo de séries temporais de $E(y_t|F_{t-1})$ não requer a utilização de z_t. Nota-se, no entanto, que z_t pode ainda ser útil para explicar outras características de y_t, tal como a variância condicional.

2.4.7 Cointegração

A ideia de cointegração é devido a Granger (1981), e foi articulada em detalhe por Engle e Granger (1987).

Definição: A série y_t $p \times 1$ é cointegrada se y_t é $I(1)$ e no entanto exista β, $p \times r$, de *rank* r, de forma que $z_t = \beta' y_t$ é $I(0)$. Os vetores r em β são denominados vetores de cointegração.

Se a série y_t não é cointegrada, então $r = 0$. Se $r = p$, então y_t é $I(0)$. Para $0 < r < m$, y_t é $I(1)$ e cointegrado.

Em alguns casos, β pode ser conhecido *a priori*. Por exemplo, se y_t é um par de taxas de juros, então $\beta = (1 \quad -1)'$ especifica que o *spread* (a diferença de retornos) é estacionário. Se $y = (\log(Consumo) \quad \log(Renda))'$, então $\beta = (1 \quad -1)'$ especifica que $\log(Consumo/Renda)$ é estacionário.

Em outros casos, β pode não ser conhecido.

Se y_t é cointegrado com um único vetor de cointegração ($r = 1$), então β pode ser estimado de maneira consistente por uma regressão de MQO de um componente y_t nos outros. Desta forma, $y_t = (Y_{1t}, Y_{2t})$ e $\beta = (\beta_1, \beta_2)$ e normalizar $\beta_1 = 1$. Então $\hat{\beta}_2 = (y_2', y_2)^{-1} y_2' y_1 \xrightarrow{p} \beta_2$. Além disso, esta estimação é super consistente: $T(\hat{\beta}_2 - \beta_2) \xrightarrow{d} Limite$, como inicialmente apresentado por Stock (1987). Este não é, em geral, um bom método para se estimar β, mas é útil na construção de estimadores alternativos e testes.

Frequentemente, há o interesse em se testar a hipótese de ausência de cointegração:

$$H_0: r = 0$$

$$H_1: r > 0$$

Supõe-se que β seja conhecido, de forma que $z_t = \beta' y_t$ seja conhecido. Então, sob H_0, z_t é $I(1)$, mas sob H_1, z_t é $I(0)$. Desta forma, H_0 pode ser testada utilizando-se uma estatística de teste ADF univariada em z_t.

Quando β é desconhecido, Engle e Granger (1987) sugeriram a utilização de um teste ADF sobre o resíduo estimado $\hat{z}_t = \hat{\beta}' y_t$, a partir de MQO de y_{1t}em y_{2t}. Sua justificativa foi o resultado de Stock de que $\hat{\beta}$ é superconsistente sob H_1. Sob H_0, no entanto, $\hat{\beta}$ não é consistente, de forma que os valores críticos ADF não são apropriados. A distribuição assintótica foi desenvolvida por Phillips e Ouliaris (1990).

Quando os dados possuem tendências temporais, pode ser necessário incluir uma tendência temporal na regressão de estimativa de cointegração. Caso a tendência de tempo seja incluída ou não, a distribuição assintótica do teste é afetada pela presença de tendência temporal. A respectiva distribuição assintótica foi desenvolvida por Hansen (1992).

2.4.8 VAR com Cointegração

Um VAR pode ser escrito como:

$$A(L)y_t = e_t \tag{88}$$

$$A(L) = I - A_1 L - A_2 L^2 - \cdots - A_k L^k \tag{89}$$

em que $A(L)$ é um polinômio operador de defasagens. Ou alternativamente como:

$$\Delta y_t = \Pi y_{t-1} + D(L)\Delta y_{t-1} + e_t \tag{90}$$

no qual

$$\Pi = -A(1) \tag{91}$$

$$= -I + A_1 + A_2 + \cdots + A_k$$

Teorema de Representação de Granger: y_t é cointegrado com $m \times r$ β se e apenas se $rank(\Pi) = r$ e $\Pi = \alpha\beta'$ em que α é $m \times r$, $rank(\alpha) = r$. Desta forma:

$r = 0 \rightarrow$ processos não estacionários e não cointegrados

$0 < r < p \rightarrow$ processos não estacionários e cointegrados

$r = p \rightarrow$ processos estacionários

Desta forma, cointegração impõe uma restrição sobre os parâmetros de um VAR. O modelo restrito pode ser escrito como:

$$\Delta y_t = \alpha\beta' y_{t-1} + D(L)\Delta y_{t-1} + e_t \tag{92}$$

$$\Delta y_t = \alpha z_{t-1} + D(L)\Delta y_{t-1} + e_t \tag{93}$$

Se β é conhecido, pode ser estimado por MQO de Δy_t em z_{t-1} e as defasagens de Δy_t.

Se β é desconhecido, então a estimação é executada por RRR (*Reduced Rank Regression* ou regressão de posto reduzido), que consiste em mínimos quadrados sujeito à restrição declarada (JOHANSEN, 1988).

Uma implicação é a de que β não é identificada sem normalização. Quando $r = 1$, tipicamente somente se ajusta um elemento igual à unidade. Quando $r > 1$, isto não funciona, e diferentes autores adotaram arcabouços diferentes de identificação.

No contexto de um VAR cointegrado estimado por RRR, é simples de se testar por cointegração pelo teste do $rank$ de Π. Estes testes são construídos por testes LR (*Likelihood Ratio* ou razão de verossimilhança). Como foram descobertos por Johansen (1988, 1991, 1995), são tipicamente denominados testes "*Johansen Max and Trace*". Suas distribuições assintóticas não são padrão, e são similares às distribuições Dickey-Fuller no caso em que $r = p = 1$.

2.5. Testes de Eficiência: Evidências Empíricas

2.5.1 Nível Agregado de Índice do Mercado de Ações: Internacional

Shiller (1981) desenvolveu um dos trabalhos seminais na avaliação no MVP utilizando-se de testes de limites de variância. Desta forma, descreve-se o processo de Shiller (1981), uma vez que é a partir deste que a discussão teórico-quantitativa se desenvolve em relação aos testes do MVP com limites de variância, notadamente com os 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) e críticas estatísticas importantes em relação ao viés de amostras pequenas e considerações sobre amostras finitas de Flavin (1983) e Kleidon (1986).

No trabalho de Shiller (1981), sob retornos constantes esperados:

$$P_t = \sum_{i=1}^{n} \delta^i E_t D_{t+i} + \delta^n E_t P_{t+n} \qquad (94)$$

em que P_{t+n} é o "preço terminal" esperado no tempo $t + n$ e todos os investidores possuem a mesma visão do futuro. No tempo t, não se sabe quais seriam as previsões de dividendos futuros esperados. Então, utilizando-se (94), é possível calcular qual o preço *teria sido* no período inicial se investidores tivessem previsto dividendos *exatamente*, em todos os períodos ao longo da amostra. Este é o denominado *perfect-foresight stock price* e, calculando-se em

períodos subsequentes, obtém-se uma série de P^* para todos os períodos de análise utilizando-se a seguinte fórmula:

$$P_t^* = \sum_{i=1}^{n} \delta^i D_{t+i} + \delta^n P_{t+n} \quad (95)$$

Ao se calcular P_t^* para o início amostral, a influência do preço terminal P_{t+n} é relativamente pequena, dado que n é grande e δ^n é relativamente pequeno. Ao se aproximar do término do período amostral, o termo δ^n "carrega mais peso" no cálculo de P_t^*. Uma opção de resolução constitui na trucagem da amostra, enquanto que uma segunda alternativa, geralmente aplicada em trabalhos empíricos, é pressupor que o preço *observado* na data terminal é *próximo* ao seu valor esperado $E_t P_{t+n}$. Comparando-se P_t e P_t^*, verifica-se que diferem pela soma dos erros previstos de dividendos $w_{t+i} = D_{t+i} - E_t D_{t+i}$, ponderados pelo fator de desconto δ^i.

Desta forma, a partir de (94) e (95), juntamente com a definição de w_{t+i}:

$$P_t^* = P_t + \sum_{i=1}^{n} \delta^i w_{t+i} + \delta^n (P_{t+n} - E_t P_{t+n})$$

Pressupondo-se que o termo final é próximo de zero na medida em que $n \to \infty$ e notando-se que, sob RE, $cov(P_t, w_{t+i}) = 0$, segue-se que o MVP implica que $var(P_t^*) \geq var(P_t)$.

Para $x_t = P_t$ ou P_t^*, a variância amostral é dada por $var(x) = \sum_{t=1}^{n} (x_t - \bar{x})^2/(n - 1)$, em que x= média amostral e n= número de observações. No período amostral inicial, investidores não sabiam quais seriam os dividendos futuros e, consequentemente, o preço observado da ação difere do denominado *perfect-foresight stock price*. Dado o viés cognitivo (*hindsight*), sabe-se que investidores incorreram em erros de previsão $\eta_t = P_t^* - P_t$, então:

$$P_t^* = P_t + \eta_t \quad (96)$$

em que $\eta_t = \sum_{i=1}^{n} w_{t+1}$. Sob RE, η_t é independente de toda a informação no tempo t e, em particular, η_t será independente do preço da ação no tempo t. A partir de (96), obtém-se:

$$var(P_t^*) = var(P_t) + var(\eta_t) + 2cov(\eta_t, P_t) \quad (97)$$

Eficiência informacional (ortogonalidade) implica que $cov(P_t, \eta_t)$ é zero. Desta forma:

$$var(P_t^*) = var(P_t) + var(\eta_t) \quad (98)$$

Uma vez que $var(\eta_t) \geq 0$,

$$var(P_t^*) \geq var(P_t) \quad (99)$$

ou

$$VR = var(P_t^*)/var(P_t) \geq 1 \text{ e } SDR = \sigma(P_t^*)/\sigma(P_t) \geq 1 \quad (100)$$

Desta forma, sob EMH/RE, e um fator de desconto constante, esperar-se-ia que a variância do denominado *perfect-foresight stock price* P_t^* excedesse aquela do preço observado P_t. Por simplificação, pressupôs-se que P_t^* é calculado utilizando-se (95). Entretanto, em grande parte dos trabalhos empíricos, um método equivalente e consistente ao MVP é utilizado, sendo a fórmula DPV (*Discounted Present Value* ou Valor Presente Descontado):

$$P_t^* = \delta(P_{t+1}^* + D_{t+1}) \tag{101}$$

Assim, ao se pressupor um valor terminal para P_{t+n}^*, é possível utilizar (101) para se calcular P_t^* e assim por diante por meio de solução recursiva para trás (*backward recursion*). De fato, este é o método utilizado por Shiller (1981). Marsh e Merton (1986) analisam que, ao utilizar Shiller (1981) a média amostral de preços para o valor terminal, $P_{t+n}^* = n^{-1}\sum_{t=1}^{n} P_t$, o procedimento produz estimativa viesada de P_t^*. No entanto, Grossman e Shiller (1981) e Shiller (1989) utilizam o preço observado da ação em P_{t+n} para P_{t+n}^* não observado. A série observável, representada por $P_{t/n}^*$, então utiliza (101) com P_{t+n} no lugar de P_{t+n}^*. Isto preserva a estrutura lógica do modelo, uma vez que $P_{t+n} = E(P_{t+n}^* | \Omega_{t+n})$.

Testes empíricos do MVP geralmente utilizam "variáveis reais". Trabalhos iniciais em relação a testes de volatilidade pressupõem uma taxa de desconto real, e Shiller (1981) observa que preços de ações no mercado americano são excessivamente voláteis – isto é, a desigualdade de variâncias é fortemente violada. Entretanto, LeRoy e Porter (1981), utilizando uma formulação ligeiramente diferente, verificam que, embora o limite de variância seja violado, tal rejeição era de significância estatística limítrofe.

Em novo cálculo do denominado *perfect-foresight stock price*, é possível pressupor que a taxa requerida de retorno seja k_t, e, desta forma, $\delta_t = (1 + k_t)^{-1}$ varia ao longo do tempo. Assim, k_t poderia ser igual à taxa de juros observada adicionada de um prêmio de risco constante, $k_t = r_t + rp$. Desta forma, k_t varia em cada período e P_t^* é calculado como:

$$P_t^* = \frac{D_{t+1}}{(1+k_{t+1})} + \frac{D_{t+2}}{(1+k_{t+1})(1+k_{t+2})} + \cdots + \frac{(D_{t+n}+P_{t+n})}{(1+k_{t+1})\ldots(1+k_{t+n})} \tag{102}$$

com um valor terminal igual ao preço observado do final do período. No entanto, mesmo ao se permitir uma taxa de juros real variante no tempo, o limite de variância ainda é violado, a exemplo de Scott (1990) e Mankiw, Romer e Shapiro (1991). O denominado *perfect-foresight stock price* com uma taxa de desconto real variante no tempo (igual à taxa de juros real) apresenta mais variabilidade em relação a uma taxa de desconto constante, mas, mesmo neste caso, o preço observado é muito mais volátil do que o denominado *perfect-foresight stock price*.

Conhecendo-se a variabilidade do preço observado da ação, é possível calcular a variabilidade em retornos reais k_t que seria necessário para igualar $var(P_t^*)$ com $var(P_t)$. Shiller (1981) executa este cálculo sob o pressuposto de que P_t e D_t possuem tendências deterministas. Utilizando-se as séries sem tendência, Shiller (1981) observa que o desvio-padrão dos retornos reais precisa ser maior do que 4% a.a. No entanto, a variabilidade histórica observada em taxas de juros reais a menos de 1% a.a. mostrou-se muito menor do que a requerida para se validar o teste de limites de variância. Desta forma, a explicação para a violação da relação do excesso de volatilidade não se baseia na taxa de juros real *ex-post* variante no tempo.

Flavin (1983) e Kleidon (1986) analisam que existe viés em pequenas amostras ao se mensurar $var(P_t)$ e $var(P_t^*)$, que pode invalidar alguns dos testes de limites de variância denominados "de primeira geração". Flavin (1983) analisou estes testes sob o pressuposto de taxa de desconto constante e estabeleceu sua crítica baseada em dois pontos-chave.

Primeiramente, ambos os $var(P_t^*)$ e $var(P_t)$ são estimados com "viés para baixo" em pequenas amostras, cujo grau de viés depende do grau de correlação serial em P_t^* e P_t. Uma vez que P_t^* é mais fortemente autocorrelacionado do que P_t, $var(P_t^*)$ é estimado com maior "viés para baixo" do que $var(P_t)$. Desta forma, é possível que valores amostrais gerem $var(P_t^*) < var(P_t)$ em uma amostra finita, mesmo quando a hipótese nula em relação ao MVP for verdadeira. Segundo, a utilização por parte de Shiller (1981) da média simples de preços como um *proxy* do valor terminal de P^* em $t + n$ também induz a um viés em direção à rejeição.

Há uma questão adicional em relação ao preço terminal, observado por Gilles e LeRoy (1991). O denominado *perfect-foresight stock price* é:

$$P_t^* = \sum_{i=0}^{\infty} \delta^i D_{t+i} \tag{103}$$

que não é observável. A série observável $P_{t|n}^*$ deve ser construída utilizando-se o preço observável P_{t+n} ao final da amostra. Entretanto, há ainda um problema, uma vez que a variância amostral de $P_{t|n}^*$ subestima a verdadeira (mas não observável) variância de P_t^*. Intuitivamente, isto ocorre devido ao fato de que $P_{t|n}^*$ é "ancorada" em P_{t+n} e, desta forma, não leva em consideração inovações em dividendos que ocorrem após o final da amostra ($P_{t|n}^*$ implicitamente os estabelece em zero, mas P_t^* os inclui, uma vez que a soma é para infinidade).

As críticas de Flavin (1983) destes denominados "testes de primeira geração" pressupunham, como os seus respectivos autores, a estacionariedade das séries utilizadas.

Desta forma, embora haja um apelo intuitivo em relação à desigualdade de volatilidade de Shiller (1981), existem também implicações estatísticas em relação aos procedimentos de teste utilizados, especificamente relacionadas à estacionariedade e viés de amostras pequenas. O problema gerado por séries não estacionárias é que as variâncias populacionais são funções do tempo e, desta forma, as variâncias amostrais não são medidas corretas de seus valores populacionais. Dado que não é óbvio como "remover" essas tendências estocásticas dos dados para a aplicação de testes de limites de variância, desenvolvimentos recentes em metodologia econométrica, como a abordagem VAR, permitem um tratamento mais adequado da não estacionariedade e modelagem dos prêmios de risco variantes no tempo.

Campbell e Shiller (1987) testam o MVP para ações utilizando-se dados de séries temporais para preços e dividendos e para títulos do governo americano e taxa de curto prazo. Para teste do MVP para ações, utilizam-se dados de séries temporais para preços reais anuais e dividendos em forma de índices ao longo do período de 1871 a 1986. O termo Y_t representa o índice de preços de ações Standard and Poor's para janeiro, dividido pelo índice do preço do produtor escalado de janeiro, de forma que o índice do produtor seja igual a 100. A série de dividendo nominal inicia-se em 1926, sendo dividendos por ação ajustados ao índice. O dividendo nominal anterior a 1926 foi obtido de Cowles (1939). Finalmente, y_t é a série de dividendo nominal, dividido pela média anual do índice do preço do produtor, de forma que o índice de preço ao produtor seja igual a 100.

Desta forma, Campbell e Shiller (1987) apresentam como um MVP pode ser testado quando as variáveis do modelo, y_t e Y_t seguem processos lineares estocásticos que são estacionários em primeiras diferenças ao invés de em níveis. Se o MVP é verdadeiro, uma combinação linear das variáveis, denominada *spread*, é estacionária. Desta forma, y_t e Y_t são cointegrados. O modelo implica que o *spread* é linear na previsão ótima da alteração de um período em Y_t e também na previsão ótima do valor presente de todas as alterações futuras em y_t. Campbell e Shiller (1987) conduzem testes de Wald formais destas implicações, assim como um método informal para avaliação de "encaixe" (*fit*) do MVP. Um VAR é utilizado para se construir uma previsão ótima irrestrita do valor presente de alterações y_t futuras, e isto é comparado com o *spread*. Se o modelo é verdadeiro, a previsão ou "spread teórico" deve ser igual ao spread observado.

Campbell e Shiller (1987) verificam que ambos os modelos podem ser rejeitados estatisticamente em níveis de significância convencionais, com evidência mais forte para títulos do governo. No entanto, no conjunto de dados analisado, o *spread* entre taxas de juros de longo e curto prazo se movimenta de forma aproximada com a previsão irrestrita do valor

presente de alterações futuras de taxa de curto prazo. Isto pode ser interpretado como evidência de que desvios do MVP para títulos são transitórios. Em contraste, a avaliação de Campbell e Shiller (1987) do MVP para ações indicam que o *spread* entre preços de ações e dividendos se movimentam de forma excessiva e que desvios do MVP são bastante persistentes, embora a força da evidência para este fenômeno dependa sensivelmente da taxa de desconto pressuposta no teste.

Campbell e Shiller (1988a) afirmam que o modelo de MVP com retornos esperados variantes no tempo introduzido faz com que a razão preço-dividendo de uma ação seja linear em se prever otimamente taxas de desconto reais de um período e taxas de crescimento de dividendos reais de um período. Analisa-se que, uma vez que taxas de desconto *ex-post* são observáveis, este modelo pode ser testado utilizando-se o método VAR. Desta forma, Campbell e Shiller (1988a) aplicam quatro versões do modelo linearizado que diferem na medida das taxas de desconto para séries temporais dos EUA ao longo do período de 1971-1986 e 1926-1986: uma versão que impõe taxas de desconto constantes, e versões que mensuram taxas de desconto a partir de dados de taxas de juros reais, dados de consumo real agregado, e dados de retorno de variância. Campbell e Shiller (1988a) observam que os resultados fornecem uma métrica para avaliar a importância relativa do crescimento de dividendos reais, taxas de desconto mensuradas, e fatores não explicados na determinação da razão preço-dividendo.

Campbell e Shiller (1988a) examinam a variação no tempo nos preços das ações em relação aos dividendos. Como arcabouço para análise dos movimentos dos preços das ações, propõem um modelo de razão-dividendo que expressa o log da razão preço-dividendo como a expectativa racional do valor presente de taxas de crescimento de dividendos futuros e taxas de desconto. Campbell e Shiller (1988a) utilizam a equação em combinação com autorregressão vetorial para decompor movimentos no log da razão preço-dividendo em componentes atribuíveis ao crescimento de dividendos futuros esperados, taxas de desconto futuro esperadas, e fatores não explicados.

O estudo de Campbell e Shiller (1988a) possui três resultados principais. Primeiro, há alguma evidência de que a razão preço-dividendo não se movimenta com crescimento futuro racionalmente esperados nos dividendos. O log da razão preço-dividendo causa no sentido de Granger crescimento de dividendos reais em todos os sistemas estimados, e a previsão irrestrita do valor presente de taxas de crescimento de dividendos futuros a partir de um VAR, $\delta_{dt}^{'}$, possui um desvio-padrão que é em torno da metade do log da razão preço-dividendo observada δ_t. A correlação entre $\delta_{dt}^{'}$ e δ_t é extremamente alta nos sistemas VAR de primeira

ordem, declinando dramaticamente na medida em que a ordem de defasagem VAR aumenta e geralmente permanece positivo em sistemas de ordem mais elevada, mas é imprecisamente estimado.

Segundo, as diversas medidas das taxas de desconto de curto prazo utilizadas por Campbell e Shiller (1988a) – taxas de desconto de curto prazo, crescimento de consumo, e a volatilidade de retornos de ações – não são capazes de explicar movimentos nos preços de ações. Uma das implicações mais fracas do modelo é que o log da razão preço-dividendo deveria auxiliar na previsão de taxas de desconto mensuradas se, de fato, expectativas de taxas de desconto futuras conduzem preços de ações. No entanto, Campbell e Shiller (1988a) verificam que nem taxas de juros de curto prazo ou retornos reais de ações *ex-post* são causados no sentido de Granger pela razão do log preço-dividendo em níveis de significância convencionais. O log da razão preço-dividendo não causa no sentido de Granger crescimento de consumo real, mas a correlação entre Δc_t e δ_t possui sinal oposto ao esperado. Ao se computar a expectativa racional do valor presente de taxas de desconto futuras, verifica-se que é muito menos variável do que o componente do log da razão preço-dividendo que não é explicada por dividendos, $\delta_t - \delta_{dt}^{'}$. Terceiro, há variação substancial não explicada no log da razão preço-dividendo. A parte não explicada de δ_t é aproximadamente igual a $\delta_t - \delta_{dt}^{'}$, uma vez que as taxas de desconto mensuradas contribuem pouco à explicação de δ_t, e a variável $\delta_t - \delta_{dt}^{'}$ possui um desvio-padrão de aproximadamente metade de δ_t.

Ao analisar que longas médias históricas de retornos reais auxiliam na previsão de valores presente de dividendos reais futuros, Campbell e Shiller (1988b) utilizam dados agregados do mercado americano ao longo do período de 1871-1986. Observa-se que a previsão por meio da técnica VAR do valor presente de dividendos futuros é, para cada ano, aproximadamente uma média ponderada de retornos com média móvel e preços reais correntes, com dois terços a três quartos do peso na medida de retornos. Desta forma, dada a considerável volatilidade entre preços de ações e retornos, resultados indicam que o MVP com taxas de retorno variantes no tempo apresenta maior robustez na previsibilidade do retorno das ações em relação ao MVP simples.

Fama e French (1988) afirmam que um componente lento de reversão à média de preços de ações tende a induzir à autocorrelação negativa em retornos. Detecta-se que a autocorrelação é fraca para as frequências diárias e semanais de propriedade de uma ação. Em testes para o período de 1926-85 para o mercado americano, autocorrelações grandes e negativas para horizontes de retorno superior a um ano sugerem que a variação previsível no preço devido à reversão à média é responsável por grandes frações de variâncias de retorno de

3 a 5 anos. Fama e French (1988) estimam que a variação previsível é de aproximadamente 40% de variâncias de retorno de 3 a 5 anos para portfólios de empresas pequenas. A porcentagem declina para aproximadamente 25% para portfólios de grandes empresas.

Fama e French (1988) analisam que testes anteriores de eficiência de mercado examinaram autocorrelações de retornos de ações em frequências diárias e semanais. Tamanhos amostrais para horizontes relativamente curtos de tempo são tipicamente grandes, e evidências confiáveis de autocorrelação diferente de zero é comum. Dado que autocorrelações estimadas são geralmente próximas de 0.0, no entanto, a maior parte dos estudos conclui que previsibilidade implícita de retorno não é economicamente significante. Fama (1970) é um exemplo-chave destes trabalhos anteriores, que amplamente conclui que o mercado acionário é eficiente.

Os testes de Fama e French (1988) são baseados na proposição de que o comportamento de retornos de longo prazo podem fornecer uma impressão mais clara em relação à importância de componentes de reversão à média de preços. Especificamente, um componente de preços que declina lentamente induz à autocorrelação negativa nos retornos que é fraca para as frequências de propriedade da ação diárias e trimestrais comuns em testes de eficiência de mercado. No entanto, um componente temporário de preços pode induzir a forte autocorrelação negativa em retornos de longo prazo.

Fama e French (1988) examinam autocorrelações de retornos de ações para períodos crescentes de propriedade. Nos resultados para o período amostral em análise, autocorrelações grandes e negativas para horizontes de retorno superior a um ano são consistentes com a hipótese de que componentes de reversão à média de preços são importantes na variação de retornos. Adicionalmente aos resultados observados, Fama e French (1988) verificam que as estimativas para portfólios da indústria sugerem que a variação previsível devido à reversão à média é de aproximadamente 35% de variâncias de retorno de 3 a 5 anos.

Desta forma, os resultados acrescentam à evidência existente de que retornos de ações são previsíveis (BODIE, 1976; JAFFE e MANDELKER, 1976; NELSON, 1976; FAMA e SCHWERT, 1977; FAMA, 1981; CAMPBELL, 1987; FRENCH, SCHWERT e STAMBAUGH, 1987). Fama e French (1988) ressaltam que o trabalho foca em horizontes de curto prazo e a conclusão comum é a de que a variação previsível é uma pequena parte (normalmente menos do que 3%) da variação dos retornos, havendo, portanto, pouca evidência na literatura em relação a estimativas de que 25% a 45% da variação de retornos de ações de 3 a 5 anos é previsível a partir de retornos passados.

Cecchetti, Lam e Mark (1990) demonstram que as evidências encontradas em Poterba e Summers (1988) e Fama e French (1988) de que preços de ações revertem à média são consistentes com um modelo de equilíbrio de determinação do preço do ativo. A questão proposta em Cecchetti, Lam e Mark (1990) consiste em se as propriedades de correlação serial empiricamente observadas podem ser geradas por um modelo de equilíbrio de apreçamento de ativos. Distribuições de Monte Carlo das estatísticas de razão de variância de Poterba e Summers (1988) e coeficientes de regressão de Fama e French (1988) foram gerados utilizando-se retornos de equilíbrio derivados a partir do modelo de Lucas (1978) e processos Markov Switching governando consumo, dividendos e PIB.

Cecchetti, Lam e Mark (1990) analisam que correlação serial negativa em retornos de ações no longo prazo é consistente com o modelo de equilíbrio de apreçamento de ativos. Quando investidores demonstram apenas um desejo moderado para "suavizar" seu consumo, as medidas comumente utilizadas de reversão à média nos preços das ações calculados a partir de dados de retornos históricos sempre se baseiam dentro de um intervalo de 60% de confiança da mediana das distribuições de Monte Carlo implícitas no modelo de equilíbrio. A partir desta evidência, conclui-se que o grau de correlação serial nos dados poderiam ter sido plausivelmente gerados pelo modelo desenvolvido neste trabalho. Desta forma, Cecchetti, Lam e Mark (1990) concluem que evidências a partir de razões de variância e coeficientes de retorno de regressão não são suficientes para descartar modelos de equilíbrio, enfatizando-se, no entanto, que estes resultados não provam que o modelo de equilíbrio seja verdadeiro, dado que é impossível provar racionalidade ou irracionalidade.

