

UNIVERSIDADE PRESBITERIANA MACKENZIE
CENTRO DE CIÊNCIAS SOCIAIS E APLICADAS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ADMINISTRAÇÃO DE EMPRESAS

**ANÁLISE DO MODELO DE VALOR PRESENTE ENTRE PREÇOS DAS AÇÕES E
DIVIDENDOS PARA O MERCADO FINANCEIRO NO BRASIL: EVIDÊNCIA
BASEADA NOS DADOS EM PAINEL DINÂMICO**

PATRÍCIA MARÍLIA RICOMINI E ALMEIDA

São Paulo

2009

PATRÍCIA MARÍLIA RICOMINI E ALMEIDA

**ANÁLISE DO MODELO DE VALOR PRESENTE ENTRE PREÇOS DAS AÇÕES E
DIVIDENDOS PARA O MERCADO FINANCEIRO NO BRASIL: EVIDÊNCIA
BASEADA NOS DADOS EM PAINEL DINÂMICO**

Tese apresentada ao Programa de Pós-Graduação em
Administração de Empresas da Universidade
Presbiteriana Mackenzie para obtenção do título de
Doutor em Administração de Empresas.

Orientador: Professor Doutor Diógenes Manoel Leiva Martin

São Paulo

2009

R541 Ricomini e Almeida, Patricia Marilia
Análise do modelo de valor presente entre preços das ações e dividendos para o mercado financeiro no Brasil: evidência baseada nos dados em painel dinâmico / Patricia Marilia Ricomini e Almeida – 2010.
125 f.; 30 cm

Dissertação (Doutorado em Administração) – Universidade Presbiteriana Mackenzie, São Paulo, 2010.
Bibliografia: f. 110-125

1. Eficiência de Mercado, Modelo de Valor Presente, Testes de Cointegração em Painéis Dinâmicos I.Título

CDD 336.2

PATRÍCIA MARÍLIA RICOMINI E ALMEIDA

**ANÁLISE DO MODELO DE VALOR PRESENTE ENTRE PREÇOS DAS AÇÕES E
DIVIDENDOS PARA O MERCADO FINANCEIRO NO BRASIL: EVIDÊNCIA
BASEADA NOS DADOS EM PAINEL DINÂMICO**

Tese apresentada ao Programa de Pós-Graduação em
Administração de Empresas da Universidade
Presbiteriana Mackenzie para obtenção do título de
Doutor em Administração de Empresas.

Aprovada em

BANCA EXAMINADORA

Prof. Dr. Diógenes Manoel Leiva Martin - Orientador
Universidade Presbiteriana Mackenzie

Prof. Dr. Emerson Fernandes Marçal
Universidade Presbiteriana Mackenzie

Prof. Dr. Leonardo Fernando Cruz Basso
Universidade Presbiteriana Mackenzie

Prof. Dr. Dirceu da Silva
Universidade Estadual de Campinas (Unicamp)

Prof. Dra. Kárem Cristina de Sousa Ribeiro
Universidade Federal de Uberlândia

Dedico este trabalho aos meus pais: João Carlos e Nilda Marília, os quais me propiciaram as condições necessárias para que um dia eu me transformasse na pessoa que sou hoje.

AGRADECIMENTOS

Agradeço a todos que, direta ou indiretamente, colaboraram para a realização desta tese de doutorado. Entretanto, gostaria de destacar algumas pessoas, as quais, com certeza foram primordiais nesta jornada:

Professor Diógenes Manoel Leiva Martin, por sua orientação, ao longo do tempo desde a época dos créditos onde me inspirou a escolher esse tema. Destaco seus conselhos, sua orientação e amizade;

Aos professores do Programa de Doutorado em Administração de Empresas do Mackenzie, pelos ensinamentos e apoio a realização do curso.

Aos meus amigos que desde o início sempre me apoiaram, confiaram no meu trabalho e intercederam junto à empresa, possibilitando suporte logístico e financeiro;

Ao amigo Cláudio Rubira, por sua compreensão e pelo apoio no decorrer do curso, principalmente, nos dias em que eu não podia estar na empresa;

Aos meus pais, pelo incentivo ao longo de toda a minha vida;

Ao meu marido, Milton, que sempre me apoiou e confiou em meus objetivos.

Aos meus pequenos pelo amor incondicional: Nico, Belinha e Sorine.

RESUMO

A Hipótese de Eficiência de Mercado tem sido a proposição central das finanças durante muitos anos, com o desenvolvimento de razões teóricas poderosas explicando porque a hipótese deveria permanecer. A partir da década de 30, destacam-se os primeiros trabalhos relacionados à análise de títulos, surgindo a idéia de que o valor fundamental de qualquer título seria igual ao fluxo de caixa descontado deste, e que os preços atuais iriam variar em torno dos valores fundamentais. Apesar do valor presente de um ativo ser o melhor indicador para refletir seu verdadeiro valor, ele envolve expectativas sobre a renda futura, a taxa de desconto e a racionalidade das pessoas, tornando difícil a aplicação na prática desse modelo. Surge, então, o modelo de cointegração de Campbell e Shiller (1987), uma ferramenta útil para o teste de expectativas e racionalidade nos mercados financeiros. Nesse contexto, a literatura sobre painel com raízes unitárias e cointegração começa a crescer rapidamente. Em parte isso ocorre em função da natureza complexa de interações e dependências que geralmente existem ao longo do tempo e entre as unidades individuais no painel. A maior preocupação da literatura, no que diz respeito à análise de dados em painéis dinâmicos, tem sido o desenvolvimento de testes que controlem a dependência *cross sectional*. Nesse estudo, adotou-se um modelo econométrico baseado na aplicação de raízes unitárias e testes de cointegração em painel, tendo a empresa como unidade de análise. Para tratar a correlação serial, problemas de não-estacionariedade das séries bem como problemas de pequena amostra, foram adotadas as técnicas de *Panel Dynamic OLS* (DOLS) e *Fully Modified OLS* (FMOLS). Analisaram-se nove ações (Klabin, Petrobrás, Bradesco, Itáu, Cemig, Ambev, Souza Cruz, Aracruz e Vale) para o período de 1994 a 2008. Apesar de alguns resultados conflitantes, é possível afirmar que existe um processo de cointegração entre os preços das ações negociadas e os dividendos. Os resultados permitem a validação parcial do modelo de valor presente a nível individual, já que os preços das ações parecem não refletir integralmente a expectativa dos dividendos para o mercado brasileiro. Os preços das ações estão superavaliados com relação aos dividendos. Recomendam-se pesquisas futuras sobre o modelo de valor presente para o mercado financeiro brasileiro.

Palavras-Chave: Eficiência de Mercado, Modelo de Valor Presente, Testes de Cointegração em Painéis Dinâmicos.

ABSTRACT

The concept of efficient market hypothesis has been the focus of finances for a long time, with the development of powerful theoretical reasons to explain why the hypothesis should remain. Since the beginning of 1930, the first papers about the analysis of securities were in evidence, it's been emerging the idea that the fundamental value of any security should be equal to the discounted cash flow from it and prices would vary around their fundamental values. Despite of security's present value being the best indicator to reflect their true value, this model covers expectations about future income, discount rate and people's rationality, becoming difficult the application of this model uses. As consequence, Campbell e Shiller (1987) developed the cointegration model, a powerful framework for testing expectations and rationality in financial markets. In this context, the literature about panel with unit roots and cointegration have been extended in a fast way. In part, this is happening due to the complex nature of interactions and dependences that, generally, occurs during the time and between individual units in the panel. The major recent concern of econometric literature, related to the cointegration tests and the unit roots of the dynamic panels, has been the development of tests that control the cross sectional dependence. In such case, an econometric model was adopted based on the application of the unit roots and the cointegration tests in panel, with the firm being the unit of analysis. To deal with the serial correlation, problems of nonstationary series as well as problems of small sample, recent techniques were applied in this study: *panel dynamic OLS* (DOLS) and *fully modified OLS* (FMOLS). Nine stocks, that compose the São Paulo Stock Exchange Index, have been analyzed throughout the period between 1994 and 2008. Summarizing, in spite of some conflicting results, it's possible to prove that there is a cointegration process between the prices of equities traded at BM&FBOVESPA and the dividends. The results obtained in this study allow the partial validation of the present value model at the firm level. However, the prices seemed not to reflect the expectation of dividends for the brazilian market. Therein, the prices of equities are over valued in relation to the payment of the dividends. Future researchs about the present value model for the brazilian market should be done.

Key-words: Efficient Market, Present Value Model, Tests of Cointegration in Dynamic Panels.

LISTA DE TABELAS

Tabela 1.	Resultados dos Testes de Raiz Unitária para Painel	100
Tabela 2.	Resultados do Teste de Cointegração de Kao.....	100
Tabela 3.	Resultados do Teste de Cointegração de Fischer	101
Tabela 4.	Resultados do Teste de Cointegração de Pedroni	101
Tabela 5.	Resultados do Teste de Causalidade de Granger	102
Tabela 6.	Resultados do Painel A de acordo com o DOLS	103
Tabela 7.	Resultados do Painel B de acordo com o DOLS	103
Tabela 8.	Resultados do Painel A de acordo com o FMOLS	104
Tabela 9.	Resultados do Painel B de acordo com o FMOLS	104

SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO.....	12
1.1. Problema de Pesquisa.....	14
1.2. Objetivo Geral.....	15
1.3. Objetivos Específicos.....	15
2. REFERENCIAL TEÓRICO.....	17
2.1. A primeira fase da eficiência de mercado: o modelo de Random Walk.....	17
2.2. A segunda fase da eficiência de mercado: o modelo <i>Martingale</i>	22
2.3. A terceira fase da eficiência de mercado: a linha divisória.....	29
2.4. A quarta fase da eficiência de mercado: a nova definição de Fama (1976)	40
2.5. Modelos não Martingales.....	41
2.6. Testes da eficiência de mercado.....	45
2.6.1 Os retornos das ações são previsíveis?	46
2.6.2 Testes de volatilidade.....	55
2.7. Cálculo de valor presente.....	61
2.7.1. O modelo básico de valor presente e as características de suas séries temporais.....	63
2.7.2. A representação VAR.....	66
2.7.3. O modelo de valor presente em logaritmos com taxas de desconto variantes no tempo.....	70
2.7.4. A representação VAR para o modelo de valor presente na forma log – linear.....	73
2.7.5. Decomposição da variância.....	74
2.8. Metodologia Econométrica	77
2.8.1. Testes de raízes unitárias.....	82
2.8.2. Estimação de um painel com cointegração.....	84
2.8.3. Normalização e especificação do modelo.....	86
3. PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS.....	87

3.1. Tipos de Pesquisa.....	88
3.1.1. Pesquisa Exploratória.....	88
3.1.2. Pesquisa Descritiva.....	88
3.1.3. Pesquisa Experimental.....	89
3.1.4. O tipo de pesquisa escolhido.....	89
3.2. Método de Pesquisa.....	90
3.2.1 Método Qualitativo.....	90
3.2.2. Método Quantitativo.....	90
3.2.3. O método escolhido.....	91
3.3. Hipóteses.....	91
3.4. Definição Operacional.....	92
3.5. Variáveis.....	93
3.6. Plano amostral	95
3.7. Validação.....	95
3.8. Modelo da pesquisa.....	97
4. ANÁLISE DE DADOS E RESULTADOS.....	98
5. CONCLUSÕES.....	107
REFERÊNCIAS	110

1. INTRODUÇÃO

Dentre as predições da Hipótese de Eficiência de Mercado (HEM), uma delas consiste em analisar se os preços das ações estão nos seus níveis fundamentais, ou seja, se os preços permanecem em níveis consistentes com os fundamentos econômicos. Mas o que significa dizer que os preços são consistentes com os fundamentos?

Segundo Beechey, Gruen e Vickery (2000), é necessário ter um modelo que forneça um vínculo entre os fundamentos econômicos e os preços dos ativos. Enquanto existem modelos candidatos em todos os mercados de ativos que fornecem esse vínculo, a maioria não confia que esses modelos capturam completamente esse vínculo de um modo empiricamente convincente. Isso é importante, já que os testes empíricos de eficiência de mercado, especialmente aqueles que examinam os retornos dos preços de ativos ao longo do tempo, são necessariamente testes conjuntos (“joint tests”) entre a eficiência de mercado e um modelo particular de preço – ativo. Quando a hipótese conjunta é rejeitada, como geralmente é, é logicamente possível que isso seja mais uma consequência das deficiências no modelo particular de preço-ativo do que das hipóteses de eficiência de mercado. Esse é o problema denominado “mau modelo” (Fama 1991).

Apesar do problema de “mau modelo” em algumas das pesquisas, é possível inferir algumas conclusões importantes sobre a eficiência informacional dos mercados financeiros a partir do corpo da pesquisa empírica. No estudo elaborado por Beechey, Gruen e Vickery (2000), os preços dos ativos parecem estar significativamente desalinhados, por extensos períodos de tempo.

Mas por que estudar o fato dos preços dos ativos estarem ou não desalinhados?

A possibilidade de que os preços dos ativos estejam não alinhados, isto é, que eles estejam em níveis distantes daqueles consistentes com os fundamentos econômicos, possivelmente para períodos extensos, pode estar associado com significantes custos financeiros. Isso ocorre porque os preços dos ativos estão refletindo, de forma inapropriada,

custos e benefícios, que poderão levar à ineficiência de investimento e de decisões de consumo.

Cabe salientar que evidências, tais como o fato dos preços dos ativos responderem rapidamente a nova informação, de que seus movimentos são próximos a um *random walk*, e de que os administradores de fundos raramente desempenham melhor do que o mercado em bases consistentes, parecem apoiar a idéia de que os preços dos ativos são, na maioria das vezes, consistentes com os fundamentos.

No entanto, essas evidências têm pouca capacidade em explicar porque os preços dos ativos são consistentes com os fundamentos. Para ver o porquê, considere um mercado de um ativo no qual os preços são sujeitos a não alinhamentos de longo prazo, ao invés de estarem bem perto dos fundamentos. Se esses não alinhamentos crescem e se desenvolvem gradativamente, o comportamento de curto prazo do preço do ativo pode parecer o de um mercado eficiente. Ou seja, o preço pode responder rapidamente a informação nova e relevante, e pode exibir movimentos de curto prazo que são, na maioria das vezes, parecidos com um *random walk*. Apesar disso, entretanto, o preço de um ativo pode ainda gastar a maior parte do tempo num caminho distante de seu valor fundamental, os desvios em relação aos valores fundamentais acabam crescendo gradativamente e se desenvolvendo (Summers 1986).

Diante da importância do assunto exposto anteriormente, esse trabalho irá focar no terceiro tipo de eficiência apontada por Rubinstein (1975), ou seja, a Eficiência de Informação, na qual os preços dos títulos atuais são conhecidos gratuitamente por todos os participantes e a informação sobre preços futuros dos títulos está totalmente refletida nesses preços atuais.

Nesse sentido, o modelo de valor presente aponta que os preços dos títulos são determinados fundamentalmente pelo valor descontado de seus dividendos futuros, os quais derivam seus valores dos ganhos futuros (Campbell, Lo e Mackinlay, 1997).

Embora o modelo de valor presente de um título seja o melhor indicador para refletir seu verdadeiro valor, a aplicação prática desse modelo torna-se complicada, pois este envolve expectativas sobre a renda futura, a taxa de desconto e a racionalidade das pessoas. Nesse

contexto, uma ferramenta útil para lidar com os testes de expectativas e racionalidades nos mercados financeiros consiste na utilização de um modelo de painel com raízes unitárias e cointegração, cuja literatura vem se desenvolvendo de forma rápida.

1.1. Problema de Pesquisa

Segundo Kerlinger e Lee (2000), um problema de pesquisa adequado é uma das partes mais importantes da pesquisa. Mas no que consiste um problema de pesquisa adequado? Para esses autores, um problema é uma sentença interrogativa que pergunta: qual é a relação que existe entre duas ou mais variáveis. A resposta é o que vem sendo pesquisado pelo estudo.

Kerlinger e Lee (2000) afirmam que existem três critérios para um bom problema. Em primeiro lugar, o problema precisa expressar a relação entre duas ou mais variáveis. Em segundo lugar, o problema deve ser formulado claramente e sem ambigüidade em forma de questão. E por fim, o terceiro critério, que geralmente é difícil de satisfazer. Um problema, para ser entendido como tal, deve trazer consigo uma proposição testável, ser uma questão, uma sentença interrogativa e ser expresso numa linguagem precisa, de maneira que possa ser testado e respondido cientificamente. O problema, geralmente, mostra uma situação que necessita ser discutida, investigada e ser decidida ou solucionada.

No âmbito da eficiência de mercado, Beechey, Gruen e Vickery (2000) percebem que muitos fenômenos vêm sendo estudados, tais como: o fato dos preços se moverem como um *random walk*, se a nova informação é rapidamente incorporada aos preços dos ativos e se a informação atualmente disponível pode ser usada para prever excessos de retornos futuros, se a análise técnica pode prover nenhuma informação útil, se os administradores de fundos podem ou não sistematicamente desempenhar melhor que o mercado, entre outros. Esses fenômenos são importantes, pois ajudam em entender até que ponto as hipóteses de eficiência de mercado são empiricamente convincentes na descrição do comportamento dos preços dos ativos.

Para Beechey, Gruen e Vickery (2000), o que é muito mais sério, entretanto, é a possibilidade de que os preços dos ativos estejam não alinhados, isto é, que eles estejam em níveis distantes daqueles consistentes com os fundamentos econômicos, possivelmente por períodos extensos. Isso pode estar associado com custos econômicos significantes, já que os

preços dos ativos estão enviando sinais inapropriados em relação aos custos e benefícios, levando à ineficiência econômica de investimento e de decisões de consumo.

Diante da relevância desse assunto para a área financeira, esse estudo apresenta o problema de pesquisa que procurará ser respondido:

Os preços correntes dos títulos refletem as expectativas de dividendos e preços futuros no contexto de mercado organizado, particularmente bolsa de valores e de futuros, no Brasil, para o período de 1994 a 2008?

1.2. Objetivo Geral

Partindo-se do conceito de que o problema de pesquisa deve ser elaborado por uma sentença interrogativa a investigar, o objetivo da pesquisa será o resultado que se espera alcançar. Deste modo, o objetivo geral deste estudo consiste em:

Analisar se os preços correntes das ações refletem as expectativas de dividendos e preços futuros no contexto de mercado organizado, particularmente de bolsa de valores e de futuros do Brasil, para o período de 1994 a 2008.

1.3. Objetivos Específicos

Para definir o ponto central e atender ao objetivo geral desse estudo, os objetivos específicos estão delineados da seguinte forma:

1. Testar se existe uma relação estável de longo prazo entre preços das ações e dividendos.
2. Analisar como essa relação se comporta no período analisado, ou seja, se os preços explicam os movimentos nos dividendos.

3. Analisar se os preços das ações refletem as expectativas de dividendos para o mercado financeiro brasileiro.

2. REFERENCIAL TEÓRICO

2.1. A Primeira fase da eficiência de mercado: o modelo de *Random Walk*

A palavra “eficiência”, como tem sido aplicada aos mercados de títulos, tem de modo impróprio, sido usada para representar uma variedade de conceitos distintos. Segundo Rubinstein (1975), esses conceitos podem ser resumidos em três tipos de eficiência:

- Eficiência na Troca: participantes não estão motivados a criar um sistema de troca ainda não fornecido pelo mercado.
- Eficiência de Produção: firmas maximizadoras de valor tomam decisões de produção de acordo com o ótimo de Pareto.
- Eficiência de Informação: os preços dos títulos atuais são conhecidos gratuitamente por todos os participantes e a informação sobre preços futuros dos títulos está totalmente refletida nesses preços atuais.

A literatura sobre eficiência de mercado teve sua origem por volta de 1930. Os trabalhos que estavam diretamente relacionados com a análise de títulos, como é atualmente praticada, vieram com J.B. William, em *The Theory of Investment Value* (1938) e com Benjamin Graham e David Dodd, em *Security Analysis* (1934). Como consequência, surgiu a idéia de que o valor “intrínseco” ou “fundamental” de qualquer título é igual ao fluxo de caixa descontado do título, e que os preços atuais variam em torno dos valores fundamentais.

De acordo com isso, os analistas foram instruídos a recomendar a compra (venda) de títulos que estavam abaixo (acima) do valor fundamental para a realização de lucros advindos dessas negociações quando a disparidade fosse eliminada. Em função do cálculo do valor presente ser analiticamente trivial, a teoria deu pouca orientação prática sobre qual a taxa de desconto a ser usada. A análise fundamentalista consistia, na prática, em formar projeções do fluxo de caixa futuro. Isso envolvia analisar as demandas pelo produto, possíveis

desenvolvimentos de substitutos futuros, a probabilidade de recessão, mudanças no ambiente regulatório, em resumo, toda a informação relevante para uma lucratividade futura.

No entanto, a análise fundamentalista parecia não funcionar. Alfred Cowles (1933) demonstrou que as recomendações da maior parte das corretoras, baseadas na análise fundamentalista, não desempenharam melhor que o mercado. A implicação foi que os investidores que pagaram por essas recomendações estavam perdendo dinheiro. Outras descobertas logo apareceram.

Em 1934, Holbrook Working argumentou que os *random walks* desenvolviam padrões que pareciam com aqueles atribuídos pelos analistas de mercado aos preços das ações. Os padrões de *Random walk* dizem respeito ao fato de que a variação do preço de uma ação no passado não está relacionada à variação de preço no futuro. Isso implica que se fosse possível obter lucros extraordinários simplesmente identificando padrões de comportamento nas séries de preços de ações, todos investidores fariam isso e qualquer lucro logo desapareceria. Portanto, com a concorrência dos investidores, as regularidades cíclicas seriam eliminadas, restando somente oscilações puramente aleatórias.

Segundo Andreou, Pittis e Spanos (2001), do ponto de vista da teoria, a não previsibilidade dos retornos (falta de padrão) foi justificada mais tarde pela Hipótese de Eficiência de Mercado, que acabou utilizando a hipótese de ajuste instantâneo de preços à nova informação.

Sejam $\{p_t = \ln P_t, t \in T\}$ e $\{r_t, t \in T\}$ o preço da ação e os processos de retornos, respectivamente, sendo as mudanças nos logaritmos dos preços das ações, Δp_t , são, por definição, iguais aos retornos:

$$r_t \equiv \Delta p_t = p_t - p_{t-1}, \quad t \in T \quad (2)$$

A literatura anterior, de Kendall (1953) e de Roberts (1959), visualizava a fórmula do *random walk* como um sistema que gera o processo de formação dos preços de ações como:

$$P_t = P_{t-1} + r_t, \quad r_t \sim IID(0, \sigma^2), \quad t \in T \quad (3)$$

Sendo, r_t um processo Independente e Identicamente Distribuído (IID) com média zero e variância constante σ^2 . Em virtude de a amostra ser randômica, a literatura geralmente denomina (2) como o ‘*random sample model*’ ou o ‘*chance mechanism*’. Essa relação implica que os preços podem ser vistos como somas parciais dos retornos:

$$p_t = \sum_{k=1}^t r_k, \quad t \in T \quad (4)$$

Dois pontos devem ser destacados. Primeiramente, essa literatura mais antiga não formulava uma hipótese explícita quanto à distribuição. Em segundo lugar, por construção $\{p_t, t \in T\}$ é um processo dependente de Markov, os quais os dois primeiros momentos existem. Na literatura desse período, entretanto, era implicitamente suposto que a distribuição dos retornos era aderente a uma distribuição Normal. Conseqüentemente, o modelo estatístico é um ‘*Random Walk Normal*’:

$$p_t = p_{t-1} + r_t \quad r_t \sim NIID(0, \sigma^2) \quad t \in T \quad (5)$$

Onde N denota Normalidade. Para esse modelo, o processo $\{p_t, t \in T\}$ é Markov com uma estrutura probabilística dada por:

$$\begin{pmatrix} p_t \\ p_{t-1} \end{pmatrix} \sim N \left[\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \sigma^2 t & \sigma^2 (t-1) \\ \sigma^2 (t-1) & \sigma^2 (t-1) \end{pmatrix} \right] \quad t \in T \quad (6)$$

É possível, então, que os preços das ações sigam um *random walk* (3)?