Utilizando-se os mesmos dados de Campbell e Shiller (1987), Timmermann (1995) analisa o impacto da persistência e volatilidade na taxa de desconto em modelos de valor presente em testes de cointegração em níveis e logaritmos das variáveis. Em simulações, verifica-se que a probabilidade de não se rejeitar a hipótese nula de ausência de cointegração depende da persistência do processo da taxa de desconto e pode ser muito alta quando o processo de retornos esperados é altamente persistente. Em contraste, testes de cointegração são muito robustos em relação ao nível de volatilidade na taxa de desconto. Timmermann (1995) analisa a relevância das evidências encontradas para o mercado americano em que testes ADF padrão não rejeitam a hipótese nula de ausência de cointegração entre preços de ações e dividendos. Baseando-se nas estimativas da persistência em quatro modelos de apreçamento de ativos, verifica-se que um modelo que relaciona retornos esperados e pagamento de dividendos (*dividend yield*) é suficientemente persistente para explicar a falha de se rejeitar a hipótese nula de que preços de ação e dividendos não são cointegrados.

Timmermann (1995) revela que, quando a taxa esperada de retorno varia ao longo do tempo, o modelo de valor presente geralmente não implica na existência de uma relação estacionária entre a variável exógena integrada e a variável endógena em níveis. Como os resíduos da regressão de cointegração são o produto de uma variável estacionária e integrada, a variância dos resíduos oscilará em torno de tendências. Por outro lado, pressupostos plausíveis implicam que o teste de cointegração baseado na diferença do log entre a variável endógena e exógena será válido na presença da variação na taxa de desconto.

Desta forma, Timmermann (1995) analisa importantes conclusões para econometria aplicada a partir de seu trabalho. Primeiro, testes de cointegração de modelos de valor presente (seja em logs ou níveis) revelam razoável robustez na presença de retornos esperados voláteis, dado que o processo de retornos esperados não é fortemente persistente. Segundo, quando retornos esperados são fortemente persistentes, é improvável que a hipótese nula de ausência de cointegração seja rejeitada por testes ADF para pequenos tamanhos amostrais frequentemente utilizados em economia (50-100 observações), mesmo quando o modelo de valor presente é válido. Timmermann (1995) analisa que isto permanece válido mesmo quando a variância em retornos esperados é pequena comparado à variável exógena do modelo de valor presente. Terceiro, na medida em que o tamanho amostral aumenta para 200 ou mais observações, a probabilidade de se rejeitar a hipótese nula de cointegração aumenta rapidamente e é muito alta ao nível de 5% ambos para os testes DF e ADF. Desta forma, Timmermann (1995) alerta para a cautela na aplicação de testes de cointegração aos modelos de valor presente ao se suspeitar que retornos esperados podem ser persistentes e o tamanho amostral, relativamente pequeno.

Kim, Morley e Nelson (2001) apontam que, quando o *feedback* da volatilidade é levada em consideração, há forte evidência de um *tradeoff* positivo entre volatilidade no mercado de ações e retornos esperados em um portfólio de mercado. Assim, investiga-se se este *tradeoff* intertemporal entre risco e retorno é responsável pela evidência na literatura de reversão à média de preços de ações. Neste trabalho, verificam-se duas observações relevantes. Primeira, movimentos de preços não relacionados aos efeitos de volatilidade Markov Switching são largamente imprevisíveis em grandes horizontes de tempo. Segunda, as estimativas do parâmetro variantes no tempo da previsibilidade de longo prazo de retornos de ações rejeitam qualquer reversão à média sistemática em favor do comportamento implícito no calendário histórico do *tradeoff* entre risco e retorno.

Kim, Morley e Nelson (2001) analisam que um *tradeoff* intertemporal entre risco e retorno para o mercado de ações em geral explica a evidência verificada de reversão à média

em Fama e French (1988) e Poterba e Summers (1988). Em particular, o calendário histórico de grandes mudanças no nível de volatilidade do mercado de ações produziu alterações em retornos responsáveis para a tendência aparente de movimentos de preço serem compensados em longos horizontes. Ao mesmo tempo, a ausência de alterações periódicas em volatilidade durante o período pós-guerra corresponde ao desaparecimento de qualquer previsibilidade aparente de longo prazo para os dados relacionados a esse período. Kim, Morley e Nelson (2001) chegam a esta conclusão de duas maneiras. Primeiro, ao se considerar um modelo empírico de retornos de ações que captura o *feedback* de volatilidade na presença de *tradeoff* positivo entre volatilidade de mercado e retornos esperados, verifica-se que movimentos nos preços residuais não explicados são amplamente imprevisíveis em longos horizontes. Segundo, ao se permitir que a previsibilidade aparente de longo prazo de retornos de ações se altere ao longo do tempo com parâmetros variantes no tempo no modelo, Kim, Morley e Nelson (2001) verificam que movimentos de preço no pós-guerra são mais consistentes com o comportamento implícito no *tradeoff* histórico entre risco e retorno do que qualquer reversão à média sistemática.

Kim, Morley e Nelson (2001) notam que os resultados fornecem forte apoio para eficiência de mercado. No entanto, não se fornece um teste decisivo para eficiência de mercado. Especificamente, comenta-se que, no caso da impossibilidade de explicar a evidência de reversão à média, poder-se-ia argumentar que os resultados seriam uma consequência da má especificação dos retornos esperados de equilíbrio, ao invés de, por exemplo, uma falha de eficiência de mercado devido a uma sobrerreação. Entretanto, dada que a medida utilizada de *tradeoff i*ntertemporal entre risco e retorno não explica a evidência existente de reversão à média, o argumento para a falha de eficiência de mercado devido a sobrerreação do investidor é amplamente desacreditada. Primeiro, Kim, Morley e Nelson (2001) não encontram nenhuma evidência de oportunidades para arbitragem em longos horizontes. Ao invés, a previsão ótima revela ser a mesma que o retorno esperado de equilíbrio implícito pelo *tradeoff* intertemporal entre risco e retorno. Segundo, as estimativas mais recentes de previsibilidade em longos horizontes na verdade apoiam a hipótese de *random walk*. Dado que isto é contrário à implicação de uma sobrerreação sistemática por investidores, Kim, Morley e Nelson (2001) afirmam que retornos de ações no pós-guerra revelam-se amplamente imprevisíveis em longos horizontes dados retornos passados.

Dupuis e Tessier (2003) identificam os fundamentos por trás da dinâmica do mercado acionário americano por meio da especificação de um Modelo Vetorial de Correção de Erros Estrutural (*Structural Vector-Error-Correction Model* - SVECM) de acordo com a

metodologia de King, Plosser, Stock e Watson (1991). Utilizando-se dados ao longo do período de 1973.1 a 2002.3, a metodologia adotada identifica choques estruturais com a imposição de restrições de longo prazo, permitindo-se calcular uma medida de equilíbrio do valor do mercado de ações baseado nos componentes permanentes das séries temporais. Desta forma, Dupuis e Tessier (2003) propõem que uma melhor compreensão dos componentes que guiam os movimentos no mercado acionário pode fornecer um *insight* em relação aos efeitos potenciais da revolução tecnológica recente na dinâmica do valor de equilíbrio do mercado acionário, como sugerido por Hobjin e Jovanovic (2001).

As evidências empíricas de Dupuis e Tessier (2003) possuem dois resultados principais. Primeiro, analisa-se que a tendência de preços de ações movem mais do que um para um com dividendos. Segundo, fornece-se evidência adicional de um componente transitório nos preços de ações. Desta forma, de acordo com a decomposição da variância em horizontes curtos, inovações transitórias exercem uma função-chave na flutuação trimestral de preços dos ativos, enquanto que a dinâmica dos dividendos e taxas reais de desconto é amplamente dominada por seus respectivos choques permanentes. Para a decomposição da variância de longo prazo, verifica-se que 76% das dinâmicas de baixa frequência nos preços das ações são explicadas por choques permanentes em dividendos e os 24% remanescentes são explicados por choques permanentes na taxa de juros.

Desta forma, esses resultados revelam-se consistentes com a literatura prévia em volatilidade do mercado de ações (SHILLER, 1981; LEROY e PORTER, 1981), em que movimentos nos dividendos se revelam excessivamente suaves para justificar o grau mais elevado de volatilidade nos preços de ações. Embora preços de ações e dividendos se encontrem “amarrados” no longo prazo – por meio de uma relação de cointegração significativa – seu comportamento de curto prazo é bastante diferente, uma vez que choques transitórios possuem um impacto muito maior nos preços das ações (70%) do que em dividendos (1%). Assim, Dupuis e Tessier (2003) observam que os resultados fornecem evidências de que flutuações de curto prazo nos preços das ações não apresentam associação com os fundamentos, o que reforça a visão de que o componente transitório de preços de ações fornece uma avaliação geral do grau de sobre ou subavaliação.

Dupuis e Tessier (2003) comentam que, embora o modelo não permita a previsão direta de preços futuros de ações, os resultados sugerem que, em seu pico em 2000, o índice mais amplo para o mercado de ativos americano (Wilshire 5000) encontra-se sobreavaliado em aproximadamente 8%. Do desempenho incrível do mercado de ação ao longo do período de 1995 a 2000, 35% é atribuível à progressão de dividendos reais. Outros 20% é associado

com médias menores de taxas de juros reais médias, sendo possível por inflação baixa e estável. Dado que o desempenho financeiro do mercado americano no período pós "exuberância irracional" tem se revelado misto, o modelo de Dupuis e Tessier (2003) sugere que, dado os fundamentos, que o índice analisado encontrava-se subavaliado em 14% ao final de 2002.4.

Manzan (2004) compara o valor fundamental implícito pelo MVP quando o retorno *ex-ante* e a taxa de desconto de dividendos são constantes (modelo estático de Gordon) ou variantes no tempo (modelo dinâmico de Gordon). Os resultados sugerem que essas variáveis fundamentais são incapazes de explicar a dinâmica de curto prazo de preços de ações, embora tendam a explicar seu comportamento de longo prazo. Outra questão relevante incitada por Manzan (2004) relaciona-se à possibilidade de uma diminuição do prêmio de risco considerado por Fama e French (2002). A diminuição do retorno *ex-ante* implica uma mudança "para cima" da razão média preço-dividendo que também se revela consistente com análise anterior por Bonomo e Garcia (1994).

Desta forma, Manzan (2004) investiga a relação entre preços de ações e variáveis fundamentais. Primeiro, considera-se a habilidade das versões dinâmicas e estáticas do MVP para explicar a dinâmica de preços de ações anuais de 1871 a 2003. Utilizando-se o modelo ESTAR (*Exponential Smooth Transition AR*), os resultados sugerem que preços de mercado sofrem oscilações de distanciamento da avaliação fundamental, mas revertem no longo prazo. Considera-se então se o desvio de preços de ações da avaliação fundamental pode ser caracterizado por um processo de ajuste não linear. Manzan (2004) verifica que os dados apoiam fortemente tal hipótese. Ademais, observa-se que os resultados são bastante similares ambos nos períodos pré e pós 1990.

Manzan (2004) ressalta que este estudo não fornece uma resposta à questão de racionalidade de avaliações de mercado. Entretanto, a análise de séries temporais da razão preço-dividendo (mensuração de desvio de preços de ações de seu valor fundamental) revela que há evidência significativa para a existência de dois regimes. Em um regime, desvios são persistentes e contribuem para impulsionar o distanciamento de preços das ações dos valores intrínsecos. Ao invés, o outro regime é caracterizado por forte reversão à média na qual a avaliação de mercado se torna mais próxima dos valores fundamentais. Este padrão de reversão à média não linear é válida em ambos os regimes para a subamostra até o início da década de 1990 e para a amostra completa que inclui a ascensão do mercado de ações ao final da década. Manzan (2004) analisa que o comportamento em forma de "bolha" é corretamente

capturado pelo modelo adotado em que há se alterna entre um regime persistente e um de rápida reversão à média.

Su, Chang e Chen (2007) investigam se há bolhas racionais no mercado de ações de Taiwan. Assim, verifica-se que o MVP com retornos esperados variantes no tempo (CAMPBELL e SHILLER, 1988a, 1988b) fornece uma descrição empiricamente válida do comportamento do mercado de ações em análise. São utilizados os testes de raiz unitária e cointegração do tipo M-TAR (*Momentum Threshold Autoregressive*) de Enders e Granger (1998) e Enders e Siklos (2001) com o objetivo de investigar se há ajuste assimétrico em preços de longo prazo e dividendos na bolsa de Taiwan ao longo do período de 1991.6 a 2005.2. Este modelo não linear é considerado mais poderoso do que os modelos convencionais de cointegração (ENGLE e GRANGER, 1987; JOHANSEN, 1988, 1991) pois capturam padrões de ajustamentos assimétricos. Os resultados de Su, Chang e Chen (2007) revelam que preços de ações aderem aos dividendos, atestando-se a ausência de bolhas racionais no mercado em análise.

2.5.2. Nível Agregado de Índice do Mercado de Ações: Brasil

Anchite e Issler (2001) testam a racionalidade e previsibilidade no mercado brasileiro de ações a partir das duas versões do MVP desenvolvidas em Campbell e Shiller (1987, 1988a,b) e Campbell (1991), tornando-se uma contribuição-chave à literatura empírica brasileira em Finanças. O foco principal de Anchite e Issler (2001) relaciona-se à racionalidade na formação do Ibovespa, aplicando-se técnicas de análise multivariada como o arcabouço VAR para testar os dois tipos de fórmulas de valor presente: retornos constantes e variantes no tempo. Diferentemente de trabalhos anteriores com dados brasileiros, a utilização de técnicas multivariadas permite ampliar o conjunto de informação utilizando-se não somente de preços de ações, mas também de dividendos e taxa de juros sem risco como variáveis que possam explicar e prever retornos. Anchite e Issler (2001) analisam que a diferença é importante, dado que pode haver diferenças entre a previsão condicional de uma série, usando-se apenas a informação contida em seu passado, da previsão condicional quando se amplia o conjunto de informação, utilizando-se informações passadas e outras séries condicionantes, como a existência de causalidade no sentido de Granger (1969).

Utilizaram-se séries de preços e dividendos do Ibovespa em frequência trimestral de 1986.1 a 1998.4. Os dados foram deflacionados pelo índice geral de preços IGP-DI com base em dezembro de 1998. A série de dividendos foi construída agregando-se os dividendos pelas

ações que compõem o Ibovespa ponderados pelos seus respectivos pesos no índice. Outros tipos de pagamentos das empresas, como bonificações, também foram incluídos na série de dividendos, de forma a captar a ideia de fluxo de caixa pago a um agente econômico que retenha uma unidade do Ibovespa. Adicionalmente, Anchite e Issler (2001) utilizaram séries de taxas de juros para testar o modelo de Razão Dividendo-Preço proposto em Campbell e Shiller (1988a,b), também deflacionada pelo IGP-DI.

Em relação aos resultados, a partir de um conjunto de testes empíricos como teste de Wald nos coeficientes do VAR, causalidade de Granger, razão unitária das variâncias, Anchite e Issler (2001) concluem que há racionalidade do mercado brasileiro de ações, dado que não se pode rejeitar a grande maioria das implicações testáveis dos MVP. Anchite e Issler (2001) verificam que isso ocorre tanto nos modelos que utilizam o retorno constante quanto variável no tempo, embora os primeiros não tivessem tido tanto suporte empírico quanto os últimos. Conforme Anchite e Issler (2001), tal resultado não é surpreendente, uma vez que os primeiros são baseados em hipóteses menos realistas do que aquelas em que se baseiam os últimos. Um dos casos em que a aderência ao MVP não foi perfeita para ambos os modelos foi nos testes de causalidade de Granger, uma vez que o resultado do teste é inconclusivo, apresentando causalidade bidirecional entre preços e dividendos. Adicionalmente, houve rejeição em um dos testes de razão unitária de variâncias (modelo com retornos constantes no tempo).

Mais recentemente, Morales (2006) emprega uma metodologia que objetiva compatibilizar a previsibilidade de retornos com a existência de um mercado eficiente sob um contexto de expectativas racionais como em Lucas (1978) por meio de técnicas econométricas de análise multivariada, sendo precisamente a modelagem VAR como em Anchite e Issler (2001). Os dados são analisados para o índice Bovespa e um índice ponderado pela capitalização de mercado das empresas brasileiras.

Desta forma, os dados utilizados em Morales (2006) consistem em observações com frequência trimestral de preços e dividendos normalizados em relação aos dois índices citados e deflacionados pelo IGP-DI. Morales (2006) ressalta que a construção da série de preços leva em consideração o preço de fechamento de cada papel no último pregão de cada trimestre na amostra. A série de dividendos captura os proventos distribuídos ao longo do período e, portanto, anteriores ao preço utilizado. O índice ponderado pela capitalização de mercado das empresas utilizado é composto por 131 ações negociadas na Bovespa antes de 1986 até o final de 2005. Conforme Morales (2006), a necessidade de se construir este índice evitou que houvesse grandes mudanças na amostra ao longo do tempo e que isto gerasse alguma

distorção no padrão de retorno das séries. Foi estabelecida uma restrição sobre classe de ações da mesma empresa, se ação ordinária ou preferencial, que privilegia a classe com maior volume de negócio no período retroativo de um mês. A composição da carteira utilizada por Morales (2006) obedece à regra de que a participação da ação no índice deve ser proporcional à capitalização de mercado da respectiva ação.

Em relação aos resultados, Morales (2006) constata que o MVP à taxa de retorno constante foi rejeitado ao ser submetido aos testes econométricos. Conforme Morales (2006), inicialmente, existe a hipótese de que um mercado que se move de acordo com as expectativas racionais e, portanto, esta versão do MVP não forneceria apoio teórico à movimentação de preço das ações, nem ao comportamento de seus agentes. Morales (2006) supôs adicionalmente que o modelo não reflete de forma imediata a nova informação, não incorporando automaticamente o valor intrínseco de suas variáveis explicativas, pela ausência de competição no mercado acionário. Por outro lado, o modelo de valor presente à taxa de retorno variável não é rejeitado. Desta forma, o modelo é consistente com a hipótese de mercados eficientes na forma fraca, onde é impossível produzir retornos consistentemente superiores à carteira teórica de mercado, utilizando estratégias baseadas nos preços passados. Morales (2006) analisa que a incapacidade do mercado e de gerar excessos de retorno dado que todos s agentes possuem acesso à mesma informação fornece suporte à gestão passiva em detrimento da gestão ativa de portfólios.

2.5.3 Nível da Empresa: Internacional

As referências analisadas até o momento consideram a relação preço-dividendo de forma agregada para diferentes índices de ações. Conforme Jung e Shiller (2005), a utilização de dados em painel para testar o MVP por empresa individualmente pode ser mais adequada em relação à análise agregada. Desta forma, para os agentes econômicos, seria adequado considerar e prever os impactos que fatores macroeconômicos (i.e. política monetária e crescimento do produto) e microeconômicos (i.e. grau de concorrência e desempenho de concorrentes) exerceriam sobre o fluxo de caixa e as perspectivas de crescimento da empresa, ao invés de observar somente as relações macroeconômicas agregadas. Adicionalmente, o MVP pode ser mais efetivo se aplicado a empresas que se encontram no estágio de maturidade em seu ciclo de vida. As informações obtidas no nível da empresa revelam-se potencialmente úteis aos agentes que atuam em bolsas de valores.

Com a rápida ascensão do mercado acionário na década de 1990 e questionamento por parte de analistas em relação a se o valor fundamental de uma ação encontrava-se relacionada a inovações em dividendos e taxas de juros, uma vez que baixos pagamentos de dividendos e altas recordes nos preços das ações sugeriram sobreavaliação do preço das ações, passou-se então a questionar a validade do MVP e efeitos das taxas de juros sobre a relação preço-dividendo da ação. Desta forma, Nasseh e Strauss (2004) examinam se há uma relação estável entre preços e dividendos ao longo de 20 anos para empresas pertencentes ao S&P 100.

A amostra de Nasseh e Strauss (2004) compreende as ações pertencentes ao S&P 100 para o período de 1979.3 a 1999.2 com frequência trimestral. Excluem-se observações faltantes (*missing observations*), tipicamente de novas empresas ou aquelas que não existem devido à fusão ou falência. O conjunto final de dados inclui 84 empresas. Desta forma, a exclusão de empresas novas ou que incorreram em falência possui a vantagem de testar as companhias em um ambiente próximo a um estado estacionário (*steady state*). A relação de valor presente é especialmente relevante para empresas em fase madura de seu ciclo de vida e, geralmente, não aplicável para empresas *start-up* cujos preços acionários baseiam-se na expectativa de altos lucros futuros que não serão realizados durante o período de tempo da amostra.

Uma vez que a condição prévia para os procedimentos de estimativas de cointegração para painel é a de que as variáveis possuem raiz unitária e são cointegradas, aplicam-se os testes de raiz unitária para painel de Levin e Lin (1993) e Im, Pesaran e Shin (1997). Ambos os testes de painel possuem substancialmente maior poder em relação às equações de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) para uma empresa única. Ao verificar se a cointegração encontra-se presente entre preços e dividendos, com a finalidade de se estimar os parâmetros de cointegração, Nasseh e Strauss (2004) adotam diferentes técnicas aplicáveis a painéis não estacionários, incluindo-se estimadores plenamente modificados (*Fully Modified* – FM) e mínimos quadrados dinâmicos (*Dynamic Least Squares* – DOLS)

Em relação aos resultados, Nasseh e Strauss (2004) analisam que, ao se questionar se efeitos de longo prazo podem ser utilizados para explicar dividendos e movimentos de preços no curto prazo, questiona-se também qual é esta relação causal. Desta forma, estima-se a regressão na qual dividendo é a variável dependente e preço, independente, utilizando-se mecanismo de correção de erros. Isto significa regredir o log de dividendos em preços, manter os resíduos e defasá-los em um período com o objetivo de utilizá-los como mecanismo de correção de erros.

Os resultados revelam que dividendos causam preços no sentido de Granger, uma vez que o mecanismo de correção de erros é grande e altamente significante. Os coeficientes estimados indicam que metade do desequilíbrio é eliminado em aproximadamente 8 meses. Nasseh e Strauss (2004) interpretam o ECM (*Error Correction Model* ou Modelo de Correção de Erros) como preços sendo anteriores ou subsequentes, não que cause inovações em dividendos, cuja significância confirma a cointegração entre preços e dividendos. Dado que resultados indicam que alterações em preços revelam-se anteriores ou explicam movimentos de dividendos, Nasseh e Strauss (2004) afirmam que os dados mostram-se consistentes com o modelo de valor presente, em que o preço é a expectativa de movimentos futuros em dividendos. As estimativas também revelam que alterações nas taxas de juros nominais, e não taxas de juros reais, são determinantes significantes de crescimento de dividendos.

Estimativas subsequentes de Nasseh e Strauss (2004) demonstram um pequeno mas significante mecanismo de correção de erro e ressaltam que a causalidade no sentido de Granger é essencialmente unidirecional. Dividendos apenas parcialmente antecipam ou preveem movimentos de preços, em grande parte pelo fato de seus efeitos já terem sido incorporados nos preços das ações. Coeficientes insignificantes e baixo poder explicativo R^2 são consistentes com a hipótese de eficiência de mercado. A única variável significante ao nível de 1% é a taxa de juros nominal. Um aumento de 1% na taxa de juros nominal reduz o preço de ações em 6% no curto prazo, mas não possuem nenhum efeito de longo prazo, conforme apontado por Nasseh e Strauss (2004). Este resultado implica que preços de ações tendem a reverter à média após o período amostral aplicado neste estudo. Finalmente, Nasseh e Strauss (2004) discutem que alterações nas taxas de juros reais em níveis ou diferenças são insignificantes e de sinal oposto ao previsto.

Desta forma, Nasseh e Strauss (2004) apontam uma relação aproximada um para um entre preços de ações e dividendos para empresas grandes estabilizadas. Além disso, preços de ações explicam mais do que um terço dos movimentos de dividendos no curto prazo. Entretanto, o modelo de Nasseh e Strauss (2004) indica que ações se encontram superavaliadas em 43% durante o final da década de 1990. Examina-se então se aumentos substanciais no mercado acionário durante este período pode ser explicado por efeitos de taxas de juros ou se ocorreu uma quebra na relação preço-dividendo. Nasseh e Strauss (2004) apresentam que taxas de juros possuem efeitos significantes no curto prazo, mas não no longo prazo, sobre inovações em dividendos, e não explicam sobreavaliações recentes nos preços acionários. Adicionalmente, revela-se que declínios nas taxas nominais de juros explicam aproximadamente metade da sobreavaliação, e que uma quebra no pagamento de dividendos

na metade da década de 1990 pode explicar a sobreavaliação remanescente dos preços das ações.

Goddard *et al*. (2008) empregam o teste de raiz unitária para painel aumentado para seções transversais introduzido por Pesaran (2007). Este teste lida com as questões de dependência entre as seções transversais pela inclusão de médias de seções transversais de primeiras diferenças correntes e defasadas, e dos níveis defasados, juntamente com os termos de primeira diferença defasados a nível individual, nas autorregressões de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) utilizadas para testar a estacionariedade $I(0)$ das séries para cada membro do painel. Pelo fato de testes aumentados para seções transversais não terem sido aplicados extensivamente na literatura prévia de Finanças, Goddard *et al*. (2008) aplicam também os testes de primeira geração de raiz unitária para painel de Levin, Lin e Chu (2002) e Im, Pesaran e Shin (2003) que não permitem dependência entre as seções transversais nos mesmos dados, possibilitando comparações diretas entre naturezas diferentes de testes. Para o teste de cointegração, Goddard *et al*. (2008) aplicam o conjunto de testes de cointegração desenvolvidos em Pedroni (1999, 2001, 2004).

A amostra de Goddard *et al*. (2008) compreende 104 companhias não financeiras britânicas para as quais as séries completas de preço de ações e dividendos encontram-se disponíveis ao longo de 34 anos, 1970-2003, com frequência anual. Goddard *et al*. (2008) ressaltam que esta é a primeira investigação ao nível da empresa em que se testa a validade do MVP baseado em dados britânicos. Em relação aos resultados, Goddard *et al*. (2008) reportam o teste LLC baseado em duas especificações: intercepto individual e intercepto e tendência determinista. Os resultados são gerados em ordens de aumentos de defasagens de 0 a 3. Apresenta-se também o número de empresas para as quais a hipótese nula de não estacionariedade $I(1)$ é rejeitada nas autoregressões ADF, em níveis de significância de 1%, 5% e 10%. As autorregressões ADF de Goddard *et al*. (2008) baseiam-se nas mesmas duas especificações: intercepto individual e intercepto e tendência determinista, e um aumento preferido de defasagem selecionada para cada empresa individualmente utilizando-se o Critério de Informação de Akaike (*Akaike Information Criterion* – AIC).

Em relação aos resultados, para a série do log do preço real, no modelo com intercepto individual, o teste LLC falha em rejeitar a hipótese nula de não estacionariedade $I(1)$ ao nível de 5% para defasagens 1, 2, 3, mas o mesmo teste rejeita a hipótese nula para defasagem 0. No modelo com intercepto e tendência, a hipótese nula é rejeitada para todos os valores de defasagens. Os testes individuais ADF produzem um padrão similar de resultados, nos quais falham em rejeitar a hipótese nula quando a tendência é excluída, mas existem mais rejeições

quando a tendência é incluída. Desta forma, o teste IPS falha em rejeitar a hipótese nula no primeiro caso, mas rejeita a hipótese nula ao nível de 1% no caso posterior. Portanto, há ambiguidade nos resultados dos testes na série do logaritmo de preço real: o diagnóstico de estacionariedade $I(0)$ ou não estacionariedade $I(1)$ depende se a tendência é incluída ou não.

Para a série do log de dividendo real, Goddard *et al*. (2008) verificam ambiguidade similar nos resultados dos testes, em que o diagnóstico de raiz unitária ou estacionariedade é novamente sensível à inclusão ou exclusão de tendência. Para o modelo com intercepto individual, os testes para painel falham em rejeitar a hipótese nula de não estacionariedade $I(1)$ para todas as empresas. Por outro lado, para o modelo com intercepto e tendência, os testes rejeitam a hipótese nula de não estacionariedade $I(1)$. O teste IPS falha (com significância limítrofe) em rejeitar a hipótese nula de não-estacionariedade $I(1)$ para todas as empresas do modelo com intercepto individual, mas rejeita a mesma hipótese nula para o modelo com intercepto e tendência.

Para a série do log da razão preço-dividendo, o teste LLC falha em rejeitar a hipótese nula de não estacionariedade $I(1)$ para todos os aumentos de defasagens, independentmente da inclusão ou exclusão de tendência. Os testes ADF individuais rejeitam em geral a hipótese nula de não estacionariedade $I(1)$ ao nível de 5% e o teste IPS, ao nível de 1%. Consequentemente, Goddard *et al*. (2008) analisa que os resultados para o teste de raiz unitária para painel constituem evidência que apoiam o MVP.

Em relação aos testes de cointegração para painel, a evidência favorecendo a não estacionariedade $I(1)$ é geralmente ligeiramente mais forte para a série de dividendo do que para a série de preço. Entretanto, testes de cointegração fornecem evidência consistente de rejeição da hipótese nula de ausência de relação de cointegração entre preço e dividendo para todas as empresas da amostra. Similarmente, testes de raiz unitária para painel aplicados diretamente ao logaritmo da razão preço-dividendo são consistentes em rejeitar a hipótese nula de não estacionariedade $I(1)$ em relação a todas as empresas da amostra. Desta forma, Goddard *et al*. (2008) afirmam que os resultados empíricos obtidos fornecem mais evidências que apoiam o MVP em relação aos estudos anteriores baseados em dados agregados dos índices de preço de ação e dividendo.

3. PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS

3.1 Coleta e Organização da Base de Dados

Com o objetivo de se analisar o Modelo de Valor Presente ao nível da empresa no Brasil, utilizaram-se séries de preços e dividendos com frequência anual para o período de janeiro de 1987 a dezembro de 2008. O período inicial baseia-se na disponibilidade da plataforma de dados, considerando-se que o poder dos testes de raiz unitária e cointegração centra-se ambos nas seções transversais (N) e, de forma mais marcante apresentada pela literatura, na extensão do período de tempo considerado (T), como evidenciado em Shiller e Perron (1985) e Hakkio e Rush (1991). Os preços das ações encontram-se corrigidos para dividendos, bonificações, desdobramentos e todas as demais formas de proventos. Seguindo-se os pressupostos do Modelo de Valor Presente, as séries trimestrais de dividendos por ação correspondem a 3 meses, enquanto que as séries trimestrais de preços correspondem ao término da frequência. De forma semelhante, as séries anuais de dividendos por ação são de 12 meses e as séries trimestrais de preços correspondem ao término da frequência. Todos os valores monetários foram coletados na plataforma da consultoria Economática e deflacionados pelo IGP-DI com data base em 31 de julho de 2009. Deste modo, analisam-se termos reais convertidos por índice de preço de inflação (rpi_t) de forma a não haver distorção devido a algum efeito inflacionário.

Para a seleção da amostra, os critérios estabelecidos para as ações são: i) pertencer ou ter pertencido à Carteira Teórica do Ibovespa ao longo do período de 1986 a 2009; ii) possuir observações que compreendam o período amostral inicial e final adotados, considerando que o Modelo de Valor Presente pode ser mais efetivo quando aplicado a empresas que se encontram em estágio de maturidade em seu ciclo de vida. O Ibovespa constitui no mais importante indicador do desempenho médio das cotações do mercado de ações brasileiro, não sofrendo alterações metodológicas desde sua implementação em 1968. Este índice consiste no valor atual, em moeda corrente, de uma carteira teórica de ações constituída em 02/01/1968 (valor base: 100 pontos), a partir de uma aplicação hipotética. O pressuposto baseia-se em não ter sido efetuado nenhum investimento adicional desde então, considerando-se somente os ajustes efetuados em decorrência da distribuição de proventos pelas empresas emissoras.

Desta forma, a composição do Ibovespa busca aproximar-se da real configuração das negociações à vista (lote-padrão) na Bovespa. As empresas emissoras das ações integrantes da Carteira Teórica do Ibovespa são responsáveis, em média, por aproximadamente 70% do

somatório da capitalização bursátil de todas as empresas com ações negociáveis na Bovespa. A participação de cada ação na Carteira possui relação direta com a representatividade desse título no mercado à vista – em termos de número de negócios e volume financeiro – ajustada ao tamanho da amostra. Essa representatividade é obtida pelo índice de negociabilidade da ação, calculado pela seguinte fórmula:

$$IN = \sqrt{\frac{ni}{N} \times \frac{vi}{V}}$$

onde IN representa o índice de negociabilidade; ni, o número de negócios com a ação i no mercado à vista (lote-padrão); N, número total de negócios no mercado à vista da Bovespa (lote-padrão); vi, volume financeiro gerado pelos negócios com a ação i no mercado a vista (lote-padrão); V, volume financeiro total no mercado a vista da Bovespa (lote-padrão).

A apuração do Índice Bovespa é o somatório dos pesos (quantidade teórica da ação multiplicada pelo último preço da mesma) das ações integrantes de sua carteira teórica. Desta forma, pode ser apurado, a qualquer momento, por meio da seguinte fórmula:

$$Ibovespa_t = \sum_{i=1}^{n} P_{i,t} \times Q_{i,t}$$

onde $Ibovespa_t$ representa o Ibovespa no instante t; n, o número total de ações componentes da carteira teórica; P, o último preço da ação i no instante t; Q, a quantidade teórica da ação i na carteira no instante t.

Os critérios de inclusão de ações no índice baseiam-se no preenchimento cumulativo dos critérios relacionados aos 12 meses anteriores à formação da carteira: estar incluída em uma relação de ações cujos índices de negociabilidade formados representam 80% do valor acumulado de todos os índices individuais; apresentar participação, em termos de volume, superior a 0,1% do total; ter sido negociada em mais de 80% do total dos pregões do período. Os critérios de exclusão do índice são: quando não atender a pelo menos dois dos critérios de inclusão indicados, observando-se também que companhias que estiverem sob regime de recuperação judicial, processo falimentar, situação especial ou sujeitas a prolongado período de suspensão de negociação não integrarão o índice.

Para que a representatividade do Ibovespa se mantenha ao longo do tempo, identificam-se alterações na participação relativa de cada ação no índice, assim como a respectiva permanência ou exclusão, e a inclusão de novos papéis. A Carteira Teórica possui vigência de quatro meses, vigorando para os períodos de janeiro a abril, maio a agosto e setembro a dezembro. Procedimentos são adotados para rebalanceamentos quadrimestrais.

Primeiro, a Bovespa calcula o índice de negociabilidade para cada uma das ações nela negociadas nos últimos 12 meses. Esses índices são colocados em uma tabela em ordem crescente e uma coluna apresenta a soma de tais índices à medida que se percorre a tabela do maior para o menor. Calcula-se então a participação de cada índice de negociabilidade individual em relação à soma total, listando-se as ações até que o montante de suas participações atinja 80%. Segundo, as ações listadas farão parte da composição da carteira do índice, desde que atendam aos outros dois critérios de inclusão, uma vez que, caso contrário, elas serão substituídas pelas ações que vierem a seguir na listagem decrescente e que consigam atender a tais parâmetros. Terceiro, identifica-se, entre as ações que pertencem à carteira vigente, se alguma delas será excluída. Quarto, os índices de negociabilidade das ações escolhidas são listados novamente, apurando-se o percentual de participação de cada papel em relação à soma dos índices de todas as ações da carteira. Quinto, a participação ajustada de cada ação, aplicada sobre o valor do índice do último dia do quadrimestre anterior, determinará o "peso" inicial (número de pontos do índice) de cada ação. Sexto, a quantidade teórica de cada ação, resultante da divisão de sua parcela na composição do índice (peso) pelo seu preço de fechamento no último dia do quadrimestre anterior, permanecerá constante pelos quatro meses de vigência da carteira, somente sendo alterada caso ocorra distribuição de proventos (dividendos, bonificações, subscrições etc.) por parte da empresa.

Com o objetivo de medir o retorno total da Carteira Teórica, o Ibovespa é ajustado para todos os proventos distribuídos pelas companhias emissoras das ações integrantes de seu portfólio. O ajuste é efetuado considerando-se que o investidor vendeu as ações no último preço de fechamento anterior ao início da negociação "ex-provento" e utilizou os recursos na compra das mesmas ações sem o provento distribuído ("ex-provento"). A fórmula de alteração na quantidade teórica (por ocasião da distribuição de proventos):

$$Q_n = \frac{Q_0 \times Q_n}{P_{ex}}$$

em que Q_n representa a quantidade nova; Q_o, a quantidade antiga; P_c, o último preço de fechamento anterior ao início da negociação "ex-provento"; P_{ex}, o preço *ex-teórico*, calculado com base em P_c.

A fórmula geral do cálculo do preço "ex-teórico":

$$P_{ex} = \frac{P_c + (S \times Z) - D - J - Vet}{1 + B + S}$$

em que P_{ex} representa o preço ex-teórico; P_c, o último preço "com-direito" ao provento; S, o percentual de subscrição, em número-índice; Z, o valor de emissão da ação a ser subscrita, em

moeda corrente; D, o valor recebido a título de dividendo, em moeda corrente; J, os juros sobre capital, em moeda corrente; Vet, valor econômico teórico, resultante do recebimento de provento em outro tipo/ativo; B, percentual de bonificação (ou desdobramento), em número-índice. O Vet é calculado considerando-se o montante financeiro que seria apurado com a venda das ações do outro tipo e/ou outro ativo (debêntures, ações de outra empresa etc.) recebidos.

As seguintes empresas pertencentes ao Ibovespa foram analisadas para a avaliação do Modelo de Valor Presente com retornos constantes e variantes no tempo a partir das técnicas de raiz unitária e cointegração em painéis não estacionários: ALPA3, ALPA4, AMBV4, ARCZ6, BBAS3, BBDC3, BBDC4, BDLL4, BRGE12, BRIV3, BRIV4, BRKM5, CESP5, CGRA4, CIQU4, CMIG4, CNFB4, CRUZ3, DURA4, ELUM4, ESTR4, EUCA4, FESA4, FJTA4, GOAU4, GUAR3, ILMD4, ITSA4, ITUB3, ITUB4, KLBN3, KLBN4, LAME3, LAME4, LEVE4, LIGT3, MGEL4, PETR3, PETR4, PMAM4, PMET6, RPAD6, SDIA4, SUZB5, TLPP3, TLPP4, TUPY4, UBBR3, UBBR4, VAGV4, VALE3, VALE5, VCPA4. Os códigos encontram-se atualizados a alterações incorridas devido a eventos financeiros como fusões e aquisições.

As estatísticas descritivas das variáveis analisadas encontram-se na Tabela 1 a seguir:

Tabela 1 – Estatísticas Descritivas das Variáveis Analisadas

Estatística	Preços Reais	Dividendos Reais	Log Preços Reais	Log Dividendos Reais	Log Razão Preço-Dividendo
Média	1.9718E+01	1.37E+00	1.05E+00	-1.353849	2.404086
Mediana	4.2962E+00	1.86E-01	1.19E+00	-1.350612	2.570413
Máximo	2.4218E+03	7.14E+01	4.86E+00	2.429663	5.515558
Mínimo	9.2800E-05	0.00E+00	-3.12E+00	-4.833245	-0.827296
Desvio-Padrão	1.0429E+02	5.12E+00	1.61E+00	1.373722	1.090066
Assimetria	1.6970E+01	8.52E+00	-3.55E-01	0.237614	-0.418885
Curtose	3.3476E+02	9.09E+01	2.86E+00	3.141669	3.271374
Observações	1166	1166	418	418	418
Frequência	Trimestral	Trimestral	Trimestral	Trimestral	Trimestral

Fonte: Elaborado pelo autor.

3.2 Metodologia Econométrica

3.2.1 Avaliação do MVP: Nível da Empresa

3.2.2 Painéis Não Estacionários

Estudos em dados em painel, até recentemente, ignoraram os testes cruciais de estacionariedade (ADF e Phillips-Perron) e de cointegração (Engle-Granger e Johansen). Entretanto, com o crescente envolvimento de aplicações macroeconômicas na tradição de dados em painel, em que grandes amostras de países constituem a dimensão de seção transversal fornecendo dados ao longo de séries temporais prolongadas, as questões de estacionariedade e cointegração emergiram também em dados em painel. Isto ocorreu principalmente devido ao fato de que macro painéis possuíam ambos N e T grandes em relação a micro painéis com grande N mas T pequeno.

Desta forma, embora a literatura relativa a séries temporais responda com sucesso a questões de estacionariedade, a adoção e ajuste de testes similares a dados em painel encontra-se ainda em progresso, principalmente devido à complexidade de se considerar amostras de T e N relativamente grandes em estudos posteriores. Resumem-se as principais diferenças entre séries temporais e testes de raiz unitária em painel:

a. Dados em painel permitem o teste de diversas abordagens com diferentes graus de heterogeneidade entre os indivíduos.
b. Na análise de dados em painel, até o momento, não se pode ter certeza em relação à validade de se rejeitar uma raiz unitária.
c. O poder de testes de raiz unitária em painel aumenta com o aumento em N e T. Este aumento de poder é muito mais robusto em magnitude do que aquele observado nos testes padrão DF e ADF de baixo poder aplicados para amostras pequenas.
d. Os componentes adicionais das seções transversais incorporados em modelos de dados em painel fornecem melhores propriedades de testes de raiz unitária em painel, comparado ao teste ADF padrão de baixo poder para amostras de séries temporais.

3.2.3 Testes de Raiz Unitária em Painel

Ambos os testes de raiz unitária DF e ADF são estendidos a estimativas para dados em painel para considerar casos que possivelmente exibem a presença de raízes unitárias. A maior parte

dos testes de raiz unitária para painel são baseados em uma extensão do teste ADF por incorporá-lo como um componente em equações de regressão. Entretanto, ao se trabalhar com dados em painel, o procedimento de estimação é mais complexo em relação a séries temporais. O fator crucial na estimação de dados em painel revela ser o grau de heterogeneidade. Em particular, é importante perceber que todos os indivíduos no painel podem não ter a mesma propriedade, isto é, eles podem não ser todos estacionários ou não estacionários (ou cointegrados ou não cointegrados). Desta forma, ao se conduzir um teste de raiz unitária em painel no qual parte do painel possui raiz unitária e parte não possui, a análise torna-se complexa.

Uma ampla gama de procedimentos foram desenvolvidos com ênfase na tentativa de combinar informação a partir da dimensão de séries temporais com aquela obtida a partir da dimensão de seção transversal, na expectativa de que, levando-se em consideração a dimensão de seção transversal, a inferência sobre a existência de raízes unitárias seja mais precisa e simples.

No entanto, uma variedade de questões emergem. Primeiro, alguns dos testes propostos requerem painéis balanceados (sem dados faltantes - *missing data* - para i ou t), enquanto que outros permitem painel de configuração não balanceada. A segunda questão relaciona-se com a formulação da hipótese nula; pode-se formar a hipótese nula como uma generalização do teste DF padrão (i.e. pressuposto de que todas as séries no painel são não estacionárias) e rejeitar a hipótese nula de que algumas das séries no painel revelam-se estacionárias, enquanto, por outro lado, pode-se formular a hipótese nula exatamente da maneira oposta, presumindo-se que todas as séries no painel são processos estacionários e rejeitando-a quando há evidência suficiente de não estacionariedade. Em ambos os casos, a consideração de um conjunto de séries temporais gera um conceito do tipo “box-score”, em que se estabelece a inferência sobre o conjunto de séries dependendo da evidência predominante.

Outra consideração teórica importante no desenvolvimento da literatura de raiz unitária relaciona-se ao comportamento assintótico das dimensões N e T do painel. Diversos pressupostos podem ser estabelecidos em relação às taxas nas quais estes parâmetros tendem à infinidade. Por exemplo, é possível fixar N e deixar T ir à infinidade e, após isso, deixar N tender à infinidade. Alternativamente, é possível permitir que os dois índices tendam à infinidade a uma taxa controlada (i.e. $T = T(N)$), enquanto uma terceira possibilidade é permitir que ambos N e T tendam à infinidade simultaneamente (PHILLIPS e MOON, 2000). Desta forma, apresentam-se a seguir os principais testes de raiz unitária em painel.

3.2.4 Teste LLC

Levin, Lin e Chu (2002) argumentam que testes de raiz unitária individuais possuem poder limitado contra hipóteses alternativas com desvios do equilíbrio altamente persistentes. Isto é particularmente severo em amostras pequenas. LLC sugerem um teste de raiz unitária mais poderoso em relação à aplicação de testes de raiz unitária individuais para cada seção transversal. A hipótese nula é que cada série temporal individual contenha uma raiz unitária contra a hipótese alternativa de que cada série temporal seja estacionária.

A hipótese mantida é a de que:

$$\Delta y_{i,t} = \rho y_{i,t-1} + \sum_{L=1}^{p_i} \theta_{iL} \Delta y_{it-L} + \alpha_{mi} d_{mt} + \varepsilon_{it}, m = 1, 2, 3 \quad (104)$$

com d_{mt} indicando o vetor de variáveis deterministas e α_{mi}, o vetor correspondente de coeficientes para modelo $m = 1,2,3$. Em particular, $d_{1t} = \{conjunto\ vazio\}$, $d_{2t} = \{1\}$ e $d_{3t} = \{1, t\}$. Uma vez que a ordem de defasagem p_i é desconhecido, LLC sugerem um procedimento de três etapas para a aplicação do teste.

Passo 1: Efetuar regressões de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) para cada seção transversal:

$$\Delta y_{i,t} = \rho_i y_{i,t-1} + \sum_{L=1}^{p_i} \theta_{iL} \Delta y_{i,t-L} + \alpha_{mi} d_{mt} + \varepsilon_{it}, m = 1, 2, 3 \quad (105)$$

Permite-se que a ordem de defasagem p_i varie entre os indivíduos.

Para um dado T, optar por uma ordem de defasagem máxima p_{max} e então utilizar a estatística t de $\hat{\theta}_{iL}$ para determinar se uma ordem de defasagem mais baixa é preferível. Nota-se que essas estatísticas t são distribuídas $N(0,1)$ sob a hipótese nula $\theta_{iL} = 0$, ambos quando $\rho_i = 0$ e quando $\rho_i < 0$.

Uma vez determinado p_i, rodam-se duas regressões auxiliares para obtenção de *resíduos ortogonalizados*:

Rodar Δy_{it} em $\Delta y_{i,t-L} (L = 1, \dots, p_i)$ e d_{mt} para obter resíduos $\hat{e}_{it}$

Rodar $y_{i,t-1}$ em $\Delta y_{i,t-L} (L = 1, \dots, p_i)$ e d_{mt} para obter resíduos $\hat{v}_{i,t-1}$

Padronizam-se esses resíduos para controlar diferentes variâncias entre i:

$\tilde{e}_{it} = \hat{e}_{it} / \hat{\sigma}_{\varepsilon i}$ e $\tilde{v}_{i,t-1} = \tilde{v}_{i,t-1} = \hat{v}_{it} / \hat{\sigma}_{\varepsilon i}$

em que $\hat{\sigma}_{\varepsilon i}$ = erro-padrão a partir de cada regressão ADF, para $i = 1, \dots, N$.

Passo 2: Estimar a razão dos desvios-padrão de longo prazo a curto prazo. Sob a hipótese nula de raiz unitária, a variância de (104) pode ser estimada por

$$\hat{\sigma}_{yi}^2 = \frac{1}{T-1} \sum_{t=2}^{T} \Delta y_{it}^2 + 2 \sum_{L=1}^{\bar{K}} w_{\bar{K}L} \left[\frac{1}{T-1} \sum_{t=2+L}^{T} \Delta y_{it} \Delta y_{i,t-L} \right] \quad (106)$$

em que $\overline{K}$ é um corte na defasagem (*truncation lag*) que pode ser dependente dos dados. $\overline{K}$ deve ser obtido de forma a assegurar a consistência de $\hat{\sigma}_{yi}^2$. Para um *Bartlett kernel*, $w_{\overline{K}L} = 1 - (L/(\overline{K}+1))$. Para cada seção transversal i, a razão do desvio padrão de longo prazo ao desvio-padrão da inovação é estimada por $\hat{s}_i = \hat{\sigma}_{yi}/\hat{\sigma}_{\varepsilon i}$. O desvio-padrão médio é estimado por $\hat{s}_i = \hat{\sigma}_{yi}/\hat{\sigma}_{\varepsilon i}$. O desvio padrão médio é estimado por $\hat{S}_N = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}\hat{s}_i$.

Passo 3: Computar as estatísticas de dados em painel. Roda-se o modelo *pooled regression* (intercepto comum).

$$\tilde{e}_{it} = \rho\hat{v}_{i,t-1} + \tilde{\varepsilon}_{it}$$

baseado nas observações $N\tilde{T}$ em que $\tilde{T} = T - \bar{p} - 1$. $\tilde{T}$ é o número médio de observações por indivíduo no painel com $\bar{p} = \sum_{i=1}^{N} p_i/N$. $\bar{p}$ é ordem de defasagem média das regressões ADF individuais. A estatística t convencional para $H_0: \rho = 0$ é $t_p = \frac{\hat{\rho}}{\hat{\sigma}(\hat{\rho})}$

em que

$$\hat{\rho} = \sum_{i=1}^{N}\sum_{t=2+p_i}^{T}\tilde{v}_{i,t-1}\tilde{e}_{it} \Bigg/ \sum_{i=1}^{N}\sum_{t=2+p_i}^{T}\tilde{v}_{i,t-1}^2$$

$$\hat{\sigma}(\hat{\rho}) = \hat{\sigma}_{\tilde{\varepsilon}} \Bigg/ \left[\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=2+p_i}^{T_i}\tilde{v}_{i,t-1}^2\right]^{1/2}$$

e

$$\hat{\sigma}_{\tilde{\varepsilon}}^2 = \frac{1}{N\tilde{T}}\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=2+p_i}^{T}(\tilde{e}_{it} - \hat{\rho}\tilde{v}_{i,t-1})^2$$

é a variância estimada de $\tilde{e}_{it}$.

Computa-se a estatística t ajustada

$$t_\rho^* = \frac{t_\rho - N\tilde{T}\hat{S}_N\hat{\sigma}_{\tilde{\varepsilon}}^{-2}\hat{\sigma}(\hat{\rho})\mu_{m\tilde{T}}^*}{\sigma_{m,\tilde{T}}^*}$$

em que $\mu_{m\tilde{T}}^*$ e $\sigma_{m\tilde{T}}^*$ são os ajustes de média e desvio padrão fornecidos pela Tabela 2 de LLC. Esta tabela também inclui sugestões para parâmetro de corte na defasagem (*truncation lag parameter*) $\overline{K}$ para cada série temporal $\tilde{T}$. LLC revelam que t_ρ^* é assintoticamente distribuído como $N(0,1)$.

A teoria assintótica requer $\sqrt{N_t}/T \to 0$ em que N_t enfatiza que a dimensão de seção transversal N é uma função monotonicamente crescente arbitrária de T. LLC argumentam que isto é relevante para micro dados em painel em que se permite que T cresça mais lentamente

do que N_t. Outras velocidades de divergência tal como $N_t/T \to 0$ e $\frac{N_t}{T} \to constante$ são suficientes, mas não necessárias.

Computacionalmente, o método LLC requer uma especificação do *número de defasagens* utilizadas em cada regressão ADF de seção transversal (p_i), assim como *escolhas de kernel* utilizadas na computação de S_N. Adicionalmente, devem-se especificar as variáveis exógenas utilizadas nas equações de teste. É possível optar por não incluir nenhum regressor exógeno, ou incluir termos individuais constantes (efeitos fixos), ou empregar constantes e tendências.

LLC sugerem utilizar o respectivo teste de raiz unitária para painéis de tamanho moderado com N entre 10 e 250 e T entre 25 e 250. Argumenta-se que os procedimentos-padrão em painel podem não ser computacionalmente viáveis ou suficientemente poderosos para painéis deste tamanho. Entretanto, para T muito grande, argumenta-se que testes de raiz unitária individuais de série temporal serão suficientemente poderosos para aplicação em cada seção transversal. Além disso, para N muito grande e T muito pequeno, recomendam-se os procedimentos habituais de dados em painel. As simulações de Monte Carlos aplicadas por LLC indicam que a distribuição normal fornece uma boa aproximação à distribuição empírica da estatística de teste mesmo em amostras relativamente pequenas. Também, que o teste de raiz unitária em painel fornece melhorias dramáticas no poder em relação aos testes de raiz unitária separados para cada seção transversal.

O teste LLC proposto possui suas limitações. O teste depende crucialmente do pressuposto de *independência* entre as seções transversais e não é aplicável se a correlação entre as seções transversais encontra-se presente. Segundo, o pressuposto de que *todas* as seções transversais possuem ou não possuem uma raiz unitária é considerado restritivo (O'CONNELL, 1998; HARRIS e TZAVALIS, 1999, 2004).

3.2.5 Teste IPS

O teste de Levin, Lin e Chu é restritivo no sentido de que requer que ρ seja homogêneo através de i. Como Maddala (1999) aponta, a hipótese nula pode ser adequada para se testar a convergência no crescimento entre países, mas a hipótese alternativa restringe todos os países a convergirem à mesma taxa. Im *et al*. (2003) (IPS) permitem um coeficiente heterogêneo de y_{it-1} e propõem um procedimento de teste alternativo com base na média das estatísticas dos testes de raiz unitária individuais. IPS sugerem uma média dos testes ADF quando u_{it} é

serialmente correlacionado com diferentes propriedades de correlação serial entre as unidades de seção transversal, i.e. o modelo dado em (105). A hipótese nula é que cada série no painel contém uma raiz unitária, i.e. $H_0: \rho_i = 0$ para todo i e a hipótese alternativa permite que algumas (mas não todas) séries individuais possuam raiz unitária, i.e.

$$H_{\mathbf{1}}: \begin{cases} \rho_i < 0 \; para \; i = 1, 2, \dots, N_1 \\ \rho_i = 0 \; para \; i = N_1 + 1, \dots, N \end{cases} \tag{107}$$

Formalmente, requer-se que a fração das séries temporais individuais que são estacionárias sejam diferentes de zero, i.e. $lim_{N\to\infty}(N_1/N)$ em que $0 < \delta \leq 1$. Esta condição é necessária para a consistência do teste de raiz unitária em painel. A estatística IPS t-bar é definida como a média das estatísicas ADF individuais:

$$\bar{t} = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} t_{\rho_i} \tag{108}$$

em que $t_{\rho i}$ é a estatística t individual para testar $H_0: \rho_i = 0$ para todo i em (107). No caso da ordem de defasagem ser sempre zero ($p_i = 0$ para todo i), IPS fornecem valores críticos simulados para $\bar{t}$ para um número diferente de seções transversais N, extensão da série T e regressões Dickey-Fuller contendo apenas interceptos ou interceptos e tendências lineares. No caso geral em que a ordem de defasagem p_i possa ser diferente de zero para algumas seções transversais, IPS revelam que um $\bar{t}$ adequadamente padronizado possui uma distribuição assintótica $N(0,1)$. Iniciando-se do resultado bastante conhecido em séries temporais de que para um N fixo:

$$t_{\rho i} \Rightarrow \frac{\int_0^1 W_{iz}\, dW_{iz}}{\left[\int_0^1 W_{iZ}^2\right]^{1/2}} = t_{iT} \tag{109}$$

na medida em que $T \to \infty$, onde $\int W(r)dr$ representa uma integral de Weiner com o argumento r suprimido em (109). IPS pressupõem que t_{iT} são IID e possuem variância e média finitas. Então

$$\frac{\sqrt{N}\left(\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} t_{iT} - \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} E[t_{iT}|\rho_i = 0]\right)}{\sqrt{\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} var\,[t_{iT}|\rho_i = 0]}} \Rightarrow N(0,1) \tag{110}$$

na medida em que $N \to \infty$ pelo teoria do limite central de Lindeberg-Levy. Desta forma

$$t_{IPS} = \frac{\sqrt{N}\left(\bar{t} - \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} E[t_{iT}|\rho_i = 0]\right)}{\sqrt{\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} var\,[t_{iT}|\rho_i = 0]}} \Rightarrow N(0,1) \tag{111}$$

na medida em que $T \to \infty$ seguido por $N \to \infty$ sequencialmente. Os valores de $E[t_{iT}|\rho_i = 0]$ e $var[t_{iT}|\rho_i = 0]$ foram computados via simulações para diferentes valores de T e $p_i^{'}$'s. Em experiementos de Monte Carlo, revela-se que se uma ordem de defasagem suficientemente grande é selecionada para as regressões ADF, então o desempenho do teste t-bar em amostras

pequenas é razoavelmente satisfatório e geralmente melhor do que o teste LLC.