Uma das primeiras descobertas foi apresentada por Kendall em 1953. O autor esperava encontrar ciclos regulares no comportamento dos preços das ações, entretanto, encontrou que os preços dos títulos pareciam se comportar conforme um *random walk*.

Em 1960, entretanto, percebeu-se que a auto-correlação poderia estar embutida nas séries de retornos como o resultado de se usar médias para os preços dos títulos ao longo do tempo. Working (1960) e Alexander (1961) descobriram isso, independentemente. Uma vez que as séries dos retornos são baseadas nos preços no final do período, os retornos parecem flutuar randomicamente.

Nesse sentido, Working (1960) escreveu um artigo fornecendo evidência adicional em favor do *random walk*, mostrando que se a geração dos dados por um *random walk* estava calculando os preços como média ao longo do tempo, resultaria em correlação espúria entre as mudanças sucessivas. Portanto, a existência de tais correlações não necessariamente constituía evidência contra o modelo de *random walk*.

Granger e Morgenstern (1963), seguindo os resultados de Kendall, chegaram à mesma conclusão. O modelo *random walk* parece implicar que os preços das ações estão isentos das leis de oferta e demanda que determinam outros preços, e parecem estar mais próximos da lógica existente num “cassino”.

Cabe destacar que os resultados dos trabalhos de Kendall (1953) e de Granger e Morgenstern (1963) já haviam sido antecipados por Bachelier (1900). Na sua dissertação de doutorado, o autor conduziu um estudo empírico de títulos do governo francês, descobrindo que seus preços eram consistentes com um modelo *random walk*. Concluiu que eventos passados, presentes e mesmo os futuros estão refletidos no preço de mercado, mas geralmente não mostram relação aparente às mudanças nos preços.

Além disso, Karl Pearson (1905) fez uma analogia que consistia em um problema de procedimento ótimo para se encontrar um bêbado deixado no meio de um campo. Segundo ele, se esse bêbado cambaleia de maneira totalmente imprevisível e aleatória, ele provavelmente vai acabar mais perto da onde ele foi deixado do que de qualquer outro ponto. Em finanças, essa analogia, feita por Pearson (1905), tem sido aplicada às séries as quais os retornos sucessivos são independentes.

Desse modo, o modelo *random walk* parece contradizer não somente os princípios da análise fundamental, mas também a idéia de precificação racional de títulos. Mas se os preços

mais dividendos das ações não possuem um padrão de previsibilidade, há algum ponto importante na análise fundamentalista?

Todavia, economistas imediatamente perceberam que tal conclusão era prematura. Harry Roberts (1959) argumentou que, no mercado idealizado pelos economistas, os indivíduos racionais esperam um ajuste instantâneo dos preços à nova informação, que, por sua vez, é consistente com o modelo *random walk*. Um padrão que se ajuste de forma lenta à nova informação, por outro lado, poderia implicar a existência de oportunidades disponíveis e lucrativas de negociação que não tenham sido exploradas.

A idéia de que retornos de título num mercado eficiente poderiam ser randômicos tem causado confusão. As pessoas pareciam pensar que o preço de um título num mercado eficiente deveria ser suave ao invés de randômico. Black (1971) atacou essa idéia de forma efetiva, ao expor que um mercado perfeito para um título é um no qual não existem lucros a serem realizados por pessoas que não possuem informação especial sobre a companhia, e no qual é difícil mesmo para as pessoas que possuem informação especial realizarem lucros, já que os preços se ajustam tão rapidamente assim que a informação se torna disponível. Então, o autor afirma que é possível enxergar um passeio aleatório nos preços de transações sucessivas ao invés de grande continuidade. O *random walk* significa que uma série de pequenos movimentos de subida (ou de pequenos movimentos de descida) é muito improvável. Se o preço irá se movimentar para cima, ele deverá se mover totalmente de uma vez só, do que numa série de pequenos movimentos.

Acrescenta-se ainda, que existe a crença de que os retornos não podem ser passeio aleatório se os preços dos títulos são determinados por fluxos de caixas futuros descontados. Smith (1968), por exemplo, presumia que, mesmo que o *random walk* anunciasse uma prova matemática perfeita de aleatoriedade, ele acreditava que, no longo prazo, os ganhos futuros influenciariam o valor presente.

Essas considerações trouxeram algumas questões para a análise fundamentalista. Se a análise fundamentalista funciona, por que novos entrantes no negócio da análise fundamentalista, percebendo esse fato e planejando participar nos ganhos de negociação, não lutam por esses ganhos?

Isso é o que acontece em qualquer outra indústria competitiva na qual lucros excedem os custos. Por que não na análise financeira? Os resultados de Cowles (1933) sugerem que de fato isso é o que exatamente acontece. Os fundamentalistas não têm boas respostas a essas questões.

Entretanto, o modelo *random walk* deixou muitas questões não respondidas e seus percussores logo notaram isso. Uma quantia expressiva de dinheiro é gasta todos os anos numa atividade, a análise dos títulos, e que se o modelo *random walk* estiver correto, é totalmente improdutiva.

Dentre as hipóteses colocadas pelo *random walk* estão: (i) padrões inexplorados nos preços dos títulos não podem persistir, porque, para isso acontecer, os investidores são irracionais ao deixar as oportunidades de lucro passarem, mas também que (ii) os investidores são, todavia, irracionais ao gastarem seu dinheiro ano após ano empregando analistas de títulos. Se o argumento que um não comportamento inconsistente com expectativas racionais e irracionais pode persistir no equilíbrio é empregado, deve ser empregado consistentemente, e isso o modelo de *random walk* não faz.

Então, a existência de grandes rendas baseadas na geração de conselhos de investimento é mais uma fonte de aborrecimento para os defensores do *random walk* como a falha desse conselho em gerar retornos anormais é uma fonte de aborrecimento para os fundamentalistas.

Ao requerer independência probabilística entre incrementos sucessivos nos preços, o modelo *random walk* é muito restritivo para ser gerado dentro de uma classe razoável de modelos de otimização. Entretanto, uma restrição mais fraca nos preços dos ativos que continua a capturar a essência dos argumentos do *random walk* – o Modelo – torna-se mais tratável.

2.2. A segunda fase da eficiência de mercado: o modelo *Martingale*

A metade dos anos sessenta foi um ponto de mudança na pesquisa da característica randômica dos preços das ações. Em 1964, Cootner publicou sua coleção de artigos sobre esse tópico, enquanto a tese de doutorado de Fama (1965) foi publicada no *Journal of Business*.

Nela, o autor fazia uma revisão da literatura existente sobre o comportamento dos preços das ações, examinava a distribuição e dependência serial dos retornos das ações e concluía que sua dissertação apresentava evidência forte e robusta em favor da hipótese de *random walk*.

Com esse melhor entendimento da formação de preços nos mercados competitivos, o modelo de *random walk* passou a sofrer uma série de observações consistentes com a hipótese de eficiência de mercado.

A mudança na ênfase começou com as observações de Samuelson (1965), Mandelbrot (1967) e Fama (1970). Eles perceberam que os mercados poderiam ser eficientes mesmo que os retornos não fossem um processo IID. O que era realmente requerido para a eficiência era a ausência de qualquer regra de compra e venda que obtivesse um retorno esperado maior do que o retorno médio de mercado. Em outras palavras, o jogo da especulação deveria ser justo, ou seja, os retornos deveriam seguir um processo martingale.

O artigo de Paul Samuelson (1965) foi o primeiro a desenvolver a ligação entre eficiência de mercado e *martingales*. A simplicidade do argumento de Samuelson levou a alguns, como por exemplo, Rubinstein (1975), a rejeitar o resultado como óbvio. Quando as implicações dos argumentos de Samuelson foram totalmente assimiladas, o modelo de *random walk* foi abandonado e substituído pelo modelo *martingale*. Portanto, o artigo do Samuelson (1965) passou a ser considerado o mais importante em termos de literatura sobre eficiência de mercado em função de seu papel: sair do modelo de *random walk* para o modelo *martingale*.

O modelo *martingale* não resolve todas as questões que acompanham o modelo de *random walk*, mas consegue resolver a maior parte delas. Diferente do anterior, o modelo *martingale* constitui um modelo econômico legítimo de preços de ativos, já que ele pode ser relacionado à hipótese primitiva de preferências ao risco e retornos, ou seja, primeiro momento (média).

Segundo Leroy (1989), um processo estocástico x_t é *martingale* com respeito a uma seqüência de informação colocada como Φ se x_t tem a propriedade

$$E(x_{t+1} | \Phi_t) = x_t \tag{7}$$

e um processo estocástico y_t é um *fair game* se tem a propriedade

$$E(y_{t+1} | \Phi_t) = 0 \quad (8)$$

A equação (7) diz que se x_t é *martingale*, o melhor predictor de x_{t+1} que poderia ser construído com relação a uma seqüência de informação atual Φ seria justamente igual a x_t (é suposto que x_t está em Φ). Isso é verdadeiro para qualquer valor possível de informação Φ . Similarmente, (8) diz que se y_t é um *fair game*, o predictor correspondente seria zero para qualquer valor possível de Φ . É óbvio que x_t é *martingale* se e somente se $x_{t+1} - x_t$ é um *fair game*.

Cabe destacar que os modelos de *martingale* e o de *fair game* são dois nomes para a mesma caracterização de equilíbrio nos mercados financeiros; taxas de retorno são um *fair game* se e somente se séries proximamente relacionadas com os preços, isto é, preços mais dividendos acumulados, descontados a valor presente, é um *martingale*.

Para provar isso, seja r_t uma taxa de retorno de uma ação de $t-1$ a t , e suponha que r_t , menos uma constante ρ , é um *fair game*. Usando a definição da taxa de retorno como a somatória dos ganhos com dividendos mais um ganho de capital, menos um, segue que a partir da hipótese de um *fair game* que o preço p_t é dado por:

$$p_t = (1 + \rho)^{-1} E(p_{t+1} + d_{t+1} | \Phi_t) \quad (9)$$

onde d são os dividendos.

A equação 9 diz que o preço da ação hoje é igual à soma do preço esperado futuro e dividendos, descontado a valor presente à taxa ρ . Quando não existe ambigüidade em relação ao conjunto de informações, é conveniente reescrever a equação (9) de forma mais compacta como:

$$p_t = (1 + \rho)^{-1} E_t(p_{t+1} + d_{t+1}) \quad (10)$$

Nenhuma das variáveis definidas é *martingale*. A variável que é *martingale* é o valor descontado de um fundo mútuo que mantém ações com preços que seguem (10). Supõe-se que esses fundos reinvestem os dividendos recebidos em outras compras de ações.

Não obstante, a prática na literatura sobre eficiência de mercado de capitais é falar sobre os preços de ações seguindo um *martingale*; em tais casos, “preços” devem ser entendidos como já incluídos os dividendos reinvestidos. Assim como LeRoy (1989), nesse estudo, será seguido esse conceito impreciso (só preços), mas conveniente.

O teste empírico mais direto do modelo *martingale* tenta determinar quando alguma variável no conjunto de informação dos agentes é um previsor dos retornos futuros. Se isso ocorrer, o modelo *martingale* é violado. Por exemplo, se os agentes conhecem os retornos passados e são capazes em usá-los para prever os retornos futuros, os retornos não podem seguir um *fair game*. Claramente, LeRoy (1989) observa que esse resultado implica uma ambigüidade nos modelos mais simples do modelo *martingale*: encontrar alguma variável que prevê retornos futuros poderia significar também que o mercado de capitais é ineficiente, ou seja, não satisfaz a propriedade do *martingale* ou que essa variável não pertencia ao conjunto de informações dos agentes.

Entretanto, em testes mais sofisticados, o modelo de *martingale* não sofre dessa ambigüidade. Por exemplo, a rejeição da desigualdade dos limites à variância implica rejeição do modelo de *martingale* para qualquer especificação de conjunto de informações dos agentes.

Para LeRoy (1989), a especificação que um processo estocástico x_t segue um *random walk* é mais restritiva do que a exigência de x_t seguir um *martingale*. O *martingale* exclui qualquer dependência da expectativa condicional de $x_{t+1} - x_t$ na informação disponível em t , enquanto o *random walk* exclui isso e também a dependência envolvendo os momentos condicionais de x_{t+1} . Portanto, a distinção entre *random walk* e *martingale* é evidente: os preços dos títulos são conhecidos por passarem por períodos prolongados de calma e igualmente por períodos prolongados de turbulência. Formalmente, um deles pode representar esse comportamento utilizando um modelo no qual sucessivas variâncias condicionais de

preços de ações (mas não seus níveis sucessivos) são positivamente auto-correlacionados. Tal especificação é consistente com um *martingale*, mas não com o mais restritivo, o *random walk*.

Samuelson (1965) provou um resultado mais preciso, apontando a relevância de um resultado bem conhecido da teoria de probabilidade, a regra das expectativas iteradas, que colocou a teoria de eficiência dos mercados de capitais de modo firme pela primeira vez. Resultados similares foram observados por Mandelbrot (1966).

De fato, o modelo de valor presente esperado do preço de um título é inteiramente consistente com a aleatoriedade dos retornos de títulos. A chave para entender isso é, exatamente, a chamada Lei das Expectativas Iteradas. Para provar esse resultado, basta definir conjuntos de informação I_t e J_t , no qual $I_t \subset J_t$, portanto, toda a informação em I_t está também em J_t , mas J_t é superior porque contém informação extra.

Se considerar as expectativas de uma variável randômica X , condicionadas a esse conjunto de informações, escrito como $E[X | I_t]$ ou $E[X | J_t]$, a Lei das Expectativas Iteradas diz que $E[X | I_t] = E[E[X | J_t] | I_t]$.

Em palavras, se alguém tem informação limitada I_t , a melhor previsão que alguém pode fazer de uma variável randômica X é a previsão da previsão que alguém faria de X se alguém tivesse informação superior J_t . Isso pode ser reescrito como $E[X - E[X | J_t] | I_t] = 0$, que possui uma interpretação intuitiva: alguém não pode usar informação limitada I_t para prever uma previsão de erro que alguém faria se alguém tivesse informação superior J_t .

Logo, Samuelson (1965) foi o primeiro a mostrar a relevância da Lei das Expectativas Iteradas para a análise de títulos de mercado. Campbell, Lo e Mackinlay (1997) fazem uma revisão desse argumento. Suponha que o preço de um título no momento t , P_t , pode ser escrito como a expectativa racional de algum “valor fundamental” V^* , condicionado à informação I_t disponível no momento t . Então, tem-se que:

$$P_t = E[V^* | I_t] = E_t V^* \tag{11}$$

A mesma equação é válida para o período seguinte:

$$P_{t+1} = E[V^* | I_{t+1}] = E_{t+1} V^* \quad (12)$$

Mas então a expectativa da mudança no preço ao longo do próximo período é

$$E_t [P_{t+1} - P_t] = E_t [E_{t+1} [V^*] - E_t [V^*]] = 0 \quad (13)$$

Porque $I_t \subset I_{t+1}$, então $E_t [E_{t+1} [V^*]] = E_t [V^*]$ pela Lei das Expectativas Iteradas.

Portanto, mudanças realizadas nos preços são imprevisíveis, dada a informação no conjunto I_t .

Concluindo, o resultado obtido por Samuelson (1965) consistiu no fato de que o *fair game* implica que os preços das ações são iguais ao valor presente esperado dos dividendos futuros:

$$p_t = \sum_{i=1}^{\infty} (1+p)^{-i} E_t(d_{t+i}) \quad (14)$$

O Modelo de Valor Presente Esperado (14) implica que as taxas de retorno são um *fair game*.

Os resultados de Samuelson (1965) implicam que se os fundamentalistas estão corretos em enxergar que os preços das ações são iguais aos fluxos de caixa descontados, então se segue que os retornos futuros são imprevisíveis, como o modelo *martingale* afirma. Nesse sentido, LeRoy (1989) aponta que os fundamentalistas, ao focar na parte previsível dos preços dos ativos, afirmam que o copo está metade cheio, enquanto que o modelo *martingale* presume que o copo está metade vazio. Segundo a analogia do autor, não há contradição, apesar do foco ser diferente.

De acordo com isso, LeRoy (1989) implicitamente redefine a teoria fundamentalista de precificação de ativos de maneira importante. Ao invés de admitir que os preços flutuam em torno de valores fundamentais (fluxo de caixa descontado esperado), Samuelson supõe que o

preço verdadeiramente é igual ao valor fundamental. A importância dessa mudança é evidente: se o preço sempre é igual ao seu valor fundamental, então nenhum lucro pode ser ganho através da negociação na discrepância entre os dois, ao contrário da assertiva dos fundamentalistas. Essa observação implica que não seria mais correto considerar o modelo fundamentalista como originalmente formulado, isto é, idêntico ao modelo *martingale*, mais do que seria visto os dois como diametricamente opostos.

É importante destacar sob quais hipóteses em relação às preferências o modelo *martingale* é satisfeito. Samuelson (1965) aponta que ele é satisfeito se os agentes possuem preferências comuns e constantes no tempo, possuem probabilidades comuns e são neutros ao risco. Se essas condições são satisfeitas, os investidores sempre irão preferir permanecer com qualquer ativo que gere o maior retorno esperado, ignorando completamente as diferenças de risco entre os ativos. Se todos os ativos estão disponíveis prontamente, como deve ser o caso em equilíbrio, todos devem, portanto, ganhar a mesma taxa de retorno esperada, igual à taxa real de juros. A taxa de juros, sendo igual a um fator de desconto constante, é ela mesma constante ao longo do tempo. Portanto, os retornos seguem um modelo *fair game*, ou equivalentemente, os preços mais os dividendos reinvestidos seguem um modelo *martingale*.

A neutralidade ao risco implica o *martingale*, mas não o modelo mais restritivo, o *random walk*. Se os agentes não se importam quais são os momentos mais altos de sua distribuição de retornos, como a neutralidade ao risco implica, eles não irão fazer nada para se livrar da dependência serial nos momentos condicionais mais altos dos retornos. Portanto, a neutralidade ao risco é consistente com correlação serial não zero nas variâncias condicionais: o fato de que as variâncias condicionais futuras são parcialmente previsíveis é irrelevante porque a neutralidade ao risco implica que ninguém se importa com essas variâncias. Seguindo o artigo de Samuelson (1965), os analistas perceberam que as evidências teóricas para os modelos de eficiência de mercado de fato apontavam para o *martingale* e não para o *random walk*.

Cientes da distinção entre *random walks* e *martingales*, eles também perceberam que a maioria dos testes empíricos em relação ao processo randômico era, de fato, testes em relação ao modelo *martingale* considerado fraco, ou seja, a especificação fraca que taxas de retorno são não correlacionadas.

3.3 A terceira fase da eficiência de mercado: a linha divisória

A linha divisória entre a pré-história da Eficiência de Mercado, associada ao modelo de *random walk* e a literatura moderna é o estudo de Fama (1970). A definição de eficiência de mercado deste estudo se tornou o padrão da indústria, reproduzida em inúmeros artigos subsequentes, até que fosse superada pela definição do próprio Fama, em 1976.

Através do modelo microeconômico de Samuelson (1965), juntamente com a taxonomia sugerida por Harry Roberts (1967), Fama (1970) montou uma revisão da teoria e evidência em relação à eficiência de mercado.

De acordo com a Hipótese de Eficiência de Mercado, defendida por Fama (1970), o mercado acionário constitui uma máquina eficiente de processamento de informações. Os investidores agem racionalmente, e os preços das ações refletem quaisquer informações que as pessoas têm sobre os fundamentos, como lucros presentes e futuros. Um mercado financeiro é dito eficiente quando todas as informações disponíveis estiverem (sempre) corretamente incorporadas nos preços dos ativos negociados no mesmo.

Basicamente, os defensores da Hipótese de Eficiência de Mercado utilizam-se de três hipóteses. Em primeiro lugar, os investidores são racionais e, conseqüentemente, avaliam os ativos de forma racional. Em segundo lugar, se alguns investidores não são racionais, supõe-se que tais investidores negociam aleatoriamente e, portanto, suas transações cancelam umas com as outras de forma a não afetar o preço de nenhum ativo. Em terceiro lugar, mesmo que alguns investidores sejam irracionais, dado que eles negociam no mercado com investidores racionais (os arbitradores), argumenta-se que eles eliminarão suas influências nos preços dos ativos através do processo conhecido como arbitragem (mecanismo de correção de distorções no mercado).

Ao supor que os investidores são racionais, a Hipótese de Eficiência de Mercado supõe que os preços de todos os ativos refletem exatamente o valor presente do fluxo de caixa futuro gerado por cada ativo. Conseqüentemente, os investidores processam as novas informações imediatamente após o recebimento da mesma, elevando (reduzindo) o preço de um determinado ativo sempre que a notícia implicar em um aumento (redução) do fluxo de caixa

futuro, sendo que este aumento (redução) do preço corresponderá exatamente à variação do valor presente do fluxo de caixa futuro. Pelo mesmo motivo, em períodos em que não há notícia, é de se esperar que os preços dos ativos não se alterem. Em outras palavras, a Hipótese de Eficiência de Mercado nada mais é do que uma consequência natural da racionalidade dos agentes, ou seja, se todos os agentes são racionais, então a Hipótese de Eficiência de Mercado é válida por definição.

Como a informação se reflete imediatamente nos preços, os investidores só devem esperar obter uma taxa normal de retorno. A tomada de conhecimento da informação apenas no momento em que é divulgada não traz vantagem alguma para o investidor, já que o preço se ajusta antes que o investidor tenha tido tempo de comprar ou vender a ação. Para lidar com velocidades distintas de reação, Fama (1970) separou as informações em três tipos diferentes:

- **Forma Fraca**

Na taxonomia proposta por Fama (1970), um mercado será dito eficiente na forma fraca quando for impossível obter retornos anormais para qualquer ativo do mercado utilizando-se informações acerca de seus retornos passados. Se o nível de retorno considerado normal for constante, esta definição implicaria em um passeio aleatório para o (log do) preço de um ativo.

Seja P_t o preço do ativo no tempo t . O retorno R_t do ativo no tempo t é definido como a razão entre o preço deste ativo entre t e $t - 1$, ou seja, $R_t = P_t / P_{t-1}$. Utilizando letras minúsculas para denotar o logaritmo da variável, tal que $x = \ln(X)$, considere a relação:

$$p_t = \mu + p_{t-1} + \varepsilon_t \quad t = 1, \dots, T \quad (15)$$

sendo μ a mudança esperada no preço e ε_t é o componente aleatório.

O componente aleatório é devido à nova informação a respeito da ação. O componente aleatório de qualquer período é independente do componente aleatório de qualquer período anterior. Portanto, esse componente não pode ser previsto a partir dos preços passados.

Cabe destacar que, ao negar que movimentos futuros do mercado possam ser preditos a partir de movimentos passados, nega-se a lucratividade de uma série de procedimentos categorizados sob o título de análise técnica.

- **Forma Semi Forte**

Um mercado é dito eficiente na forma semi – forte quando os preços refletem (incorporam) toda a informação publicamente disponível, incluindo informações tais como demonstrações financeiras publicadas pelas empresas, bem como dados históricos de preços.

Estudos baseados na forma semi - forte podem ser categorizados como testes de velocidade de ajuste de preços à nova informação. A principal ferramenta de pesquisa nessa área é o estudo de eventos. Um estudo de evento examina o desempenho acumulado das ações ao longo do tempo, a partir de um número específico de momentos no tempo antes de um determinado evento, em relação a um número específico de momentos no tempo depois deste evento. O desempenho de cada ação é medido após ser ajustado por um modelo como o CAPM.

O primeiro estudo de evento foi realizado por Fama, Fischer, Jensen e Roll (1969), apesar do primeiro estudo publicado ser de Ball e Brown (1968). Utilizando um modelo de mercado ou o CAPM como *benchmark*, esses estudos de evento forneceram evidência sobre a reação dos preços das ações em relação aos anúncios de bonificação de ações e dividendos respectivamente. Em ambos os casos, o mercado pareceu antecipar a informação, e a maior parte do ajuste nos preços estava completa antes que o evento fosse revelado ao mercado. Quando a notícia é divulgada, o ajuste remanescente nos preços ocorre rapidamente. O estudo de Fama, Fischer, Jensen e Roll (1969), em particular, demonstrou que os preços refletem não somente estimativas diretas de desempenho prospectivo pelas empresas analisadas, mas também a informação que requer interpretação mais sutil.

Assim, cabe destacar que um mercado pode ser dito eficiente somente se for utilizado um modelo para medir os retornos dos títulos. A partir desse ponto, os testes de eficiência de mercado acabam se tornando *joint tests* do comportamento de mercado e modelos de precificação de ativos. A dificuldade principal em interpretar tais estudos é o problema das

hipóteses conjuntas. Por exemplo, a magnitude do desempenho superior ou inferior depende criticamente da escolha do *benchmark*, o que faz difícil a interpretação dos resultados.

Scholes (1972) e Krauss e Stoll (1972) forneceram a primeira evidência empírica sobre os efeitos no preço de negociação de blocos. Scholes (1972), por exemplo, elaborou um estudo de eventos para avaliar as reações dos preços das ações em relação à venda de grandes lotes de ações. Segundo esse autor, o preço da ação deveria ser determinado pelo valor das ações em relação aos substitutos próximos e não pela oferta das ações, o que é chamado de hipótese da substituição, sendo assim consistente com a Hipótese de Eficiência de Mercado, ou seja, os preços das ações não reagem à existência de não informação.

Portanto, existiriam apenas duas razões pelas quais as emissões de novos títulos pela empresa não seriam feitos pelo valor justo: a forma forte de eficiência pode não ser 100% verdadeira (o administrador tem informação que os outros investidores não têm) ou os investidores têm a mesma informação que o administrador, mas reagem mais devagar a ela. O estudo de Scholes (1972) parece apoiar essas suposições. As grandes mudanças de preços após a distribuição são observadas quando se presume que o vendedor tem uma razão conhecida para o negócio. Krauss e Stoll (1972) examinaram os efeitos de preços para todos os blocos de 10.000 ou mais ações negociados na NYSE entre 01/07/1968 e 30/09/1969. Encontraram dados que são consistentes com os resultados dos estudos de Scholes (1972).

Ainda em relação à forma semi-forte de eficiência de mercado, Fama et al (1969) demonstrou que a informação contida nos desdobramentos das ações já estava refletida nos preços das ações no momento do desdobramento, implicando que os desdobramentos das ações não podem ser usados para a construção de regras de lucratividade.

Em resumo, os estudos empíricos em relação ao fenômeno de mudanças nos preços em torno da negociação de blocos mostram que as negociações de blocos não desorganizam os mercados e que os mercados são eficientes já que eles rapidamente (menos do que quinze minutos) refletem totalmente toda a informação pública disponível.

- **Forma Forte**

Um mercado é dito eficiente na forma forte quando os preços refletem (incorporam) toda a informação, pública ou privada.

Assim que o *insider* procurasse usar sua informação, o mercado perceberia o que está ocorrendo, e o preço dispararia antes que pudesse comprar a ação. Denomina-se como “*Insider information*” (informação privilegiada) a informação possuída por pessoas que se encontram em posições especiais dentro da empresa, mas que teriam conhecimento de alguma descoberta especial ou algum novo acontecimento.

O artigo mais citado em relação ao desempenho dos administradores de fundos consiste na análise detalhada de 115 fundos mútuos, entre 1955 e 1964, realizado por Jensen (1968). Segundo seu estudo, a administração ativa tem desempenhado pior do que a passiva na maior parte do tempo, mesmo após os custos de transação e taxas de administração.

De acordo com Jensen (1978), qualquer estratégia de negócio que produza de forma consistente ganho econômico, já descontado o risco, por um período suficientemente longo, considerando os custos de transação, constitui-se em uma evidência contra eficiência de mercado.

É importante notar que a hipótese de eficiência de mercado não exclui pequenos retornos anormais, antes das taxas e despesas. Analistas poderiam, portanto, ainda ter um incentivo para adquirir e agir conforme uma informação valiosa, apesar dos investidores esperarem receber nada mais do que um retorno líquido médio.

Cabe destacar que a teoria em relação à eficiência de mercado, até então, estava apoiada no fato de que em todos os momentos, os preços refletiriam toda a informação disponível. Mas o que significa a frase “reflete totalmente a informação”?

Segundo Rubinstein (1975), numa economia perfeita e competitiva composta por indivíduos racionais com crenças homogêneas sobre os preços futuros, os preços correntes dos títulos devem refletir toda a informação disponível sobre os preços futuros. Nesse sentido, Fama (1970) afirma que é fácil determinar as condições suficientes para a eficiência de mercado. Por exemplo, considere um mercado no qual (i) não existem custos de transação na negociação de títulos, (ii) toda informação disponível não possui custo para todos os participantes do mercado, e (iii) todos concordam com as implicações da informação atual

para o preço corrente e distribuições dos preços futuros de cada título. Em tal mercado, o preço corrente de um título, obviamente, “reflete totalmente” toda a informação disponível. Se o exposto por Rubinstein (1975) e Fama (1970) for verdade, os investidores não poderiam ganhar um retorno em função de suas informações.

Grossman e Stiglitz (1980) mostram que quando a hipótese de eficiência de mercado é verdadeira e a informação é cara, os mercados competitivos “quebram”. Cada investidor informado, porque está num mercado competitivo, percebe que é melhor parar de pagar por informação e fazer o mesmo que os investidores que não pagam nada por informação. Porém, todos os investidores informados passariam a perceber o mesmo. Conseqüentemente, ter qualquer fração positiva de informados significa não ter um equilíbrio. Ter ninguém informado é também não ter um equilíbrio, porque então cada investidor, tomando o preço como dado, sente que existem lucros a serem realizados a partir do momento em que se tornarem informados.

Os teóricos da Eficiência de Mercado parecem estar cientes de que informação gratuita é uma condição suficiente para que os preços reflitam completamente toda a informação disponível (Fama, 1970). Eles, entretanto, não estavam cientes que isso é uma condição necessária. Grossman e Stiglitz (1980) afirmam que: “Isso é um *reducto ad absurdum*, já que o sistema de preços e os mercados competitivos são importantes somente quando a informação é custosa”.

Grossman e Stiglitz (1980) formalizaram essa idéia, mostrando que um modelo de equilíbrio deve trazer algum incentivo para a análise de títulos. Os autores perceberam que num mundo no qual há custo na obtenção de informação, é impossível que os mercados sejam eficientes quanto à informação. Eles resolveram esse paradoxo através da idéia de um artigo de Treynor, escrito sob o pseudônimo de Bagehot (1971), ao supor que o mercado também recebe transações a partir de investidores irracionais. Esse foco, na maneira de como os mercados funcionam, tem crescido a partir de uma extensa literatura sobre a microestrutura dos mercados financeiros. O artigo de Bagehot (1971) forneceu uma idéia de como a informação é incorporada nos preços dos títulos através das atividades dos investidores, e como a estrutura de mercado pode ter impacto na eficiência do mercado de ações.

Nesse contexto, Grossman e Stiglitz (1980) propuseram um modelo no qual há um nível de desequilíbrio no equilíbrio: os preços refletem a informação de indivíduos informados (arbitradores), mas só parcialmente, portanto aqueles que despendem recursos para obter informação recebem uma compensação. O quanto informativo o sistema de preços é, vai depender do número de indivíduos que são informados, sendo o número de indivíduos que é informado uma variável endógena no modelo. Nesse modelo, os preços desempenham um papel bem articulado em levar informação do investidor informado para o não informado.

Quando os indivíduos informados observam a informação de que o retorno de um título está sendo elevado, eles ofertam a preços maiores e, de forma contrária, quando eles observam a informação de que o retorno do título está indo para baixo. Assim, o sistema de preços torna a informação dos indivíduos informados como disponível e pública para os não informados. Entretanto, Grossman e Stiglitz (1980) afirmam que, geralmente, esse sistema funciona imperfeitamente; isso talvez seja sorte, se funcionasse perfeitamente, um equilíbrio não existiria.

Em resumo, os autores não destroem a noção de Eficiência de Mercado, mas redefinem essa noção. Eles mostram que quando a informação é muito barata, ou quando os investidores informados conseguem informação muito precisa, então o equilíbrio existe e o preço de mercado irá revelar a maior parte da informação dos investidores informados. Entretanto, tais mercados são, provavelmente, muito “estritos”, porque investidores possuem crenças homogêneas. O resultado que equilíbrio competitivo é incompatível com mercados eficientes quanto à informação deve ser interpretado como mercados especulativos, com preços que revelam muita informação, e que serão muito “estritos”, porque serão compostos de indivíduos com crenças muito similares.

Todavia, existe outro conflito. Como Grossman (1975, 1977) mostrou, quando existem diferenças nas crenças que não são totalmente arbitradas, existe um incentivo para criar um mercado. O autor analisou um modelo de um bem cujo preço não revelava toda a informação em função da presença de investidores irracionais. Esses investidores ficaram, então, com diferenças em suas crenças sobre o preço futuro desse bem. Isso levou à abertura dos mercados futuros. Assim, os investidores não informados passaram a ter dois preços revelando informação a eles, implicando eliminação do ruído. Mas já que as diferenças nas crenças são endógenas, a criação dos mercados elimina as diferenças de crenças as quais

deram surgimento a estas, e então levam esses mercados a desaparecerem. Se a criação de mercados não tem custo, como é convencionalmente suposto na análise de equilíbrio, o equilíbrio jamais existiria.

Para fazer sentido, o conceito de eficiência de mercado tem que admitir a possibilidade de pequenas ineficiências de mercado. As evidências acumuladas durante os anos sessenta e setenta parecem ser consistentes com esse ponto de vista. Enquanto parece estar claro que os mercados não podem ser totalmente eficientes na forma forte, há uma evidência robusta para as formas fraca e semi - forte, e mesmo para as versões de forma forte de eficiência que focam no desempenho dos profissionais da análise de investimentos.

Portanto, em função do que já foi escrito anteriormente, é possível identificar a eficiência de mercado com a especificação de que os retornos seguem um *fair game*, com (1) forma fraca, (2) forma semi-forte, e (3) forma forte. Uma característica atrativa dessa especificação é que, a partir de uma propriedade matemática de expectativas condicionais, eficiência na forma forte implica eficiência na forma semi-forte, que por sua vez, implica eficiência na forma fraca, assim como a terminologia escolhida por Fama sugere.

Entretanto, Fama (1970) explicitamente rejeita essa especificação. Ele identificou a eficiência de mercado com a hipótese que y_t é um *fair game*:

$$E(y_{t+1} | \Phi_t) = 0 \tag{16}$$

Sendo y_{t+1} definido como igual ao preço de algum título em $t + 1$ menos suas expectativa condicional:

$$y_{t+1} = p_{t+1} - E(y_{t+1} | \Phi_t) \tag{17}$$

Fama corretamente observou que o modelo de *fair game* definido até então não necessariamente implica que as covariâncias de retornos em um período sejam zero. No modelo definido por (16) e (17), o desvio do retorno para $t + 1$ de sua expectativa condicional é uma variável *fair game*, mas a expectativa condicional pode depender do retorno observado em t .

Portanto, Fama está explicitamente rejeitando a identificação da eficiência de mercado com o requerimento de que as taxas de retorno sejam variáveis *fair game*. Na definição proposta por Fama, somente o desvio do preço em relação a sua expectativa condicional que é um *fair game*.

Le Roy (1989) observa que o problema com a caracterização da eficiência de mercado por Fama consiste em: (16) segue tautologicamente da definição (17) de y_{t+1} (somente coloque as expectativas condicionais em Φ_t , de ambos os lados de (17)). A caracterização de y_{t+1} , definida em (17) como uma variável *fair game* não restringe o processo estocástico para preços de nenhum modo.

Na definição de Fama (1970), qualquer mercado de capital é eficiente, e não é possível existir nenhuma evidencia empírica que derrube essa questão de eficiência de mercado. Fama observa que a maior parte dos testes empíricos sobre a eficiência de mercado é baseada na hipótese que as condições de equilíbrio de mercado podem ser escritas em termos de retornos esperados, descritas como:

$$E(p_{t+1} | \Phi_t) = [1 + E(r_{t+1} | \Phi_t)] p_t \quad (18)$$

LeRoy (1976) aponta, novamente, outra tautologia: (18) é obtida aplicando um operador de expectativa condicional à equação, definindo a taxa de retorno como sendo igual ao preço relativo p_{t+1}/p_t (menos um). Entretanto, Fama (1976b) rejeitou o argumento, negando a existência dessa tautologia.

Continuando no estudo de Fama (1970) e na sua proposta de definição sobre os preços “refletirem totalmente” a informação disponível, o autor propôs um modelo *submartingale*:

$$E(p_{t+1} | \Phi_t) \geq p_t \quad (19)$$

Essa caracterização *submartingale* de eficiência de mercado é, claramente, não tautológica. Fama argumenta que se os preços das ações seguem um *submartingale*, então nenhuma regra de negociação baseada em Φ pode desempenhar melhor do que o mercado.

Nenhuma evidência foi dada a essa afirmação, e é fácil produzir exemplos de economias nos quais os preços de todos os títulos primitivos seguem um *submartingale*, mas nos quais existem regras de negociação que desempenham melhor do que o mercado em termos de retorno esperado.

Em qualquer caso, o modelo CAPM (*Capital Asset Pricing Model*) implica que o equilíbrio dos retornos dos ativos não seguirá necessariamente um *submartingale*: uma ação com covariância negativa e forte em relação ao mercado pode ser precificada com um retorno esperado negativo. Apesar do retorno esperado negativo, os investidores avessos ao risco estarão dispostos a incluir essa ação em seus portfólios, porque sua correlação negativa com o mercado implica que isso ajuda a assegurar os retornos em outras ações, por meio disso reduzindo o risco total.

A ambigüidade na discussão teórica de eficiência de mercado fornecida por Fama é transferida para a sua interpretação de evidência empírica. Fama (1970) não considerou auto-correlações diárias e semanais no retorno das ações como sendo importantes evidências contra a Hipótese de Eficiência de Mercado, apontando que mesmo quando as correlações entre os retornos se desviam claramente de zero, estão próximas a zero e, portanto, são insignificantes. A evidência que as regras de negociação não desempenham melhor que o mercado, provendo mais evidência para esse entendimento, foi interpretada similarmente como favorecendo a forma fraca de eficiência (Alexander, 1961, 1964; Fama e Blume, 1966).

Tal conclusão, no entanto, foi criticada por Shiller (1984) e Summers (1986). Eles consideraram modelos em que os preços das ações podem apresentar grandes oscilações afastando-se dos valores fundamentais (bolhas irracionais), mas que em um horizonte de tempo reduzido apresentam auto-correlação reduzida. Em sua análise, Shiller e Summers mostram que os mercados são altamente ineficientes, mas de uma maneira que não é identificada nos testes que consideram um horizonte de tempo reduzido.

Este ponto pode ser esclarecido: suponha que o valor fundamental de uma ação é constante e que a média não condicionada do seu preço é seu valor fundamental. Suponha que seus preços diários são uma regressão de primeira ordem com inclinação próxima a 1. Todas as variações de preços resultam de longas oscilações em relação ao seu valor fundamental. No curto prazo, uma auto-regressão de primeira ordem com inclinação próxima a 1 significa que

os preços parecem um *random walk* e os retornos tenham uma baixa correlação. Assim, nos testes de curto período de tempo, todos os preços parecem ser permanentes quando o valor fundamental é constante, e que todos os desvios de preços dos fundamentos são temporários (Fama, 1991). Fama e French (1988) reconhecem que este problema, que aparece nas séries de tempo de eficiência de mercado, não possui solução clara, ou seja, não se pode distinguir (ex ante) bolhas irracionais de retornos esperados variando no tempo.

A interpretação de Fama (1970) a respeito das evidências encontradas por Niederhoffer e Osborne (1966) é difícil de encaixar na interpretação de *fair game*. Esses autores haviam encontrado que reversos (pares de mudanças sucessivas nos preços de sinais opostos) ocorriam duas a três vezes frequentemente. Tais padrões sistemáticos são inconsistentes com um modelo de *fair game*. Apesar disso, Fama (1970) concluiu e enfatizou que tais padrões, mesmo que significantes estatisticamente, não implicam ineficiência de mercado. O autor aparentemente baseou sua conclusão no fato que essa presença de reversos refletia o modo que as ordens eram executadas nas bolsas de valores organizadas. Em resumo, o autor interpreta os mercados como eficientes mesmo se as mudanças nos preços são independentes ou se elas forem dependentes, mas existir uma explicação econômica convincente para tal dependência.

Também contra a identificação por Fama (1970) de eficiência de mercado com o modelo de *martingale* é o fato que muitos estudos que ele interpretou usaram o CAPM para remover o prêmio pelo risco dos retornos dos ativos (Por exemplo: Jensen, 1968, 1969). No CAPM, os preços não seguem, geralmente, um *martingale*.

Fama (1970) apontou a existência de alguma evidência contra a eficiência de mercado, particularmente, quanto à forma forte de eficiência, que requer que a informação inclua também a informação do *insider*. Niederhoffer e Osborne (1966) documentaram o fato de que os *market makers* numa bolsa organizada não têm dificuldade em converter seus conhecimentos monopolísticos das funções de oferta e demanda para as ações, as *limit orders*, em ganhos anormais. Para Fama esse exemplo é algo isolado, e, portanto, a evidência contra a hipótese de eficiência de mercado na forma forte é esparsa. Alguns estudos, tais como os de Jensen (1968), apresentam evidências em favor da eficiência de mercado, já que mostram que a administração ativa (Fundos Mútuos) tem desempenhado pior do que a passiva na maior parte do tempo, mesmo após os custos de transação e taxas de administração.

A definição de eficiência de mercado de Fama (1970) se tornou o padrão da indústria, reproduzida em inúmeros artigos subsequentes, até que fosse superada pela definição do próprio Fama, em 1976.

3.4. A quarta fase da eficiência de mercado: nova definição de Fama (1976)

Em 1976, Fama propõe uma nova definição de eficiência de mercado. Um mercado de capitais é eficiente se (1) se não negligencia nenhuma informação relevante para a determinação dos preços dos títulos e (2) existem expectativas racionais. Se os investidores são racionais, conseqüentemente, avaliam os ativos de forma racional. Se alguns investidores não são racionais, supõe-se que tais investidores negociam aleatoriamente e, portanto, suas transações cancelam umas com as outras de forma a não afetar o preço de nenhum ativo e, mesmo que alguns investidores sejam irracionais, dado que eles negociam no mercado com investidores racionais (os arbitradores), argumenta-se que eles eliminarão suas influências nos preços dos ativos através do processo conhecido como arbitragem (mecanismo de correção de distorções no mercado).

Fama (1976a) define Mercados Eficientes de Capitais como aqueles nos quais a distribuição conjunta dos preços dos títulos, $f_m(P_t | \phi_{t-1}^m)$, dado o conjunto de informações que o mercado utiliza para determinar preços dos títulos em t-1, é idêntico à distribuição conjunta de preços que existiria se toda a informação relevante disponível em t-1 fosse usada, $f(P_t | \phi_{t-1})$. Matematicamente, tem-se que:

$$f_m(P_t | \phi_{t-1}^m) = f(P_t | \phi_{t-1}) \quad (20)$$

sendo $P_t = (p_{1t}, \dots, p_{nt})$ é o vetor de preços dos títulos no momento t, ϕ_{t-1} é o conjunto de informação disponível no momento t-1, ϕ_{t-1}^m é o conjunto de informação utilizada pelo mercado, $f_m(P_t | \phi_{t-1}^m)$ é a função densidade estimada de mercado para P_t , e $f(P_t | \phi_{t-1})$ é a função densidade verdadeira subentendida por ϕ_{t-1} .

Copeland e Weston (1988) afirmam que se a distribuição de preços no período t (que foi prevista no período anterior $t-1$ e baseada na estrutura de informação que o mercado usa) não é diferente da distribuição prevista de preços no período ao se utilizar toda a informação relevante do período anterior, então não deve haver diferença entre a informação que o mercado utiliza e o conjunto de toda a informação relevante. Isso é a essência de um mercado de capital eficiente – ele reflete instantaneamente e completamente toda a informação relevante.

Fama (1976a) enfatizou que a eficiência pode ser testada somente em conjunto com um modelo particular de equilíbrio de mercado, a natureza deste depende das riquezas e preferências, mas o qual não está incluído pela eficiência de mercado.

O mais importante aqui é que Fama (1976a) definiu a eficiência de mercado de forma clara e sem ambigüidade, de um modo que é logicamente independente de um modelo particular de mercado. O termo eficiência de mercado parece ter diferentes significados possíveis. Todavia, a prática na literatura de finanças é se falar em testes de eficiência de mercado como se não tivesse ambigüidade alguma. Para a maioria, na literatura empírica, a eficiência de mercado é, na prática, equacionada com expectativas racionais mais o modelo de *martingale*. No presente estudo, também será adotada essa convenção.

3.5. Modelos não *Martingale*

A derivação de Samuelson (1965) do modelo *martingale* supondo neutralidade ao risco, considerando que de fato as pessoas são avessas ao risco, faz com que o modelo *martingale* não funcione empiricamente. Desse modo, os analistas começaram a procurar por um modelo que permanecesse válido se os agentes forem avessos ao risco.

Não foi difícil formular tal extensão teoricamente, mas foi muito difícil correlacionar os resultados teóricos esperados do modelo *martingale* com os resultados observados nos dados. Por essa razão, possibilitar a aversão ao risco não irá resolver, na prática, as questões empíricas observadas no modelo *martingale*. Conseqüentemente, não se perde muito, empiricamente, ao se ignorar a aversão ao risco.

Samuelson (1965) não estava atento ao fato de que sua derivação do modelo *martingale* dependia criticamente da hipótese de neutralidade ao risco, já que conjecturou que a aversão ao risco poderia ser tratada simplesmente através da inclusão de um prêmio pelo risco no fator de desconto, utilizado para calcular valores presentes. Entretanto, o autor consegue verificar porque os retornos dos ativos não serão, geralmente, um *fair game*, se os agentes forem avessos ao risco.

Nesse sentido, LeRoy (1989) afirma que se o risco possui covariância positiva ao longo do tempo, então mudanças grandes nos preços (positivas ou negativas) provavelmente serão seguidas por grandes mudanças, por sua vez, as pequenas mudanças serão seguidas por pequenas mudanças. Evidência empírica pode ser encontrada em Poterba e Summers (1986). Se os agentes forem avessos ao risco, eles permanecerão com ativos de risco somente se os retornos esperados variarem de forma a compensar os investidores pelas mudanças no risco. Alguém, portanto, poderia esperar que os retornos fossem, em parte, previsíveis: se a realização atual de Φ_t implica risco elevado ao longo de um futuro próximo, isso não deveria implicar também retorno esperado mais elevado?

Entretanto, o problema para incorporar a aversão ao risco na teoria de eficiência de mercado está no fato de que o único modelo de equilíbrio de precificação de ativos, no qual risco e aversão ao risco são adequadamente tratados, é a versão de equilíbrio do CAPM de Sharpe (1964), Lintner (1965) e Mossin (1966). O CAPM considera a média e a variância do preço do próximo período como exógenas e determina os preços atuais dos ativos como aqueles preços que levam os agentes a suportar o risco existente prontamente. O preço, em outras palavras, iguala o retorno esperado descontado menos uma correção que reflete o risco e a aversão ao risco. Entretanto, o fato de que o preço esperado do próximo período e a variância do retorno do próximo período são dados de forma exógena no CAPM significa que mesmo que o CAPM determine o prêmio de risco atual de forma endógena, ele não dá uma determinação de retornos de ativos multi - períodos, como ações, em equilíbrio geral completo.