3.2.6 Teste de Breitung

Os testes LLC e IPS requerem $N \to \infty$ tal que $N/T \to 0$, i.e. N deve ser suficientemente pequeno relativo a T. Isto significa que ambos os testes podem não manter o tamanho nominal satisfatoriamente quando N é pequeno ou N é grande em relação a T. Resultados de simulações por Im *et al*. (2003) revelam que ambos IPS e LLC possuem distorções de tamanho na medida em que N se torna grande em relação a T. Breitung (2000) estuda o poder local das estatísticas de teste IPS e LLC contra uma sequência de alternativas locais.. Breitung (2000) verifica que os testes LLC e IPS sofrem de uma dramática perda de poder se tendências específicas individuais são incluídas. Isto ocorre devido ao viés de correção que também remove a média sob a sequência de alternativas locais. Breitung (2000) sugere uma estatística de teste que não emprega um viés de ajustamento cujo poder é substancialmente maior do que aquele dos testes LLC ou IPS utilizando-se experimentos de Monte Carlo. Os resultados da simulação indicam que o poder dos testes LLC e IPS é bastante sensível à especificação de termos determinísticos.

A estatística do teste de Breitung (2000) sem viés de ajustamento é obtida da seguinte forma: Passo 1 é o mesmo que LLC, mas apenas $\Delta y_{i,t-L}$ é utilizado na obtenção dos resíduos $\hat{e}_{it}$ e $\hat{v}_{i,t-1}$. Os resíduos são então ajustados (como no LLC) para corrigir variâncias específicas individuais. No passo 2, os resíduos $\hat{e}_{it}$ são transformados utilizando-se a transformação de ortogonalização recursiva empregada por Arellano e Bover (1995):

$$e_{it}^{*} = \sqrt{\frac{T-t}{(T-t+1)}}\left(\tilde{e}_{it} - \frac{\tilde{e}_{i,t+1} + \cdots + \tilde{e}_{i,T}}{T-t}\right)$$

Também,

$v_{i,t-1}^{*} = \tilde{v}_{i,t-1} - \tilde{v}_{i,1} - \frac{t-1}{T}\tilde{v}_{iT}$ com intercepto e tendência

$= \tilde{v}_{i,t-1} - \tilde{v}_{i,1}$ com intercepto, sem tendência

$= \tilde{v}_{i,t-1}$ sem intercepto ou tendência

O último passo é rodar o modelo denominado *pooled regression*:

$$e_{it}^{*} = \rho v_{i,t-1}^{*} + \varepsilon_{it}^{*}$$

e obter a estatística t para $H_0: \rho = 0$ que possui no limite uma distribuição $N(0,1)$ padrão. Nota-se que nenhuma computação *kernel* é requerida. Moon, Perron e Phillips (2006)

reexaminam as propriedades de poder assintóticas locais do teste de Breitung (2000) e mostram que este teste possui poder não trivial em localidades que tendem à hipótese nula à taxa de $N^{-1/4}/T$. Esta taxa é mais lenta do que a taxa $N^{-1/2}/T$ verificada em Breitung (2000).

3.2.7 Fisher-ADF e Fisher-PP: Combinando-se Testes de *p*-Valor

Supõe-se que G_{iT_i} seja uma estatística de teste de raiz unitária para o *i*-ésimo grupo em (104) e pressupõe-se que, na medida em que as observações de séries temporais para o *i*-ésimo grupo $T_i \to \infty$, $G_{iT_i} \Rightarrow G_i$ em que G_i é uma variável aleatória não degenerada (*non-degenerate*). Supõe-se também que p_i seja o *p*-valor assintótico de um teste de raiz unitária para seção transversal i, i.e. $p_i = F(G_{iT_i})$, em que $F(\cdot)$ é a função de distribuição da variável aleatória G_i. Maddala e Wu (1999) e Choi (2001) propõem um teste do tipo Fisher:

$$P = -2\sum_{i=1}^{N} \ln p_i \tag{112}$$

que combina os *p*-valores a partir dos testes de raiz unitária para cada seção transversal i para testar raiz unitária em dados em painel. Nota-se que $-2\ln p_i$ possui distribuição χ^2 com 2 graus de liberdade. Isto significa que P é distribuído como χ^2 com $2N$ graus de liberdade na medida em que $T_i \to \infty$ para N finito. Maddala e Wu (1999) argumentam que os testes IPS e Fisher relaxam o pressuposto restritivo do teste LLC de que ρ_i é o mesmo sob a hipótese alternativa. Ambos os testes IPS e Fisher combinam informações baseadas em testes de raiz unitária individuais. Entretanto, o teste de Fisher possui a vantagem sobre o teste IPS no sentido de que não requer um painel balanceado. Também, o teste de Fisher pode utilizar diferentes graus de defasagens nas regressões individuais ADF e pode ser aplicado a quaisquer outros testes de raiz unitária. A desvantagem é que os *p*-valores devem ser derivados por simulações de Monte Carlo. Maddala e Wu (1999) verificam que o teste de Fisher com valores críticos baseados em *bootstrap* possui melhor desempenho e é a escolha preferida para testar não estacionariedade como a hipótese nula e também testar cointegração em painéis. Choi (2001) propõe duas outras estatísticas de teste além da estatística P qui-quadrado inversa. A primeira é o teste normal inverso $Z = \frac{1}{\sqrt{N}}\sum_{i=1}^{N} \Phi^{-1}(p_i)$ em que Φ é a função de distribuição cumulativa normal padrão. Uma vez que $0 \leq p_i \leq 1$, $\Phi^{-1}(p_i)$ é uma variável aleatória $N(0,1)$, na medida em que $T_i \to \infty$ para todo i, $Z \Rightarrow (0,1)$. A segunda é o teste logit $L = \sum_{i=1}^{N} \ln\left(\frac{p_i}{1-p_i}\right)$ em que $\ln\left(\frac{p_i}{1-p_i}\right)$ possui a distribuição logística com média 0 e

variância $\pi^3/3$. Na medida em que $T_i \to \infty$ para todo i, $\sqrt{m}L \Rightarrow t_{5N+4}$ em que $m = \frac{3(5N+4)}{\pi^2 N(5N+2)}$. Choi (2001) verifica vantagens similares para esses três testes de p-valores combinados: (1) a dimensão de seção transversal, N, pode ser finita ou infinita, (2) cada grupo pode ter diferentes tipos de componentes não estocásticos e estocásticos, (3) a dimensão de série temporal, T, pode ser diferente para cada i, e (4) a hipótese alternativa permitiria que alguns grupos possuíssem raízes unitárias enquanto que outros testes podem não permitir.

Quando N é grande, Choi (2001) propõe um teste P modificado:

$$P_m = \frac{1}{2\sqrt{N}} \sum_{i=1}^{N} (-2 \ln p_i - 2) \tag{113}$$

uma vez que $E[-2 \ln p_i] = 2$ e $var[-2 \ln p_i] = 4$. Aplicando-se o teorema do limite central de Lindeberg-Lévy em (113), obtém-se $P_m \Rightarrow N(0,1)$ na medida em que $T_i \to \infty$ seguido por $N \to \infty$. A distribuição da estatística Z é invariante a N infinito, e $Z \Rightarrow N(0,1)$ na medida em que $T_i \to \infty$ e então $N \to \infty$. Além disso, a distribuição de $\sqrt{m}L \approx \frac{1}{\sqrt{\pi^2 N/3}} \sum_{i=1}^{N} \ln\left(\frac{p_i}{1-p_i}\right) \Rightarrow$ *N(0,1)* pelo teorema do limite central de Lindeberg-Lévy na medida em que *Ti→∞* e então $N \to \infty$. Consequentemente, Z e $\sqrt{m}L$ pode ser utilizado sem modificação para N finito. Resultados de simulação para N =5, 10, 25, 50 e 100 e T = 50 e 100 revelam que o tamanho empírico de todos os testes é razoavelmente próximo ao tamanho nominal de 0,05 quando N é pequeno. P e P_m mostram ligeiras distorções de tamanho em N =100, enquanto Z e IPS revelam o tamanho mais estável. Todos os testes se tornam mais poderosos na medida em que N aumenta. Os testes de p-valores combinados possuem poder de ajuste ao tamanho superior ao teste IPS. De fato, o poder do teste Z é, em alguns casos, mais do que três vezes aquele do teste IPS. Em geral, o poder do teste Z é, em alguns casos, mais do que três vezes o do teste IPS. Sobretudo, o teste Z possui desempenho superior em relação a outros testes e, desta forma, é recomendado na literatura. Maddala e Wu (1999) e Maddala *et al*. (2000) verificam que o teste de Fisher é superior ao teste IPS que, por sua vez, é mais poderoso do que o teste LLC.

Desta forma, analisam-se ambas as estatísticas assintóticas χ^2 e a estatística normal padrão utilizando-se as estatísticas individuais de raiz unitária ADF e Phillips-Perron. As hipóteses nula e alternativa são as mesmas do teste IPS. Para ambos os testes de Fisher, devem-se especificar as variáveis exógenas para as equações de teste. É possível optar por utilizar nenhum regressor exógeno, incluir constantes individuais (efeitos), ou incluir termos de constante ou tendência individuais. Além disso, quando os testes de Fisher são baseados em estatística de teste ADF, deve-se especificar o número de defasagens utilizadas em cada

regressão ADF da seção transversal. Para o teste Fisher-PP, é necessário, por outro lado, especificar um método para a estimativa consistente do espectro residual na frequência zero f_0. A fonte dos resíduos $\bar{u}_t$ para o estimador *kernel* de soma das covariâncias é a equação de teste de Dickey-Fuller.

3.2.8 Teste de Hadri: LM Baseado nos Resíduos

Hadri (2000) deriva um teste de multiplicador de Lagrange (LM) baseado nos resíduos em que a hipótese nula é a de que não há raiz unitária em quaisquer séries no painel contra a hipótese alternativa de uma raiz unitária no painel. Este é uma generalização do teste KPSS a partir de séries temporais a dados em painel. Baseia-se nos resíduos de MQO de y_{it} em uma constante ou em uma constante e uma tendência. Em particular, Hadri (2000) considera os dois modelos seguintes:

$y_{it} = r_{it} + \varepsilon_{it} \qquad i = 1, \dots, N \qquad t = 1, \dots, T$

e

$$y_{it} = r_{it} + \beta_i t + \varepsilon_{it} \tag{114}$$

em que $r_{it} = r_{i,t-1} + u_{it}$ é um *random walk*. $\varepsilon_{it} \sim IIN(0, \sigma_\varepsilon^2)$ e $u_{it} \sim IIN(0, \sigma_\mu^2)$ são normais mutuamente independentes que são IID entre i e ao longo de t. Utilizando-se substituição regressiva (*back substitution*), o modelo (114) se torna:

$$y_{it} = r_{io} + \beta_i t + \sum_{s=1}^{t} u_{is} + \varepsilon_{it} = r_{io} + \beta_i t + v_{it} \tag{115}$$

em que $v_{it} = \sum_{s=1}^{t} u_{is} + \varepsilon_{it}$. A hipótese de estacionariedade é simplesmente $H_0: \sigma_u^2 = 0$ no caso em que $v_{it} = \varepsilon_{it}$. A estatística LM é dada por:

$$LM_1 = \frac{1}{N}\left(\sum_{i=1}^{N} \frac{1}{T^2} \sum_{t=1}^{T} S_{it}^2\right) / \hat{\sigma}_\varepsilon^2$$

em que $S_{it} = \sum_{s=1}^{t} \hat{\varepsilon}_{is}$ são a soma parcial dos resíduos de MQO $\hat{\varepsilon}_{is}$ de (115) e $\hat{\sigma}_\varepsilon^2$ é uma estimativa consistente de σ_ε^2 sob a hipótese nula H_0. Um possível candidato é $\hat{\sigma}_\varepsilon^2 = \frac{1}{NT} \sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} \hat{\varepsilon}_{it}^2$.

Hadri (2000) sugere um teste LM alternativo que permite heterocedasticidade entre i, como $\sigma_{\varepsilon i}^2$. Isto é:

$$LM_2 = \frac{1}{N}\left(\sum_{i=1}^{N} \left(\frac{1}{T^2} \sum_{t=1}^{T} S_{it}^2 / \hat{\sigma}_{\varepsilon i}^2\right)\right)$$

A estatística de teste é dada por $Z = \sqrt{N}(LN - \xi_1)/\zeta$ e é assintoticamente distribuído

como $N(0,1)$, em que $\xi = \frac{1}{6}$ e $\zeta = \frac{1}{45}$ se o modelo apenas inclui uma constante e $\xi = \frac{1}{15}$ e $\zeta = \frac{11}{6300}$ caso contrário. Hadri (2000) demonstra, utilizando-se experimentos de Monte Carlo, que o tamanho empírico do teste é próximo ao seu nível de 5% nominal para N e T suficientemente grandes.

A Tabela 2 a seguir sintetiza as características básicas dos testes de raiz unitária em painel analisados:

Tabela 2 – Principais Testes de Raiz Unitária para Painel

Teste	Nula	Alternativa	Componente Determinista Possível	Método de Correção de Autocorrelação
Levin, Lin e Chu	Raiz Unitária	Ausência de Raiz Unitária	N, F, T	*Lags*
Breitung	Raiz Unitária	Ausência de Raiz Unitária	N, F, T	*Lags*
IPS	Raiz Unitária	Algumas *cross-sections* com ausência de Raiz Unitária	F, T	*Lags*
Fisher-ADF	Raiz Unitária	Algumas *cross-sections* com ausência de Raiz Unitária	N, F, T	*Lags*
Fisher-PP	Raiz Unitária	Algumas *cross-sections* com ausência de Raiz Unitária	N, F, T	*Kernel*
Hadri	Ausência de Raiz Unitária	Raiz Unitária	F, T	*Kernel*

Nota: N - nenhuma variável exógena; F - efeito fixo; T - efeito individual e tendência individual.
Fonte: Elaborado pelo autor.

3.2.9 Testes de Cointegração em Painel

A motivação em relação aos testes de cointegração é primeiramente relacionado com investigação do problema de regressões espúrias, que existe apenas na presença de não estacionariedade. O teste de cointegração entre duas variáveis é uma maneira formal de investigação entre:

1. Uma regressão espúria simples onde ambos X_{it} e Y_{it} são integrados da mesma ordem e os resíduos da regressão de Y_{it} em X_{it}(i.e. a sequência u_{it} deste modelo de dados em painel) contém uma tendência estocástica;
2. O caso especial no qual, novamente, ambos X_{it} e Y_{it} são integrados de mesma ordem, mas, desta vez, a sequência u_{it} é estacionária.

Normalmente, no primeiro caso, aplicam-se as primeiras diferenças para se reestimar a regressão de equação, enquanto que, no segundo caso, conclui-se que as variáveis X_{it} e Y_{it} são

cointegradas. Desta forma, para se testar cointegração, é importante assegurar-se que as variáveis de regressão são *a priori* integradas de mesma ordem.

Existem diferentes tipos de testes possíveis de cointegração em painel, e os testes de cointegração mais conhecidos são basesados na relação de cointegração de Engle e Granger. No arcabouço teórico de séries temporais, o resultado marcante do procedimento de Engle-Granger (1987) é que se um conjunto de variáveis são cointegradas, então sempre existe uma formulação de correção de erros do modelo dinâmico, e vice-versa. A respectiva análise consiste em um teste ADF padrão nos resíduos u_t sob a hipótese nula H_0: as variáveis não são cointegradas, versus a hipótese alternativa H_a: as variáveis são cointegradas. Ao se observar que a estatística ADF é menor do que o valor crítico apropriado, rejeita-se a hipótese nula de que nenhuma relação de cointegração entre as variáveis e continua-se com a estimativa do ECM. O procedimento de Engle-Granger pode também ser utilizado para a estimação de painéis heterogêneos ou homogêneos, sob a hipótese de um único vetor de cointegração.

3.2.10 Testes de Kao: DF e ADF Baseados nos Resíduos

Considera-se o modelo de regressão em painel:

$$y_{it} = x_{it}^{'}\beta + z_{it}^{'}\gamma + e_{it} \tag{116}$$

em que y_{it} e x_{it} são $I(1)$ e não cointegrados. Para $z_{it} = \{\mu_i\}$, Kao (1999) propõe testes de raiz unitária do tipo DF e ADF para e_{it} como um teste para a hipótese nula de ausência de cointegração. Os testes do tipo DF podem ser calculados a partir dos resíduos de efeitos fixos.

$$\hat{e}_{it} = \rho\hat{e}_{it-1} + v_{it} \tag{117}$$

em que $\hat{e}_{it} = \tilde{y}_{it} - \tilde{x}_{it}\hat{\beta}$ e $\tilde{y}_{it} = y_{it} - \bar{y}_i$. Para se testar a hipótese nula de ausência de cointegração, a hipótese nula pode representada como $H_0: \rho = 1$. A estimativa MQO de ρ e a estatística t são dadas como:

$$\hat{\rho} = \frac{\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=2}^{T}\hat{e}_{it}\hat{e}_{it-1}}{\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=2}^{T}\hat{e}_{it}^2}$$

e

$$t_\rho = \frac{(\hat{\rho}-1)\sqrt{\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=2}^{T}\hat{e}_{it-1}^2}}{s_e} \tag{118}$$

em que $s_e^2 = \frac{1}{NT}\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=2}^{T}(\hat{e}_{it} - \hat{\rho}\hat{e}_{it-1})^2$. Kao propôs os quatro seguintes testes do tipo DF:

$$DF_\rho = \frac{\sqrt{N}T(\hat{\rho}-1) + 3\sqrt{N}}{\sqrt{10.2}}$$

$$DF_t = \sqrt{1.25}t_\rho + \sqrt{1.875N}$$

$$DF_\rho^* = \frac{\sqrt{N}T(\hat{\rho}-1) + \frac{3\sqrt{N}\hat{\sigma}_v^2}{\hat{\sigma}_{0v}^2}}{\sqrt{3 + \frac{36\hat{\sigma}_v^4}{5\hat{\sigma}_{0v}^4}}}$$

e

$$DF_t^* = \frac{t_\rho + \frac{\sqrt{6N}\hat{\sigma}_v}{2\hat{\sigma}_{0v}}}{\sqrt{\frac{\hat{\sigma}_{0v}^2}{2\hat{\sigma}_v^2} + \frac{3\hat{\sigma}_v^2}{10\hat{\sigma}_{0v}^2}}}$$

em que $\hat{\sigma}_v^2 = \hat{\sum}_{yy} - \hat{\sum}_{yx}\hat{\sum}_{xx}^{-1}$ e $\hat{\sigma}_{0v}^2 = \hat{\Omega}_{yy} - \hat{\Omega}_{yx}\hat{\Omega}_{xx}^{-1}$. Enquanto que DF_ρ e DF_t são baseados na forte exogeneidade dos regressores e erros, DF_ρ^* e DF_t^* são para a cointegração com relação endógena entre regressores e erros. Para o teste ADF, roda-se a seguinte regressão:

$$\hat{e}_{it} = \rho\hat{e}_{it-1} + \sum_{j=1}^{p}\vartheta_j\Delta\hat{e}_{it-j} + v_{itp} \tag{119}$$

Com a hipótese nula de ausência de cointegração, a estatística de teste ADF pode ser construída como:

$$ADF = \frac{t_{ADF} + \frac{\sqrt{6N}\hat{\sigma}_v}{2\hat{\sigma}_{0v}}}{\sqrt{\frac{\hat{\sigma}_{0v}^2}{2\hat{\sigma}_v^2} + \frac{2\hat{\sigma}_v^2}{10\hat{\sigma}_{0v}^2}}} \tag{120}$$

onde t_{ADF} é a estatística t para ρ em (119). As distribuições assintóticas de DF_ρ, DF_t, DF_ρ^*, DF_t^* e ADF convergem a uma distribuição normal padrão $N(0,1)$ pela teoria do limite sequencial. Os testes de Kao (1999) impõem vetores de cointegração homogêneos e coeficientes AR, mas não permite múltiplas variáveis exógenas no vetor de cointegração. Outra implicação é que não aborda a questão de identificação dos vetores de cointegração e os casos em que mais de 1 vetor de cointegração existe.

3.2.11 Testes Múltiplos de Pedroni

Pedroni (1997, 1999, 2000, 2004) propõe diversos testes para a hipótese nula de cointegração em um modelo de dados em painel que permite heterogeneidade considerável. A abordagem de Pedroni possui a peculiaridade de pressupor tendências nas seções transversais e de considerar a hipótese nula como a de ausência de cointegração. Desta forma, os atributos dos testes de Pedroni consistem na permissão de múltiplos regressores; do vetor de cointegração

variar entre as diferentes seções do painel; e de heterogeneidade nos erros nas unidades das seções transversais. O modelo de regressão em painel que Pedroni propõe possui a seguinte forma:

$$Y_{i,t} = a_i + \delta_t + \sum_{m=1}^{M} \beta_{mi} X_{mi,t} + u_{i,t} \tag{121}$$

Sete estatísticas diferentes de cointegração são propostas para se capturar os efeitos intrínsecos e entre categorias (*within*/*between effects*) no painel, e seus testes podem ser classificados em duas categorias. A primeira categoria inclui quatro testes baseados no agrupamento da dimensão *within* (agrupamento dos coeficientes AR entre diferentes seções do painel para o teste de raiz unitária nos resíduos). Esses testes envolvem o cálculo da média da estatística de teste para cointegração no arcabouço de séries temporais entre as diferentes seções transversais. Na segunda categoria, a obtenção da média é executada em pedaços, de forma que as distribuições limitantes são baseadas nos limites dos termos *piecewise* ("pedaço a pedaço") do numerador e denominador. O primeiro conjunto de estatísticas inclui uma forma da média da estatística de Phillips e Ouliaris (1990):

$$\tilde{Z}_\rho = \sum_{i=1}^{N} \frac{\sum_{i=1}^{T}\left(\hat{e}_{it} - \Delta\hat{e}_{it} - \hat{\lambda}_i\right)}{\left(\sum_{t=1}^{T} \hat{e}_{it-1}^2\right)} \tag{122}$$

em que $\hat{e}_{it}$ é estimado a partir de (116), e $\hat{\lambda}_i = \frac{1}{2}(\hat{\sigma}_i^2 - \hat{s}_i^2)$, para o qual $\hat{\sigma}_i^2$ e $\hat{s}_i^2$ são variâncias individuais de longo prazo e contemporâneas do resíduo $\hat{e}_{it}$. As respectivas estatísticas de teste são apresentadas a seguir:

Estatística *v* para painel:

$$\mathrm{T}^2\mathrm{N}^{3/2}\mathrm{Z}_{\hat{\mathrm{v}}\mathrm{NT}} = \frac{\mathrm{T}^2\mathrm{N}^{3/2}}{\left(\sum_{\mathrm{i}=1}^{\mathrm{N}} \sum_{\mathrm{t}=1}^{\mathrm{T}} \hat{\mathrm{L}}_{11\mathrm{i}}^{-2} \hat{\mathrm{u}}_{\mathrm{it}}^2\right)} \tag{123}$$

Estatística ρ para painel:

$$T\sqrt{N}Z_{\hat{\rho}NT} = \frac{T\sqrt{N}\left(\sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} \hat{L}_{11i}^{-2}\left(\hat{u}_{it-1}^2 - \Delta\hat{u}_{it}^2 - \hat{\lambda}_i\right)\right)}{\left(\sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{u}_{it}^2\right)} \tag{124}$$

Estatística *t* para painel (não paramétrica):

$$Z_{tNT} = \sqrt{\tilde{\sigma}_{NT}^2 \sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{u}_{it-1}^2 \left(\sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} \hat{L}_{11i}^{-2}\left(\hat{u}_{it-1}^2 \Delta\hat{u}_{it}^2 - \hat{\lambda}_i\right)\right)} \tag{125}$$

Estatística *t* para painel (paramétrica):

$$Z_{tNT} = \sqrt{\tilde{\sigma}_{NT}^{*2} \sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{u}_{it-1}^{*2} \left(\sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} \hat{L}_{11i}^{-2}\left(\hat{u}_{it-1}^{*2} \Delta\hat{u}_{it}^{*2} - \hat{\lambda}_i\right)\right)} \tag{126}$$

A segunda categoria inclui três testes baseados no agrupamento da dimensão *between* (obtendo-se a média dos coeficientes AR para cada membro do painel para o teste de raiz unitária nos resíduos). Assim, para o segundo conjunto de estatísticas, Pedroni define quatro estatísticas de razão de variância para painel. Supõe-se que $\hat{\Omega}_i$ seja uma estimativa consistente

de Ω_i, a matriz de variância-covariância de longo prazo. Define-se $\hat{L}_i$ como a composição de Cholesky triangular inferior de $\widehat{\Omega}_i$ tal que no caso escalar $\hat{L}_{22i} = \hat{\sigma}_\varepsilon$ e $\hat{L}_{11i} = \hat{\sigma}_u^2 - \frac{\hat{\sigma}_{u\varepsilon}^2}{\hat{\sigma}_\varepsilon^2}$ é a variância condicional de longo prazo. Considerando-se apenas uma dessas estatísticas:

$$Z_{t_{\rho NT}} = \frac{\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=2}^{T}\hat{L}_{11i}^{-2}(\hat{e}_{it-1}\Delta\hat{e}_{it} - \widehat{\lambda}_i)}{\sqrt{\tilde{\sigma}_{NT}^2\left(\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=2}^{T}\hat{L}_{11i}^{-2}\hat{e}_{it-1}^2\right)}} \tag{127}$$

em que $\hat{\sigma}_{NT} = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}\frac{\tilde{\sigma}_i^2}{\hat{L}_{11i}^2}$

As respectivas estatísticas de testes são apresentadas:

Estatística de grupo ρ (paramétrica)

$$T\sqrt{N}\tilde{Z}_{\tilde{\rho}NT} = T\sqrt{N}\frac{\sum_{t=1}^{T}(\hat{u}_{it-1}^2\Delta\hat{u}_{it}^2 - \widehat{\lambda}_i)}{\sum_{i=1}^{N}\left(\sum_{t=1}^{T}\hat{u}_{it-1}^2\right)} \tag{128}$$

Estatística de grupo *t* (não paramétrica)

$$\sqrt{N}\tilde{Z}_{tNT-1} = \sqrt{N}\sum_{i=1}^{N}\left(\sqrt{\tilde{\sigma}_i^2\sum_{t=1}^{T}\hat{u}_{it-1}^2}\right)\sum_{t=1}^{T}(\hat{u}_{it-1}^2\Delta\hat{u}_{it}^2 - \hat{\lambda}_i) \tag{129}$$

Estatística de grupo *t* (paramétrica)

$$\sqrt{N}\tilde{Z}_{tNT-1}^{*} = \sqrt{N}\sum_{i=1}^{N}\left(\sqrt{\tilde{s}_i^{*2}\sum_{t=1}^{T}\hat{u}_{it-1}^{*2}}\right)\sum_{t=1}^{T}(\hat{u}_{it-1}^{*2}\Delta\hat{u}_{it}^{*2}) \tag{130}$$

Nota-se que Pedroni baseia seus testes na média dos termos do numerador e denominador, respectivamente, ao invés da média para a estatística como um todo. Utilizando-se os resultados na convergência das funcionais do movimento Browniano, Pedroni verifica o seguinte resultado:

$$Z_{t_{\hat{\rho}NT}} + 1.73\sqrt{N} \Rightarrow N(0, 0.93)$$

Nota-se também que a distribuição se aplica ao modelo incluindo intercepto e não incluindo uma tendência de tempo. Resultados assintóticos para outras especificações do modelo podem ser verificados em Pedroni (2000).

A intuição desses testes com coeficientes angulares variantes não é direta. A convergência na distribuição é baseada na convergência individual dos termos do numerador e denominador. Ao se questionar qual a intuição da rejeição da hipótese nula, utilizando-se a média da estatística de teste geral permite maior facilidade na interpretação: a rejeição da hipótese nula significa que parte suficiente das seções transversais individuais possui estatísticas “distantes” das médias previstas pela teoria. Pedroni (1999) derivou distribuições assintóticas e valores críticos para diversos testes baseados nos resíduos da hipótese nula de ausência de cointegração em painéis onde existem regressores múltiplos. O modelo inclui regressões com efeitos fixos específicos individuais e tendências temporais. Heterogeneidade

considerável é permitida entre membros individuais do painel em relação aos vetores de cointegração associados e à dinâmica do processo de erro subjacente. No entanto, uma limitação importante do procedimento acima é o pressuposto restritivo *a priori* de um único vetor de cointegração.

3.2.12 Teste Johansen-Fisher para Painel

Fisher (1932) deriva um teste combinado que utiliza os resultados dos testes independentes individuais. Maddala e Wu (1999) utilizam o resultado de Fisher (1932) para propor uma abordagem alternativa para testar cointegração em dados de painel pela combinação de testes a partir de seções transversais individuais para obtenção da estatística de teste para todo o painel. Se π_i é o *p*-valor 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 valor do χ^2 reportado é baseado nos *p*-valores de MacKinnon-Haug-Michelis (1999) para o teste do traço de cointegração e de *maximum eigenvalue* (máximo autovalor) de Johansen.

Larsson, Lyhagen e Lothgren (2001) apresentam um teste baseado no estimador de máxima verossimilhança de Johansen (1988), evitando-se a utilização de testes de raiz unitária nos resíduos e relaxando-se o pressuposto de um único vetor de cointegração. O modelo proposto parte do pressuposto de que o processo de geração de dados para cada uma das seções transversais pode ser representado por uma especificação ECM. Desta forma, tem-se o seguinte modelo:

$$\Delta Y_{i,t} = \Pi_{\mathrm{i}}\mathrm{Y}_{\mathrm{i,t-1}} + \sum_{\mathrm{k=1}}^{\mathrm{n}}\Gamma_{\mathrm{ik}}\Delta\mathrm{Y}_{\mathrm{i,t-k}} + u_{\mathrm{i,t}} \quad (131)$$

Larsson *et al*. (2001) propõem a estimação do modelo acima separadamente para cada seção transversal utilizando-se os métodos de máxima verossimilhança para o cálculo da estatística do traço para cada unidade de seção transversal LR_{iT}. Desta forma, a estatística de teste do traço para painel (*rank trace statistic*), LR_{NT}, pode ser obtida como a média das N estatísticas do traço das seções transversais. As hipóteses nula e alternativa para este teste são:

$$H_0: rank(\Pi_i) = r_i \leq r \text{ para todo } i = 1, \dots, N \quad (132)$$

$$H_a: rank(\Pi_i) = p \text{ para todo } i = 1, \dots, N \quad (133)$$

em que p é o número de variáveis que se utiliza para testar por possível cointegração entre elas. A estatística padronizada do teste do traço de cointegração para painel (denotada por Y_{LR}) é então dada por:

$$Y_{LR} = \frac{\sqrt{N}(LR_{NT} - E[Z_k])}{\sqrt{Var\,(Z_k)}} \tag{134}$$

em que LR_{NT} é a média da estatística do traço para cada unidade de seção transversal e $E[Z_k]$ e $Var[Z_k]$ são, respectivamente, a média e variância da estatística do traço assintótica reportada em Larsson *et al*. (2001). A estatística LR-bar proposta é bastante semelhante à estatística IPS *t*-bar. Em simulação de Monte Carlo, Larsson *et al*. (2001) investigam as propriedades de pequenas amostras da estatística padronizada LR-bar. Verifica-se que o teste proposto requer uma grande dimensão de série temporal. Mesmo se o painel possui uma grande dimensão de seção transversal, o tamanho do teste será severamente distorcido.

3.2.13 Procedimentos de Estimativa de Cointegração em Painel

Para os modelos de regressão cointegrados em painel, as propriedades assintóticas dos estimadores para os coeficientes de regressão e testes estatísticos associados são diferentes dos modelos de regressão de cointegração de séries temporais. Algumas das diferenças se tornaram aparentes em trabalhos recentes por autores como Kao e Chiang (2000), Phillips e Moon (1999), Pedroni (2000, 2004) e Mark e Sul (2003). Os modelos de cointegração para painel direcionam-se ao estudo das questões que envolvem relações econômicas de longo prazo tipicamente encontradas em dados financeiros e macroeconômicos. Tal relação de longo prazo é frequentemente prevista pela teoria econômica, sendo então de interesse central estimar os coeficientes de regressão e testar se eles satisfazem restrições teóricas. Phillips e Moon (1999) e Pedroni (2000) propuseram um estimador plenamente modificado (*Fully Modified* – FM), que pode ser vista como uma generalização de Phillips e Hansen (1990), enquanto que Kao e Chiang (2000) propõem uma abordagem alternativa baseada em um estimador de mínimos quadrados dinâmicos de painel (*Dynamic Least Squares* – DOLS), sendo uma extensão do trabalho de Saikkonen (1991) e Stock e Watson (1993).

Kao e Chiang (2000) consideram a seguinte regressão de painel:

$$y_{it} = x_{it}^{'}\beta + z_{it}^{'}\gamma + u_{it} \tag{135}$$

em que $\{y_{it}\}$ são 1×1, β é um vetor $k \times 1$ dos parâmetros de inclinação, z_{it} é o componente determinístico e $\{u_{it}\}$ são termos de distúrbio estacionários. $\{x_{it}\}$ são $k \times 1$ processos integrados de ordem um para todo i, em que:

$$x_{it} = x_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

O pressuposto de independência nas seções transversais é mantido. Sob essas especificações, (118) descreve um sistema de regressões cointegradas (i.e. y_{it} é cointegrado com x_{it}). O estimador MQO de β é:

$$\hat{\beta}_{OLS} = [\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}\tilde{x}_{it}\tilde{x}_{it}^{'}]^{-1}[\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}\tilde{x}_{it}\tilde{y}_{it}] \tag{136}$$

Verifica-se que:

$$\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}\frac{1}{T^2}\sum_{t=1}^{T}\tilde{x}_{it}\tilde{x}_{it}^{'} \xrightarrow{p} \lim_{N\to\infty}\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}E[\zeta_{2i}] \tag{137}$$

e

$$\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\tilde{x}_{it}\tilde{u}_{it} \Rightarrow \lim_{N\to\infty}\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}E[\zeta_{1i}] \tag{138}$$

Utilizando-se teoria do limite sequencial, em que:

$$\begin{array}{ccc} z_{it} & E[\zeta_{1i}] & E[\zeta_{2i}] \\ 0 & 0 & \frac{1}{2} \\ 1 & 0 & 0 \\ \mu_i & -\frac{1}{2}\Omega_{\varepsilon ui} + \Delta_{\varepsilon ui} & \frac{1}{6}\Omega_{\varepsilon i} \\ (\mu_i, t) & -\frac{1}{2}\Omega_{\varepsilon ui} + \Delta_{\varepsilon ui} & \frac{1}{15}\Omega_{\varepsilon i} \end{array} \tag{139}$$

e

$$\Omega_i = \begin{bmatrix} \Omega_{ui} & \Omega_{u\varepsilon i} \\ \Omega_{\varepsilon ui} & \Omega_{\varepsilon i} \end{bmatrix}$$

é a matriz de covariância de longo prazo de $(u_{it}, \varepsilon_{it}^{'})^{'}$, também $\Delta_i = \begin{bmatrix} \Delta_{ui} & \Delta_{u\varepsilon i} \\ \Delta_{\varepsilon ui} & \Delta_{\varepsilon i} \end{bmatrix}$ é a covariância de longo prazo unilateral. Por exemplo, quando $z_{it} = \{\mu_i\}$, obtém-se:

$$\sqrt{N}T(\hat{\beta}_{OLS} - \beta) - \sqrt{N}\delta_{NT} \Rightarrow N\left(0, 6\Omega_{\varepsilon}^{-1}\left(\lim_{N\to\infty}\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}\Omega_{u,\varepsilon i}\Omega_{\varepsilon i}\right)\Omega_{\varepsilon}^{-1}\right) \tag{140}$$

em que $\Omega_{\varepsilon} = \lim_{N\to\infty}\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}\Omega_{\varepsilon i}$ e

$$\delta_{NT} = \left[\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}\frac{1}{T^2}\sum_{t=1}^{T}(x_{it} - \bar{x}_i)(x_{it} - \bar{x}_i)^{'}\right]^{-1}\frac{1}{N}\left[\sum_{i=1}^{N}\Omega_{\varepsilon i}^{1/2}\left(\int \widetilde{W}_i dW_i^{'}\right)\Omega_{\varepsilon i}^{-1/2}\Omega_{\varepsilon ui} + \Delta_{\varepsilon ui}\right] \tag{141}$$

Isto demonstra que $\hat{\beta}_{OLS}$ é inconsistente utilizando-se dados em painel. Trata-se de um contraste com a consistência de $\hat{\beta}_{OLS}$ em séries temporais sob circunstâncias similares. Kao e Chiang (2000) sugerem estimadores FM e DOLS em uma regressão cointegrada e mostram que sua distribuição limitante é normal. Phillips e Moon (1999) e Pedroni (2000) também obtiveram resultados similares para o estimador FM. Kao e Chiang (2000) também investigaram as propriedades de amostra finita dos estimadores MQO, FM e DOLS. Os autores verificaram que (i) o estimador MQO possui viés significante em amostras finitas, (ii)

o estimador FM não é superior ao MQO em geral, e (iii) o estimador DOLS pode ser mais promissor em relação aos estimadores MQO ou FM na estimativa de regressões cointegradas em painel.

Seguindo-se Pedroni (1996, 2000, 2001), considera-se a regressão:

$$d_{it} = \alpha_i + \beta_i p_{it} + \mu_{it} \tag{142}$$

em que d_{it} representa, nesta equação, dividendos reais;

p_{it}, preços reais;

d_{it} e p_{it} são cointegrados com coeficientes angulares β_i, que podem ou não ser homogêneos entre i.

Neste caso, para o MVP ser válido, é necessário que, sob a hipótese nula, $H_0: \beta_i = 1$ para todo i. Supõe-se que $\xi_{it} = (\hat{\mu}_{it}, \Delta p_{it})'$ seja um vetor estacionário que consiste nos resíduos estimados da regressão de cointegração e das diferenças nos preços, e supõe-se que $\Omega_i \equiv \lim_{T\to\infty} E[T^{-1}(\sum_{t=1}^{T} \xi_{it})(\sum_{t=1}^{T} \xi_{it}')]$ seja a covariância de longo prazo para este processo vetorial. A matriz de covariância de longo prazo é tipicamente estimada utilizando-se qualquer um de um número de estimadores HAC (*Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent* ou Consistentes à Heterocedasticidade e Autocorrelação), tal como o estimador de Newey-West. Pode ser decomposta como $\Omega_i = \Omega_i^0 + \Gamma_i + \Gamma_i'$, em que Ω_i^0 é a covariância contemporânea e Γ_i é uma soma ponderada de autocovariâncias.

Utilizando-se esta notação, observa-se que, baseado em Pedroni (1996, 2000, 2001), a expressão para o estimador *between-dimension*, *group-mean* FMOLS para painel é dado como:

$$\hat{\beta}_{GFM}^* = N^{-1} \sum_{i=1}^{N} \left(\sum_{t=1}^{T} (p_{it} - \bar{p}_i)^2 \right)^{-1} \times \left(\sum_{t=1}^{T} (p_{it} - \bar{p}_i) d_{it}^* - T\hat{\gamma}_i \right)$$

em que:

$d_{it}^* = (d_{it} - d) - \frac{\hat{\Omega}_{21i}}{\hat{\Omega}_{22i}} \Delta p_{it}$,

$\hat{\gamma}_i \equiv \hat{\Gamma}_{21i} + \hat{\Omega}_{21i}^0 - \frac{\hat{\Omega}_{21i}}{\hat{\Omega}_{22i}} (\hat{\Gamma}_{22i} + \hat{\Omega}_{22i}^0)$.

Pelo fato da segunda parte da expressão (que sucede o somatório em *i*) ser idêntica ao estimador FMOLS de séries temporais, observa-se que o estimador *between-dimension* pode ser construído simplesmente como $\hat{\beta}_{GFM}^* = N^{-1} \sum_{i=1}^{N} \hat{\beta}_{FM,i}^*$, em que $\hat{\beta}_{FM,i}^*$ é o estimador FMOLS convencional, aplicado ao *i*-ésimo membro do painel. Assim, a estatística *t* associada para o estimador *between-dimension* pode ser construída como:

$$t_{\widehat{\beta}^*_{GFM}} = N^{-1/2} \sum_{i=1}^{N} t_{\widehat{\beta}^*_{FM,i}}$$

no qual

$$t_{\widehat{\beta}^*_{FM,i}} = \left(\hat{\beta}^*_{FM,i} - \beta_0\right)\left(\widehat{\Omega}^{-1}_{11i} \sum_{t=1}^{T} (p_{it} - \bar{p}_i)\right)^{1/2}$$

De forma semelhante, um estimador *between-dimension*, *group-mean* DOLS para painel pode ser construído da seguinte forma. Primeiro, inicia-se com o aumento da regressão de cointegração com diferenças adiantadas e defasadas (*lead*/*lagged*) do regressor para controlar o efeito de *feedback* endógeno. Isto exerce uma função que é similar ao termo de correção não paramétrico para d^*_{it} em termos de Δp_{it} no procedimento FMOLS. Conseqüentemente, a regressão DOLS se torna:

$$d_{it} = \alpha_i + \beta_i p_{it} + \sum_{k=-K_i}^{K_i} \gamma_{ik} \Delta p_{it-k} + \mu^*_{it} \tag{143}$$

A partir dessa regressão, constrói-se o estimador *group-mean* DOLS para painel como:

$$\hat{\beta}^*_{GD} = \left[N^{-1} \sum_{i=1}^{N} \left(\sum_{t=1}^{T} z_{it} z_{it}^{'}\right)^{-1} \left(\sum_{t=1}^{T} z_{it} \tilde{d}_{it}\right)\right]_1$$

em que

z_{it} é o vetor $2(K+1) \times 1$ dos regressores $z_{it} = (p_{it} - \bar{p}_i, \Delta p_{it-K}, \dots, \Delta p_{it+K})$,

$\tilde{d}_{it} = d_{it} - \bar{d}_i$, e

o subscrito 1 fora dos colchetes indica a tomada somente do primeiro elemento do vetor para se obter o coeficiente angular de grupo.

Novamente, uma vez que a segunda parte da expressão (que sucede o somatório em *i*) é idêntica ao estimador DOLS para séries temporais, observa-se que o estimador *between-dimension* pode ser construído simplesmente como $\hat{\beta}^*_{GD} = N^{-1} \sum_{i=1}^{N} \hat{\beta}^*_{D,i}$, em que $\hat{\beta}^*_{D,i}$ é o estimador DOLS convencional, aplicado ao *i*-ésimo membro do painel. Similarmente, ao se supor que $\sigma_i^2 = \lim_{T\to\infty} E[T^{-1} (\sum_{t=1}^{T} \hat{\mu}^*_{it})^2]$ seja a variância de longo prazo dos resíduos da regressão DOLS (que, novamente pode ser estimada utilizando-se métodos padrão HAC), então a estatística *t* associada para o estimador *between-dimension* pode ser construída como:

$$t_{\widehat{\beta}^*_{GD}} = N^{-1/2} \sum_{i=1}^{N} t_{\widehat{\beta}^*_{D,i}}$$

em que:

$$t_{\widehat{\beta}^*_{D,i}} = \left(\hat{\beta}^*_{D,i} - \beta_0\right)(\hat{\sigma}_i^{-2} \sum_{t=1}^{T} (p_{it} - \bar{p}_i)^2)^{1/2}.$$

3.3 Hipóteses de Pesquisa

3.3.1 MVP com Retornos Esperados Constantes no Tempo

Formulam-se as seguintes hipóteses em relação às séries de preços, dividendos e razão preço-dividendo. De forma que o MVP possua a estrutura proposta em teoria (CAMPBELL e SHILLER, 1987), apresentam-se as hipóteses referentes aos testes de raiz unitária em painel:

H_1: A série de preços possui raiz unitária $I(1)$;

H_2: A série de dividendos possui raiz unitária $I(1)$;

Em relação à validade do MVP, estabelece-se a seguinte hipótese referente aos testes de cointegração em painel:

H_3: Preços e dividendos possuem uma relação de equilíbrio de longo prazo (cointegram).

A hipótese referente aos estimadores FMOLS e DOLS de cointegração em painel:

H_4: Preços e dividendos possuem relação um para um.

3.3.2 MVP com Retornos Esperados Variáveis no Tempo

Formulam-se as seguintes hipóteses em relação às séries log de preços, log de dividendos e log da razão preço-dividendo. De forma que o MVP possua a estrutura proposta em teoria (CAMPBELL e SHILLER, 1988a,b), apresentam-se as hipóteses referentes aos testes de raiz unitária em painel:

H_5: A série do log de preços possui raiz unitária $I(1)$;

H_6: A série do log de dividendos possui raiz unitária $I(1)$;

H_7: A série do log da razão preço-dividendo é estacionária $I(0)$.

Em relação à validade do MVP, estabelece-se a seguinte hipótese referente aos testes de cointegração em painel:

H_8: Log de preços e log de dividendos possuem uma relação de equilíbrio de longo prazo (cointegram).

A hipótese referente aos estimadores FMOLS e DOLS de cointegração em painel:

H_9: Log de preços e log de dividendos possuem relação um para um.

4. RESULTADOS

4.1. MVP com Retornos Esperados Constantes no Tempo

Com o objetivo de verificar se as séries de preços reais e dividendos reais são não estacionárias $I(1)$, aplicam-se testes de raiz unitária ao modelo restrito (nenhuma variável exógena), permitindo-se também efeitos individuais (intercepto individual) e efeitos individuais e tendências lineares individuais (intercepto e tendência). A sensibilidade dos resultados é verificada pela presença de efeitos individuais e tendências lineares individuais, assim como por P defasagens (*lags*) específicas nas ordens de 0 a 4, conforme Tabelas 3 e 4.

Analisando-se a Tabela 3, em relação à série de preços reais (p_{it}/rp_{it}), pelo critério de seleção automática de *lags* para empresas individuais, no modelo restrito, as estatísticas Levin-Lin-Chu *t** e Fisher-ADF Chi-Square rejeitam a hipótese nula de raiz unitária aos níveis de 5% e 1%. Como estes testes diferem no pressuposto de raiz unitária (processo comum ou individual), a estatística Fisher-ADF Chi-Square rejeita a hipótese nula de que haja algumas empresas com séries estacionárias $I(0)$, enquanto a estatística Levin-Lin-Chu *t** falha em rejeitar a hipótese de que as séries de preços sejam $I(0)$ para todas as empresas. Pressupondo-se um processo individual de raiz unitária, a estatística Choi-ADF Z-stat falha em rejeitar a hipótese nula de que a série de preços é $I(1)$. No modelo que permite efeitos individuais, embora a estatística Fisher-ADF Chi-Square rejeite a hipótese nula de raiz unitária ao nível de 1%, as demais estatísticas falham em rejeitar a hipótese de que a série de preços é $I(1)$. No modelo que permite efeitos individuais e tendências lineares individuais, a rejeição da hipótese nula de raiz unitária é verificada, ao nível de 1%, nos testes cujo pressuposto é um processo individual de raiz unitária. Por outro lado, as estatísticas Levin-Lin-Chu *t** e Breitung *t*-stat, com pressuposto de processo comum de raiz unitária, falham em rejeitar a hipótese nula de que a série de preços é $I(1)$.

Considerando-se defasagens individuais, nas estatísticas Levin-Lin-Chu *t**, no modelo restrito, rejeita-se a hipótese nula de que a série de preços é $I(1)$ para defasagens de ordens 0, 1, 2 e 4 ao nível de 1%; no modelo com efeitos individuais, a hipótese nula é rejeitada para defasagens de ordens 0 (ao nível de 1%), 1 (ao nível de 10%), 2 (ao nível de 1%); no modelo com efeitos individuais e tendências lineares individuais, a hipótese nula é rejeitada para defasagens de ordens 0, 1 e 2 ao nível de 1%. A estatística Breitung *t*-stat falha em rejeitar a hipótese nula de raiz unitária para todas as ordens de defasagens estabelecidas no modelo com

intercepto e tendência. Desta forma, analisando-se os testes com pressuposto de processo comum de raiz unitária, rejeita-se a hipótese nula de que a série de preços é $I(1)$, entre os níveis de 1% e 10%, em 10 de 15 estatísticas Levin-Lin-Chu *t** e em 0 de 5 estatísticas Breitung *t*-stat.

Com a análise de defasagens individuais, no modelo com intercepto individual, a estatística Im-Pesaran-Shin *W*-stat rejeita a hipótese nula de que a série de preços é $I(1)$ para defasagem de ordem 2 ao nível de 1%; no modelo com efeitos individuais e tendências lineares individuais, rejeita-se a hipótese nula para defasagens de ordens 0 e 2 ao nível de 1%. A estatística Im-Pesaran-Shin *t*-bar falha em rejeitar a hipótese nula para o modelo com intercepto individual e rejeita a hipótese nula de raiz unitária para o modelo com intercepto e tendência ao nível de 1%. A estatística Fisher-ADF Chi-Square, no modelo restrito, rejeita a hipótese nula para defasagem de ordens 0, 1 e 2 ao nível de 1%; no modelo com intercepto individual, rejeita-se a hipótese nula para defasagens de ordens 0 (ao nível de 10%), 1 (ao nível de 1%) e 2 (ao nível de 1%); no modelo com intercepto e tendência, rejeita-se a hipótese nula de raiz unitária para defasagens de ordens 0, 1 e 2 ao nível de 1%. A estatística Choi-ADF Z-stat, no modelo restrito, rejeita a hipótese nula para defasagem de ordem 1 ao nível de 1%; no modelo com intercepto individual, falha-se em rejeitar a hipótese nula para todos os níveis de defasagens; no modelo com intercepto e tendência, rejeita-se a hipótese nula de que a série de preços é $I(1)$ para defasagens de ordem 0 (ao nível de 1%) e 1 (ao nível de 5%). Nas estatísticas Fisher-PP Chi-Square e Choi-PP Z-stat, no modelo restrito, rejeita-se a hipótese nula aos níveis de 1%; no modelo com intercepto individual, a estatística Fisher-PP Chi-Square rejeita a hipótese nula ao nível de 1% e a estatística Choi-PP Z-stat falha em rejeitar a hipótese nula de raiz unitária; no modelo com intercepto e tendência, ambas as estatísticas rejeitam a hipótese nula em análise. Desta forma, analisando-se os testes com pressuposto de processo individual de raiz unitária, rejeita-se a hipótese nula de que a série de preços é $I(1)$ entre 1% e 10% em 3 de 10 estatísticas Im-Pesaran-Shin *W*-stat; 1 de 2 estatísticas Im-Pesaran-Shin *t*-bar; em 9 de 15 estatísticas Fisher-ADF Chi-Square; em 3 de 15 estatísticas Choi-ADF Z-stat; em 3 de 3 estatísticas Fisher-PP Chi-Square e em 2 de 3 estatísticas Choi-PP Z-stat.

Revertendo-se a hipótese nula e testando-se por estacionariedade em todas as empresas utilizando-se o teste de Hadri juntamente com a denominada Heterocedastic Consistent Z-stat, em ambos os modelos com intercepto individual e intercepto e tendência, rejeita-se a hipótese nula de ausência de raiz unitária ao nível de 1%, não confirmando que $p_{it}/rpi_t \sim I(0)$, notando-se que preços reais como processos estacionários não apresenta

sentido teórico. Desta forma, verifica-se que, considerando-se todos os testes aplicados para presença de raiz unitária nas séries de preços das empresas componentes do painel, rejeita-se a hipótese nula, entre os níveis de 1% a 10%, em 10 de 20 testes quando a hipótese nula é de raiz unitária (processo comum); em 21 de 48 testes quando a hipótese nula é de raiz unitária (processo individual); e em 4 de 4 quando a hipótese nula é a de ausência de raiz unitária (estacionariedade) da série de preços das empresas. Desta forma, os resultados globais dificultam a verificação definitiva em relação à presença ou ausência de raiz unitária na série de preços reais. Os testes revelam sensibilidade à presença de efeitos individuais e tendências lineares individuais e à ordem de defasagem. Tal inconclusividade aparente dos testes é esperada e verificada também em Goddard *et al*. (2008). Há uma inclinação à falha da rejeição da hipótese de que a série de preços das empresas analisadas possua raiz unitária para o painel ou para a maior parte das empresas que o compõem, considerando-se as diferentes hipóteses nulas e alternativas testadas.

Tabela 3 – Testes de Raiz Unitária para 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* *	-2.28321	[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	-3.15259	[0.0008]***	-2.8701	[0.0021]***	-6.88928	[0.0000]***
1	-3.29338	[0.0005]***	-1.62736	[0.0518]*	-5.80197	[0.0000]***
2	-40.6773	[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 *W*-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 *t* -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	-2.90113	[0.0019]***	-1.18919	0.1172	-4.47871	[0.0000]***
1	-0.54853	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	157.507	[0.0009]***	129.710	[0.0587]*	199.409	[0.0000]***
Choi-PP Z-stat	-2.34682	[0.0095]***	-0.87072	0.1920	-4.85371	[0.0000]***
Ho: Ausência de Raiz Unitária (processo comum de raiz unitária)						
Hadri Z-stat	-	-	18.1880	[0.0000]***	12.9798	[0.0000]***
Heterocedastic Consistent Z-stat	-	-	14.1587	[0.0000]***	14.2305	[0.0000]***

Nota: ***,**,* representam estatísticas de teste significantes aos níveis de 1%, 5% e 10%, respectivamente. Probabilidades para testes de Fisher são computados utilizando uma distribuição assintótica qui-quadrada; todos os outros testes assumem normalidade assintótica. Testes LLC, Fisher-PP e Hadri: seleção de *Newey-West bandwidth* utilizando *Bartlett kernel*. Valores críticos da *t*-bar a partir do *paper* original de Im, Pesaran e Shin (2003): -1.8146 (nível de 1%); -1.7264 (nível de 5%); -1.687 (nível de 10%). No teste de Hadri, elevada autocorrelação gera uma severa distorção de tamanho, induzindo a uma sobre rejeição da hipótese nula.
Fonte: Elaborado pelo autor.

Procede-se então com os testes de raiz unitária para painel aplicados à variável dependente do MVP. Analisando-se a Tabela 4, em relação à série de dividendos reais (d_{it}/rp_{it}), pelo critério de seleção automática de *lags* para empresas individuais, no modelo restrito, as estatísticas Levin-Lin-Chu *t**, Fisher-ADF Chi-Square e Choi-ADF Z-stat rejeitam a hipótese nula de raiz unitária ao nível de 1%. Uma vez que estes testes diferem no pressuposto de raiz unitária (processo comum e individual), as estatísticas Fisher-ADF Chi-Square e Choi-ADF Z-stat falham em rejeitar a hipótese de que haja algumas empresas com séries estacionárias $I(0)$, enquanto a estatística Levin-Lin-Chu *t** falha em rejeitar a hipótese de que as séries de preços reais sejam $I(0)$ para todas as empresas. No modelo que permite efeitos individuais, rejeita-se a hipótese de que a série de preços reais é $I(1)$ em todas as estatísticas analisadas. No modelo que permite efeitos individuais e tendências lineares individuais, a rejeição da hipótese nula é verificada, ao nível de 1%, nos testes cujo pressuposto é um processo individual de raiz unitária. De forma semelhante à série de preços reais, as estatísticas Levin-Lin-Chu *t** e Breitung *t*-stat com pressusposto de processo comum de raiz unitária, falham em rejeitar a hipótese nula de que a série de dividendos reais é $I(1)$.