Era necessário, portanto, um modelo que gerasse preços a partir da distribuição das probabilidades de retornos nos períodos seguintes, e que, simultaneamente, poderia caracterizar a distribuição de probabilidades dos agentes em relação aos retornos nos períodos

seguintes de uma maneira que seja consistente com as expectativas dos agentes que os preços serão determinados de um modo similar quando o próximo período chegar. Para isso, era necessário um novo conceito de equilíbrio.

No artigo de LeRoy (1973), o equilíbrio foi definido como uma função que simultaneamente mapeava os dividendos atuais em preços atuais e dividendos do período posterior em preços do período posterior, de tal forma que se os agentes possuem expectativas racionais sobre os dividendos futuros e otimizam, então os mercados são transparentes para qualquer nível de dividendos. A solução, então, foi especificar uma classe geral de funções de preços e derivar a condição de equilíbrio apropriado sob a hipótese que ambos os preços atuais e do próximo período estejam de acordo com essa função. A função preço equilíbrio é a função para qual esta condição de equilíbrio é satisfeita como uma identidade em dividendos (isso contradiz o modo exógeno dos dividendos se os mercados falham ao tornar transparente alguns valores de dividendos, por isso a necessidade da condição de equilíbrio permanecer como uma identidade).

Na versão intertemporal do CAPM descrita, o retorno condicional esperado por dólar flutua ao longo do tempo de acordo com as mudanças nos dividendos. Em função dos dividendos serem auto-correlacionados, retornos esperados condicionais são auto-correlacionados também, implicando que os retornos atuais são parcialmente previsíveis. Essa previsibilidade vai contra o modelo de *martingale*. É, entretanto, consistente com o equilíbrio, porque os preços de equilíbrio das ações são tais que, variações no risco por dólar investido, induzidos pelas flutuações dos dividendos correlacionados com as flutuações nos retornos esperados, fazem com que os agentes fiquem propensos a permanecer com os ativos existentes. Claramente, para o caso específico, no qual se admite que os agentes são neutros ao risco, esses efeitos desaparecem e o modelo *martingale* funciona. Essas considerações deixam claro que, em geral, a aversão ao risco levará ao abandono do modelo *martingale*.

Tanto os comentários do artigo de LeRoy (1973) e de Ohlson (1977) foram essencialmente contra-exemplos do padrão da preposição que a eficiência de mercado necessariamente implica *martingales*, e em segundo lugar, da preposição de que a neutralidade ao risco é requerida por *martingales*. Para uma análise geral, entretanto, métodos mais poderosos são necessários de modo que se consiga derivar equilíbrio em cenários mais genéricos. Isso foi fornecido no artigo de Lucas (1978). Utilizando programação dinâmica,

Lucas demonstrou a existência e raridade de uma função de precificação similar ao artigo de LeRoy (1973). Todavia, a função de precificação é não linear no modelo de Lucas.

Um resultado imediato do modelo de Lucas foi que ele forneceu um modelo analítico no qual é possível determinar quando as violações dos teoremas de limites à variância refletem o não realismo da hipótese de neutralidade ao risco. No modelo de Lucas existe uma hipótese geral que quanto mais avessos ao risco os agentes são, mais voláteis os preços dos ativos serão. O argumento é simples: para induzir que os agentes não poupem (através da compra de ações) em períodos de prosperidade, e não deixar de poupar (através da venda de ações) em períodos de crise, os preços das ações devem ser elevados em períodos de prosperidade e muito baixos em períodos de crise. Então, quanto mais avessos ao risco os agentes são, mais volátil o equilíbrio dos preços das ações será.

Entretanto, esse argumento não é genérico. Ohlson (1977) mostrou que, se as taxas de crescimento dos dividendos são independentemente distribuídas, então os preços seguirão um *martingale* para qualquer nível de aversão ao risco. Em tais casos, a aversão ao risco não pode ser a explicação para a volatilidade do preço do ativo em excesso àquela implícita no *martingale*.

Esses desenvolvimentos teóricos fizeram surgir a possibilidade de que as violações aos limites à variância (a previsibilidade parcial dos termos intermediários dos retornos) pudessem refletir o abandono do modelo *martingale* induzido pela aversão ao risco. Grossman e Shiller (1981) e Lars Hansen e Singleton (1982, 1983), entre outros, tentaram determinar quando as flutuações dos preços dos ativos poderiam ser interpretadas como refletindo a aversão ao risco das tentativas dos agentes em suavizar o consumo ao longo do tempo. Os resultados encontrados foram decepcionantes. Isso ocorreu porque modelos de precificação de ativos baseados no consumo, pelo menos na sua forma mais simples, implicam que os retornos das ações serão positivamente e fortemente correlacionados com o crescimento do consumo, e isso não pode ser possível empiricamente.

Portanto, introduzir a aversão ao risco não aperfeiçoa o desempenho das séries de preços previstos. Entretanto, esse ponto de vista pessimista não é unanimidade. Kleidon (1988b), por exemplo, expressou dúvida de que as violações aos limites à variância refletissem algo mais profundo do que uma hipótese não justificada de uma taxa de desconto

constante. Além disso, representações mais sofisticadas de aversão ao risco poderiam melhorar os resultados.

De fato, ao invés de resolver as dificuldades em relação ao modelo *martingale*, ao se passar ao modelo de precificação de ativos baseados no consumo, surgiram novos problemas. Mehra e Prescott (1985) mostraram que nenhuma especificação das taxas de preferência temporal dos agentes e de aversão ao risco conseguiu gerar retornos reais de títulos tão baixos como os medidos, ao mesmo tempo em que não foi possível gerar retornos de ações tão altos como os medidos.

Assim, permanece o modelo de modismo proposto por Shiller (1981a, 1984). Aqui, claramente, se lida com uma alternativa ao modelo de eficiência de mercado, e não com uma modificação em relação a ele. Muitos economistas são relutantes aos modelos de modismo porque aceitá-los significa envolver um relaxamento da hipótese de preferências constantes.

3.6. Testes da eficiência de mercado

Neste item, será feita uma revisão de alguns testes usados na avaliação da Eficiência de Mercado. Para isso, Cuthbertson e Nitzsche (2004) propuseram analisar os seguintes tipos:

- (i) Testes de quando os retornos anormais $\eta_{t+1}^p = R_{t+1} - E_t^p R_{t+1}$ são independentes de informação disponível Ω_t no momento t ou anteriormente a ele. Para testar essa preposição, é necessário considerar:

$$R_{t+1} = E_t^p R_{t+1} + \gamma' \Omega_t + w_{t+1}$$

Sendo $E_t^p R_{t+1}$ = retornos esperados. Se a informação Ω_t acrescenta algum poder adicional explicativo, então $R_{t+1} - E_t^p R_{t+1}$ é previsível. Esses é um teste de eficiência informacional e requer uma representação explícita do modelo de equilíbrio de precificação de ativos usado pelos agentes.

- (ii) Testes de quando as regras de negociação atuais (isto é, estratégias ativas, tais como comprar ações com preço mais baixo e vender a descoberto ações com preço mais alto) podem ganhar lucros anormais após tomar em conta os custos de transação e o risco sistemático da estratégia ativa. Lucros anormais são usualmente medidos em relação a um *benchmark* de uma estratégia passiva (por exemplo, comprar o S&P 500): esses testes imitam o possível comportamento do investidor e incluem regras de negociação explícitas (exemplo, valor - crescimento), estratégias ativas baseadas em equações de regressão e as chamadas “anomalias”.

- (iii) Testes de quando os preços de mercado são iguais aos valores fundamentais. Esses testes usam dados passados para calcular o valor fundamental (ou a variância do valor fundamental) das ações, usando alguma forma de modelos de desconto de dividendos. Então, é testada quando a variação nos preços atuais é consistente com a variação dada pela variabilidade dos fundamentos (por exemplo, os testes de volatilidade de Shiller).

Segundo Cuthbertson e Nitzsche (2004), esses testes não são mutuamente exclusivos, mas em prática, eles podem levar à inferências diferentes. De fato, em um determinado caso particular, chamado de bolhas racionais, testes do tipo (i), mesmo apoiando a eficiência de mercado, podem, contudo, ser contraditos por aqueles do tipo (iii). Isso ocorre porque se as bolhas racionais estão presentes no mercado, as expectativas são formadas racionalmente e os erros previstos são independentes de Ω_t , mas os preços não são iguais aos valores fundamentais.

3.6.1. Os retornos das ações são previsíveis?

(i) Modelos simples

Cuthbertson e Nitzsche (2004) apresentam uma série de testes que examinam a previsibilidade dos retornos futuros. Testes de eficiência de mercado requerem um modelo de equilíbrio para a precificação de ativos. É possível pensar num retorno esperado de um ativo

com risco como consistindo numa taxa livre de risco r_t (por exemplo, dos títulos públicos norte - americanos) e um prêmio pelo risco, rp_t :

$$E_t R_{t+1} \equiv r_t + rp_t \quad (21)$$

Até o momento, não foi feita nenhuma distinção entre variáveis nominais e reais, e a equação (19) poderia ser expressa em qualquer uma das formas. A equação (21) é uma identidade até que se tenha um modelo econômico de prêmio pelo risco. Muitos estudos empíricos anteriores testavam a eficiência de mercado, supondo que r_t e rp_t são constantes e consideravam a seguinte regressão:

$$R_{t+1} = k + \gamma' \Omega_t + \varepsilon_{t+1} \quad (22)$$

Sendo Ω_t = informação disponível no momento t. Alternativamente, é possível utilizar o retorno em excesso $R_{t+1} - r_t$ em (22). Um teste de $\gamma' = 0$ fornece evidencia em relação ao elemento de eficiência informacional da Hipótese de Eficiência de Mercado (HEM). Esses testes de regressão variam, dependendo da informação suposta:

- (i) Dados de retornos passados R_{t-j} ($j = 0, 1, \dots, m$)
- (ii) Dados de erros passados ε_{t-j} ($j = 0, 1, \dots, m$)
- (iii) Dados de variáveis tais como razão preço – dividendo, razão preço – ganhos, taxas de juros, etc.

Quando (i) e (ii) são examinados conjuntamente, isso dá surgimento ao modelo Autoregressive Moving Average (ARMA), por exemplo, o ARMA (1,1):

$$R_{t+1} = k + \gamma_1 R_t + \varepsilon_{t+1} - \gamma_2 \varepsilon_t \quad (23)$$

Os coeficientes de auto-correlação entre R_{t+1} e R_{t-j} ($j = 0, 1, \dots, m$) podem ser examinados para se verificar se eles são não – zero se estão relacionados com testes da forma fraca de eficiência. A HEM pode ser testada ao longo de qualquer janela de períodos: um dia,

semana, mês e mesmo ao longo de muitos anos. Conseqüentemente, podem ser encontradas violações da HEM em alguns horizontes, mas não em outros.

Supondo que os testes descritos anteriormente mostrem que a eficiência de informação não é válida, então a informação no momento t pode ser usada para ajudar a prever os retornos futuros.

Não obstante, pode ser altamente arriscado para um investidor se apoiar nos resultados previstos por uma equação de regressão que possui um erro padrão alto ou um baixo R². É, portanto, necessário investigar quando tal previsibilidade realmente permite a alguém realizar lucros anormais através de negociação, após terem sido levados em conta os custos de transação. Então, existem dois modelos quando se testa a HEM, um é eficiência de informação e o outro é a habilidade em se fazer lucros anormais (isto é, lucros após os custos de transação e corrigidos pelo risco *ex-ante*).

(ii) Testes Univariados

Ao longo de horizontes curtos como dia, imagina-se que os retornos de equilíbrio esperados sejam constantes. Fortune (1991) forneceu uma análise estatística dos retornos usando 2.700 observações diárias do índice de ações S&P 500 (preços de fechamento de 1980 a 1990). O autor encontrou que uma estratégia que repetidamente venda a descoberto ações na sexta feira e recompre-as na segunda-feira, conseguiria um retorno previsível de 0,17 a 1%, na média. Isso é o que se chama de efeitos calendário. Para tal estratégia funcionar, o portfólio deveria consistir em 25 a 30 ações requeridas para imitar o índice S&P 500. Isso, entretanto, envolveria altos custos de transação que acabariam com os lucros encontrados a partir dessa estratégia.

Outra questão que surge diz respeito à reversão à média, ou seja, retornos mais altos são seguidos por retornos mais baixos no futuro?

A presença de um componente de reversão à média nos preços das ações implica previsibilidade substancial dos retornos, e, portanto também (pelo teorema dos limites à variância) diferenças substanciais entre preço e fundamentos, sendo esse último o preço racional *ex post*.

Os agentes tenderiam a superestimar novas informações antes de ponderá-las em um contexto temporal. A existência dos investidores considerados “*noisy traders*” explicaria o processo chamado de “reversão à média”: quando no curto prazo, por exemplo, os preços alcançam valores muito maiores do que seria de se esperar racionalmente, a bolha se desfaz, e os preços retornam para um valor fundamental.

Cabe destacar que muitos estudos vêm colocando questões em relação ao modelo proposto por Shiller (1981a, 1984) que trata de modelar os preços das ações como um *random walk* e um processo de reversão à média. Lo e MacKinlay (1988) encontraram que os retornos semanais e mensais possuíam coeficientes de auto-correlação positivos na ordem de 30%, contradizendo tanto a descoberta de que seriam próximos a zero nos estudos anteriores sobre eficiência de mercado e também a previsão de auto-correlação próxima a zero do modelo de reversão à média.

Fama e French (1992) e Poterba e Summes (1988) encontraram evidência de reversão à média nos retornos de ações no longo prazo (isto é, 18 meses).

Cuthbertson e Nitzsche (2004) afirmam que os testes univariados de previsibilidade (por exemplo, coeficientes de auto-correlação, autoregressivo e modelos ARMA, testes baseados em regressão, testes de razão–variância) mostram evidência fraca de auto-correlação positiva dos retornos em horizontes curtos (acima de 6 meses) e alguma evidência forte de reversão à média para horizontes mais longos (entre 3 a 8 anos), para índices de ações agregados. Os resultados diferem para testes diferentes e, em parte, isso ocorre por causa de propriedades da amostra pequena dos testes estatísticos diferem, mas também porque algumas propriedades univariadas podem não ser constantes ao longo do tempo. O poder dos testes univariados não é, particularmente, bom.

(iii) Testes Multivariados

Os resultados de Fama e French (1992) e Poterba e Summes (1988) são provenientes de testes univariados. Entretanto, um número de variáveis outras, além de retornos passados, têm sido utilizadas para ajudar a prever retornos futuros. Estudos anteriores, como por exemplo,

Keim e Stamburgh (1986), utilizando retornos mensais anormais no mercado de ações norte-americano, em relação à taxa de T-bill, para o período de 1930 a 1978, encontraram que, para um número de portfólios (baseados em tamanho), as seguintes variáveis eram estatisticamente significantes: (a) a diferença entre títulos privados de baixo *rating* e de títulos públicos norte-americanos de um mês; (b) o desvio dos últimos períodos do índice S&P de sua média ao longo dos 4 – 5 anos passados e (c) o nível do índice de preços das ações baseados somente em ‘*small stocks*’.

Fama e French (1988b) examinaram a relação entre retornos nominais e reais e o dividendo, D/P. Para dados mensais e quadrimestrais. O dividendo foi estatisticamente significativo, mas somente explicou 5% da variabilidade dos retornos atuais. Para horizontes mais longos, o poder explicativo aumentou.

Mais recentemente, Cochrane (2001), usando os dados de Shiller para os retornos em excesso, de 1947 a 1996, encontraram que, para um ano, os retornos eram altamente voláteis e a razão preço – dividendo explicava pouco da variabilidade dos retornos. Já o horizonte de 5 anos, parecia se encaixar melhor.

Em resumo, Cuthbertson e Nitzsche (2004) afirmam que os testes multivariados de ‘market timing’ indicam que os retornos (reais) das ações e retornos anormais são previsíveis. Novamente, essa previsibilidade está sujeita a muita incerteza e pode, algumas vezes ‘desaparecer’ em testes de previsibilidade fora da amostra.

A HEM implica que os retornos anormais são imprevisíveis, não que os retornos atuais são imprevisíveis. Muitos estudos encontraram ‘previsibilidade’, mas como eles não incorporaram um modelo de equilíbrio de retornos sofisticado e robusto, não é possível saber se a HEM seria rejeitada num modelo mais geral.

(iv) Cointegração e modelos de correção de erro (ECM)

Os preços das ações são determinados pelo Valor Presente de dividendos futuros esperados e taxas de desconto (isto é, retornos futuros de um período). Conseqüentemente, a razão preço – dividendo poderia prever retornos futuros ou dividendos futuros ou ambos. Se

os retornos futuros esperados não são constantes, então deve haver alguma explicação teórica para se acreditar que razão preço – dividendo pode prever os retornos futuros.

Supondo no equilíbrio de longo prazo (estático), $p = \ln P$ é proporcional a $d = \ln D$, então a razão preço – dividendo é constante ($= k$). Desvios de $(p-d)$ em relação à k podem resultar em mudanças nos preços. Essa é a base do ECM, que supõe que a velocidade e a direção de mudanças futuras nos preços dependem do desequilíbrio na razão preço – dividendo de longo prazo. Se o log da razão preço – dividendo de longo prazo $z = (p - d)$ é suposta como constante, o ECM ‘padrão’ é:

$$\Delta p_t = \beta_1(L)\Delta d_{t-1} + \beta_2(L)\Delta p_{t-1} - \alpha(z - k)_{t-1} + \varepsilon_t \quad \alpha > 0 \quad (24)$$

Sendo $\beta_i(L)$ um polinômio no operador de defasagem ($i = 1,2$), e k o valor de equilíbrio de longo prazo do log da razão preço – dividendo. Quando os preços são altos (em relação aos dividendos de longo prazo), $(p - d) > k$, então Δp_t é negativo e os preços caem no próximo período, trazendo $(p - d)$ de volta ao seu valor de equilíbrio. Se p_t e d_t são não estacionários $I(1)$, mas são cointegrados, então $(p - d)_{t-1}$ deveria causar Granger Δp_t ou Δd_t . Essa é a base estatística para as equações de previsões como (24).

MacDonald e Power (1995) estimaram o ECM como (24) usando dados anuais dos Estados Unidos (1871-1987). Eles tiveram que incluir a razão retenção (= ganhos retidos / ganhos totais) bem como os dividendos para obter um vetor de cointegração estacionário. Eles encontraram evidências de previsibilidade dentro da amostra e obtiveram previsores robustos fora da amostra (1976-1987).

A cointegração e o teorema de Engle – Granger fizeram surgir muitos estudos empíricos que (a) procuram estabelecer um conjunto de vetores de cointegração (isto é, máximo de $n-1$), a partir de um conjunto de $(n \times 1)$, variáveis não estacionárias $I(1)$, \mathbf{x} (b) usam a equação simples ECM (ou o VAR de Johansen (1988) ou VECMs multivariados para demonstrar previsibilidade para algumas ou todas as \mathbf{x} variáveis (isto é, Causalidade de Granger).

Por exemplo, na área financeira, existem estudos que examinam a previsibilidade das taxas de juros tomando como base os desvios a partir do poder paridade de compra. Muitos

estudos de previsibilidade dos preços das ações são baseados na cointegração entre preços das ações e dividendos (ou ganhos), que os leva a um VECM no qual uma das questões explica os retornos das ações. Outros estudos são baseados na cointegração entre índices de ações em diferentes de mercado (ou seja, o mercado de ações norte-americano causa, no sentido de Granger, o mercado de ações brasileiro, ou vice versa) ou entre índices de ações e índices futuros, entre outras relações possíveis.

Acrescenta-se ainda que estudos empíricos sobre a validade dos modelos de valor presente têm sido conduzidos exaustivamente através dos modelos de cointegração em dois sentidos. Um é baseado na hipótese de uma taxa de desconto constante, predizendo que os preços das ações e os dividendos são atraídos uns em relação aos outros no longo prazo. Isso significa que eles são, teoricamente, cointegrados. Se os preços das ações e os dividendos seguem processos integrados de ordem 1 então a condição de transversalidade (Campbell e Shiller, 1987) permanece.

Alternativamente, se o modelo de valor presente é válido, a taxa de desconto que varia ao longo do tempo pode ser aplicada ao invés de uma taxa constante. Como resultado, o logaritmo da diferença entre preços das ações e dividendos seguem um processo estacionário (Campbell e Shiller, 1988a, 1988b).

Dupuis e Tessier (2003) com dados para o mercado americano de 1973 a 2002, utilizaram o modelo SVECM (structural vector-error-correction model). Conforme estes autores, se o preço for função dos fundamentos, este será resultado da componente permanente das mudanças de dividendos e taxa de desconto. A componente transitória seria resultado da incerteza dos choques de curto prazo que poderia desalinhar preços e fundamentos. Os autores constataram que: 1) a variabilidade dos preços era maior que a dos dividendos; 2) existe uma componente transitória importante que exerce influência de curto prazo; 3) existe um componente de longo prazo que explica a variabilidade dos preços em razão dos seus fundamentos.

Nasseh e Strauss (2004), utilizando painel com cointegração no modelo de valor presente e testes de raízes unitária com dados desagregados por empresas entre 1979 e 1999, no mercado americano, encontraram um processo de cointegração entre preços e dividendos. Cerca de 40% a 50% da variação dos dividendos e 90% da inovação de longo prazo podem

ser explicada pelos preços. Os resultados evidenciaram que os preços causam no sentido de Granger os dividendos. O declínio das taxas de juros de curto prazo e previsões otimistas explicam eventuais preços supervalorizados de algumas ações.

Manzan (2004), utilizando o modelo ESTAR (Exponencial Smooth Transition AR) com dados para o mercado americano de 1871 a 2003, constata a presença de dois regimes. Em um regime os preços de forma persistente desviam-se do seu valor fundamental e em outro regime os preços convergem ao seu valor intrínscico, através de um processo de reversão a média. A presença de bolhas é capturada por este processo de ajustamento não linear. Su, Chang e Chen (2007) com dados da bolsa de Taiwan, no período de 1991 a 2005, utilizaram o modelo M-TAR (Momentum Threshold Autoregressive) de Enders e Granger (1998), assumindo taxa de desconto variável, não encontraram evidências contrárias a relação de equilíbrio entre preços e dividendos.

A questão que deve ser colocada a partir de agora é: se a evidência de que P_t e D_t não são cointegrados implica que a fórmula de avaliação racional (RVF) para os preços das ações é incorreta?

É possível utilizar o modelo de Monte Carlo para responder a essa questão. Se houver um fator de desconto constante, então os preços das ações seriam determinados por $P_t = kD_t$. Se P_t e D_t fossem I(1), então RVF implicaria que P_t e D_t deveriam ser cointegrados. Estudos empíricos geralmente descobrem que nem (P_t, D_t) , nem $(\ln P_t, \ln D_t)$ são cointegrados, o que acaba rejeitando a RVF, mas somente se os retornos esperados são constantes. Ao utilizar a Simulação de Monte Carlo (SMC) num modelo no qual dividendos e retornos esperados variam ao longo do tempo e a RVF permanece por construção, é possível visualizar porque P_t e D_t podem parecer ser não cointegrados numa amostra finita de dados.

Timmermann (1996) descobriu que quando existe uma forte persistência nos retornos esperados, mas RVF permanece, então a cointegração acaba sendo freqüentemente rejeitada. Conseqüentemente, rejeição da cointegração não necessariamente implica rejeição de RVF, se os retornos esperados forem variantes no tempo.

Entretanto, de uma perspectiva teórica, não existe razão para supor que o sistema econômico é intrinsecamente linear (Barnett e Serletis, 2000). De fato, vários estudos têm demonstrado empiricamente que as séries de tempo financeiras, como os preços das ações, exibem dependências não lineares (Hsieh, 1991; Abhyankar et al., 1997).

Estudos recentes têm demonstrado que a relação entre preços das ações e dividendos pode ser mais bem caracterizada através de modelos não lineares. Do ponto de vista metodológico, se analisarmos a validade no longo prazo dos modelos de valor presente, o baixo poder dos testes de raiz unitária, em particular, não linearidades, quebras estruturais e / ou outliers são possíveis candidatos para achados misturados.

Conseqüentemente, integração convencional e métodos de cointegração não são apropriados porque eles admitem que a raiz unitária é a hipótese nula e um processo linear sobre essa alternativa.