Considerando-se defasagens individuais, nas estatísticas Levin-Lin-Chu *t**, no modelo restrito, rejeita-se a hipótese nula de que a série de dividendos é $I(1)$ para defasagens de ordens 0, 1 e 2 ao nível de 1%; no modelo com efeitos individuais, a hipótese nula é rejeitada para defasagens de ordens 0 e 2 ao nível de 1%; no modelo com efeitos individuais e tendências lineares individuais, a hipótese nula é rejeitada para defasagens de ordens 0 e 2 ao nível de 1%. De forma semelhante à série de preços reais, a estatística Breitung *t*-stat falha em rejeitar a hipótese nula de raiz unitária para todos os níveis de defasagens estabelecidos no modelo com intercepto e tendência. Desta forma, analisando-se os testes com pressuposto de processo comum de raiz unitária, rejeita-se a hipótese nula de que a série de dividendos é $I(1)$ ao nível de 1% em 7 de 15 estatísticas Levin-Lin-Chu *t** e em 0 de 5 estatísticas Breitung *t*-stat.

Com a análise de defasagens individuais, no modelo com efeitos individuais, a estatística Im-Pesaran-Shin *W*-stat rejeita a hipótese nula de que a série de dividendos é $I(1)$ para defasagens de ordens 0, 1 e 2 ao nível de 1%. A estatística Im-Pesaran-Shin *t*-bar rejeita a hipótese nula de raiz unitária para ambos os modelos com intercepto individual e intercepto e tendência ao nível de 1%. A estatística Fisher-ADF Chi-Square, no modelo restrito, rejeita a hipótese nula para defasagens de ordens 0, 1 e 2 (ao nível de 1%) e 3 (ao nível de 5%); no modelo com intercepto individual, rejeita-se a hipótese nula para defasagens de ordens 0, 1, 2 e 3 ao nível de 1%; no modelo com intercepto e tendência, rejeita-se a hipótese nula de raiz

unitária para defasagens de ordens 0, 1 e 2 ao nível de 1%. A estatistica Choi-ADF Z-stat, no modelo restrito, rejeita a hipótese nula para defasagens de ordens 0 e 1 (ao nível de 1%) e 2 (ao nível de 10%); no modelo com intercepto individual, rejeita-se a hipótese nula para defasagens de ordens 0 (ao nível de 1%), 1 (ao nível de 5%) e 2 (ao nível de 1%); no modelo com intercepto e tendência, rejeita-se a hipótese nula e que a série de dividendos é $I(1)$ para defasagens de ordem 0 e 1 (ao nível de 1%). Nas estatísticas Fisher-PP Chi-Square e Choi-PP Z-stat, no modelo restrito, rejeita-se a hipótese nula aos níveis de 1%; no modelo com intercepto individual, ambas as estatísticas rejeitam a hipótese nula aos níveis de 1%; no modelo com intercepto e tendência, ambas as estatísticas rejeitam a hipótese nula em análise. Desta forma, analisando-se os testes com pressuposto de processo individual de raiz unitária, rejeita-se a hipótese nula de que a série de dividendos é $I(1)$, entre os níveis de 1% e 10%, em 8 de 10 estatísticas Im-Pesaran-Shin *W*-stat; 2 de 2 estatísticas Im-Pesaran-Shin *t*-bar; em 11 de 15 estatísticas Fisher-ADF Chi-Square; em 8 de 15 estatísticas Choi-ADF Z-stat; em 3 de 3 estatísticas Fisher-PP Chi-Square e em 3 de 3 estatísticas Choi-PP Z-stat.

Revertendo-se a hipótese nula e testando-se por estacionariedade em todas as empresas utilizando-se o teste de Hadri juntamente com a denominada Heterocedastic Consistent Z-stat, em ambos os modelos com intercepto individual e intercepto e tendência, rejeita-se a hipótese nula de ausência de raiz unitária ao nível de 1%, não confirmando que $d_{it}/rpi_t \sim I(0)$, ressaltando-se que dividendos reais como processos estacionários não apresenta sentido teórico. De forma semelhante à série de preços reais, verifica-se que, considerando-se todos os testes aplicados para presença de raiz unitária nas séries de dividendos reais das empresas componentes do painel, rejeita-se a hipótese nula entre os níveis de 1% e 10% em 7 de 20 testes quando a hipótese nula é de raiz unitária (processo comum); em 35 de 48 testes quando a hipótese nula é de raiz unitária (processo individual); e em 4 de 4 quando a hipótese nula é a de ausência de raiz unitária (estacionariedade) da série de dividendos das empresas. Desta forma, os resultados globais dificultam a verificação definitiva em relação à presença ou ausência de raiz unitária na série de dividendos reais. Os testes também revelam sensibilidade à presença de efeitos individuais e tendências lineares individuais e à ordem de defasagem. Afirma-se novamente que tal inconclusividade dos testes de primeira geração de raiz unitária para painel é esperada e verificada em Goddard *et al*. (2008). No entanto, não se pode rejeitar a hipótese de que a série de dividendos reais das empresas analisadas possua raiz unitária para o painel ou para a maior parte das empresas que o compõem, considerando-se diferentes hipóteses nulas e alternativas testadas.

Tabela 4 – Testes de Raiz Unitária para Painel: 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* *	-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	-	-	[-3.09863]***	-	[-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: ***,**,* representam estatísticas de teste significantes aos níveis de 1%, 5% e 10%, respectivamente. Probabilidades para testes de Fisher são computados utilizando uma distribuição assintótica qui-quadrada; todos os outros testes assumem normalidade assintótica. Testes LLC, Fisher-PP e Hadri: seleção de *Newey-West bandwidth* utilizando *Bartlett kernel*. Valores críticos da *t*-bar a partir do *paper* original de Im, Pesaran e Shin (2003): -1.8146 (nível de 1%); -1.7264 (nível de 5%); -1.687 (nível de 10%). No teste de Hadri, elevada autocorrelação gera uma severa distorção de tamanho, induzindo a uma sobre rejeição da hipótese nula.
Fonte: Elaborado pelo autor.

Uma vez verificado que as variáveis preços reais e dividendos reais são predominantemente $I(1)$, aplicam-se os testes de cointegração para painel. Os resultados analisados encontram-se nas Tabelas 5, 6 e 7.

Utilizam-se os testes de Kao (1999) residuais e testes múltiplos de Pedroni (1999, 2004), ambos baseados em Engle-Granger. O teste de cointegração de Engle-Granger (1987) é baseado no exame dos resíduos de uma regressão espúria aplicada utilizando-se variáveis $I(1)$. Se as variáveis são cointegradas, então os resíduos devem ser $I(0)$. Por outro lado, se as variáveis não são cointegradas, então os resíduos serão $I(1)$. Pedroni (1997, 1999, 2000, 2004) e Kao (1999) estendem o arcabouço de Engle-Granger para testes em dados de painel. Desta forma, Pedroni (1997, 1999, 2000, 2004) propõe diversos testes para cointegração que permitem interceptos heterogêneos e coeficientes de tendência entre as seções transversais. Os testes de Kao (1999) seguem a mesma abordagem básica que os testes de Pedroni (1999, 2004), mas especifica interceptos específicos nas seções transversais e coeficientes homogêneos nos regressores de primeiro estágio. Aplica-se também o teste de cointegração do tipo Fisher conforme Maddala e Wu (1999) em que se combinam *p*-valores a partir de testes de cointegração individuais e é baseado no teste do traço e no teste de *maximum eigenvalue* de Johansen.

Desta forma, Kao (1999) propôs uma extensão do testes de cointegração de Engle e Granger (1987) de séries temporais individuais ao painel. A ideia básica é examinar duas séries $I(1)$ e verificar se os resíduos da regressão espúria envolvendo essas séries $I(1)$ são $I(0)$. Caso positivo, então as séries são cointegradas. Se os resíduos são $I(1)$, então as variáveis não são cointegradas. Desta forma um teste para a hipótese nula de ausência de cointegração é baseada em um teste de raiz unitária do tipo ADF baseado nos resíduos. Em relação aos testes de Kao (1999) residuais sob o modelo com intercepto individual, rejeita-se a hipótese de ausência de cointegração pelo critério de seleção automática de *lags*. Analisando-se a sensibilidade dos resultados, rejeita-se a hipótese de ausência de cointegração para todas as ordens de defasagens.

Tabela 5 – Testes de Kao Baseados nos 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)	D(RESID(-1))	D(RESID(-2))	D(RESID(-3))	D(RESID(-4))
t	-9.0846	16.22261	11.39772	-17.7954	4.3092	0.0638	-	-
Prob.	[0.0000]***	-	-	[0.0000]***	[0.0000]***	0.0270	-	-
Coef.	-	-	-	-0.6437	0.1413	2.3615	-	-
Erro-Padrão	-	-	-	0.0362	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)	D(RESID(-1))	D(RESID(-2))	D(RESID(-3))	D(RESID(-4))
t	-11.7603	16.22261	11.39772	-20.1559	3.2073	-	-	-
Prob.	[0.0000]***	-	-	[0.0000]***	[0.0014]***	-	-	-
Coef.	-	-	-	-0.6329	0.0883	-	-	-
Erro-Padrão	-	-	-	0.0314	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)	D(RESID(-1))	D(RESID(-2))	D(RESID(-3))	D(RESID(-4))
t	-9.0846	16.22261	11.39772	-17.7954	4.3092	0.0638	-	-
Prob.	[0.0000]***	-	-	[0.0000]***	[0.0000]***	0.0270	-	-
Coef.	-	-	-	-0.6437	0.1413	2.3615	-	-
Erro-Padrão	-	-	-	0.0362	0.0328	[0.0184]**	-	-
	R-squared	0.29669		Adjusted R-squared	0.295289		DW stat	1.98638
Lag Fixo: 3								
	ADF	Variância Residual	Variância HAC	RESID(-1)	D(RESID(-1))	D(RESID(-2))	D(RESID(-3))	D(RESID(-4))
t	-6.9656	16.22261	11.39772	-15.9261	5.4298	2.2780	1.9357	-
Prob.	[0.0000]***	-	-	[0.0000]***	[0.0000]***	[0.0230]**	[0.0532]*	-
Coef.	-	-	-	-0.6727	0.2100	0.0765	0.0530	-
Erro-Padrão	-	-	-	0.0422	0.0387	0.0336	0.0274	-
	R-squared	0.288156		Adjusted R-squared	0.285908		DW stat	2.111568
Lag Fixo: 4								
	ADF	Variância Residual	Variância HAC	RESID(-1)	D(RESID(-1))	D(RESID(-2))	D(RESID(-3))	D(RESID(-4))
t	-6.0687	16.22261	11.39772	-15.1347	6.0761	3.1180	3.1311	2.2518
Prob.	[0.0000]***	-	-	[0.0000]***	[0.0000]***	[0.0019]***	[0.0018]***	[0.0246]**
Coef.	-	-	-	-0.7428	0.2735	0.1262	0.1082	0.0633
Erro-Padrão	-	-	-	0.0491	0.0450	0.0405	0.0346	0.0281
	R-squared	0.296736		Adjusted R-squared	0.293597		DW stat	2.123853

Nota: ***,**,* representam estatísticas de teste significantes aos níveis de 1%, 5% e 10%, respectivamente. Seleção de *Newey-West bandwidth* utilizando *Bartlett kernel*.
Fonte: Elaborado pelo autor.

Os testes de cointegração de Pedroni para modelos de dados em painel podem ser classificados em duas categorias. O primeiro conjunto é similar aos testes discutidos e envolve a média das estatísticas de teste para ausência de cointegração nas séries temporais entre as seções transversais. Para o segundo conjunto, a média é executada em "pedaços", de forma que as distribuições limitantes são baseadas em limites dos termos numerados e denominador "*piecewise*". Recorda-se que Pedroni (1999, 2004) roda a regressão auxiliar para cada seção transversal para testar se os resíduos são $I(1)$, descrevendo-se diversos métodos de construção da estatística para testar a hipótese nula de ausência de cointegração ($\rho_i = 1$). Existem duas hipóteses alternativas: a alternativa homogênea ($\rho_i = \rho) < 1$ para todo i (que Pedroni denomina teste *within-dimension* ou *panel statistics*), e a alternativa heterogênea, $\rho_i < 1$ para todo i (denominada teste *between-dimension* ou *group statistics*). A estatística de cointegração para painel é construída a partir dos resíduos da regressão auxiliar e um total de 11 estatísticas com graus variantes de propriedades (tamanho e poder para diferentes N e T).

Pedroni (1999, 2004) analisa que a inclusão de efeitos fixos aos membros ou tendências temporais específicas geralmente afetarão as distribuições assintóticas e os valores críticos correspondentes como no caso convencional de séries temporais. A razão para isso é que, na presença de raiz unitária, médias amostrais como $\bar{y}_i = T^{-1} \sum_{t=1}^{T} y_{i,t}$ tomadas sobre a dimensão de séries temporais, T, não convergem às médias populacionais na medida em que T aumenta, mas, ao invés, diverge à taxa $\sqrt{T}$. Conseqüentemente, ao se construir a estatística do painel, com a padronização apropriada em relação à N e T para assegurar uma distribuição estável sob a hipótese nula, o efeito de se estimar as médias amostrais não é eliminado assintoticamente, independentemente de quão grande N ou T se tornam. Argumentos similares aplicam-se no caso remoção dos efeitos de tendência (*detrending*). No entanto, os níveis de significância são obtidos a partir dos valores críticos tabulados em Pedroni (1999, 2004) conforme inclusão de efeitos fixos específicos ou tendências temporais específicas. Para a estatística *panel-v* valores positivos de grande magnitude indicam rejeições, enquanto que, nas estatísticas *panel-rho* e *panel-t*, valores negativos de grande magnitude indicam rejeição da hipótese nula.

Desta forma, pelo critério de seleção automática de *lags* para empresas individuais, os testes de Pedroni (1999, 2004) rejeitam a hipótese nula de ausência de cointegração em 11 de 11 testes aplicados no modelo restrito; em 10 de 11 testes no modelo com efeitos individuais; e em 10 de 11 testes no modelo com efeitos individuais e tendências lineares individuais. Para uma ordem fixa de defasagem 1, rejeita-se a hipótese nula de ausência de cointegração em 11 de 11 testes aplicados no modelo restrito; em 10 de 11 testes no modelo com efeitos individuais e em 10 de 11 testes no modelo com efeitos individuais e tendências lineares individuais. Para uma ordem fixa de defasagem 2, rejeita-se a hipótese nula em análise em 11 de 11 testes aplicados no modelo restrito; em 10 de 11 testes no modelo com efeitos individuais e em 10 de 11 testes no modelo com efeitos individuais e tendências lineares individuais. Para uma ordem fixa de defasagem 3, rejeita-se a hipótese nula em análise em 11 de 11 testes aplicados no modelo restrito; em 8 de 11 testes no modelo com efeitos individuais e em 7 de 11 testes no modelo com efeitos individuais e tendências lineares individuais. Para uma ordem fixa de defasagem 4, rejeita-se a hipótese nula de ausência de cointegração em 11 de 11 testes aplicados no modelo restrito; em 8 de 11 testes no modelo com efeitos individuais e em 8 de 11 testes no modelo com efeitos individuais e tendências lineares individuais. Desta forma, verifica-se que, embora os testes residuais de Pedroni possuam sensibilidade em relação à inclusão de tendências lineares e à ordem de defasagem estabelecida, a

predominância é evidente em relação à rejeição da hipótese nula de ausência de cointegração entre preços e dividendos considerando-se as empresas analisadas, validando-se o MVP com retornos esperados constantes no tempo.

Tabela 6 – Testes Múltiplos de Pedroni: d_{it}/rpi_t e p_{it}/rpi_t

	Ho: Ausência de Cointegração						
	Panel Tests				Group Tests		
	v-Statistic T1	rho-Statistic T2	PP-statistic T3	ADF-statistic T4	rho-Statistic T5	PP-Statistic T6	ADF-Statistic T7
	Ha: Coeficientes AR comuns (*within-dimension*)				Ha: Coeficientes AR individuais (*between-dimension*)		
	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: ***,**,* representam estatísticas de teste significantes aos níveis de 1%, 5% e 10%, respectivamente. S1 representa a estatística (*stat.*) e S2, a estatística ponderada (*weighted stat.*). Seleção de *Newey-West bandwidth* utilizando *Bartlett kernel*
Fonte: Elaborado pelo autor.

Larsson *et al*. (2001) apresentaram um teste de painel baseado em verossimilhança (*likelihood ratio* - LR) em modelos de painel heterogêneos baseado na média das estatísticas *rank trace* desenvolvidas por Johansen (1995). A estatística $\overline{LR}$ proposta é bastante similar à estatística IPS $\bar{t}$. Em simulação de Monte Carlo, Larsson *et al*. (2001) investigaram as propriedades de pequenas amostras da estatística $\overline{LR}$ padronizada. Verificou-se que o teste proposto requer uma grande dimensão de séries temporais. Mesmo se o painel possuir uma grande dimensão de seções transversais, o tamanho do teste será severamente distorcido. Desta forma, analisa-se o teste de cointegração de Maddala e Wu (1999) do tipo Fisher em que se combinam os *p*-valores baseados no *trace test* e no *maximum eigenvalue test* de Johansen.

Em relação ao teste do traço e do máximo autovalor de Johansen-Fisher para dados em painel, na ausência de tendência dos dados, no modelo sem intercepto ou tendência nas equações de cointegração (*cointegrating equations* ou CE) ou VAR, rejeita-se a hipótese de que existam zero relações de cointegração em ambas as estatísticas do traço e do máximo autovalor ao nível de 1%; em relação à hipótese de no máximo 1 vetor de cointegração, rejeitam-se ambas as estatísticas do traço e do máximo autovalor ao nível de 1%. No modelo com intercepto (sem tendência em CE) e sem intercepto em VAR, rejeita-se a hipótese de que existam zero relações de cointegração em ambas as estatísticas do traço e do máximo autovalor ao nível de 1%; em relação à hipótese de no máximo 1 vetor de cointegração, falha-se em rejeitá-la em ambas as estatísticas do traço e do máximo autovalor.

Na presença de tendência linear nos dados, no modelo com intercepto (sem tendência) em CE e VAR – adequado à análise do MVP – rejeita-se a hipótese de que existam zero relações de cointegração ambos nos testes baseados na estatística do traço e do máximo autovalor ao nível de 1%; em relação à hipótese de no máximo 1 vetor de cointegração, esta é também rejeitada ambas nas estatísticas do traço e do máximo autovalor ao nível de 1%. No modelo com intercepto e tendência em CE e sem tendência em VAR, rejeita-se a hipótese de que existam zero relações de cointegração ambos nos testes baseados na estatística do traço do máximo autovalor ao nível de 1%; em relação à hipótese de no máximo 1 vetor de cointegração, falha-se em rejeitá-la ambas nas estatísticas do traço e do máximo autovalor. Na presença de tendência quadrática nos dados, no modelo com intercepto e tendência em CE e tendência linear em VAR, rejeita-se a hipótese de que existam zero relações de cointegração ambos nos testes baseados na estatística do traço e do máximo autovalor ao nível de 1%; em relação à hipótese de no máximo 1 vetor de cointegração, esta é também rejeitada ambas nas estatísticas do traço e do máximo autovalor ao nível de 1%.

Como os testes de raiz unitária em painel, os testes de cointegração em painel podem ser motivados pela busca de testes mais poderosos do que aqueles obtidos pela aplicação de testes de cointegração de séries temporais individuais. Estes últimos são conhecidos por possuir baixo poder especialmente para T pequeno, como ocorre com dados anuais do pós-guerra. Desta forma, a partir dos testes de cointegração para dados em painel de Kao (1999), Pedroni (2000, 2004) e Maddala e Wu (1999), falha-se em rejeitar a hipótese de que haja cointegração entre preços reais e dividendos reais considerando-se as empresas que pertencem à amostra, validando-se, por conseguinte, o Modelo de Valor Presente entre preços e dividendos com retornos esperados constantes desenvolvido seminalmente em Campbell e Shiller (1987).

Tabela 7 – Teste Johansen-Fisher para Painel: 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) Hipotético	Fisher Stat.* (a partir do *trace test*)	Prob.	Fisher Stat.* (a partir do *max-eigen test*)	Prob.
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) Hipotético	Fisher Stat.* (a partir do *trace test*)	Prob.	Fisher Stat.* (a partir do *max-eigen test*)	Prob.
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) Hipotético	Fisher Stat.* (a partir do *trace test*)	Prob.	Fisher Stat.* (a partir do *max-eigen test*)	Prob.
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) Hipotético	Fisher Stat.* (a partir do *trace test*)	Prob.	Fisher Stat.* (a partir do *max-eigen test*)	Prob.
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				
Interepto e tendência em CE - tendência linear em VAR				
No. de CE(s) Hipotético	Fisher Stat.* (a partir do *trace test*)	Prob.	Fisher Stat.* (a partir do *max-eigen test*)	Prob.
Nenhum	451.8	[0.0000]***	413.7	[0.0000]***
No máximo 1	398.7	[0.0000]***	398.7	[0.0000]***

Nota: ***,**,* representam estatísticas de teste significantes aos níveis de 1%, 5% e 10%, respectivamente. Intervalos de *lags* (em primeiras diferenças): 1 1. Probabilidades computadas utilizando-se distribuição assintótica χ^2.
Fonte: Elaborado pelo autor.

Verificada a presença de cointegração entre preços reais e dividendos reais, segue-se com a estimativa de cointegração, uma vez que, em modelos de regressão cointegrados para dados em painel, as propriedades assintóticas dos estimadores para os coeficientes de

regressão e os testes estatísticos associados são diferentes dos estimadores de modelos de regressão cointegrados para séries temporais. Desta forma, aplicam-se técnicas recentemente desenvolvidas para a obtenção de estimadores em painéis cointegrados. Para comparação com o estimador FMOLS, *between-dimension*, *group-mean*, utiliza-se um estimador análogo DOLS, *between-dimension*, *group-mean* como em Pedroni (1996, 2001). O modelo utilizado consiste em preços reais como regressor e dividendos reais como regressando. Os respectivos coeficientes obtidos para cada empresa revelam que, se $\beta_i = 1$, o MVP é validado por meio da técnica utilizada; se $\beta_i < 1$, ações específicas encontram-se sobreavaliadas; e se $\beta_i > 1$, ações específicas encontram-se subavaliadas.

Conforme Nasseh e Strauss (2004), um problema com a especificação inversa é que a eficiência de mercado implica que apenas dividendos não antecipados no tempo t afetam o preço no tempo t. A regressão padrão de preços em dividendos indicará que o preço corrente é uma função de inovações passadas em dividendos, uma vez que valores de defasagens tendem a ser insignificantes. Entretanto, inovações de dividendos estão sujeitas a um processo de média móvel ou possuem um componente relativamente grande com respeito aos preços da ação, induzindo-se a uma subestimação do coeficiente. Desta forma, ao regredir dividendos reais em preços reais, evitam-se as dificuldades mencionadas e, uma vez que a variável preço incorpora todas as inovações correntes e é prospectiva (*forward-looking*), defasagens passadas devem ser insignificantes.

Estimativas individuais FMOLS e DOLS e estatísticas *t* são reportadas para $H_0: \beta_i = 0{,}05$. Na Tabela 8, resultados são reportados para estimadores de painel na presença e ausência de *dummies* temporais. Supondo-se taxa de retorno constante de 5%, os resultados a partir de ambos os testes individuais e testes em painel rejeitam a hipótese nula ao nível de 1% e falham em rejeitar a sobreavaliação dos preços reais para a maior parte das empresas analisadas. Nos testes individuais aplicados às empresas, 45 das 53 empresas produzem rejeições nos testes DOLS e/ou FMOLS. Assim, como em Pedroni (2001), os testes revelam concordância nos resultados. Para os testes de painel, todos os 6 testes reportados rejeitam a hipótese nula ao nível de 1%. Pedroni (2001) ressalta que estimadores *between-dimension* produzem estimativas consistentes do coeficiente angular médio sob a hipótese alternativa de que coeficientes angulares são diferentes de 1 e variam entre empresas, enquanto que estimadores *within-dimension* não produzem. Desta forma, os valores apresentados para o painel são uma representação relativamente mais precisa da relação média de longo prazo entre preços reais e dividendos reais do Modelo de Valor Presente sob a hipótese de retornos esperados constantes no tempo.

Tabela 8 – Estimativa de Cointegração em Painel sob Retornos Constantes

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

Firma	FMOLS	*t* -stat	DOLS	*t* -stat	FMOLS	*t* -stat	DOLS	*t* -stat
	Dynamic Lags = 0				*Dynamic Lags* = 1			
	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				
Between	0.0501	[-30.9000]**	0.0587	[-35.3943]**	0.0531	[-32.1966]**	0.0736	[-8.9565]**
				Com *Dummies* Temporais				
Between	0.0310	[-14.7497]**	0.0408	[-15.0615]**	0.0348	[-14.8422]**	0.0359	[-9.4386]**

Nota: *t*-stats aplicam-se a $H_0: \beta_i = 0{,}05$, pressupondo-se taxa de retorno constante de 5%. *,** indicam níveis de rejeição de 10%, 1%. "*Between*" reporta o denominado *group-mean panel* FMOLS de Pedroni (1996) e *group-mean panel* DOLS de Pedroni (2001).

4.2. MVP com Retornos Esperados Variantes no Tempo

Com o objetivo de verificar se a série log de preços reais e a série log de dividendos reais são não estacionárias $I(1)$ no Modelo de Valor Presente sob a hipótese de retornos esperados variantes no tempo, aplicam-se testes de raiz unitária ao modelo restrito (nenhuma variável exógena), permitindo-se também efeitos individuais (intercepto individual) e efeitos individuais e tendências lineares individuais (intercepto e tendência). De forma semelhante à seção anterior, a sensibilidade dos resultados é verificada pela presença de efeitos individuais e tendências lineares individuais, assim como por P defasagens (*lags*) específicas nas ordens de 0 a 4, conforme Tabelas 9, 10 e 11.

Analisando-se a Tabela 9, em relação à série log de preços reais $\ln(p_{it}/rpi_t)$, pelo critério de seleção automática de *lags* para empresas individuais, no modelo restrito, falha-se em rejeitar a hipótese nula de raiz unitária em todos os testes aplicados. No modelo que permite efeitos individuais, por outro lado, rejeita-se a hipótese nula de raiz unitária em todos os testes aplicados ao nível de 1%. No modelo que permite efeitos individuais e tendências lineares individuais, falha-se em rejeitar a hipótese nula, também ao nível de 1%, de que a série log de preços é $I(1)$ em todos os testes aplicados, independentemente do pressuposto de processo comum ou individual de raiz unitária. Desta forma, assim como em Goddard *et al*. (2008), o diagnóstico de raiz unitária ou estacionariedade revela-se sensível à inclusão ou exclusão de tendência.

Considerando-se defasagens individuais e processo comum de raiz unitária, na estatística Levin-Lin-Chu *t**, no modelo restrito, falha-se em rejeitar a hipótese nula de que a série log de preços reais é $I(1)$ para todas as defasagens aplicadas; no modelo com efeitos individuais, a hipótese nula é rejeitada para todas as ordens de defasagens ao nível de 1%; no modelo com efeitos individuais e tendências lineares individuais, a hipótese nula é rejeitada para defasagens de ordens 0, 1, 3 e 4 ao nível de 1%. A estatística Breitung *t*-stat falha em rejeitar a hipótese nula de raiz unitária para todas as ordens de defasagens estabelecidas no modelo com intercepto e tendência. Desta forma, analisando-se os testes com pressuposto de processo comum de raiz unitária, rejeita-se a hipótese nula de que a série log de preços é $I(1)$ entre 1% e 5% em 9 de 15 estatísticas Levin-Lin-Chu *t** e em 5 de 5 estatísticas Breitung *t*-stat.