(v) Modelos não lineares

Nos Modelos ECM descritos anteriormente, os efeitos do desequilíbrio ($d - p - k$) em Δp_t são simétricos e independentes do tamanho do desequilíbrio. Modelos não lineares relaxam essas hipóteses. Eles, geralmente, tendem a serem mais apropriados, pois a teoria econômica desempenha um papel importante somente em definir o equilíbrio estatístico de longo prazo e as dinâmicas são determinadas por algumas respostas não lineares a esse equilíbrio de longo prazo. Outros modelos não lineares incluem modelos de caos que formam uma classe própria, nos quais eles são determinísticos, mas a não linearidade produz uma resposta que parece ser randômica. Os modelos ARCH e GARCH são não lineares no segundo momento (isto é, variâncias e covariâncias).

(vi) Modelos Markovianos de Conversão

Modelos com dinâmicas não – lineares ou que incorporam mudanças de regime ou somente atualização recursiva dos parâmetros indicam fraca previsibilidade fora da amostra, mas os modelos de Markov assimilam a não-normalidade na distribuição condicional dos retornos das ações.

3.6.2. Testes de volatilidade

No começo dos anos setenta, analistas perceberam que os mesmos modelos que implicavam que os retornos deveriam ser imprevisíveis, também implicavam que os preços dos ativos deveriam ter volatilidade baixa em relação à volatilidade dos dividendos.

Resultados desses testes podem ser encontrados em LeRoy e Porter (1981) e Shiller (1979 e 1981). Em ambos os casos, os resultados foram os mesmos: os preços dos ativos pareciam ser mais voláteis do que seria consistente em mercados eficientes. Shleifer (2000) cita como um dos primeiros desafios empíricos da Hipótese de Eficiência de Mercado esse histórico trabalho de Shiller (1981), no qual ele mostra que os preços das ações são muito mais voláteis que o sugerido por um modelo simples no qual tais preços são iguais ao valor presente dos dividendos pagos aos detentores de tais ações.

Segundo Shiller (1981), se a hipótese de mercado eficiente é válida, então a variação do preço de um ativo deve estar limitada por um valor teórico que não depende senão da variabilidade dos determinantes fundamentais do preço. O autor, então, comparou graficamente o valor dos preços das ações com seu “verdadeiro” valor, ou seja, o valor que um mercado perfeitamente racional teria estabelecido para essas ações, no período de 1871 a 1979. A linha obtida para os dividendos é perfeitamente estável, mesmo durante a Grande Depressão, mas a linha representando os preços das ações faz um “zigue zague”, de tal maneira que permanece em pontos extremos de subvalorização ou supervalorização por anos, e mesmo ao longo de décadas.

Ainda Le Roy e Porter (1981) desenvolveram um teste de volatilidade que explorou a demonstração de Samuelson (1965) de que no contexto do mercado de ações, a relação de valor presente é equivalente (sujeito a uma suposição de convergência) à hipótese nula testada nos testes de retorno. Tal relação estabelece que o preço presente da ação é o melhor previsor do valor futuro descontado e dos dividendos, vistos como o preço racional ex post. De maneira mais precisa, “o valor presente da relação estabelece que o preço corrente atual corresponda à esperança matemática dos preços racionais ex post, dada toda a informação disponível para os investidores” (Le Roy e Steigerwald, 1995:411-2). Ou seja:

$$P_t = E(P_t^* / I_{it}) \quad (25)$$

$$\text{Onde: } P_t^* = \sum_{i=t}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r} \right) d_{t+i}$$

Sendo P_t^* a previsão perfeita do valor descontado dos dividendos futuros (d), sendo dada uma taxa de desconto r, e os preços correntes das ações P_t .

De acordo com a visão convencional, P_t^* tem uma variância que corresponde à variância dos dividendos. Esta variância, no entanto, deveria ser maior que a variância de P_t , pois esta é uma previsão que é feita a partir de P_t^* , ou seja, em princípio,

$$V(P_t) \leq V(P_t^*)$$

De acordo com a teoria, a variância do valor esperado condicional de uma variável aleatória $V P_t$ é menor que a variância da variável aleatória $V P_t^*$. Le Roy e Porter (1981) e Shiller (1981) estabeleceram em seus testes empíricos que tal condição era violada. Os preços das ações são muito voláteis para serem explicados por mudanças nos dividendos, argumentando que seus testes teriam um poder maior que os testes de retorno.

As constatações dessa volatilidade excessiva, quando comparada com a variação dos dividendos, deram lugar a várias interpretações, sendo a dominante a de Shiller (1981), de que os preços das ações são muito influenciados pela moda e / ou ondas de otimismo / pessimismo.

LeRoy (1989) percebe que a hipótese de *fair game* em (14) mais a definição da taxa de retorno implica que p_t pode ser escrito como:

$$p_t = (1 + \rho)^{-1} (d_{t+1} + p_{t+1}) - (1 + p)^{-1} e_{t+1} \quad (26)$$

Sendo e_{t+1} o componente inesperado do retorno da ação em um período:

$$e_{t+1} \equiv p_{t+i} + d_{t+i} - E_{t+i-1}(p_{t+i} + d_{t+i}) \quad (27)$$

É suposto que todas as variáveis possuem médias e variâncias finitas.

Agora, substituindo t por t + i em (26) e multiplicando ambos os lados por $(1 + \rho)^{-i}$:

$$(1 + \rho)^{-i} p_{t+i} = (1 + \rho)^{-(i+1)}(d_{t+i+1} + p_{t+i+1}) - (1 + \rho)^{-(i+1)} e_{t+i+1} \quad (28)$$

Em (28), i indo de zero para infinito e admitindo convergência, existem os seguintes resultados:

$$p_t^* = p_t + x_t \quad (29)$$

Onde

$$p_t^* = \sum_{i=1}^{\infty} (1 + \rho)^{-i} d_{t+i} \quad \text{e} \quad x_t = \sum_{i=1}^{\infty} (1 + \rho)^{-i} e_{t+i} \quad (30)$$

Conseqüentemente, p_t^* é o preço da ação que poderia ser obtido se as realizações futuras de dividendos forem perfeitamente previsíveis. Seguindo Shiller (1981), p_t^* pode ser denominado o preço da ação “*ex post rational*”. A diferença entre “*ex post rational*” e o preço da ação atual, x_t é igual à soma descontada do componente inesperado de retornos futuros.

Tomando as expectativas condicionais, (31) produz:

$$p_t = E(p_t^* | \Phi_t) \quad (31)$$

Portanto, p_t é uma previsão de p_t^* dada a informação dos agentes Φ_t . Dado (31), p_t^* pode ser expresso como a soma de uma previsão (p_t) e uma previsão de erro (x_t). Fazer uma

previsão ótima implica que (p_t) e (x_t) são não correlacionados. Essa não correlação por sua vez implica que:

$$V(p_t^*) = V(p_t) + V(x_t) \quad (32)$$

Porque as variâncias, especificamente $V(x_t)$, são sempre não negativas, $V(p_t^*)$ é um limite superior para $V(p_t)$. A não igualdade da variância, $V(p_t) \leq V(p_t^*)$ é atrativa porque o limite superior depende somente do modelo de dividendos e do fator de desconto, mas não do conjunto de informação dos agentes. Então, a rejeição de (32) implica a rejeição do modelo de *martingale* para qualquer especificação de conjuntos de informação dos agentes.

Como LeRoy e Porter (1981) observaram, a equação (32) infere que quanto mais informação os agentes tiverem, maior será a variância do preço e menor será a variância dos retornos descontados.

Em resumo, dois fatos básicos sobre o modelo *martingale* podem ser apontados: a variância dos preços das ações e a variância dos retornos (multiplicados por uma constante) resultam na variância do preço da ação “*ex post rational*” (32), e que a variância do preço da ação “*ex post rational*” não depende de quanta informação os agentes possuem.

Esses fatos implicam que as variações hipotéticas nas informações dos agentes induzem a uma relação negativa entre a variância do preço e a variância dos retornos: quanto mais informação os agentes tiverem, maior é a variância do preço e menor é a variância dos retornos. Então, se os agentes possuem pouca informação, os preços das ações são usualmente não muito diferentes da soma descontada dos dividendos esperados. Portanto, os preços das ações possuem baixa volatilidade. Nesse caso, realizações dos dividendos atuais virão como surpresas induzindo a maior volatilidade nos retornos atuais. Entretanto, se os agentes possuem um grande conjunto de informação sobre os dividendos futuros, os preços das ações vão possuir tanta volatilidade quanto os dividendos descontados atuais, os dois sendo altamente correlacionados. Nesse caso, surpresas significantes ocorrem raramente, implicando que os retornos serão iguais as suas expectativas incondicionais.

Dado que as volatilidades dos preços e dos retornos dependem de quanta informação os agentes possuem, segue que se for possível colocar limites na informação dos agentes, isso irá induzir a limites na variância de preços e retornos. LeRoy e Porter (1981) reportaram os resultados de dois tipos de testes: testes de limites e testes de ortogonalidade. Novamente, o modelo *martingale* foi rejeitado.

Kleidon (1986) focou nas conseqüências econométricas da violação da hipótese de estacionariedade. Ele mostrou que se os dividendos possuem raízes unitárias, problemas similares aos de Flavin (1983), podendo persistir mesmo em amostras grandes. Os artigos desses dois autores deram motivos para se acreditar que o aparente excesso de volatilidade era uma conseqüência dos procedimentos econométricos empregados anteriormente.

Todavia, a próxima rodada de artigos sobre limites de variância deixou evidente que as violações iriam permanecer. Os artigos publicados por Gilles e LeRoy (1988a) e West (1988b) chegaram às mesmas conclusões de excesso de volatilidade. Mankiw, Romer e Shapiro (1985), seguindo a sugestão de Porter e Flavin (1983), testaram os limites de variância usando os segundos momentos em torno de zero ao invés de ser em torno de médias amostrais. Os autores também encontraram excesso de volatilidade.

Finalmente, Campbell e Shiller (1988a) reportaram uma série de testes, incluindo o que pode ser chamado, efetivamente, de teste de limites à variância. Assim como LeRoy e Porter (1981), Campbell e Shiller (1988a) testaram o modelo *martingale* através da construção de um modelo de série temporal bivariado para os preços das ações e dividendos e determinando onde as restrições dos coeficientes do modelo implicados pelo modelo de *martingale* eram satisfeitas.

Concluindo, tanto a segunda geração de testes de variância como a primeira geração, encontraram excesso de volatilidade. Portanto, esse resultado contradiz Fama (1970): se a volatilidade dos preços das ações é excessiva, retornos diários ou semanais sucessivos das ações são não correlacionados?

Várias explicações baseadas em modelos econométricos sofisticados foram propostas, antes que fosse descoberto que a resposta era simples. Segundo LeRoy (1989), o ponto central, inadequadamente reconhecido anteriormente, consiste que as igualdades dos limites

de variância eram implicações de condições de ortogonalidade dos retornos assim como os testes convencionais de eficiência são. Para visualizar isso, o autor sugere que as equações (29) e (30) sejam escritas como:

$$p_t^* = p_t + x_t = p_t + \sum_{i=1}^{\infty} (1 + \rho)^{-i} e_{t+i} \quad (33)$$

Então, a restrição nos quais os teoremas dos limites à variância são baseados – ortogonalidade de x_t e P_t - diz que uma soma ponderada dos retornos passados pode estar não correlacionada com a soma ponderada dos retornos futuros. O excesso de volatilidade significa que, empiricamente, essa soma ponderada dos retornos é negativamente correlacionada.

A diferença crucial entre os testes de eficiência convencionais e os testes de limites à variância consiste no fato de que o primeiro trata de testar a ortogonalidade dos retornos em intervalos curtos (por exemplo, retornos sucessivos diários ou semanais), enquanto os teoremas de limites à variância testam a ortogonalidade de uma média de retornos passados durante um período de anos e uma média similar de retornos futuros.

O caminho óbvio para avaliar essa explicação de resultados diferentes entre os testes de eficiência convencionais e os testes de limites à variância é estimar diretamente a correlação entre retornos médios ao longo do intervalo de $t - T$ a t - chame isso de $R_{t-T,t}$ - com $R_{t,t+T}$ para vários valores de T .

Fama e French (1988a) conduziram exatamente essa análise. Eles encontraram um padrão no formato de um U: para T igual a um ano, a correlação era essencialmente zero. Para o T na ordem de 3 a 5 anos, por volta de 35% da variação de $R_{t,t+T}$ é explicada por $R_{t-T,t}$, com a correlação sendo negativa, como esperado. Para T igual a 10 anos, a correlação reverte para aproximadamente zero.

A descoberta de Fama e French (1988a) de que os retornos de 5 anos possuem um componente grande de previsibilidade é exatamente o que a violação dos limites à variância

levam-nos a esperar. A simplicidade do teste realizada por esses autores e seu resultado fornece corroboração, de forma independente, aos testes de limites à variância.

Entretanto, surge uma nova questão: que tipo de modelo poderia gerar um padrão no formato de um U para as auto-correlações dos retornos?

Shiller (1981a, 1984) e Summers (1986) propuseram que, ao invés de modelar os preços das ações (mais os dividendos) como um *martingale*, a análise deveria considerar que os preços incluem um *random walk* mais uma variável de modismo, podendo essa última ser modelada como séries estacionárias que reverterem à média lentamente. Essa especificação, simples como ela é, gera exatamente o padrão de previsibilidade requerido.

Um terceiro tipo de teste, o qual pode ser interpretado como um híbrido dos testes de limites à variância e dos testes de auto-correlação dos retornos, determina diretamente se o preço, ou alguma variável relacionada ao preço, como a razão preço – dividendo, prevê os retornos futuros. Esses testes, geralmente, levam a rejeitar o modelo *martingale* (Fama e French 1988b, Campbell e Shiller, 1988a, 1988b).

Em resumo, os testes de limites à variância, de auto-correlação de retornos e de preço-retorno constituem três maneiras de se testar o modelo *martingale*. Uma quarta maneira de testar a reversão à média é usar razões variâncias (Cochrane 1988). A razão variância é definida como a variância de retornos em k períodos, dividida pela variância de retornos de um período, e também por k . De acordo com um *random walk*, a razão variância deveria ser uniforme para qualquer valor de k . No entanto, Poterba e Summers (1988) mostraram que as razões variância declinam de acordo com k , indicando a presença de um componente de reversão à média.

3.7. Cálculo de valor presente

De acordo com o princípio da oferta e da demanda, Lo (2000) afirma que os preços de qualquer bem e as quantidades negociadas são determinados pela intersecção entre as curvas de oferta e demanda, na qual a curva de demanda representa a lista de quantidades desejadas pelos consumidores em vários preços e a curva de oferta representa a lista de quantidades que

os produtores almejam ofertar a vários preços. A intersecção dessas duas curvas determina um “equilíbrio” um par preço – quantidade que satisfaz ambos os produtores e consumidores simultaneamente. Qualquer outro par preço – quantidade pode servir ao interesse de um grupo específico, mas não a outros.

Mesmo nessa descrição simples de mercado, todos os elementos das finanças modernas estão presentes. A curva de demanda é a agregação de muitos desejos individuais de consumidores, cada um derivado da otimização das preferências individuais sujeitas a uma restrição de alocação que depende dos preços e de outros fatores (isto é, renda, poupança, custos de empréstimos). Similarmente, a curva de oferta é a agregação de muitos resultados individuais de produtores, cada um derivado da otimização das preferências empresariais sujeitas a uma restrição de recursos que também depende dos preços e outros fatores (isto é, custos de materiais, salários, crédito comercial). As probabilidades afetam tanto os consumidores como os produtores à medida que formulam seus planos de consumo e de produção ao longo do tempo e sob incerteza – renda incerta, custos incertos e condições de negócio incertas.

Modelos formais de precificação de ativos tais como os de Breeden (1979), Lucas (1978) e Merton (1973) mostram como essa interação determina um “equilíbrio geral” no qual a demanda é igual à oferta, através de todos os mercados, num mundo de incerteza onde indivíduos e corporações agem racionalmente para otimizar seu próprio bem estar.

Tipicamente, esses modelos implicam que o preço de um título é igual ao valor presente de todos os fluxos futuros o qual o detentor do título tem direito. Alguns aspectos fazem desse cálculo um desafio: as preferências individuais devem ser modeladas quantitativamente, os fluxos de caixa futuros são incertos, e, portanto existem taxas de desconto distintas.

De acordo com o modelo de valor presente, os preços das ações são determinados fundamentalmente pelo valor descontado de seus dividendos futuros, os quais derivam seus valores dos ganhos futuros (Campbell, Lo e Mackinlay, 1997; Cochrane, 2001).

As equações que possuem esses aspectos, geralmente, são da seguinte forma:

$$P_t = E_t \left[\sum_{k=1}^{\infty} \gamma_{t,t+k} D_{t+k} \right] \quad (34)$$

E sua intuição é direta: o preço de hoje deve ser igual a soma esperada de todos os pagamentos futuros D_{t+k} multiplicados por fatores de desconto $\gamma_{t,t+k}$ que atuam como “taxas de troca” entre moeda hoje e moeda em datas futuras. Se os preços não satisfazem essas condições, isso implica numa sub-alocação de recursos entre hoje a alguma data no futuro, não distinto de uma situação na qual duas mercadorias são vendidas a diferentes preços em dois países mesmo após taxas de câmbio e custos de transação terem sido levados em conta.

Todavia, o que determina os fatores de desconto?

Eles são determinados através da equalização entre oferta e demanda, as quais são governadas pelas preferências, recursos e expectativas de todos os participantes de mercado, isto é, eles são determinados em equilíbrio geral.

Entretanto, apesar do valor presente de um ativo ser o melhor indicador para refletir seu verdadeiro valor, ele envolve expectativas sobre a renda futura, a taxa de desconto e a racionalidade das pessoas. Logo, o modelo de valor presente é de difícil aplicação na prática. Nesse sentido, relacionar o valor presente de um ativo à sua renda futura de acordo com o modelo da cointegração, como proposto por Campbell e Shiller (1987), tem fornecido uma ferramenta útil para o teste de expectativas e racionalidade nos mercados financeiros.

3.7.1. O modelo básico de valor presente e as características de suas séries temporais

Wang (2003) define o modelo básico de valor presente de um ativo como toda a sua renda descontada:

$$V_t = \sum_{\tau=1}^{\infty} \frac{1}{(1+r_t) \dots (1+r_{t+\tau})} E_t I_{t+\tau} \quad (35)$$

Sendo V_t o valor presente de um ativo, $I_{t+\tau}$ a renda derivada a partir do fato de se possuir esse ativo no período $(t, t+1)$, E_t a expectativa, e r_t a taxa de desconto no período $(t, t+1)$.

Quando a taxa de desconto é constante, isto é, $r_t = r$, a equação (35) se torna:

$$V_t = \sum_{\tau=1}^{\infty} \frac{1}{(1+r_t)^\tau} E_t I_{t+\tau} \quad (35')$$

Subtraindo $V_t/(1+r)$ de ambos os lados:

$$V_t - \frac{V_t}{1+r} = \sum_{\tau=1}^{\infty} \frac{1}{(1+r_t)^\tau} E_t I_{t+\tau} - \sum_{\tau=1}^{\infty} \frac{1}{(1+r_t)^\tau} E_t I_{t+\tau-1} + \frac{I_t}{1+r} \quad (36)$$

Reorganizando, tem-se que:

$$V_t - \frac{I_t}{r} = \frac{1+r}{r} \sum_{\tau=1}^{\infty} \frac{1}{(1+r_t)^\tau} E_t \Delta I_{t+\tau} \quad (37)$$

A equação (37) afirma que se V_t e I_{t+1} são séries I(1), então a combinação linear delas é estacionária também e as duas séries são cointegradas. Campbell e Shiller (1987) define $V_t - I_t/r$ como um *spread*, S_t . Obviamente, o *spread* liga uma variável de estoque, V_t , a uma variável de fluxo, I_t . Logo, uma variável de fluxo dividida pela taxa do fluxo (nesse caso, r) é uma variável de estoque. Se a renda é constante ao longo do tempo, então a riqueza total ou o valor de um ativo é simplesmente o fluxo de renda corrente dividido pela taxa pela qual a renda é gerada, isto é, o *spread* é igual a zero. Por outro lado, o *spread* é a função das mudanças esperadas na renda futura descontada. Um *spread* positivo reflete um crescimento nas rendas futuras, e um *spread* negativo é associado com declínios na renda.

Todavia, a estacionariedade do lado direito da equação (37) é problemática, ou pelo menos, não realista. Os crescimentos ou mudanças na renda, como expressos na equação (37),

está num termo absoluto, $I_t - I_{t-1}$, ao invés de estar expresso num termo relativo, $I_t - I_{t-1} / I_{t-1}$.

Adotando a versão do modelo de crescimento de dividendos de Gordon, tem-se que:

$$V_t = \sum_{\tau=1}^{\infty} \frac{E_t I_{t+\tau}}{(1+r_t)^\tau} = \sum_{\tau=1}^{\infty} \frac{(1+g)^\tau I_t (1+E_t u_{t+\tau})}{(1+r_t)^\tau} \quad (38)$$

Subtraindo $(1+g)V_t / (1+r)$ de ambos os lados, tem-se que:

$$V_t - \frac{(1+g)V_t}{1+r} = \sum_{\tau=1}^{\infty} \frac{(1+g)^\tau I_t (1+E_t u_{t+\tau})}{(1+r_t)^\tau} - \sum_{\tau=1}^{\infty} \frac{(1+g)^\tau I_t (1+E_t u_{t+\tau-1})}{(1+r_t)^\tau} + \frac{(1+g)I_t}{1+r} \quad (39)$$

E reorganizando:

$$V_t - \frac{(1+g)I_t}{r-g} = \frac{1+r}{r-g} \sum_{\tau=1}^{\infty} \frac{(1+g)^\tau E_t \Delta u_{t+\tau}}{(1+r_t)^\tau} \quad (40)$$

Sendo $\Delta u_{t+\tau} = \Delta \ln_{t+\tau} - g$. A equação (40) se reduz a formulação de Campbell e Shiller (1987) quando $g = 0$. ΔI_t é, no geral, não estacionário.

Definindo $V_t - \frac{(1+g)I_t}{r-g}$ como o *spread* cheio, Sf_t . A equação (40) afirma que a riqueza total ou o valor de um ativo é simplesmente o fluxo de renda atual ($I_{t+1} = (1+g)I_t$ é a renda no período atual) dividido por, ao invés da taxa de desconto, a diferença entre a taxa de desconto e a taxa de crescimento. A equação (40) é de fato, o modelo de avaliação de Gordon para perpetuidades de crescimento constantes.

A mensagem importante aqui é que existe uma relação de cointegração ou relação de longo prazo entre o valor e a renda, como revelado pelas equações (37) e (40). Além disso, se a renda obedece a um processo de crescimento constante, o *spread*, segundo Campbell e Shiller (1987), é não estacionário, mas o *spread* cheio, como definido acima, é estacionário.

Conseqüentemente, deve ser tomada precaução ao se explicar e interpretar o vetor de cointegração. Se $(1+g)/(r-g)$ é tratado equivocadamente como $1/r$, então $(r-g)/(1+g)$ pode ser tratado de forma errada como a taxa de desconto r e a taxa de desconto verdadeira pode ser subestimada se existir crescimento na renda.

A equação (37) pode, também, ser escrita como:

$$S_t = V_t - \frac{1}{r} I_t = \frac{1+r}{r} E_t \Delta V_{t+1} \quad (41)$$

Se existir uma bolha racional b_t , satisfazendo $b_t = (1/(1+r))E_t b_{t+1}$, isto é:

$$b_{t+1} = (1+r)b_t + \zeta_{t+1} \quad \zeta_{t+1} \sim \text{i.i.d.} (0, \sigma_\zeta^2)$$

Na equação (35'), irá aparecer no lado direito da equação (37), mas não irá aparecer no lado direito da equação (41). b_t tem uma raiz fora do círculo unitário e é explosivo ou não estacionário. Conseqüentemente, mesmo se ΔI_t é estacionário, o spread é não estacionário se existe uma bolha racional na equação (35'), induzindo não estacionariedade em ΔV_t através da equação (37). Por essa razão, testar a racionalidade é equivalente a testar a cointegração entre a variável de valor presente, V_t , e a variável de renda, I_t .