Com a análise de defasagens individuais e processo individual de raiz unitária, no modelo com intercepto individual, a estatística Im-Pesaran-Shin *W*-stat rejeita a hipótese nula de que a série log de preços é $I(1)$ para defasagens de ordens 3 e 4 ao nível de 1%; no modelo

com efeitos individuais e tendências lineares individuais, rejeita-se a hipótese nula para defasagens de ordens 0, 3 (nível de 1%) e 4 (nível de 5%). A estatística Im-Pesaran-Shin *t*-bar falha em rejeitar a hipótese nula para o modelo com intercepto individual e rejeita a hipótese nula de raiz unitária para o modelo com intercepto e tendência ao nível de 1%. A estatística Fisher-ADF Chi-Square, no modelo restrito, falha em rejeitar a hipótese nula para todas as ordens de defasagens; no modelo com intercepto individual, rejeita-se a hipótese nula para defasagens de ordens 3 e 4 ao nível de 1%; no modelo com intercepto e tendência, rejeita-se a hipótese nula de raiz unitária para defasagens de ordens 0 (nível de 1%), 1 (nível de 10%) e 3 (nível de 1%). A estatística Choi-ADF Z-stat, no modelo restrito, falha em rejeitar a hipótese nula para todas as ordens de defasagens; no modelo com intercepto individual, falha-se em rejeitar a hipótese nula para defasagens de ordens 3 (nível de 1%) e 4 (nível de 5%); no modelo com intercepto e tendência, rejeita-se a hipótese nula de que a série log de preços é $I(1)$ para defasagens de ordem 0 e 3 ao nível de 1%. Nas estatísticas Fisher-PP Chi-Square e Choi-PP Z-stat, no modelo restrito, falha-se em rejeitar a hipótese nula de raiz unitária; no modelo com intercepto individual, a estatística Fisher-PP Chi-Square rejeita a hipótese nula (nível de 10%) e a estatística Choi-PP Z-stat também rejeita a hipótese nula (nível de 5%); no modelo com intercepto e tendência, a estatística Fisher-PP Chi-Square rejeita a hipótese nula (nível de 5%) e a estatística Choi-PP Z-stat também rejeita a hipótese nula (nível de 1%). Desta forma, analisando-se os testes com pressuposto de processo individual de raiz unitária, rejeita-se a hipótese nula de que a série log de preços é $I(1)$ entre 1% e 10% em 5 de 10 estatísticas Im-Pesaran-Shin *W*-stat; 1 de 2 estatísticas Im-Pesaran-Shin *t*-bar; em 5 de 15 estatísticas Fisher-ADF Chi-Square; em 4 de 15 estatísticas Choi-ADF Z-stat; em 2 de 3 estatísticas Fisher-PP Chi-Square e em 2 de 3 estatísticas Choi-PP Z-stat.

Revertendo-se a hipótese nula e testando-se por estacionariedade em todas as empresas utilizando-se o teste de Hadri juntamente com a denominada Heterocedastic Consistent Z-stat, em ambos os modelos com intercepto individual e intercepto e tendência, rejeita-se a hipótese nula de ausência de raiz unitária ao nível de 1%. Desta forma, verifica-se que, considerando-se todos os testes aplicados para presença de raiz unitária nas séries log de preços das empresas componentes do painel, rejeita-se a hipótese nula entre os níveis de 1% a 10% em 14 de 20 testes quando a hipótese nula é de raiz unitária (processo comum); em 19 de 48 testes quando a hipótese nula é de raiz unitária (processo individual); e em 4 de 4 quando a hipótese nula é a de ausência de raiz unitária (estacionariedade) da série log de preços das empresas. Desta forma, os resultados globais dificultam a verificação definitiva em relação à presença ou ausência de raiz unitária. Os testes revelam sensibilidade à presença de efeitos

individuais e tendências lineares individuais e à ordem de defasagem. Os modelos com efeitos individuais e com intercepto e tendência concentram as rejeições da hipótese de raiz unitária verificadas. A ambivalência aparente dos testes é esperada e verificada também em Goddard *et al*. (2008), em que o diagnóstico de estacionariedade $I(0)$ ou não estacionariedade $I(1)$ depende da inclusão ou não de tendência, assim como da ordem da defasagem estabelecida. No entanto, há uma inclinação à falha da rejeição da hipótese de que a série log de preços das empresas analisadas possua raiz unitária para o painel ou para a maior parte das empresas que o compõem, considerando-se as diferentes hipóteses nulas e alternativas testadas.

Tabela 9 – Testes de Raiz Unitária para 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 *t* *	-0.2571	0.3986	-9.9786	[0.0000]***	-4.9128	[0.0000]***
Breitung *t* -stat	-	-	-	-	-3.8620	[0.0001]***
Ho: Raiz Unitária (processo individual de raiz unitária)						
Im-Pesaran-Shin *W*-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 *t* *						
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 *t* -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 *W*-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 *t* -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: ***,**,* representam estatísticas de teste significantes aos níveis de 1%, 5% e 10%, respectivamente. Probabilidades para testes de Fisher são computados utilizando uma distribuição assintótica qui-quadrada; todos os outros testes assumem normalidade assintótica. Testes LLC, Fisher-PP e Hadri: seleção de *Newey-West bandwidth* utilizando *Bartlett kernel*. Valores críticos da *t*-bar a partir do *paper* original de Im, Pesaran e Shin (2003): -1.8146 (nível de 1%); -1.7264 (nível de 5%); -1.687 (nível de 10%). No teste de Hadri, elevada autocorrelação gera uma severa distorção de tamanho, induzindo a uma sobre rejeição da hipótese nula.
Fonte: Elaborado pelo autor.

Na Tabela 10, analisando-se os testes de raiz unitária para painel aplicados à série log de dividendos reais $\ln(d_{it}/rpi_t)$, pelo critério de seleção automática de *lags* para empresas individuais, no modelo restrito, as estatísticas Levin-Lin-Chu *t**, Fisher-ADF Chi-Square e Choi-ADF Z-stat rejeitam a hipótese nula de raiz unitária ao nível de 1%. No modelo que permite efeitos individuais, rejeita-se a hipótese de que a série log de dividendos é $I(1)$ somente na estatística Levin-Lin-Chu *t**. No modelo que permite efeitos individuais e tendências lineares individuais, a rejeição da hipótese nula é verificada, ao nível de 1%, em todos os testes aplicados.

Considerando-se defasagens individuais, na estatística Levin-Lin-Chu *t**, no modelo restrito, rejeita-se a hipótese nula de que a série log de dividendos reais é $I(1)$ para todas as ordens de defasagens ao nível de 1%; no modelo com efeitos individuais, a hipótese nula é rejeitada para defasagens de ordens 0, 1 e 4 ao nível de 1%; no modelo com efeitos individuais e tendências lineares individuais, a hipótese nula é rejeitada para defasagens de ordens 0, 1, 2 (ao nível de 1%) e 3 (ao nível de 5%). A estatística Breitung *t*-stat rejeita a hipótese nula de raiz unitária para defasagens de ordens 0, 1 (ao nível de 1%) e 2 (ao nível de 10%) no modelo com intercepto e tendência. Desta forma, analisando-se os testes com pressuposto de processo comum de raiz unitária, rejeita-se a hipótese nula de que a série log de dividendos é $I(1)$, entre os níveis de 1% e 10%, em 12 de 15 estatísticas Levin-Lin-Chu *t** e em 3 de 5 estatísticas Breitung *t*-stat.

Com a análise de defasagens individuais, no modelo com efeitos individuais, a estatística Im-Pesaran-Shin *W*-stat rejeita a hipótese nula de que a série log de dividendos reais é $I(1)$ para defasagem de ordem 0 ao nível de 10%; no modelo com efeitos individuais e tendências lineares individuais, rejeita-se a hipótese nula para defasagens de ordens 1, 2 (ao nível de 1%), 3 (ao nível de 5%) e 4 (ao nível de 10%). A estatística Im-Pesaran-Shin *t*-bar rejeita a hipótese nula de raiz unitária para ambos os modelos com intercepto individual e intercepto e tendência ao nível de 1%. A estatística Fisher-ADF Chi-Square, no modelo restrito, rejeita a hipótese nula para defasagens 0, 1, 3 e 4 (ao nível de 1%) e 2 (ao nível de 5%); no modelo com intercepto individual, falha-se em rejeitar a hipótese nula para defasagens de todas as ordens; no modelo com intercepto e tendência, rejeita-se a hipótese nula de raiz unitária para defasagens de ordens 0, 1 e 2 (ao nível de 1%) e 3 (ao nível de 10%). A estatistica Choi-ADF Z-stat, no modelo restrito, rejeita a hipótese nula para todas as ordens de defasagens; no modelo com intercepto individual, rejeita-se a hipótese nula para defasagem de ordem 0 ao nível de 5%; no modelo com intercepto e tendência, rejeita-se a hipótese nula e que a série de preços é $I(1)$ para defasagens de ordens 0 e 1 (ao nível de 1%)

e 2 (ao nível de 5%). Nas estatísticas Fisher-PP Chi-Square e Choi-PP Z-stat, no modelo restrito, rejeita-se a hipótese nula ao nível de 1%; no modelo com intercepto individual, ambas as estatísticas falham em rejeitar a hipótese nula de raiz unitária; no modelo com intercepto e tendência, ambas as estatísticas rejeitam a hipótese nula em análise. Desta forma, analisando-se os testes com pressuposto de processo individual de raiz unitária, rejeita-se a hipótese nula de que a série log de dividendos é $I(1)$ entre 1% e 10% em 5 de 10 estatísticas Im-Pesaran-Shin *W*-stat; 2 de 2 estatísticas Im-Pesaran-Shin *t*-bar; em 9 de 15 estatísticas Fisher-ADF Chi-Square; em 9 de 15 estatísticas Choi-ADF Z-stat; em 2 de 3 estatísticas Fisher-PP Chi-Square e em 2 de 3 estatísticas Choi-PP Z-stat.

Revertendo-se a hipótese nula e testando-se por estacionariedade em todas as empresas utilizando-se o teste de Hadri juntamente com a denominada Heterocedastic Consistent Z-stat, em ambos os modelos com intercepto individual e intercepto e tendência, rejeita-se a hipótese nula de ausência de raiz unitária ao nível de 1%. Desta forma, verifica-se que, considerando-se todos os testes aplicados para presença de raiz unitária na série log de dividendos reais das empresas componentes do painel, rejeita-se a hipótese nula entre os níveis de 1% e 10% em 15 de 20 testes quando a hipótese nula é de raiz unitária (processo comum); em 29 de 48 testes quando a hipótese nula é de raiz unitária (processo individual); e em 4 de 4 quando a hipótese nula é a de ausência de raiz unitária (estacionariedade) da série log de dividendos das empresas. Desta forma, como também verificado em Goddard *et al*. (2008), o diagnóstico de estacionariedade $I(0)$ ou não estacionariedade $I(1)$ revela sensibilidade à inclusão ou não de tendência, assim como à ordem da defasagem estabelecida. No entanto, não se pode rejeitar a hipótese de que a série log de dividendos reais das empresas analisadas possua raiz unitária para o painel ou maior parte das empresas que o compõem, considerando-se diferentes hipóteses nulas e alternativas testadas.

Tabela 10 – Testes de Raiz Unitária para 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 *W*-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]***
Lags Fixos						
Método	*Stat.*	Prob.	*Stat.*	Prob.	*Stat.*	Prob.
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	-	-	[-1.86316]***	-	[-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: ***,**,* representam estatísticas de teste significantes aos níveis de 1%, 5% e 10%, respectivamente. Probabilidades para testes de Fisher são computados utilizando uma distribuição assintótica qui-quadrada; todos os outros testes assumem normalidade assintótica. Testes LLC, Fisher-PP e Hadri: seleção de *Newey-West bandwidth* utilizando *Bartlett kernel*. Valores críticos da *t*-bar a partir do *paper* original de Im, Pesaran e Shin (2003): -1.8146 (nível de 1%); -1.7264 (nível de 5%); -1.687 (nível de 10%). No teste de Hadri, elevada autocorrelação gera uma severa distorção de tamanho, induzindo a uma sobre rejeição da hipótese nula.
Fonte: Elaborado pelo autor.

De forma a se testar a validade do MVP com retornos esperados variantes, espera-se que o log da razão preço-dividendo seja estacionário $I(0)$, como analisado na literatura apresentada. Em relação aos testes de raiz unitária para painel aplicados à série log da razão preço-dividendo $\ln(p_{it}/d_{it})$ na Tabela 11, pelo critério de seleção automática de *lags* para empresas individuais, no modelo restrito, todas as estatísticas aplicadas falham em rejeitar a hipótese nula de raiz unitária. No modelo que permite efeitos individuais, rejeita-se a hipótese de que o log da razão preço-dividendo é $I(1)$ em todos os testes aplicados ao nível de 1%. De forma semelhante, no modelo que permite efeitos individuais e tendências lineares individuais, a rejeição da hipótese nula é verificada, ao nível de 1%, em todos os testes aplicados.

Considerando-se defasagens individuais e processo comum de raiz unitária, na estatística Levin-Lin-Chu *t**, no modelo restrito, falha-se em rejeitar a hipótese nula de que a série do log da razão preço-dividendo é $I(1)$ para todas as ordens de defasagens; no modelo com efeitos individuais, a hipótese nula é rejeitada para defasagens de ordens 0, 1, 2, 3 (ao nível de 1%) e 4 (ao nível de 10%); no modelo com efeitos individuais e tendências lineares individuais, a hipótese nula é rejeitada para defasagens de ordens 0, 1, 2 e 3 ao nível de 1%. A estatística Breitung *t*-stat rejeita a hipótese nula de raiz unitária para todas as ordens de defasagens no modelo com intercepto e tendência: 0, 1, 2 e 4 (ao nível de 1%) e 3 (ao nível de 5%). Desta forma, analisando-se os testes com pressuposto de processo comum de raiz unitária, rejeita-se a hipótese nula de que a série do log da razão preço-dividendo é $I(1)$, entre os níveis de 1% e 10%, em 9 de 15 estatísticas Levin-Lin-Chu *t** e em 5 de 5 estatísticas Breitung *t*-stat.

Com a análise de defasagens e processo individual de raiz unitária, no modelo com intercepto individual, a estatística Im-Pesaran-Shin *W*-stat rejeita a hipótese nula de que a série do log da razão preço-dividendo é $I(1)$ para todas as ordens de defasagens: 0, 2, 3 (ao nível de 1%), 1 (ao nível de 5%) e 4 (ao nível de 10%); no modelo com efeitos individuais e tendências lineares individuais, rejeita-se a hipótese nula para defasagens de ordens 0, 1, 3, 4 (ao nível de 1%) e 2 (ao nível de 5%). A estatística Im-Pesaran-Shin *t*-bar rejeita a hipótese nula para o modelo com intercepto individual e rejeita a hipótese nula de raiz unitária para o modelo com intercepto e tendência ao nível de 1%. A estatística Fisher-ADF Chi-Square, no modelo restrito, falha em rejeitar a hipótese nula para todas as defasagens estabelecidas; no modelo com intercepto individual, rejeita-se a hipótese nula para defasagens de ordens 0, 3 (ao nível de 1%), 1 e 2 (ao nível de 5%); no modelo com intercepto e tendência, rejeita-se a hipótese nula de raiz unitária para defasagens de ordens 0, 1, 3 (ao nível de 1%) e 2 (ao nível

de 10%). A estatistica Choi-ADF Z-stat, no modelo restrito, falha em rejeitar a hipótese nula para todas as ordens de defasagens; no modelo com intercepto individual, rejeita-se a hipótese nula para defasagens 0, 1, 2 e 3 ao nível de 1%; no modelo com intercepto e tendência, rejeita-se a hipótese nula e que a série do log da razão preço-dividendo é $I(1)$ para defasagens de ordens 0, 1, 3 (ao nível de 1%), 2 e 4 (ao nível de 5%). Nas estatísticas Fisher-PP Chi-Square e Choi-PP Z-stat, no modelo restrito, falha-se em rejeitar a hipótese nula de raiz unitária; no modelo com intercepto individual, ambas as estatísticas rejeitam a hipótese nula de raiz unitária; no modelo com intercepto e tendência, ambas as estatísticas rejeitam a hipótese nula em análise. Desta forma, analisando-se os testes com pressuposto de processo individual de raiz unitária, rejeita-se a hipótese nula de que a série do log da razão preço-dividendo é $I(1)$ entre 1% e 10% em 10 de 10 estatísticas Im-Pesaran-Shin *W*-stat; 2 de 2 estatísticas Im-Pesaran-Shin *t*-bar; em 8 de 15 estatísticas Fisher-ADF Chi-Square; em 9 de 15 estatísticas Choi-ADF Z-stat; em 2 de 3 estatísticas Fisher-PP Chi-Square e em 2 de 3 estatísticas Choi-PP Z-stat.

Revertendo-se a hipótese nula e testando-se por estacionariedade em todas as empresas utilizando-se o teste de Hadri juntamente com a denominada Heterocedastic Consistent Z-stat, em ambos os modelos com intercepto individual e intercepto e tendência, rejeita-se a hipótese nula de ausência de raiz unitária ao nível de 1%. Desta forma, verifica-se que, considerando-se todos os testes aplicados para presença de raiz unitária na série do log da razão preço-dividendo das empresas componentes do painel, rejeita-se a hipótese nula entre os níveis de 1% e 10% em 14 de 20 testes quando a hipótese nula é de raiz unitária (processo comum); em 33 de 48 testes quando a hipótese nula é de raiz unitária (processo individual); e em 4 de 4 quando a hipótese nula é a de ausência de raiz unitária (estacionariedade) da série de preços das empresas. Assim, embora a inversão da hipótese nula não confirme os resultados obtidos por meio dos outros testes, os resultados indicam que a série do log da razão preço-dividendo é predominantemente $I(0)$, de acordo com a teoria analisada.

Como também verificado em Goddard *et al*. (2008), o diagnóstico de estacionariedade $I(0)$ ou não estacionariedade $I(1)$ revela sensibilidade à inclusão ou não de tendência, assim como à ordem da defasagem estabelecida. No entanto, não se pode rejeitar a hipótese de que a a série do log da razão preço-dividendo das empresas analisadas seja estacionária para o painel ou maior parte das empresas que o compõem, considerando-se diferentes hipóteses nulas e alternativas testadas e observando-se principalmente os modelos com efeitos individuais e com intercepto e tendência em que se encontram as rejeições da hipótese de raiz

unitária verificadas. Portanto, não se rejeita o MVP com retornos esperados variantes no tempo a partir dos resultados dos testes de raiz unitária aplicados.

Tabela 11 – Testes de Raiz Unitária para 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	-	-	[-2.7177]***	-	[-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: ***,**,* representam estatísticas de teste significantes aos níveis de 1%, 5% e 10%, respectivamente. Probabilidades para testes de Fisher são computados utilizando uma distribuição assintótica qui-quadrada; todos os outros testes assumem normalidade assintótica. Testes LLC, Fisher-PP e Hadri: seleção de *Newey-West bandwidth* utilizando *Bartlett kernel*. Valores críticos da *t*-bar a partir do *paper* original de Im, Pesaran e Shin (2003): -1.8146 (nível de 1%); -1.7264 (nível de 5%); -1.687 (nível de 10%). No teste de Hadri, elevada autocorrelação gera uma severa distorção de tamanho, induzindo a uma sobre rejeição da hipótese nula.
Fonte: Elaborado pelo autor.

Uma vez verificado que as variáveis log de preços reais e log de dividendos reais são predominantemente $I(1)$, aplicam-se os testes de cointegração para painel. Os resultados analisados encontram-se nas Tabelas 12, 13 e 14.

Utilizam-se os testes de Kao (1999) residuais e testes múltiplos de Pedroni (1999, 2004) fundamentados em Engle-Granger (1987). Em relação aos testes de Kao (1999) residuais sob o modelo com intercepto individual, falha-se em rejeitar a hipótese de ausência de cointegração pelo critério de seleção automática de *lags*. Analisando-se a sensibilidade dos resultados, rejeita-se a hipótese de ausência de cointegração somente para defasagem de ordem 1.

Tabela 12 – Testes de Kao Baseados nos 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))
t	-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))
t	-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))
t	-1.008305	0.547553	0.240670	-8.68069	-0.722653	-0.548263	-	-	-
Prob.	0.1567	-	-	[0.0000]***	0.4704	0.5839	-	-	-
Coef.	-	-	-	-0.578228	-0.045029	-0.028165	-	-	-
Erro-Padrão	-	-	-	0.0666	0.0623	0.0514	-	-	-
	R-squared	0.306226		Adjusted R-squared	0.30235		DW stat	2.00231	
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))
t	-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))
t	-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: ***,**,* representam estatísticas de teste significantes aos níveis de 1%, 5% e 10%, respectivamente. Seleção de *Newey-West bandwidth* utilizando *Bartlett kernel*.
Fonte: Elaborado pelo autor.

Em relação aos testes de Pedroni (1999, 2004), pelo critério de seleção automática de *lags* para empresas individuais, rejeita-se a hipótese nula de ausência de cointegração em 3 de 11 testes aplicados no modelo restrito; em 9 de 11 testes no modelo com efeitos individuais; e em 11 de 11 testes no modelo com efeitos individuais e tendências lineares individuais. Para uma ordem fixa de defasagem 1, rejeita-se a hipótese nula de ausência de cointegração em 3

de 11 testes aplicados no modelo restrito; em 9 de 11 testes no modelo com efeitos individuais e em 11 de 11 testes no modelo com efeitos individuais e tendências lineares individuais. Para uma ordem fixa de defasagem 2, rejeita-se a hipótese nula em análise em 3 de 11 testes aplicados no modelo restrito; em 9 de 11 no modelo com efeitos individuais e em 11 de 11 testes no modelo com efeitos individuais e tendências lineares individuais. Para uma ordem fixa de defasagem 3, rejeita-se a hipótese nula em análise em 3 de 11 testes aplicados no modelo restrito; em 9 de 11 testes no modelo com efeitos individuais e em 11 de 11 testes no modelo com efeitos individuais e tendências lineares individuais. Para uma ordem fixa de defasagem 4, rejeita-se a hipótese nula de ausência de cointegração em 3 de 11 testes aplicados no modelo restrito; em 7 de 11 no modelo com efeitos individuais e em 11 de 11 testes no modelo com efeitos individuais e tendências lineares individuais. De forma semelhante aos resultados do MVP com retornos esperados constantes, verifica-se que, embora os testes residuais de Pedroni possuam sensibilidade em relação à inclusão de tendências lineares e à ordem de defasagem estabelecida, a predominância é evidente em relação à rejeição da hipótese nula de ausência de cointegração entre o log de preços e log de dividendos considerando-se as empresas analisadas, validando-se o MVP com retornos esperados variantes no tempo.

Tabela 13 – Testes Múltiplos de Pedroni: $ln(d_{it}/rpi_t)$ e $ln(p_{it}/rpi_t)$

	Ho: Ausência de Cointegração						
	Panel Tests				Group Tests		
	v-Statistic T1	rho-Statistic T2	PP-statistic T3	ADF-statistic T4	rho-Statistic T5	PP-Statistic T6	ADF-Statistic T7
	Ha: Coeficientes AR comuns (*within-dimension*)				Ha: Coeficientes AR individuais (*between-dimension*)		
	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]***	-	-	-
	Lag Fixo: 1						
	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]***	-	-	-
	Lag Fixo: 2						
	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]***	-	-	-
	Lag Fixo: 3						
	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 Rcom 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]**	-	-	-
	Lag Fixo: 4						
	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: ***,**,* representam estatísticas de teste significantes aos níveis de 1%, 5% e 10%, respectivamente. S1 representa a estatística (*stat.*) e S2, a estatística ponderada (*weighted stat.*). Seleção de *Newey-West bandwidth* utilizando *Bartlett kernel*
Fonte: Elaborado pelo autor.

Em relação ao teste de cointegração de Maddala e Wu (1999) do tipo Fisher em que se combinam os *p*-valores a partir do teste do traço e do máximo autovalor de Johansen-Fisher, na ausência de tendência dos dados, no modelo sem intercepto ou tendência nas equações de cointegração (*cointegrating equations* ou CE) ou VAR, falha-se em rejeitar a hipótese de que existam zero relações de cointegração no teste baseado na estatística do traço, mas rejeita-se a mesma hipótese no teste baseado na estatística do máximo autovalor ao nível de 10%; em relação à hipótese de no máximo 1 vetor de cointegração, falha-se em rejeitá-la ambas nas estatísticas do traço e do máximo autovalor. No modelo com intercepto (sem tendência em CE) e sem intercepto em VAR, rejeita-se a hipótese de que existam zero relações de cointegração no teste baseado na estatística do traço ao nível de 1%, mas falha-se em rejeitar a mesma hipótese no teste baseado na estatística do máximo autovalor; em relação à hipótese de no máximo 1 vetor de cointegração, esta é rejeitada ambas nas estatísticas do traço e do máximo autovalor ao nível de 10%.

Na presença de tendência linear nos dados, no modelo com intercepto (sem tendência) em CE e VAR – adequado à análise do MVP – rejeita-se a hipótese de que existam zero relações de cointegração ambos nos testes baseados na estatística do traço e do máximo autovalor ao nível de 1%; em relação à hipótese de no máximo 1 vetor de cointegração, esta também é rejeitada ambas nas estatísticas do traço e do máximo autovalor ao nível de 1%. No modelo com intercepto e tendência em CE e sem tendência em VAR, rejeita-se a hipótese de que existam zero relações de cointegração no teste baseado na estatística do traço ao nível de 10% e rejeita-se a mesma hipótese no teste baseado na estatística do máximo autovalor ao nível de 5%; em relação à hipótese de no máximo 1 vetor de cointegração, falha-se em rejeitá-la ambas nas estatísticas do traço e do máximo autovalor. Na presença de tendência quadrática nos dados, no modelo com intercepto e tendência em CE e tendência linear em VAR, rejeita-se a hipótese de que existam zero relações de cointegração ambos nos testes baseados na estatística do traço e do máximo autovalor ao nível de 1%; em relação à hipótese de no máximo 1 vetor de cointegração, esta é também rejeitada ambas nas estatísticas do traço e do máximo autovalor ao nível de 1%.

Desta forma, a partir dos testes de cointegração para dados em painel de Kao (1999), Pedroni (2000, 2004) e Maddala e Wu (1999), não se pode rejeitar a hipótese de que haja cointegração entre log de preços reais e log de dividendos reais considerando-se as empresas que pertencem à amostra, validando-se, por conseguinte, o Modelo de Valor Presente entre preços e dividendos com retornos esperados variantes desenvolvido seminalmente em Campbell e Shiller (1988a,b).

Tabela 14 – Teste Johansen-Fisher para Painel: $ln(d_{it}/rpi_t)$ 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) Hipotético	Fisher Stat.* (a partir do *trace test*)	Prob.	Fisher Stat.* (a partir do *max-eigen test*)	Prob.
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) Hipotético	Fisher Stat.* (a partir do *trace test*)	Prob.	Fisher Stat.* (a partir do *max-eigen test*)	Prob.
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) Hipotético	Fisher Stat.* (a partir do *trace test*)	Prob.	Fisher Stat.* (a partir do *max-eigen test*)	Prob.
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) Hipotético	Fisher Stat.* (a partir do *trace test*)	Prob.	Fisher Stat.* (a partir do *max-eigen test*)	Prob.
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				
Interepto e tendência em CE - tendência linear em VAR				
No. de CE(s) Hipotético	Fisher Stat.* (a partir do *trace test*)	Prob.	Fisher Stat.* (a partir do *max-eigen test*)	Prob.
Nenhum	116.2	[0.0000]***	71.08	[0.0009]***
No máximo 1	138.4	[0.0000]***	138.4	[0.0000]***

Nota: ***,**,* representam estatísticas de teste significantes aos níveis de 1%, 5% e 10%, respectivamente. Intervalos de *lags* (em primeiras diferenças): 1 1. Probabilidades computadas utilizando-se distribuição assintótica χ^2.
Fonte: Elaborado pelo autor.