3.7.2. A representação VAR

As equações (37) e (41) também sugerem um modo de computar as variáveis num vetor auto-regressivo (VAR). Seja $z_t = \begin{bmatrix} S_t \dots S_{t-p+1} & \Delta I_t \dots \Delta I_{t-p+1} \end{bmatrix}'$, o VAR pode ser escrito na seguinte forma:

$$\begin{bmatrix} S_t \\ \Delta I_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{11}(L) & a_{12}(L) \\ a_{21}(L) & a_{22}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} S_{t-1} \\ \Delta I_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \mu_{1t} \\ \mu_{2t} \end{bmatrix}$$

Sendo:

$$S_t = [S_t \dots S_{t-p+1}]', \Delta I_t = [\Delta I_t \dots \Delta I_{t-p+1}]', \mu_{1t} = [v_{1t} \quad 0 \quad \dots]', \mu_{2t} = [v_{2t} \quad 0 \quad \dots]'$$

$$a_{11}(L) = \begin{bmatrix} a_{11,1} & \dots & a_{11,p} \\ 1 & & \\ & & 1 \end{bmatrix}, \quad a_{12}(L) = \begin{bmatrix} a_{12,1} & \dots & a_{12,p} \\ 0 & & \\ & & 0 \end{bmatrix}$$

$$a_{21}(L) = \begin{bmatrix} a_{21,1} & \dots & a_{21,p} \\ 0 & & \\ & & 0 \end{bmatrix}, \quad a_{22}(L) = \begin{bmatrix} a_{22,1} & \dots & a_{22,p} \\ 1 & & \\ & & 1 \end{bmatrix}$$

Ou de forma compacta:

$$z_t = Az_{t-1} + \mu_t \tag{42}$$

A implicação desse resultado é que o spread, S_t , deve linearmente causar Granger, ΔI_t , ao menos que S_t fosse ele mesmo uma combinação linear exata de ΔI_t atual e defasado. Portanto, S_t teria poder preditivo incremental para ΔI_t . Acrescenta-se ainda que sejam $e1'$ e $e2'$ (1x2p) vetores de linha com zero em todas as células exceto unitário no primeiro elemento para o anterior e no (p + 1) elemento para o último, respectivamente, isto é:

$$S_t = e1' z_t \tag{43}$$

$$\Delta I_t = e2' z_t \tag{44}$$

Notando que:

$$E\{z_{t+k} | H_t\} = A^k z_t \quad (45)$$

Sendo H_t o conjunto de informações com toda a informação disponível sobre S_t e ΔI_t no momento t . Aplicando as equações (43) – (45), a equação (37) produz:

$$e1' z_t = \frac{1}{r} \sum_{i=1}^{\infty} \frac{1}{(1+r)^i} e2' A^i z_t = e2' \frac{1}{r(1+r)} A \left[I - \frac{1}{1+r} A \right]^{-1} z_t \quad (46)$$

A equação (46) impõe restrições nos parâmetros do VAR se a racionalidade permanece válida, isto é:

$$e1' \left[I - \frac{1}{1+r} A \right] = e2' \frac{1}{r(1+r)} A \quad (47)$$

Conseqüentemente, o *spread* ‘teórico’ pode ser introduzido como:

$$S_t^* = e2' \frac{1}{r(1+r)} A \left[I - \frac{1}{1+r} A \right]^{-1} z_t \quad (48)$$

É possível verificar que a diferença entre o *spread* atual e o ‘teórico’ é:

$$S_t - S_t^* = \sum_{i=1}^{\infty} \frac{1}{(1+r)^i} E(\xi_{t+i} | H_t) \quad (49)$$

Sendo $\xi_t = V_t - [(1+r)V_{t-1} - I_t] = V_t - E_{t-1}V_t$ a inovação na previsão de V_t . Testando as restrições na equação (47) é equivalente ao testar se o lado direito da regressão (49) é somente ruído branco com uma média de zero. Também, ao se usar o teste de volatilidade, a razão variância $\text{var}(S_t) / \text{var}(S_t^*)$ não deveria ser significativamente maior do que a unidade se o modelo de valor presente é válido. Em adição, o teste de volatilidade pode ser realizado com a inovação ξ_t , e a inovação é o valor presente esperado:

$$\xi_t^* \equiv \frac{1}{r} \sum_{i=0}^{\infty} \frac{1}{(1+r)^i} [E(\Delta I_{t+i} | H_t) - E(\Delta I_{t+i} | H_{t-1})] = S_t^* - (1+r)S_{t-1}^* + \frac{1}{r} \Delta I_t \quad (50)$$

A razão variância $\text{var}(\xi_t) / \text{var}(\xi_t^*)$ pode ser vista como a ‘razão variância inovação’, e $\text{var}(S_t) / \text{var}(S_t^*)$ como a ‘razão variância nível’. Além disso, ξ_t pode também ser escrito numa expressão similar a (50):

$$\xi_t \equiv V_t - [(1+r)V_{t-1} - I_t] = V_t - \frac{1}{r}I_{t+1} + \frac{1}{r}I_{t+1} - (1+r)V_{t-1} + (1+r)I_t - \frac{1}{r}I_t = S_t - (1+r)S_{t-1} + \frac{1}{r}\Delta I_{t+1} \quad (51)$$

Concluindo, é possível sumarizar as implicações das equações anteriores. Se o mercado é racional para um ativo, então seu valor/ preço e variáveis de renda podem ser cointegradas e seu *spread* deveria ser estacionário. Sem uma relação de cointegração entre o preço e a renda, o *spread* é não estacionário e uma ‘bolha racional’, que por definição é explosiva, existiria no mercado. Se o mercado é eficiente e o modelo de valor presente é válido, então o *spread* ‘teórico’ não deveria diferir sistematicamente do *spread* atual, e a razão variância poderia ser significativamente maior que a unidade.

O poder preditivo do *spread* para ΔI_t é condicional ao conjunto de informações dos agentes. Se os agentes não possuem informação útil para prever ΔI_t além da história de ΔI_t , então S_t é uma combinação linear do ΔI_t atual e defasado sem habilidade de previsão. A previsão pode ou não pode ser melhorada simplesmente porque as variáveis de preço e dividendo são cointegradas.

Portanto, é possível utilizar a cointegração entre o preço e o dividendo como um critério de racionalidade contra a existência de bolhas no mercado. Em adição, é possível utilizar a representação VAR e as razões variância derivadas do sistema de VAR para examinar quando o modelo de valor presente é válido e quanto o mercado está distante de ser eficiente.

3.7.3. O modelo de valor presente em logaritmos com taxas de desconto variantes no tempo

O item 3.7.2 mostrou que uma razão entre as variáveis de valor e de dividendo é mais apropriada do que uma relação de spread entre essas duas variáveis, no contexto de uma taxa de desconto constante e crescimento na renda. Como a maioria das variáveis econômicas e financeiras cresce exponencialmente, relações lineares são somente apropriadas para variáveis em logaritmos, não para variáveis na sua forma original. Isso é equivalente a dizer que variáveis em suas formas originais possuem relações de razão, ao invés de relações lineares. Nesse sentido, uma estratégia certa de modelagem reflete ambas as características econômicas e financeiras e o processo de geração de dados e faz com que essas duas considerações se encaixem. Portanto, o modelo de valor presente será generalizado ao longo dessa linha e permitirá uma taxa de retorno ou taxa de desconto que varia ao longo do tempo.

Partindo-se de um contexto de mercado de ações, as variáveis de valor e de renda são caracterizadas pelos preços das ações observados e pelos dividendos. Seja a taxa de retorno na forma logaritma:

$$r_t = \ln\left(\frac{P_{t+1} + D_{t+1}}{P_t}\right) \quad (52)$$

É importante notar que r_t é uma aproximação da taxa exata de retorno total. O retorno total pode ser dividido em preço estimado e dividendo. A idéia é válida também na forma log – linear. Para se verificar isso, é necessário expandir a equação (52) como:

$$\begin{aligned} r_t &= \ln\left(\frac{P_{t+1} + D_{t+1}}{P_t}\right) = \ln\left(\frac{P_{t+1}}{P_t} \left(1 + \frac{D_{t+1}}{P_{t+1}}\right)\right) = \ln\left(\frac{P_{t+1}}{P_t}\right) + \ln\left(1 + \frac{D_{t+1}}{P_{t+1}}\right) \\ &\approx (\ln P_{t+1} - \ln P_t) + \frac{D_{t+1}}{P_{t+1}} \\ &= (p_{t+1} - p_t) + e^{(d_{t+1} - p_{t+1})} \end{aligned} \quad (53)$$

Sendo $p_t = \ln P_t$ e $d_t = \ln D_t$. O primeiro termo no lado direito é o preço estimado, e o último termo no lado direito reflete o dividendo (note que o exato dividendo é D_{t+1}/P_t). Como o último termo do lado direito da equação é não linear, mais transformação e aproximação são requeridas; finalmente, após uma série de desenvolvimentos, a taxa de retorno total pode ser expressa como:

$$r_t \approx k + (1 - \lambda)p_{t+1} - p_t + \lambda d_{t+1} \quad (54)$$

Sendo $\lambda = e^{(d-p)} = D/P$ uma constante entre o mínimo e o máximo dos dividendos, e

$$k = (d - p)e^{(d-p)} = \ln(D/P) \times D/P \text{ é também uma constante.}$$

Assim, com a taxa de retorno total, preço e dividendo são ligados a uma relação log - linear como na equação (54), é possível, agora, expressar o modelo de valor presente num modelo log - linear também. Além disso, nenhuma restrição sobre a taxa de retorno ser constante é requerida para se derivar a forma log - linear de modelo de valor presente. Então, o modelo pode acomodar a taxa de retorno variante ao longo do tempo ou taxa de desconto, além de ser mais geral e mais próximo à realidade. Solucionando a equação (54), é possível obter:

$$p_t = \frac{k}{\lambda} + \sum_{\tau=0}^T \left\{ (1 - \lambda)^\tau (\lambda d_{t+1+\tau} - r_{t+\tau}) \right\} + (1 - \lambda)^T p_{T+1} \quad (55)$$

Quando $T \rightarrow \infty$, o último termo do lado direito da equação $\rightarrow 0$: e a equação (55)

$$p_t = \frac{k}{\lambda} + \sum_{\tau=0}^{\infty} (1 - \lambda)^\tau (\lambda d_{t+1+\tau} - r_{t+\tau}) \quad (56)$$

A equação (56) é a contraparte log-linear da equação (35), e isso não é vantajoso comparado com a última. Ambas são capazes de lidar com taxa de desconto variável ao longo do tempo, mas a equação (35) é exata, ao passo que a equação (56) é uma aproximação.

Entretanto, o benefício poderá ser visto quando a relação valor–renda ou preço–dividendo for examinada. Extraíndo d_t de ambos os lados da equação (56) e rearranjando, tem-se que:

$$p_t - d_t = -(d_t - p_t) = \frac{k}{\lambda} + \sum_{\tau=0}^{\infty} (1-\lambda)^\tau (\Delta d_{t+1+\tau} - r_{t+\tau}) \quad (57)$$

Pode ser observado que se d_t é $I(1)$ e r_t é $I(0)$, o lado esquerdo da equação (57) é também $I(0)$, ou estacionária. Isto é, o preço e o dividendo em forma de logaritmos são cointegrados. Nota-se que nenhuma condição é imposta em r_t para se derivar a relação de cointegração, em contraste com a equação (37). Isso, obviamente, é vantajoso, em comparação com a especificação da forma de *spread*.

As equações (56) e (57) foram derivadas como *ex post*, mas também são válidas como *ex ante*. Tomando-se os operadores de expectativas de ambos os lados das equações (56) e (57), tem-se que:

$$p_t = \frac{k}{\lambda} + E_t \left\{ \sum_{\tau=0}^{\infty} (1-\lambda)^\tau (\lambda d_{t+1+\tau} - r_{t+\tau}) \right\} \quad (56')$$

e

$$p_t - d_t = -(d_t - p_t) = \frac{k}{\lambda} + E_t \left\{ \sum_{\tau=0}^{\infty} (1-\lambda)^\tau (\Delta d_{t+1+\tau} - r_{t+\tau}) \right\} \quad (57')$$

Em resumo, anteriormente, foi mostrado que o valor (preço) e a renda (dividendo) poderiam ser cointegrados com um vetor de cointegração $[1, -1/r]$, se as mudanças absolutas na renda fossem estacionárias ou constantes. Se o fluxo de renda tem uma taxa de crescimento constante, ao invés de um aumento absoluto constante, então eles seriam cointegrados com um vetor de cointegração $[1, -1/(r-g)]$. Além disso, é necessário lembrar que a derivação de uma relação de cointegração é dependente de $r_t \equiv r$, logo a relação de cointegração é restritiva.

Com o modelo log-linear de valor presente, apresentado nesse item, o vetor de cointegração é sempre $[1, -1]$. A relação proporcional para o preço e dividendo é refletida pela constante e variáveis no lado direito da equação (57) ou (57'), que são variantes no tempo. A cointegração entre preço e dividendo não é afetada se se admite uma taxa de desconto constante ou não. Como é sabido que preços, dividendos e muitas das outras variáveis financeiras crescem exponencialmente, deveria existir uma relação log – linear entre elas. Conseqüentemente, modelos na forma log – linear são geralmente confiáveis financeiramente e estatisticamente.

3.7.4. A representação VAR para o modelo de valor presente na forma log – linear

A representação VAR da forma log – linear é similar a sua forma original. Seja $z_t = \left[s_t \dots s_{t-p+1} \ r_t - \Delta d_{t+1} \dots \ r_{t-p} - \Delta d_{t-p+1} \right]'$, onde $s_t = d_t - p_t \cdot s_t$ é, aproximadamente, o log – dividendo (o log – dividendo exato é $d_{t+1} - p_t$). Comparando com o item 6.7.2, o *spread* S_t é substituído pelo o log – dividendo e as mudanças absolutas nos dividendos são substituídas pela diferença entre as mudanças percentuais nos dividendos e a taxa de desconto (nos itens 6.7.1 e 6.7.2, r_t é restringido por uma constante e não aparecia no vetor z_t . Com a mesma matriz A do item 6.7.2, a forma compacta é:

$$z_t = Az_{t-1} + \mu_t \quad (42')$$

O vetor e_1 extrai s_t de z_t , e a equação seguinte permanece, condicional a H_t , a informação no VAR:

$$s_t = e_1' z_t = \sum_{\tau=0}^{\infty} (1-\lambda)^\tau e_2' A^{\tau+1} z_t = e_2' A [I - (1-\lambda)A]^{-1} z_t \quad (58)$$

Portanto:

$$e_1' = e_2' A [I - (1-\lambda)A]^{-1} \quad (59)$$

Ou

$$e1'[I - (1 - \lambda)A] - e2'A = 0 \quad (60)$$

O log-dividendo, satisfazendo as condições nas equações (59) ou (60), é o log – dividendo teórico, escrito como s_t^* . Nota-se, de novo, que não existe nenhuma restrição imposta a r_t , logo testes em relação à validade do modelo log – linear de valor presente não estão sujeitos à hipótese sobre a taxa de desconto. Ou seja, o modelo de valor presente pode ser aceito ou rejeitado não importando se a taxa de desconto é variável ou não. O teste de razão de variância em s_t^* e s_t pode ser implementado para examinar quando o modelo de valor presente é válido.

Acrescenta-se ainda, que as volatilidades do dividendo e do retorno podem também ser testadas, respectivamente. Se a taxa de desconto é constante ao longo do tempo, poderia ser excluída do vetor z_t , e o dividendo teórico com uma taxa de desconto constante, $s_{d,t}^*$, é obtido. A hipótese será uma taxa de desconto constante é $H_{r0} : s_{d,t}^* = s_t^*$.

Campbell e Shiller (1989) rejeitaram uma taxa de desconto constante no mercado de ações norte-americano, empregando os dados de S&P (1871 – 1986) e NYSE (1926-1986).

De um modo similar, se $\Delta d_t = g$, ou seja, o crescimento do dividendo é constante, então Δd_t pode ser excluído do vetor z_t também, e o dividendo teórico com um crescimento constante do dividendo, $s_{r,t}^*$, emerge. A hipótese para o crescimento do dividendo seja constante é $H_{d0} : s_{r,t}^* = s_t^*$, apesar do pouco significado financeiro. O teste de razão variância pode também ser empregado para se testar essas duas hipóteses.

3.7.5. Decomposição da variância

Como os retornos podem ser voláteis, é interessante verificar as fontes dessa volatilidade. Substituindo a equação (56') na (53), tem-se uma expressão para inovação na taxa de retorno total:

$$\begin{aligned}
r_t - E_t \{r_t\} &= E_{t+1} \left\{ \sum_{\tau=0}^{\infty} (1-\lambda)^\tau \Delta d_{t+1+\tau} \right\} - E_t \left\{ \sum_{\tau=0}^{\infty} (1-\lambda)^\tau \Delta d_{t+1+\tau} \right\} \\
&- \left[E_{t+1} \left\{ \sum_{\tau=1}^{\infty} (1-\lambda)^\tau r_{t+\tau} \right\} - E_t \left\{ \sum_{\tau=1}^{\infty} (1-\lambda)^\tau r_{t+\tau} \right\} \right]
\end{aligned} \tag{61}$$

A equação (61) pode ser escrita em notações compactas, com o lado esquerdo sendo v_t , o primeiro termo do lado direito sendo $\eta_{d,t}$, e o segundo termo do lado direito sendo $\eta_{r,t}$:

$$v_t = \eta_{d,t} - \eta_{r,t} \tag{62}$$

Sendo v_t a inovação ou choque nos retornos totais, $\eta_{d,t}$ representa a inovação em função de mudanças nas expectativas sobre a renda futura ou dividendos, e $\eta_{r,t}$ representa a inovação em função de mudanças nas expectativas sobre as taxas de desconto futuras ou retornos.

Novamente, o VAR foi usado para expressar as inovações acima. O Vetor z_t contém, em primeiro lugar, a taxa de retorno total ou taxa de desconto. Outras variáveis incluídas são relevantes para prever a taxa de retorno total:

$$z_t = Az_{t-1} + \varepsilon_t \tag{63}$$

Com o vetor selecionado e_1 que extrai r_t de z_t , obtém-se:

$$v_t = r_t - E_t \{r_t\} = e_1' \varepsilon_t \tag{64}$$

Trazendo as equações (63) e (64) para o segundo termo no lado direito da equação (61), tem-se que:

$$\begin{aligned}
\eta_{r,t} &= E_{t+1} \left\{ \sum_{\tau=1}^{\infty} (1-\lambda)^\tau r_{t+\tau} \right\} - E_t \left\{ \sum_{\tau=1}^{\infty} (1-\lambda)^\tau r_{t+\tau} \right\} \\
&= e_1' \sum_{\tau=1}^{\infty} (1-\lambda)^\tau A^\tau \varepsilon_t = e_1' (1-\lambda) A [I - (1-\lambda)A]^{-1} \varepsilon_t
\end{aligned}$$

(65)

$\eta_{d,t}$ Pode ser facilmente derivado de acordo com a relação na equação (62), como segue:

$$\eta_{d,t} = v_t + \eta_{r,t} = e1' \{ I + (1 - \lambda)A [I - (1 - \lambda)A]^{-1} \} \varepsilon_t \quad (66)$$

A variância da inovação na taxa de retorno total é a soma da variância de $\eta_{r,t}$, inovação em função de mudanças nas expectativas sobre as taxas de desconto futuras ou retornos, $\eta_{d,t}$, inovação em função de mudanças nas expectativas sobre renda futura ou dividendos, e sua covariância, que é:

$$\sigma_v^2 = \sigma_{\eta,d}^2 + \sigma_{\eta,r}^2 - 2Cov(\eta_{d,t}, \eta_{r,t}) \quad (67)$$

Concluindo, a pesquisa em relação aos mercados de ações é uma das áreas mais ativas no qual o modelo de valor presente é investigado, como a relação entre preço e dividendos.

Chow et al. (1999), por exemplo, adotaram o modelo log – linear de valor presente para investigar os preços das ações na Bolsa de Valores de Xangai. Surpreendentemente, eles descobriram que o modelo explicava bem os preços de 47 ações negociadas em 1996, 1997 e 1998.

Entretanto, Chow e Liu (1999) afirmam que os preços das ações podem se mover de um modo mais volátil do que poderia ser permitido pelos movimentos dos dividendos futuros, quando existe memória na duração dos movimentos dos dividendos, se uma taxa de desconto constante é usada no modelo de valor presente. Essa memória poderá gerar um viés espúrio no preço da ação e induzir ao excesso de volatilidade no preço da ação como se uma bolha racional existisse.

Em face ao exposto anteriormente, esse estudo pretende adotar o modelo log – linear de valor presente para investigar os preços das ações na Bolsa de Valores de São Paulo. O modelo é baseado nas equações 56, 56', 57 e 57' demonstradas no item 6.7.3.

3.8. Metodologia econométrica

Um dos objetivos desse trabalho é a revisão do modelo de valor presente. Para isso, adotou-se um modelo econométrico baseado na aplicação de raízes unitárias e testes de cointegração em painel, visando possibilitar a análise empírica do modelo de valor presente bem como a relação entre preços e dividendos ao longo do tempo.

Dados de painel fornecem observações repetidas no tempo envolvendo *cross-section* de indivíduos. As estimativas econométricas utilizam duas dimensões: temporal e as variações *cross-section* nos dados. Os dados consistem de um grande número de unidades *cross-section* observados em alguns pontos do tempo. Para uma variável P_{it} , por exemplo, temos $i = 1, 2, \dots, n$ ações que são observados para os períodos $t = 1, 2, \dots, t$.

Semelhante ao que ocorre nos estudos de séries de tempo, a presença de raiz unitária nos dados em painel pode levar à estimação de uma relação econométrica espúria. Desse modo, no caso dos resultados indicarem que as séries são não estacionárias, uma relação estimada a partir do uso da metodologia convencional para os dados de painel é considerada espúria sendo necessária a aplicação de testes de co-integração como forma de obter uma relação consistente.

Nesse sentido, identificam-se dois grupos de testes de raízes unitárias. O primeiro incorpora aqueles testes que assumem a existência de um processo de raiz unitária comum tal que os parâmetros para persistência para cada unidade (ou grupo) possuem a mesma estrutura autoregressiva (AR (1)), além de permitir a existência do efeito individual. Como representantes desse grupo, é possível destacar os testes propostos por Levin, Lin e Chu (2002) e o de Breitung (2000). A hipótese nula é a de que cada série do painel seja integrada de ordem um, contra a hipótese em que todas as séries sejam estacionárias.

O segundo grupo incorpora os testes que permitem a existência de um processo individual de raiz unitária, de forma que os parâmetros de persistência possam variar livremente para cada unidade (grupo). Por isso os testes são construídos a partir das estatísticas individuais. Por exemplo, a estatística de teste proposta por Im, Pesaran e Shin (2003) é o resultado de uma média das t - estatísticas de Dickey-Fuller sobre cada unidade do

painel, onde a hipótese nula assume que todas as séries são não estacionárias ao passo que, na hipótese alternativa, pelo menos uma série é estacionária.

A literatura sobre painel com raízes unitárias e cointegração tem sido expandida de forma rápida. Em parte, isso ocorre em função da natureza complexa de interações e dependências que geralmente existem ao longo do tempo e entre as unidades individuais no painel. A maior preocupação recente da literatura econométrica, no que diz respeito aos testes de cointegração e raízes unitárias em painéis dinâmicos, tem sido o desenvolvimento de testes que controlam a dependência *cross sectional*, ou a covariância não zero entre os termos das auto-regressões que descrevem o comportamento das séries de dados da variável em questão.

Segundo Pesaran e Breitung (2005), observações sobre empresas, indústrias, regiões e países tendem a ser correlacionadas bem como dependentes serialmente. O problema de *cross section dependence* é particularmente difícil de lidar, já que pode surgir em função de uma variedade de razões: choques não observados, interações sociais ou uma combinação desses fatores. A heterogeneidade também impõe dificuldade adicional e como ela pode ser tratada, de acordo com a hipótese nula e a alternativa, pode afetar o resultado das análises empíricas.

Revisando a literatura sobre painel, Pesaran e Breitung (2005) dividem os testes em duas gerações. A primeira geração de testes foi desenvolvida, assumindo que os erros das equações individuais eram independentes através de setores. Essa geração acabou fornecendo base teórica para o que o autor acabou chamando de segunda geração, cujos desenvolvimentos levaram em conta a dependência residual em painéis, no caso de painéis onde a dimensão temporal e a dimensão *cross section* são ambas relativamente grandes.

Uma das razões apontadas por Pesaran e Breitung (2005), para se utilizar a aplicação de raízes unitárias e testes de cointegração em um painel, consiste num ganho de poder estatístico.

Para Nasseh e Strauss (2004), os métodos de painel são particularmente úteis quando o período de tempo é relativamente curto e os eventos atuais, como bolhas (*bull market*), merecem consideração particular. O aumento de poder e precisão, obtidos através da utilização desses procedimentos, permitem utilizar dados recentes e avaliar, de forma mais

apurada, quando as altas de preços do mercado acionário são consistentes com o modelo de valor presente.

Merecem destaque os testes de estacionariedade em painel realizados por Breitung (1994), Quah (1994), Levin e Lin (1993), Im et al (1995), Maddala e Wu (1999) e Levin et alii (2002). Breitung (1994), por exemplo, derivou a normalidade assintótica do teste de Dickey-Fuller para painéis com grande dimensão *cross-section* e pequena dimensão de série temporal. Quah (1994), por sua vez, estudou o teste de raiz unitária em painel de modo a incorporar as variações nestas duas dimensões. Ele mostrou que a distribuição assintótica para o teste proposto é uma mistura assintótica da normal padronizada com Dickey-Fuller-Phillips. Já Levin e Lin (1993), ao derivarem a distribuição assintótica para a raiz unitária em painel, concluem que o poder desses testes aumenta quando a dimensão *cross-section* aumenta ao mesmo tempo. Por fim, Maddala e Wu (1999) fazem uma comparação entre os testes de Levin e Lin (1993) e de Im et al (1995), que criticou a estatística de raiz unitária em painel de Levin e Lin. . Maddala e Wu (1999) acabam por propor o teste de Fisher.

Acrescenta-se que a análise de painel permite também estimar a heterogeneidade específica de cada variável, no caso desse trabalho, de cada ação. Painéis podem assumir uma relação comum para todas as ações no longo-prazo e dinâmica específica para cada ação no curto-prazo. A relação homogênea de longo prazo, por exemplo, pode ser devida a alguma relação econômica. Na década de noventa, começaram as primeiras análises das relações de cointegração de longo-prazo em painel, destacando-se os estudos de Levin e Chien-Fu (1992), Levin e Lin (1993), Pedroni (1995), Pedroni (2001), Phillips e Moon (1999), McKoskey e Kao (1998), Kao (1999).

Kao (1999) analisou o problema da regressão espúria em dados de painel, junto com as propriedades assintóticas do estimador OLS. O autor mostra que este estimador é consistente com seu valor verdadeiro, mas a estatística t-student sobre o coeficiente β da regressão difere tanto que pode ficar com alta probabilidade de se obter um valor errado. Ele, também, analisou os testes Dickey-Fuller (DF) e augmented Dickey-Fuller (ADF) para testar a hipótese nula de nenhuma cointegração nos dados de painel. Nesse sentido, McKoskey e Kao (1998) propuseram testes adicionais para a hipótese nula de cointegração em dados de painel.

Pedroni (1997) derivou as distribuições assintóticas para os testes baseados nos resíduos de cointegração para ambos os painéis homogêneos e heterogêneos. Pedroni (1995) Pedroni (2000), Phillips e Moon (1999) sugerem o estimador FMOLS (*fully-modified OLS*). Este estimador é uma alternativa para lidar com os chamados *nuisance parameters*, mas é problemático no caso de pequenas amostras. Kao e Chiang (2000) mostram que os estimadores OLS, FMOLS, e DOLS são todos assintoticamente distribuídos normalmente.

Nesse contexto, mais precisamente quanto ao estudo empírico de modelos de valor presente e da relação de longo prazo entre preços e dividendos, observa-se testes baseados em dois modelos de cointegração. O primeiro, assumindo uma taxa constante de desconto, afirma que preços reais e dividendos reais devem cointegrar, isto é, exibir uma relação estável de longo prazo (Campbell e Shiller 1987). Nesse caso, o parâmetro de cointegração depende da taxa de desconto. O segundo, assumindo uma taxa de desconto que varia ao longo do tempo, tem como hipótese que a diferença entre os logs dos dividendos e os logs dos preços devem exibir estacionariedade (Campbell e Shiller 1988a, 1988b).

Todavia, a evidência empírica é mista. No artigo de Campbell e Shiller (1987), como nos trabalhos subseqüentes baseados em mesma metodologia (Diba e Grossman 1988; Brooks e Katsaris 2003; Kapetanios, Shin e Snell 2006), os resultados de testes de cointegração foram ambíguos. Do mesmo modo, os testes dos modelos de valor presente para estacionariedade ($I(0)$) da razão log dividendos - preços mostram evidência de não estacionariedade ($I(1)$) (Froot e Obstfeld 1991; Balke e Wohar 2002).

É importante salientar, no entanto, que a maioria dos estudos sobre a relação entre preços e dividendos examinaram a relação de longo prazo entre um índice de ações e um índice de dividendos para o país de interesse.

A análise empírica de modelo de valor presente foi primeiramente conduzida no nível da firma por Nasseh e Strauss (2004), utilizando dados do mercado acionário americano. A utilização de dados no nível da firma permite a observação de padrões e relações nos dados que podem ficar inobserváveis no nível agregado (índice de ações). Os autores, ao utilizarem painel com cointegração no modelo de valor presente e testes de raiz unitária para um período entre 1979 e 1999 encontraram um processo de cointegração entre preços e dividendos. Além disso, os resultados mostraram que os preços causam no sentido de Granger os dividendos. Os

autores explicam, ainda, que alguns preços super valorizados das ações poderiam ser explicados pelo declínio nas taxas de juros e previsões otimistas.

Cohen, Polk e Vuolteenaho (2001), Vuolteenaho (2002) e Jung e Shiller (2005) sugerem que o modelo de valor presente se adapta melhor no nível individual de firma do que no nível agregado. Informações sobre fluxos de caixa e previsões futuras de firmas individuais são melhor entendidas pelos investidores, enquanto não existe o mesmo nível de clareza sobre mudanças no nível agregado. Mudanças nos fluxos, por exemplo, para ações agregadas são menos dramáticas do que para firmas individuais, porque a média agregada elimina as histórias individuais da firma e as razões para as mudanças no nível agregado são mais sutis e mais difíceis de entendimento para o investidor.

Por fim, ainda sobre o modelo de valor presente conduzido no nível da firma, pode-se citar o trabalho de Goddard, McMillan e Wilson (2008). Os autores utilizaram dados de 104 empresas, no período 1970 a 2003, para testaram o modelo de painel com raiz unitária e cointegração. Seus resultados, embora não corroborem o modelo de valor presente de forma unânime, apresentam evidências mais fortes do que aquelas encontradas com relação aos dados agregados de outros estudos.

Diante do exposto anteriormente, esse estudo irá se basear no preço no nível da firma e em séries de tempo com base nos dividendos de cada uma das firmas. Cabe salientar que a literatura sobre o modelo preço – dividendo no nível da firma ainda é escassa, sobressaindo os três estudos mencionados anteriormente.

Nesse estudo, o foco está em analisar o modelo de valor presente entre preços e dividendos com taxa de desconto variável, considerando a empresa como unidade de análise e não o agregado, representado por um índice de ação. Para isso, utilizou-se painel de dados com raiz unitária e cointegração, denominados modelos de segunda geração.

Cabe acrescentar que Campbell e Shiller (1987) usaram o procedimento de cointegração para testar as propriedades das séries temporais de dividendos, lucros e preços das ações. Como não encontraram evidência forte de uma relação de longo prazo, sugeriram que isso poderia ter ocorrido em função de terem utilizado apenas uma simples equação de cointegração. Portanto, ao escolher uma amostra com grandes empresas individuais, esse

estudo tenta aproximar a amostra ao índice da bolsa de valores (Ibovespa) e pode estimar, de forma mais precisa, desvios em relação ao modelo de valor presente durante as altas recentes dos preços das ações.

No entanto, Nasseh e Strauss (2004) notaram que o painel com cointegração e raízes unitárias pode apresentar outros problemas, tais como, correlações que podem levar à rejeição espúria da hipótese nula, possível heterogeneidade dos coeficientes auto regressivos de primeira ordem podendo ocorrer subespecificação e viés, dificuldade em interpretar a hipótese nula, além da carência de testes formais de estabilidade. Esse estudo tenta evitar esses problemas. Para isso, são utilizados os testes descritos a seguir.

3.8.1. Testes de raízes unitárias

Como mencionado anteriormente, um requisito para a estimação de um painel com cointegração consiste no fato de que as variáveis possuam raízes unitárias e sejam cointegradas. As propriedades das séries temporais da razão preço-dividendo são importantes, já que uma relação de estacionariedade entre os preços das ações e dividendos é um requisito para o modelo de valor presente de Gordon (1962). Essa relação de estacionariedade se mostra essencial para o *equity premium model* de Fama e French (2002), os modelos de *dividend yields* de Campbell e Shiller (1988) e para a análise do movimento das ações de Bansal and Lundblad (2002).

Nesse estudo, utilizaram-se os testes com raízes unitárias de Levin, Lin e Chu (2002), Im, Pesaran e Shin (1997) e Fisher – ADF para se estimar quando as variáveis são integradas.

O método de painel de Levin e Lin (1993) impõe um coeficiente autoregressivo de primeira ordem idêntico ρ para cada série no painel:

$$\Delta P_{it} = \alpha_i + \rho_i P_{i,t-1} + \sum_{j=1}^p \theta_{ij} \Delta P_{i,t-j} + v_{it} \quad (68)$$

Para $i=1, \dots, N$ séries, $j=1, \dots, p$ ADF lags, e $\rho, \dots, \rho_N = \rho$.

De acordo com Evans e Karras (1996), foi permitida a heterogeneidade no intercepto. A hipótese nula é $\rho = 0$, e a alternativa é $\rho < 0$. Se a nula for aceita, todas as variáveis possuem raiz unitária. A rejeição indica que o processo autoregressivo de primeira ordem é significativamente menor do que zero e todas as séries são estacionárias.

O procedimento de Im, Pesaran, e Shin (1997) permite heterogeneidade em ρ e α , e calcula as estatísticas t de N ADF regressões independentes. A distribuição limite é:

$$\sqrt{N} \left(t_{ADF} - \mu_{ADF} \right) \longrightarrow N \left(0, \sigma_{ADF}^2 \right) \quad (69)$$

Onde os momentos μ_{ADF} e σ_{ADF}^2 foram obtidos através da simulação de Monte Carlo. O poder para rejeitar a nula aumenta através de \sqrt{N} , e a rejeição implica que ao menos uma das séries é estacionária e uma delas tem $\rho_i < 0$.

Para testar quando uma relação de longo prazo existe entre ações e dividendos, foram utilizados os testes com cointegração desenvolvidos por McCoskey e Kao (2001), que são extensões dos testes de Levin e Lin (1993) e Im, Pesaran e Shin (1997), mencionados anteriormente. Esses testes podem ser divididos em dois passos. O primeiro passo estima a regressão entre o log dos preços das ações e dividendos:

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta_i x_{it} + e_{it}, \quad i = 1, \dots, N, \quad t = 1, \dots, T \quad (70)$$

O segundo passo consiste em testar quando os resíduos estimados seguem um processo estacionário:

$$\Delta \hat{e}_{it} = \rho_i \hat{e}_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{P-1} \theta_{ij} \Delta \hat{e}_{i,t-j} + v_{it} \quad T \quad (71)$$

O procedimento de Levin e Lin (1993) impõe tanto um β comum como um ρ através das series, e a rejeição da nula indica a existência de uma relação de longo prazo entre os preços das ações e dividendos para todas as empresas.

O teste de Im, Pesaran, e Shin (1997) acomoda a heterogeneidade tanto no vetor de cointegração como nos coeficientes autoregressivos de primeira ordem, permitindo que o β e o ρ variem por empresa. As estatísticas ADF são comparadas às estatísticas dos testes com painel que foram baseados numa média de t obtida a partir da simulação de Monte Carlo, assumindo independência através das empresas. A hipótese nula de não cointegração entre os preços das ações e os dividendos é dada por $H_0: \rho_i = 0$. Esse estudo utiliza (69), e se a média das estatísticas t for substancialmente menor do que μ_{ADF} , então é possível concluir que os preços das ações e dividendos são cointegrados.

Larsson, Lyhagen e Løthgren (2001), baseados em Johansen (1988), assumem que os dados podem ser gerados por um processo de correção de erros com múltiplos vetores de cointegração:

$$\Delta Y_{i,t} = \Pi_i Y_{i,t-1} + \sum_{k=1}^n \Gamma_{ik} \Delta Y_{i,t-k} + u_{i,t} \quad (72)$$

Esta equação é estimada por máxima verossimilhança para cada i , obtendo-se a $LR_i T$ e a média da estatística do traço LRNT, cuja hipótese nula $H_0: \text{rank}(\Pi_i) = r_i \leq r$ para todo i e $H_1: \text{rank}(\Pi_i) = p$ para todo i , com $p =$ número de variáveis cointegradas possíveis. Utiliza-se o mesmo procedimento sequencial de Johansen (1988) para o teste de hipótese

3.8.2. Estimação de um painel com cointegração

Sendo os preços das ações e dividendos cointegrados, então é possível estimar os parâmetros através da utilização de procedimentos para a estimação de um painel com cointegração.

Para tratar a correlação serial e a endogeneidade em (70), foram adotadas técnicas diferentes: *panel dynamic OLS* (DOLS), desenvolvido por Kao e Chiang (2000) e *fully modified OLS* (FMOLS).

O procedimento de painel DOLS é dado por:

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta_i x'_{it} + \sum_{j=-q_1}^{q_2} c_{ij} \Delta x_{it+j} + v_{it} \quad (73)$$

Onde as diferenças defasadas e precedentes apontam para uma possível correlação serial e endogeneidade dos erros.

Esse estimador é uma extensão do estimador do procedimento DOLS, introduzido por Stock e Watson (1993) e produz estimadores não viesados. O método de painel compreende uma relação comum de longo prazo ou um β homogêneo, mas permite heterogeneidade na dinâmica de curto prazo.

O coeficiente β é dado por:

$$\beta_{DOLS}^* = N^{-1} \sum_{i=1}^N \left(\sum_{t=1}^T Z_{it} Z'_{it} \right)^{-1} \left(\sum_{t=1}^T Z_{it} Y_{it}^* \right) \quad (74)$$

Em que $Z_{it} = \left(X_{it} - \bar{X}_i, \Delta X_{it-K}, \dots, \Delta X_{it+K} \right)$ é um vetor de regressores $2(K+1) \times 1$

Para a estimação dos painéis por FMOLS, deve-se alterar a regressão de cointegração definida anteriormente em (74) para:

$$\beta_{FMOLS}^* = N^{-1} \sum_{i=1}^N \left(\sum_{t=1}^T \left(X_{it} - \bar{X}_i \right)^2 \right)^{-1} \left(\sum_{t=1}^T \left(X_{it} - \bar{X}_i \right) Y_{it}^* - T \hat{t}i \right) \quad (75)$$

Onde

$$Y_{it}^* = \left(Y_{it} - \bar{Y}_i \right) - \frac{\hat{L}_{21i}}{\hat{L}_{22i}} \Delta X_{it}$$

$$\hat{t}i \equiv \hat{\Gamma}_{21i} + \hat{\Omega}_{21i} - \frac{\hat{L}_{21i}}{\hat{L}_{22i}} \left(\hat{\Gamma}_{22i} + \hat{\Omega}_{22i}^0 \right)$$

A estatística t associada segue uma distribuição normal padrão.

3.8.3. Normalização e especificação do modelo

Ng e Perron (1997) demonstram que os procedimentos de OLS, DOLS e FMOLS produzem coeficientes inconsistentes e viesados quando uma das variáveis $I(1)$ segue um *random walk* fraco e está sujeito a um processo de média móvel.

A importância da normalização torna-se clara quando o modelo de valor presente é estimado, já que declara que o preço da ação de uma companhia é igual ao valor futuro esperado de seus dividendos. Esse modelo implica que inovações positivas nas ações (P) podem prever ou antecipar os movimentos nos dividendos (DIV).

$$P_t = \sum_{j=0}^{\infty} \beta^j E_t DIV_{t+j} \quad (76)$$

Onde β é um fator de desconto constante, e E_t é o operador das expectativas condicionais baseadas na informação disponível no momento t .

Num modelo de painel, um método para testar, que permite efeitos individuais entre N empresas, regride o log dos preços contra o log dos dividendos:

$$P_{it} = \gamma_{0i} + \gamma_{1i} DIV_{it} + \varepsilon_{it} \quad (76a)$$

O modelo de valor presente é válido se existe uma taxa de desconto constante quando o log dos preços e dividendos são cointegrados e quando $\gamma_{1i} = 1$. No equilíbrio, a razão preço – dividendo é estacionária. Então, quando essa razão é alta, é provável que signifique uma reversão à média histórica.

Um dos problemas com essa especificação é que a Eficiência de Mercado implica que somente dividendos não antecipados no momento t afetam o preço no momento t . A regressão padrão de preços e dividendos como descrito em (76a) poderá indicar que o preço atual é uma

função de inovações nos dividendos passados, assim como valores defasados seriam significantes. Entretanto, inovações nos dividendos passados estão sujeitas ao processo de média móvel ou possuem um componente grande e temporário em relação aos preços das ações, o que pode levar a uma subestimação de γ_1 a partir de (76a).

Para evitar essas dificuldades, foi feita uma regressão dos dividendos contra os preços:

$$DIV_{it} = \theta_i + \alpha_i P_{it} + \varepsilon_{it} \quad (76b)$$

Já que os preços incorporam todas as inovações atuais sobre os dividendos, as defasagens passadas deveriam ser insignificantes. Se a teoria de Valor Presente é válida, teoricamente, (76a) e (76b) produzem coeficientes estimados que são idênticos e iguais a um: $\gamma_{1i} = \alpha_{1i} = 1$. Se a definição de sobrevalorização for igual aos movimentos dos preços das ações que não são justificados por movimentos nos dividendos, então as ações estão sobrevalorizadas quando $\gamma_{1i} > 1$ e $\alpha_{1i} < 1$.

3. PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS DE PESQUISA

Neste capítulo, será feita uma descrição da metodologia que será utilizada na tese, incluindo o tipo e o método de pesquisa escolhido, o instrumento de coleta de dados, a amostra definida para a aplicação do instrumento, o tipo de tratamento e a análise de dados.

Nesse sentido, algumas definições básicas são necessárias com a finalidade de embasar as escolhas para a execução da pesquisa científica.

3.1. Tipos de Pesquisa

Segundo Hart (2005), num projeto de pesquisa será esperado que se mostre o entendimento de estudos anteriores num determinado tópico, porque é necessário que ocorreu um entendimento das principais teorias na área analisada e como elas têm sido aplicadas e desenvolvidas, assim como as principais críticas que tenham sido feitas sobre o tópico. A revisão é, portanto, a parte de desenvolvimento acadêmico, ou seja, de se tornar um especialista nesse campo. Muitas das revisões, de fato, são somente anotações de

bibliografias. No entanto, qualidade significa profundidade, consistência, uma análise efetiva e uma síntese, em outras palavras, o uso de idéias na literatura para justificar a teoria particular do tópico, a seleção de métodos, e a demonstração que a pesquisa contribui com alguma coisa nova.

Quanto aos propósitos de estudo, que dependem do estágio do conhecimento na área de pesquisa, Sekaran (1992) aponta três tipos: o exploratório, o descritivo e o estudo de teste de hipóteses. Esses estudos podem, ainda, ser causais ou podem ser correlacionais. Estudos correlacionais são chamados de estudos de campo. Já os estudos causais são chamados de estudos experimentais.

3.1.1. Pesquisa Exploratória

Segundo Sekaran (1992), o estudo exploratório deve ser utilizado quando não se sabe muito sobre a situação ou quando não se tem muita informação sobre como problemas similares foram tratados no passado. Esse tipo de pesquisa tem como finalidade desenvolver, esclarecer e modificar conceitos e idéias, objetivando a formulação de problemas e hipóteses mais precisas, ou, ainda, descobrir um novo enfoque para o estudo que se pretende realizar. Em resumo, pode-se dizer que a pesquisa exploratória tem como objetivo principal o aprimoramento de idéias ou a descoberta de instituições.

3.1.2. Pesquisa Descritiva

Esse tipo de pesquisa deve ser usado quando se pretende descrever as variáveis em determinada situação, entender as características de um grupo, oferecer idéias para as próximas pesquisas, ajudar a fazer decisões simples, entre outras coisas (SEKARAN, 1992). Portanto, o objetivo principal consiste na descrição das características de determinada população ou fenômeno, não interferindo ou manipulando os objetivos de pesquisa.

3.1.3. Pesquisa Experimental

Sekaran (1992) afirma que os estudos de teste de hipóteses tentam explicar a natureza de certas relações ou estabelecer as diferenças entre grupos ou a independência entre dois ou mais fatores numa situação. Esses estudos podem, ainda, ser causais, capazes de dizer que a variável x causa a variável y, ou seja, o pesquisador está interessado em delinear a causa do problema; ou podem ser correlacionais, quando o pesquisador está interessado em delinear as variáveis importantes que estão associadas aos problemas.

3.1.4. O tipo de pesquisa escolhido

Segundo as definições de Seakaran (1992), o delineamento desse estudo denota que a pesquisa a ser realizada deverá ter caráter descritivo, que tenta explicar a natureza de certas relações. A pesquisa foi consistida em duas etapas:

- Levantamento bibliográfico de conceitos publicados de diversos autores e de estudos já realizados a respeito do tema a ser investigado.
- Modelagem financeira a fim de se analisar empiricamente a confirmação ou não das hipóteses elaboradas.

3.2. Método de Pesquisa

Do ponto de vista da forma de abordagem de um problema, uma pesquisa pode ter caráter Qualitativo ou Quantitativo.

3.2.1. Método Qualitativo

Segundo Godoy (1995), a Pesquisa Qualitativa envolve a obtenção de dados descritivos sobre pessoas, lugares e processos interativos pelo contato direto do pesquisador com a situação estudada, procurando compreender os fenômenos sob a perspectiva dos sujeitos, ou seja, dos participantes da situação em estudo. Cabe salientar que a Pesquisa Qualitativa não procura enumerar e / ou medir os eventos estudados, nem emprega instrumento estatístico na análise dos dados.

Denzin e Lincoln (2000) afirmam, ainda, que a Pesquisa Qualitativa ocupa um lugar reconhecido entre as várias possibilidades de se estudar os fenômenos que envolvem o relacionamento humano em diversos ambientes. Isto significa que os pesquisadores qualitativistas estudam os fenômenos em seu ambiente natural, tentando dar sentido ou interpretar fenômenos em termos de significações que as pessoas trazem para eles.

3.2.2. Método Quantitativo

Para Godoy (1995), o método quantitativo de pesquisa científica é caracterizado por uma abordagem positivista. Essa abordagem supõe que existe, no mundo, uma verdade objetiva, que pode ser revelada por método científico, cujo enfoque é a mensuração sistemática e estatística de relacionamentos entre variáveis. Nesse sentido, Godoy (1995) aponta a preocupação com a medição objetiva e a quantificação dos resultados, que busca a precisão, evitando distorções na etapa de análise e interpretação dos dados, garantindo assim uma margem de segurança em relação às inferências obtidas. Godoy (1995) descreve, também, que o método quantitativo parte de hipóteses estabelecidas a priori e se preocupa em buscar dados ou evidências que corroborem ou neguem tais suposições. Nesse tipo de método, o pesquisador conduz seu trabalho com hipóteses claramente especificadas e variáveis operacionalmente definidas.