Observada a presença de cointegração entre log de preços reais e log de dividendos reais, segue-se com a estimativa de cointegração, uma vez que, em modelos de regressão cointegrados para dados em painel, as propriedades assintóticas dos estimadores para os coeficientes de regressão e os testes estatísticos associados são diferentes dos estimadores de modelos de regressão cointegrados para séries temporais. Para comparação com o estimador FMOLS, *between-dimension*, *group-mean*, utiliza-se um estimador análogo DOLS, *between-dimension*, *group-mean* como em Pedroni (1996, 2001). O modelo utilizado consiste em log de preços reais como variável exógena e log de dividendos reais como variável endógena. Os respectivos coeficientes obtidos para cada empresa revelam que, se $\beta_i = 1$, o MVP é validado por meio da técnica utilizada; se $\beta_i < 1$, ações específicas encontram-se sobreavaliadas; e se $\beta_i > 1$, ações específicas encontram-se subavaliadas.

Estimativas individuais FMOLS e DOLS e estatísticas *t* são reportadas para $H_0: \beta_i = 1$. No Tabela 14, resultados são reportados para estimadores de painel na presença e ausência

de *dummies* temporais. Supondo-se taxa de retorno variante, os resultados a partir de ambos os testes individuais e testes em painel predominantemente rejeitam a hipótese nula entre os níveis de 1% e 10%, falhando-se em rejeitar a sobreavaliação dos preços reais na maior parte das empresas analisadas. Nos testes individuais aplicados às empresas, 16 de 19 empresas produzem rejeições nos testes DOLS e/ou FMOLS entre os níveis de 1% e 10%. Para os testes de painel, todos os 6 testes reportados rejeitam a hipótese nula ao nível de 1%. Como em Pedroni (2001), os testes revelam concordância nos resultados e os valores apresentados para o painel são uma representação mais precisa, em relação aos estimadores de séries temporais, da relação média de longo prazo entre preços reais e de dividendos reais do Modelo de Valor Presente sob a hipótese de retornos esperados variantes no tempo. Desta forma, resultados para o painel e empresas individuais indicam que os preços das ações da maior parte das empresas analisadas encontram-se sobreavaliados.

Tabela 15 – Estimativa de Cointegração em Painel sob Retornos Variantes

$$\boldsymbol{ln(d_{it}/rpi_t) = \alpha_i + \beta_i ln(p_{it}/rpi_t) + \mu_{it}}$$

Firma	FMOLS	*t*-stat	DOLS	*t*-stat	FMOLS	*t*-stat	DOLS	*t*-stat
	Dynamic Lags = 0				*Dynamic Lags* = 1			
	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	[-10.6468]**	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	[-10.3507]**
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	[-13.3121]**	0.2970	[-11.4098]**	0.3053	[-10.1315]**
UBBR4	0.2938	[-8.6413]**	0.2856	[-12.5763]**	0.2922	[-10.2644]**	0.3174	[-8.4551]**
Resultados do Painel								
				Sem *Dummies* Temporais				
Between	0.5691	[-20.9614]**	0.5921	[-24.0768]**	0.5693	[-21.0349]**	0.5884	[-21.3280]**
				Com *Dummies* Temporais				
Between	0.3127	[-11.6389]**	0.3847	[-11.4404]**	0.3229	[-11.1922]**	0.3095	[-11.4610]**

Nota: *t*-stats aplicam-se a $H_0: \beta_i = 1$ supondo-se taxa de retorno variante. *,** indicam níveis de rejeição de 10%, 1%. "*Between*" reporta o denominado *group-mean panel* FMOLS de Pedroni (1996) e *group-mean panel* DOLS de Pedroni (2001).

O resumo dos principais resultados encontra-se nas Tabelas 16 e 17 a seguir.

Tabela 16 – Modelo de Valor Presente com Retornos Esperados Constantes

Testes de Raiz Unitária: Nº 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)						
Nº 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)						
Nº 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)						
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	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 pelo autor.

Tabela 17 – Modelo de Valor Presente com Retornos Esperados Variantes

Testes de Raiz Unitária: Nº de Rejeições de Ho									
AIC	Modelo								
	Restrito			Intercepto Individual			Intercepto e Tendência		
	PREÇO	DIVIDENDO	RAZÃO	PREÇO	DIVIDENDO	RAZÃO	PREÇO	DIVIDENDO	RAZÃO
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	Modelo								
	Restrito			Intercepto Individual			Intercepto e Tendência		
	PREÇO	DIVIDENDO	RAZÃO	PREÇO	DIVIDENDO	RAZÃO	PREÇO	DIVIDENDO	RAZÃO
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								
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 pelo autor.

Em síntese, os resultados obtidos nos testes analisados indicam que, no Modelo de Valor Presente com Retornos Esperados Constantes no Tempo, não se pode rejeitar a hipótese de que preços reais e dividendos reais sejam não estacionários $I(1)$ como verificado na teoria analisada. Aplicando-se os testes de cointegração em painel, os testes de Kao revelam

predominância de que preços reais e dividendos reais sejam cointegrados; os testes de Pedroni, de forma semelhante, evidenciam que não se pode rejeitar a hipótese nula de que as séries em análise sejam cointegradas, validando-se o MVP sob a hipótese de retornos constantes; finalmente, os testes Johansen-Fisher propostos por Maddala e Wu (1999), particularmente no modelo com intercepto (sem tendência) em CE e VAR, adequado à avaliação do MVP, rejeita-se a hipótese nula de que existam zero relações de cointegração, rejeitando-se também a hipótese de que existam no máximo uma relação de cointegração. Assim, os testes de raiz unitária em painel de primeira geração indicam que preços reais e dividendos reais são não estacionários $I(1)$; os testes de cointegração em painel revelam que preços reais e dividendos reais são cointegrados, validando-se então o Modelo de Valor Presente com Retornos Esperados Constantes no Tempo.

Em relação aos resultados dos testes no Modelo de Valor Presente com Retornos Esperados Variantes no Tempo, a análise indica que não se pode rejeitar a hipótese de que log de preços reais e log de dividendos reais possuam raiz unitária e sigam, portanto, um processo $AR(1)$ como previsto na literatura. Adicionalmente, não se pode rejeitar que a série log da razão preço-dividendo seja um processo estacionário $I(0)$, representando a validade do MVP sob a hipótese de retornos variantes. Aplicando-se os testes de cointegração em painel, os testes de Kao não apresentam predominância de que o log de preços reais e dividendos reais sejam cointegrados; os testes de Pedroni, por outro lado, apontam claramente que não se pode rejeitar a hipótese de que as séries em análise sejam cointegradas, validando-se o MVP sob a hipótese de retornos variantes; finalmente, nos testes de Johansen-Fisher para painel a partir de Maddala e Wu (1999), particularmente no modelo com intercepto (sem tendência) em CE e VAR, adequado à avaliação do MVP, rejeita-se a hipótese nula de que existam zero relações de cointegração, rejeitando-se também a hipótese de que existam no máximo uma relação de cointegração. Desta forma, os testes de raiz unitária em painel evidenciam que log de preços reais e log de dividendos reais possuem raiz unitária e que o log da razão preço-dividendos é estacionário; os testes de cointegração em painel apontam que log de preços e log de dividendos são cointegrados, indicando a validade do Modelo de Valor Presente com Retornos Esperados Variantes no Tempo.

5. CONCLUSÕES

A evidência empírica sobre a relação de longo prazo entre preços das ações e dividendos permanecem escassas. Na medida em que preços de ações subiam, analistas se questionavam se o valor fundamental de uma ação relacionava-se a inovações em dividendos, uma vez que baixos pagamentos em dividendos e altas recordes nos preços das ações sugeriam uma sobreavaliação. Passa-se então a questionar a validade do Modelo de Valor Presente (MVP) na relação preço-dividendo, uma vez que o colapso recente dos preços das ações salientam a importância de medidas tradicionais na valoração das ações, uma vez que relacionam preços das ações ao valor fundamental das corporações.

A análise empírica prévia do Modelo de Valor Presente e da relação de longo prazo entre preços e dividendos é baseada predominantemente em duas abordagens de cointegração. Primeira, pressupondo-se uma taxa de desconto constante, preços reais e dividendos reais devem cointegrar, isto é, exibir uma relação de longo prazo estacionária (CAMPBELL e SHILLER, 1987). Neste caso, o parâmetro de cointegração depende da taxa de desconto. Segunda, ao se permitir uma taxa de desconto variante no tempo, a diferença entre log de dividendos e log de preços devem exibir estacionariedade $I(0)$ (CAMPBELL e SHILLER, 1988a,1988b). No entanto, evidências empíricas apresentam resultados mistos.

Enquanto a maior parte dos trabalhos sobre a relação entre preços e dividendos examinaram a relação de longo prazo entre um índice de preço das ações e um índice de dividendos para o país de interesse, neste trabalho, a análise empírica é baseada nos preços e dividendos ao nível da empresa por meio de testes de raiz unitária de primeira geração e métodos de estimação de cointegração em painel para testar a relação de longo prazo entre preços das ações e dividendos para o mercado acionário brasileiro. A utilização de dados ao nível da empresa permite a análise de padrões e relações que podem ser obscurecidos ao nível agregado do mercado de ações pela suavização (*smoothing*) induzida por tal agregação. Desta forma, o aumento no poder e precisão obtidos pelos procedimentos aplicados permitem a aplicação de dados recentes, assim como possíveis alterações estruturais nos dados que ocorrem mais frequentemente ao longo de períodos mais longos, e avaliação mais precisa em relação à consistência do Modelo de Valor Presente sob consideráveis oscilações no mercado acionário.

Em relação aos resultados obtidos, no Modelo de Valor Presente com Retornos Esperados Constantes no Tempo, a partir dos testes de raiz unitária para painel, os testes revelam sensibilidade à presença de efeitos individuais e tendências lineares individuais e à

ordem de defasagem. Os resultados ambivalentes dos testes são esperados e verificados também em Goddard *et al*. (2008). No entanto, há uma inclinação à falha da rejeição da hipótese de que as séries de preços e dividendos das empresas analisadas possuam raiz unitária para o painel ou para a maior parte das empresas que o compõem, considerando-se as diferentes hipóteses nulas e alternativas testadas. A partir dos testes de cointegração para dados em painel de Kao (1999), Pedroni (2000, 2004) e Maddala e Wu (1999), falha-se em rejeitar a hipótese de que haja cointegração entre preços reais e dividendos reais considerando-se as diferentes empresas que pertencem à amostra, validando-se, por conseguinte, o Modelo de Valor Presente entre preços e dividendos com Retornos Esperados Constantes desenvolvido seminalmente em Campbell e Shiller (1987).

Desta forma, analisando-se o Modelo de Valor Presente com Retornos Esperados Variantes no Tempo, a ambivalência aparente dos testes de raiz unitária é esperada e verificada, em que o diagnóstico de estacionariedade $I(0)$ ou não estacionariedade $I(1)$ depende da inclusão ou não de tendência, assim como da ordem da defasagem estabelecida. No entanto, não se pode rejeitar a hipótese de que as séries log de preços reais e log de dividendos reais das empresas analisadas possuam raiz unitária para o painel ou maior parte das empresas que o compõem, considerando-se diferentes hipóteses nulas e alternativas testadas. De acordo com a teoria, não se rejeita que o log da razão 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, não se pode rejeitar a hipótese de que haja cointegração entre preços reais e dividendos reais considerando-se as diferentes empresas que pertencem à amostra, validando-se, por conseguinte, o Modelo de Valor Presente entre preços e dividendos com Retornos Esperados Variantes desenvolvido seminalmente em Campbell e Shiller (1988a,b).

Finalmente, analisa-se que em modelos de regressão cointegrados em painel, as propriedades assintóticas dos estimadores dos coeficientes de regressão e testes estatísticos associados diferem dos modelos de regressão de cointegração em séries temporais. Modelos de cointegração em painel direcionam-se à análise de relações de longo prazo verificados em dados macroeconômicos e financeiros. Desta forma, a partir dos resultados dos estimadores FMOLS e DOLS aplicados a painéis cointegrados, empresas individuais apresentam evidências de sobreavaliação dos preços das ações para a maior parte das empresas analisadas, admitindo-se ambas as hipóteses de retornos esperados constantes ou variantes no tempo.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

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

ARELLANO, M.; BOVER, O. Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. *Journal of Econometrics*, n. 68, p. 29-52, 1995.

BACHELIER, L. Theory of speculation (1900). In: COOTNER, P. H. (Org.) *The random character of stock market prices*. Cambridge: MIT Press, p. 17-78, 1964.

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.

BLANCHARD, O. J.; WATSON, M. W. Bubbles, rational expectations and financial markets. *NBER Working Paper Series*, n. 945, p. 1-30, 1982.

BODIE, Z. Common stocks as a hedge against inflation. *Journal of Finance*, v. 31, n. 2, p. 459-470, 1976.

BOLLERSLEV, T; HODRICK. R. Financial market efficiency tests. *NBER Working Paper*, n. W4108, jun. 1992.

BONOMO, N.; GARCIA, R. Indexation, staggering and disinflation. *Journal of Development Economics*, v. 43, n. 1, p. 39-58, 1994.

BREITUNG, J. The local power of some unit root tests for panel data. In: BALTAGI, B. (ed.) *Nonstationary panels, panel cointegration, and dynamic panels. Advances in Econometrics*, v. 15, Amsterdam: JAI Press, p.161-178, 2000.

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

CAMPBELL, J. Y. A variance decomposition for stock returns. *Economic Journal*, v. 101, p.157–179, 1991.

CAMPBELL, J. Y.; LO, A. W.; MACKINLAY, A. C. *The econometrics of financial markets*. Princeton, N. J.: Princeton University Press, 1997.

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.

CAMPBELL, J. Y.; SHILLER, R. J. Valuation ratios and the long-run stock market outlook: an update. *NBER Working Paper*, n. 8221, 2001.

CAMPBELL, J. Y.; SHILLER, R. J. Yield spreads and interest rate movements: a bird's eye view. *Review of Economic Studies*, v. 58, n. 3, p. 495-514, 1991.

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.

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. W8242, abr. 2001.

COWLES, A. Can stock market forecasters forecast? *Econometrica*, v.1, n. 4, p. 309-324, jul. 1933.

COWLES, A. *Common-stock indexes*. 2nd ed. Bloomington, IN.: Principia Press, 1939.

DAVIDSON, R.; MACKINNON, J. G. *Estimation and inference in econometrics*. New York: Oxford University Press, 1993.

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

DIBA, B. T.; GROSSMAN, H. I. On the inception of rational bubbles. *Quarterly Journal of Economics*, v. 102, p. 697–700, ago. 1987.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, v. 74, p. 427-431, 1979.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, v. 49, n. 4, p. 1057-1072, 1981.

DUPUIS, D.; TESSIER, D. The U. S. Market and fundamentals: a historical decomposition. *Bank of Canada Working Paper*, n. 20, 2003.

DURLAUF, S. N.; PHILLIPS, P. C. B. Trends versus random walks in time series analysis. *Econometrica*, v. 56, n. 6, p. 1333-1354, 1988.

EINSTEIN, A. Über die von der molecular-kinetischen Theorie der Wärme geforderte Bewegung von in ruhenden Flüssigkeiten suspendierten Teilchen. *Annalen der Physik*, v. 17, p. 549-560, 1905.

ENDERS, W.; GRANGER, W. J. Unit-root tests and asymmetric adjustment with an example using the term structure of interest rates. *Journal of Business & Economic Statistics*, v. 16, n. 3, p. 304–311, 1998.

ENDERS, W.; SIKLOS, P. Cointegration and threshold adjustment. *Journal of Business and Economic Statistics*, v. 19, n. 2, p. 166–176, abr. 2001.

ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. Cointegration and errors correction: representation, estimation and testing. *Econometrica*, v. 55, n. 2, p. 251-276, 1987.

FAMA, E. Efficient capital markets: II. *Journal of Finance*, v. 46, n. 5, p. 1575-1618, dez. 1991.

FAMA, E. F. Efficient capital markets: a review of theory and empirical work. *Journal of Finance*, v. 25, n. 2, p. 383- 417, maio 1970.

FAMA, E. F. Stock returns, real activity, inflation and money. *American Economic Review*, v. 71, n. 4, p. 545-65, 1981.

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.

FAMA, E. F.; FRENCH, K. R. The equity premium. *Journal of Finance*, v. 57, n. 2, p. 637-659, 2002.

FAMA, E. F.; SCHWERT, G. William. Asset returns and inflation. *Journal of Financial Economics*, v. 5, n. 2, p. 115-46, nov. 1977.

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, dez. 1983.

FRENCH, K.; SCHWERT, G.; STAMBAUGH, R. Expected stock returns and volatility. *Journal of Financial Economics*, v. 19, p. 3-29, 1987.

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

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

GILLES, G.; LEROY, S. Econometric aspects of the variance-bound tests: a survey. *Review of Financial Studies*, v. 4, n. 4, p. 753-791, 1991.

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.

GODFREY, M. D.; GRANGER, C. W. J.; MORGENSTERN, O. The random walk hypothesis of stock market behavior. *Kyklos*, v. 17, n. 1, p. 1-30, 1964.

GORDON, M. J. *The investment, financing, and valuation of the corporation*. Homewood, IL: Irwin, 1962.

GRAHAM, B.; DODD, D. L. *Security analysis*. New York: McGraw-Hill, 1934.

GRANGER, C. W. J. Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica*, v. 37, n. 3, p. 424-438, 1969.
GRANGER, C. W. J. Some properties of time series data and their use in econometric model specification. *Journal of Econometrics*, v.16, p. 121-30, 1981.

GRANGER, C. W. J.; MORGENSTERN, O. Spectral analysis of New York stock market prices (1963). In: COOTNER, P. H. (Org.) *The random character of stock market prices*. Cambridge: MIT Press, p. 162-168, 1964.

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

GROSSMAN, S.; STIGLITZ, J. On the impossibility of informationally efficient markets. *American Economic Review*, 70, n. 3, p. 393-408. 1980.

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.

HANSEN, B. E. *Econometrics*. University of Wisconsin. Unpublished Manuscript, 2009.

HANSEN, B. E. Heteroskedastic cointegration. *Journal of Econometrics*, v. 54, p. 139-158, 1992.

HARRIS, R. D. F., TZAVALIS, E. Testing for unit roots in dynamic panels in the presence of a deterministic trend: re-examining the unit root hypothesis for real stock prices and dividends. *Econometric Reviews*, v. 23, p. 149-166, 2004.

HARRIS, R. D. F.; TZAVALIS, E. Inference for unit roots in dynamic panels where the time dimension is fixed, *Journal of Econometrics*, v. 91, n. 2, p. 201-226, 1999.

HOBJIN, B.; JOVANOVIC, B. The information technology revolution and the stock market: evidence. *American Economic Review*, v. 91, p. 1203-1220, 2001.

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

IM, K. S.; PESARAN, M. H.; SHIN, Y. *Testing for unit roots in heterogeneous panels*. University of Cambridge, Department of Applied Economics, 1997.

JAFFE, J. F.; MANDELKER, G. The 'Fisher effect' for risky assets: an empirical investigation. *Journal of Finance*, v. 31, n. 2, p. 447-58, maio 1976.

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

JOHANSEN, S. *Likelihood-based inference in cointegrated vector auto-regressive models*. Oxford University Press, 1995.

JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, v. 12, p. 231-254, 1988.

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, p. 1-44, 1999.

KAO, C.; CHIANG, M. H. On the estimation and inference of a cointegrated regression in panel data. *Advances in Econometrics*, v. 15, p. 179-222, 2000.

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

KENDALL, M. G. The analysis of economic time-series-Part I: Prices (1953). In: COOTNER, P. H. (Org.) *The random character of stock market price*. Cambridge: MIT Press, p. 85-99, 1964.

KEYNES, J. M. *General theory of employment, interest and money*. New York: Harcourt Brace, 1936.

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, p. 403-426, 2001.

KING, R. G.; PLOSSER J. C.; STOCK J.; WATSON M. Stochastic trends and economic fluctuations. *The American Economic Review*, v. 81, n. 4, p. 819-840, set. 1991.

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

KWIATKOWSKI, D.; PHILLIPS, P. C. B.; SCHMIDT, P.; SHIN, Y. Testing the Null Hypothesis of Stationarity against the Alternative of a Unit Root. *Journal of Econometrics*, v. 54, p. 159–178, 1992.

LAMONT, O. Earnings and expected returns. *Journal of Finance*, v. 53, p. 1563–1587, 1998.

LARSSON, R.; LYHAGEN, J.; LOTHGREN, M. Likelihood-based cointegration tests in heterogeneous panels. *Econometrics Journal*, v. 4, p. 109–142, 2001.

LEROY, S. F. Efficient capital markets and martingales. *Journal of Economic Literature*, v. 27, n. 4. p. 1583-1621, dez. 1989.

LEROY, S. F.; 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. F; PORTER, R. D. The present value relation: tests based on 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, p. 149-214, 1993.

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

LO, A. W.; MACKINLAY, A. C. Stock market prices do not follow random walks: evidence from a simple specification test. *Review of Financial Studies*, v. 1, p. 41-66, 1988.

LUCAS, R. Asset prices in an exchange economy. *Econometrica*, v. 46, n. 6, p. 1429-1445, nov. 1978.

MADDALA, G. S. On the use of panel data methods with croos country data. *Annales d'Economie et de Statistique*, n. 55-56, p. 429-448, 1999.

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, p. 631-52, 1999.

MADDALA, G. S.; WU, S.; LIU, P.C. Do panel data rescue the purchasing power parity (PPP) theory? In: KRISHNAKUMAR, J.; RONCHETTI, E. (Org.) *Panel Data Econometrics*: Future Directions, p. 35-51, 2000.

MANKIW, N. G.; ROMER D.; SHAPIRO, M. D. An unbiased reexamination of stock market volatility. *Journal of Finance*, v. 40, p. 677-87, 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. A.; MERTON, R. C. Dividend variability and variance bounds tests for the rationality of stock market prices. *American Economic Review*, v. 76, n. 3, p. 483-498, 1986.

MCQUEEN, G.; THORLEY, S. Bubbles, stock returns, and duration dependence. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, v. 29, n. 3, pp. 379-401, set. 1994.

MOON, H. R.; PERRON, B.; PHILLIPS, P. C. B. On the Breitung test for panel unit roots and local asymptotic power. *Econometric Theory*, 22 , p. 1179-1190. 2006.

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

MORETTIN, P. A. Econometria Financeira. São Paulo: Edgar Blucher, 2008.

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.

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

O'CONNELL, P. G. J. The overvaluation of purchasing power parity. *Journal of International Economics*, v. 44, p. 1-19, 1998.

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.

PEDRONI, P. Fully modified OLS for heterogeneous cointegrated panels and the case of purchasing power parity. *Indiana University Working Papers in Economics*, n. 96-020, jun. 1996.

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

PEDRONI, P. On the role of cross sectional dependency in dynamic panel unit and panel cointegration exchange rate studies. *Indiana University manuscript*, 1997.

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

PEDRONI, P. Values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, v. 61, p. 653-670, 1999.

PESARAN, M. H. A simple panel unit root test in the presence of cross section dependence. *Journal of Applied Econometrics*, v. 22, n. 2, p. 265-312, 2007.

PESARAN, M. H. Market efficiency today. *Medium for Applied Econometrics*, v. 14, n. 2, 2006.

PHILLIPS, P. C. B.; HANSEN, B. E. Statistical inference in instrumental variables regression with *I*(1) processes. *Review of Economic Studies*, v. 57, p. 99-125, 1990.

PHILLIPS, P. C. B.; MOON, H. R. Linear regression limit theory for nonstationary panel data. *Econometrica*, v. 67, p. 1057-1111, 1999.

PHILLIPS, P. C. B.; MOON, H. R. Nonstationary panel data analysis: an overview of some recent developments. *Econometric Reviews*, v. 19, p. 263-286, 2000.

PHILLIPS, P.; OULIARIS, S. Asymptotic properties of residual based tests for cointegration. *Econometrica*, v. 58, p.165-193, jan. 1990.

PHILLIPS, P.; OULIARIS, S. Testing for cointegration. *Discussion Paper*, n. 809. New Haven, CT: Yale University, Cowles Foundation, out. 1986.

PHILLIPS, P.; PERRON, P. Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, v. 75, n. 2, p. 335-346, 1988.

POTERBA, J. M.; SUMMERS, L. H. Mean reversion in stock prices: evidence and implications. *Journal of Financial Economics*, v. 22, n. 1, p. 27-59, 1988.

ROBERTS, H. *Statistical versus clinical prediction of the stock market*. University of Chicago, maio 1967.

ROBERTS, H. Stock market "patterns" and financial analysis: methodological suggestions. *Journal of Finance*, v. 14, p. 1-10, mar. 1959.

SAIKKONEN, P. Asymptotically efficient estimation of cointegrating regressions. *Econometric Theory*, v. 7, p. 1-21, 1991.

SAMUELSON, P. A. Proof that properly anticipated prices fluctuate randomly. *Industrial Management Review*, v. 6, n. 2, p. 41-49, 1965.

SCOTT, L. O. *Asset prices, market fundamentals, and long-term expectations*: some new tests of present value models. University of Georgia, 1990.

SHILLER, R. J. Do stock prices move too much to be justified by subsequent changes in dividends? *American Economic Review*, v. 71, n. 3, p. 421-436, jun. 1981.

SHILLER, R. J. *Irrational exuberance*. Princeton, NJ: Princeton University Press, 2000.

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

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

SIMS, C. A. Macroeconomics and reality. *Econometrica*, v. 48, p. 1-48, 1980.

SIMS, C. A. Money, income, and causality. *American Economic Review*, v. 62, p. 540-552, 1972.

STOCK, J. H. Asymptotic properties of least squares estimates of cointegrating vectors. *Econometrica*, v. 55, p.1035-1056, 1987

STOCK, J.; WATSON, M. A simple estimator of cointegrating vectors in higher order integrated systems. *Econometrica*, v. 61, p. 783-820, 1993.

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, 2007.

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.

WEST, K. D. Dividend innovations and stock price volatility. *Econometrica*, v. 56, n. 1, p. 37-61, jan. 1988.

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

WORKING, H. A random difference series for use in the analysis of time series. *Journal of the American Statistical Association*, v. 29, p. 11-24, 1934.

WORKING, H. Note on the correlation of first differences of averages in random chain (1960). In: COOTNER, P. H. (Org.) *The random character of stock market price*. Cambridge, MA: MIT Press, p. 129-131, 1964.

ZELLNER, A. An efficient method of estimating seemingly unrelated regressions and tests for aggregation bias. *Journal of the American Statistical Association*, v. 57, p. 348-368, jun. 1962.

Livros Grátis

(http://www.livrosgratis.com.br)

Milhares de Livros para Download:

Baixar livros de Administração
Baixar livros de Agronomia
Baixar livros de Arquitetura
Baixar livros de Artes
Baixar livros de Astronomia
Baixar livros de Biologia Geral
Baixar livros de Ciência da Computação
Baixar livros de Ciência da Informação
Baixar livros de Ciência Política
Baixar livros de Ciências da Saúde
Baixar livros de Comunicação
Baixar livros do Conselho Nacional de Educação - CNE
Baixar livros de Defesa civil
Baixar livros de Direito
Baixar livros de Direitos humanos
Baixar livros de Economia
Baixar livros de Economia Doméstica
Baixar livros de Educação
Baixar livros de Educação - Trânsito
Baixar livros de Educação Física
Baixar livros de Engenharia Aeroespacial
Baixar livros de Farmácia
Baixar livros de Filosofia
Baixar livros de Física
Baixar livros de Geociências
Baixar livros de Geografia
Baixar livros de História
Baixar livros de Línguas

Baixar livros de Literatura
Baixar livros de Literatura de Cordel
Baixar livros de Literatura Infantil
Baixar livros de Matemática
Baixar livros de Medicina
Baixar livros de Medicina Veterinária
Baixar livros de Meio Ambiente
Baixar livros de Meteorologia
Baixar Monografias e TCC
Baixar livros Multidisciplinar
Baixar livros de Música
Baixar livros de Psicologia
Baixar livros de Química
Baixar livros de Saúde Coletiva
Baixar livros de Serviço Social
Baixar livros de Sociologia
Baixar livros de Teologia
Baixar livros de Trabalho
Baixar livros de Turismo