Resultados estatísticos permitem projetar o que se apurou da amostra para o universo da pesquisa. Ao contrário do método qualitativo, a preocupação do pesquisador que utiliza o método quantitativo é a verificação da extensão do fenômeno e não uma análise aprofundada de sua intensidade. Na pesquisa quantitativa, as formas de coleta de dados mais utilizadas são: Questionário e Entrevista Estruturada.

3.2.3. O método escolhido

Dada às características principais desse estudo, a abordagem do problema será feita por Pesquisa Quantitativa.

3.3. Hipóteses

Kerlinger e Lee (2000) definem que a hipótese trata de uma declaração conjectural da relação entre duas ou mais variáveis. As hipóteses estão sempre na forma de sentença declarativa, e elas relacionam – tanto geral e especificamente – variáveis a variáveis. Existem dois critérios para “boas” hipóteses e para declarações de hipóteses. Primeiramente, hipóteses são declarações sobre as relações entre variáveis. Além disso, hipóteses trazem implicações claras para o teste de relações declaradas.

Para Seakaran (1992), existem, ainda, as hipóteses nulas e alternativas. A hipótese nula é uma proposição que documenta uma relação exata entre duas variáveis, isto é, ela documenta que a correlação entre duas variáveis é igual a zero ou que a diferença entre as médias de dois grupos na população é igual a zero. A hipótese alternativa é o oposto da hipótese nula, já que expressa uma relação entre duas variáveis ou indicando diferenças entre grupos.

De acordo com as definições apresentadas anteriormente, as seguintes hipóteses serão propostas:

H01 (Hipótese Nula 1): Existe raiz unitária (As séries contendo os dados de preços e dividendos das nove ações da amostra são não estacionárias para o período analisado).

H1 (Hipótese Alternativa 1): Não existe raiz unitária (As séries contendo os dados de preços e dividendos das nove ações da amostra são estacionárias para o período analisado).

H02 (Hipótese Nula 2): Não existe cointegração entre os preços das ações e os dividendos pagos por essas empresas no período analisado.

H2 (Hipótese Alternativa 2): Existe uma ou mais relações de cointegração entre os preços das ações e os dividendos pagos por essas empresas no período analisado.

H03 (Hipótese Nula 3): Os preços das ações não causam no sentido de Granger os dividendos.

H3: (Hipótese Alternativa 3): Os preços das ações causam no sentido de Granger os dividendos.

H04 (Hipótese Nula 4): Existe uma relação estável entre preços das ações e os dividendos pagos por essas empresas no período analisado.

H4: (Hipótese Alternativa 4): Não existe uma relação estável entre preços das ações e os dividendos pagos por essas empresas no período analisado.

3.4. Definição Operacional

Kerlinger (1980) afirma que a definição operacional é uma ponte entre os conceitos e as observações, permitindo ao pesquisador, especificar suas atividades para medir ou manipular uma variável.

Nesse sentido, Kerlinger e Lee (2000) afirmam não poder existir pesquisa científica sem observação e observação é impossível sem instruções claras e específicas sobre o que e como observar. As definições operacionais são esses tipos de instrução. Apesar de indispensáveis, definições operacionais apenas limitam os significados dos constructos. Nenhuma definição operacional pode expressar a riqueza e diversidade dos aspectos de algumas variáveis. Isso significa que as variáveis medidas por cientistas são sempre limitadas e específicas no significado. Portanto, a importância das definições operacionais é que elas fazem a verificação possível e enriquecem o significado. Elas, no entanto, não esgotam o significado científico.

3.5. Variáveis

As variáveis são definidas por Koche (2002) como aspectos, propriedades, características individuais ou fatores mensuráveis ou potencialmente mensuráveis, através dos diferentes valores que assumem, discriminadas no objeto de estudo, para testar a relação enunciada em uma proposição. Em uma pesquisa científica, geralmente, busca-se o estabelecimento de relações assimétricas entre as variáveis, sendo que as relações indicam que os acontecimentos ou fenômenos, não são independentes entre si e, também, não se relacionam mutuamente, no entanto um exerce influência sobre o outro.

Com base nesses conceitos, as variáveis deste estudo são apresentadas, bem como, o modo pelo qual elas serão operacionalizadas.

Variável independente

De acordo com Kerlinger e Lee (2000), uma variável independente é a causa presumida da variável dependente, o efeito presumido. A variável independente é a antecedente, a dependente é a conseqüente. É a variável independente que é admitida como tendo influenciado a variável dependente. A regra geral é que quando um pesquisador manipula a variável ou atribui participantes a grupos de acordo com algumas características, essa variável é a independente. Ressalta-se, no entanto, que o estudante deve estar alerta para a possibilidade de que uma variável pode ser independente em um estudo e dependente em um outro estudo.

Os modelos a serem estudados implicam que o preço de um título é igual ao valor presente de todos os fluxos futuros o qual o detentor do título tem direito. Alguns aspectos fazem desse cálculo um desafio: as preferências individuais devem ser modeladas quantitativamente, os fluxos de caixa futuros são incertos, e, portanto, existem taxas de desconto distintas. As equações que possuem esses aspectos, geralmente, são da seguinte forma:

$$P_t = E_t \left[\sum_{k=1}^{\infty} \gamma_{t,t+k} D_{t+k} \right] \quad (1)$$

Para esse caso, portanto, e tendo-se em vista os conceitos definidos anteriormente, as variáveis independentes encontram-se no lado direito da equação acima e são as seguintes:

$\gamma_{t,t+k}$ = fatores de desconto

D_{t+k} = pagamentos futuros (no caso, dividendos das ações).

E sua intuição é direta: o preço de hoje deve ser igual à soma esperada de todos os pagamentos futuros D_{t+k} multiplicados por fatores de desconto $\gamma_{t,t+k}$ que atuam como “taxas de troca” entre dólares hoje e dólares em datas futuras. Se os preços não satisfazem essas condições, isso implica numa sub-alocação de recursos entre hoje a alguma data no futuro, não distinto de uma situação na qual duas mercadorias são vendidas a diferentes preços em dois países mesmo após taxas de câmbio e custos de transação terem sido levados em conta.

Variável dependente

Segundo Kerlinger e Lee (2000), a variável dependente representa o efeito que varia simultaneamente com as mudanças e variações da variável independente. O pesquisador utiliza a variável dependente para medir os efeitos ocorridos com as alterações das variáveis independentes.

De acordo com a equação descrita anteriormente, a variável dependente é o preço justo de determinado título.

Assim é possível atingir o objetivo do estudo, por meio da obtenção dos preços justos das ações negociadas na BM&FBOVESPA e, conseqüentemente, compará-los com os preços atualmente negociados em pregão.

3.6. Plano amostral

O processo de planejamento amostral inclui cinco estágios: definição da população, definição da amostra, escolha da técnica amostral, determinação do tamanho da amostra e execução do processo de amostragem.

Para esse estudo, o universo investigado, ou seja, a população, é composto por ações negociadas na BM&FBOVESPA.

Desse universo de ações que são negociadas na Bolsa de Valores de São Paulo, será obtida uma amostra não probabilística. Nesse sentido, o Índice Bovespa mais as seguintes ações farão parte desse estudo: AMBV4, ARCZ6, BBDC4, CMIG4, CRUZ3, ITAU4, KLBN4, PETR4, VALE5.

O período de tempo que será analisado é de 14 anos, ou seja, a partir de 1994 (após Plano Real) até 2008. Nesse período, verificou-se que apenas essas 9 ações fizeram parte do Índice Bovespa e, portanto, somente elas serão usadas na amostra.

Quanto ao procedimento de coleta de dados, serão utilizadas as cotações diárias de fechamento das doze ações já citadas anteriormente sem ajuste, com ajuste, além dos dividendos pagos nesses 14 anos, através do software Economática mais banco de dados da Bovespa.

3.7. Validação

O processo de validação consiste na realização de testes de raízes unitárias e de cointegração. Assim, foram realizados os testes de Levin, Lin e Chu (2002), Im, Pesaran e Shin (1997) e Fisher – ADF para se estimar quando as variáveis relacionadas aos respectivos logaritmos de preços reais e dividendos são integradas. Após a análise dos resultados dos testes de raízes unitárias, os seguintes testes de cointegração foram elaborados: de McCoskey e Kao (2001), de Larson *et al* (2001) e de Pedroni (1999).

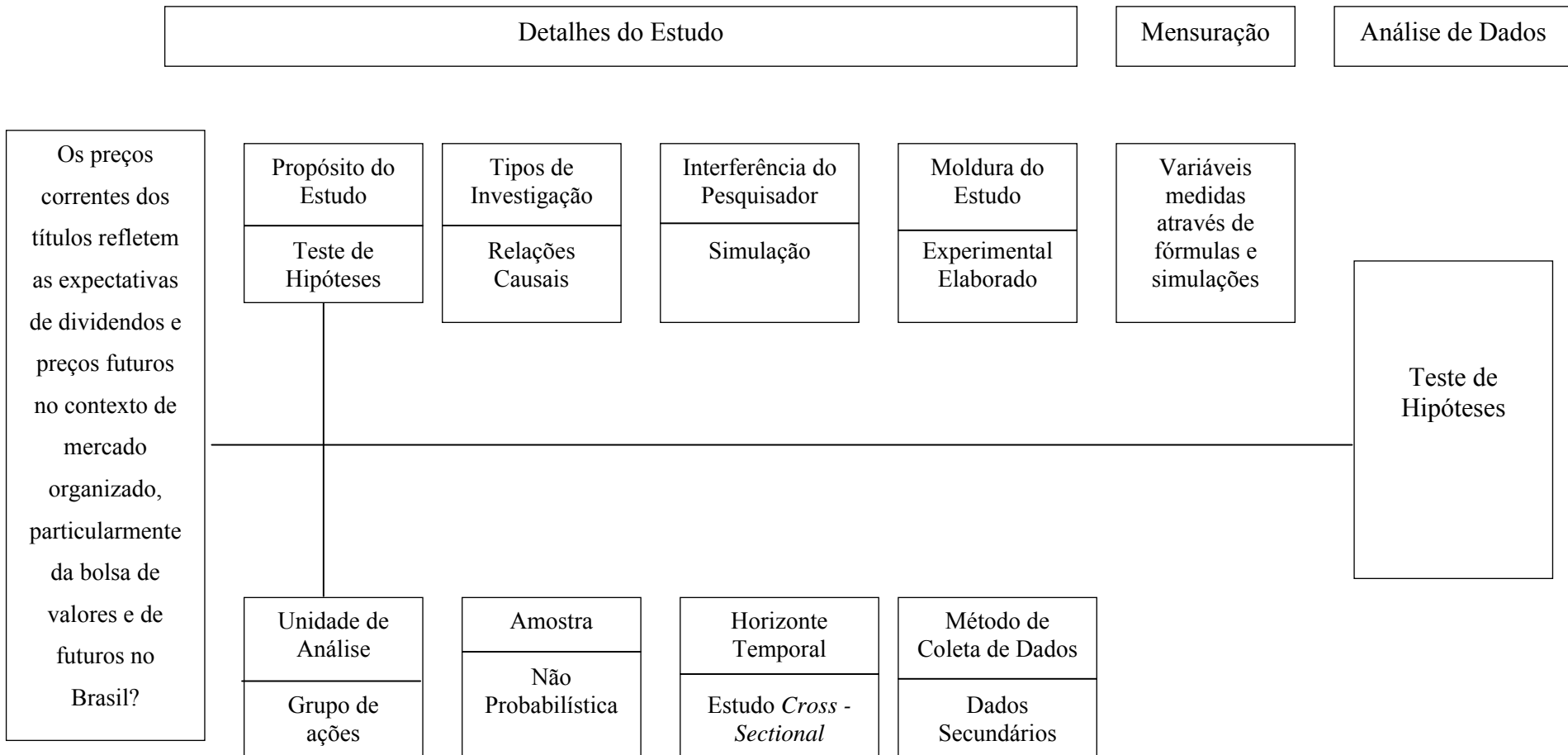
Um conjunto de séries $I(1)$ é dito “cointegrado” se há uma combinação linear dessas séries que seja estacionária. Portanto, no caso de apenas duas séries integradas, tem-se que:

x e y são cointegradas, se $x, y \sim I(1)$ e se existe α tal que $x - \alpha y \sim I(0)$.

Sendo os preços das ações e dividendos cointegrados, então é possível estimar os parâmetros através da utilização de diferentes técnicas para painel com cointegração: *panel dynamic OLS* (DOLS), desenvolvido por Kao e Chiang (2000) e *Fully Modified OLS* (FMOLS). Essas novas técnicas podem lidar com problemas de não-estacionariedade das séries bem como problemas de pequenas amostras.

3.8. Modelo de pesquisa

Com base nas definições acima, é possível elaborar o seguinte modelo de pesquisa, baseado em Seakaran (1992):



4. ANÁLISE DE DADOS E RESULTADOS

A amostra analisada considera os preços e os dividendos mensais (estes como sendo o pagamento tanto de dividendos como de juros sobre o capital próprio) das empresas Ambev, Aracruz, Bradesco, Cemig, Itau, Klabin, Petrobrás, Vale e Souza Cruz. Essas empresas foram escolhidas em função de possuírem um histórico de negociação necessário para esse trabalho, já que algumas ações de empresas listadas no Índice Bovespa possuem período de negociação inferior a 2 anos, em função dos IPOs recentes ou em função das incorporações e fusões das empresas.

Os dados mensais foram obtidos da BMF&BOVESPA mais banco de dados da Económica. Para a obtenção dos testes de raiz unitária e de cointegração foi utilizado o EVIEWS. Já para a realização das técnicas DOLS e FMOLS, foi utilizado o software RATS.

Como já citado anteriormente, o primeiro passo para estimação de dados em painel é a realização de testes de raízes unitárias e de cointegração. Assim, foram realizados os testes de Levin, Lin e Chu (2002), Im, Pesaran e Shin (1997) e Fisher – ADF para se estimar quando as variáveis relacionadas aos respectivos logaritmos de preços reais e dividendos são integradas.

Na Tabela 1, é possível dividir a análise dos três testes de raiz unitária em dois blocos: logaritmo de preços reais e logaritmo de dividendos reais. Cada um desses blocos é analisado sob a perspectiva de um modelo de intercepto individual e intercepto com tendência determinística, assim como feito no trabalho de Goddard, McMillan e Wilson (2008).

Em relação ao primeiro bloco, destaca-se o fato de que tanto no modelo com apenas o intercepto individual, como no modelo com intercepto e tendência, o teste LCC falha em rejeitar a hipótese nula de não estacionariedade $I(1)$ ao nível de significância de 5% (probabilidades de 0,98 e 0,9149 respectivamente). Portanto, pode-se concluir que, de acordo com os testes de Levin, Lin e Chu (2002), as variáveis contêm um processo de raiz unitária.

Quanto ao teste de Im, Pesaran e Shin (1997), a estatística t não pode rejeitar a hipótese nula do processo de raiz unitária para os logaritmos dos preços no mercado brasileiro quando

analisado o modelo com intercepto individual. No entanto, o modelo com intercepto e tendência apresenta uma probabilidade menor. Logo, diferentemente dos resultados encontrados por Goddard, McMillan e Wilson (2008), parece que a inclusão de tendências de tempo específicas para as firmas nos testes IPS não acaba resultando em não rejeição da hipótese nula de não estacionariedade $I(1)$.

Quanto aos testes de ADF - Fischer Chi-square e ADF – Choi Z-stat para o primeiro modelo, a estatística t não rejeita a hipótese nula de não estacionariedade, com altas probabilidades. Todavia, esses mesmos testes para o segundo modelo revelam baixa probabilidade, direcionando-se à rejeição da hipótese nula de não estacionariedade no caso em que se permitem tendências de tempo específicas para as firmas.

No segundo bloco, que considera a série de dividendos pagos pelas empresas, apenas o primeiro teste (LLC) falha em rejeitar a hipótese nula para ambos os modelos. Os demais testes realizados (IPS e Fischer – ADF) rejeitam a hipótese nula de não estacionariedade $I(1)$ para a série de dividendos no mercado brasileiro de todas as firmas no modelo com apenas intercepto individual. No entanto, a inclusão de tendências de tempo específicas para as firmas nesses parece levar a um resultado de não rejeição da hipótese nula de não estacionariedade $I(1)$.

Esses resultados são divergentes em relação aos encontrados por Goddard, McMillan e Wilson (2008) para as ações negociadas no mercado norte-americano, podendo ser explicados por dois eventos corporativos do mercado financeiro brasileiro, que provavelmente influenciaram o comportamento dessas séries.

O primeiro evento diz respeito ao pagamento pelas empresas dos juros sobre capital próprio. Essa nova forma de remuneração aos acionistas foi criada em 1996, trazendo benefícios fiscais para as empresas. Assim, essa nova forma de remuneração poderia trazer uma quebra estrutural no modelo, já que altera a forma como as empresas acabam remunerando seus acionistas por meio dos dividendos. O segundo evento trata da forte sazonalidade na distribuição de dividendos. Algumas empresas concentram a distribuição no segundo trimestre de cada ano, ocasionando assim uma queda na distribuição dos dividendos do segundo para o terceiro trimestre, já que os dividendos são pagos após a divulgação do balanço anual das empresas (Anchite e Issler, 2001). Além disso, os bancos pagam dividendos

ou juros sobre capital próprio mensalmente, diferentemente das outras empresas da amostra.

Tabela 1 – Resultados dos testes de raiz unitária para painel

Testes	Log preços reais					Log dividendos reais				
	Lags (AIC)	Intercepto Individual		Intercepto e Tendência		Lags (AIC)	Intercepto Individual		Intercepto e Tendência	
		Estatística	P-value	Estatística	P-value		Estatística	P-value	Estatística	P-value
LLC	0 a 13	2,0542	0,9800	1,3715	0,9149	0 a 13	-0,8282	0,2038	-5,6553	0,0000
IPS	0 a 13	3,2658	0,9995	0,5421	0,7061	0 a 13	-7,4086 **	0,0000	-13,0183 **	0,0000
ADF - Fischer Chi-square	0 a 13	7,0022	0,9901	15,7902	0,6072	0 a 13	156,992 **	0,0000	-5,5748	0,0000
ADF – Choi Z-stat	0 a 13	3,3465	0,9996	0,7836	0,7834	0 a 13	224,756 **	0,0000	-9,4992	0,0000

Nota * e ** denotam a estatística de teste significativa aos níveis de 1% e 5%, respectivamente.

Fonte: Elaborado pelo autor.

Na tabela 2, pode ser visualizado o resultado dos testes com cointegração desenvolvidos por McCoskey e Kao (2001), que são extensões dos testes de Levin e Lin (1993) e Im, Pesaran e Shin (1997). A hipótese nula é a de não cointegração. Verificou-se que a hipótese nula foi rejeitada, indicando a existência de uma relação de longo prazo entre os preços das ações e dividendos para todas as empresas.

Tabela 2 – Resultados do teste de cointegração de kao

Teste	Lags (AIC)	Estatística	
		Intercepto Individual	P-value
Kao ADF	12	-1,50835	0,0657

Nota * denota a estatística de teste significativa aos níveis de 5%.

Fonte: Elaborado pelo autor.

Além do teste de cointegração de Kao (2001), foi realizado o teste de Larson *et al* (2001) que aponta rejeição da hipótese de não cointegração e alta probabilidade (0,63950) de mais de uma relação de cointegração (Tabela 3).

Tabela 3 – Resultados do teste de cointegração de Larson

Tendência Linear		
Intercepto (sem tendência) em CE e VAR		
Nenhum de <i>CE</i> Hipotéticos	Estat. Fisher (teste do traço)	Estat. Fisher (teste <i>max-eigen</i>)
Nenhum	147,4 (*)	147,4 (*)
Até 1	13,45	13,45

Nota * denota a estatística de teste significativa aos níveis de 5%.

Fonte: Elaborado pelo autor.

Foram realizados, também, os testes de cointegração de Pedroni, aplicados aos resíduos com intercepto e tendência. Pedroni (1999) constituiu sete estatísticas de cointegração em painel: Painel *v*, Painel *rho*, Painel *pp*, Painel *adf*, Grupo *rho*, Grupo *pp* e Grupo *adf*. As quatro primeiras são denominadas estatísticas “dentro da dimensão” e as três últimas “entre dimensões”.

Na tabela 4, observa-se que a hipótese nula de não cointegração é rejeitada para três das sete estatísticas quando o modelo considerado é o de intercepto individual apenas. Quando a tendência é acrescentada, a hipótese nula de não cointegração é rejeitada para quatro estatísticas. Assim, afirma-se que existe evidência parcial de cointegração entre os preços das ações e os dividendos, especialmente para as ações analisadas de forma individual.

Tabela 4 – Resultados do teste de cointegração de Pedroni

Teste	Estatística	
	Intercepto Individual	Intercepto e tendência
Panel <i>v</i> -stat	-1,88876	-3,43955*
Panel <i>rho</i> -stat	1,02942	1,78018
Panel <i>pp</i> -stat	1,12513	1,66886
Panel <i>adf</i> -stat	2,85076*	3,64331*
Group <i>rho</i> -stat	1,99445	-2,64291*
Group <i>pp</i> -stat	2,20011*	-0,99323
Group <i>adf</i> -stat	3,84076*	5,61895*

Nota * denota a estatística de teste significativa aos níveis de 5%.

Fonte: Elaborado pelo autor.

Esses resultados parecem estar de acordo com os encontrados por Nasseh e Strauss (2004), que ao utilizarem o painel com cointegração para dados do mercado acionário americano, num período entre 1979 e 1999, encontraram um processo de cointegração entre preços e dividendos.

Na tabela 5, encontram-se os resultados do Teste de Causalidade de Granger. A suposição teórica é que, baseado nos fundamentos, os preços das ações deveriam ser função dos dividendos futuros trazidos a valor presente pela taxa mínima de retorno, sendo assim os preços das ações deveriam causar (preceder) os dividendos. O que se observa é a rejeição da hipótese nula. Portanto, os preços das ações causam no sentido de Granger os dividendos.

Tabela 5 – Resultados do Teste de Causalidade de Granger

Hipótese Nula	Lags	F-Statistic	Probabilidade
Os preços das ações não causam Granger os dividendos	2	49,2594 (*)	0,0000
Os dividendos não causam Granger os preços das ações	2	2,4596 (*)	0,0858

Nota * denota a estatística de teste significativa aos níveis de 1%.

Fonte: Elaborado pelo autor.

Sendo os preços das ações e dividendos cointegrados, então é possível estimar os parâmetros através da utilização de diferentes técnicas para painel com cointegração: *panel dynamic OLS* (DOLS), desenvolvido por Kao e Chiang (2000) e *Fully Modified OLS* (FMOLS).

Essas novas técnicas podem lidar com problemas de não-estacionariedade das séries bem como problemas de pequena amostra. Este último problema é considerado, por muitos estudos, como uma das principais causas para a distorção dos resultados nos testes empíricos. Como esse estudo trabalha com uma amostra menor do que muitos testes empíricos realizados com ações no mercado financeiro norte – americano, procurou-se utilizar essas novas técnicas para testar o modelo de valor presente para as ações negociadas na BM&FBOVESPA.

A tabela 6 apresenta os resultados para o DOLS de acordo com a equação 76(b). Os resultados não apontam uma relação de um para um entre dividendos e preços das ações, diferentemente dos resultados encontrados por Nasseh e Strauss (2004). O R^2 ajustado para o procedimento DOLS (0,26) representa o montante da variação de longo prazo que pode ser explicado pelo modelo. Esse resultado indica que, no longo prazo, os preços explicam pouco dos movimentos dos dividendos. Entretanto, cabe destacar que a hipótese nula de relação estável entre preços e dividendos é aceita tanto para os coeficientes de curto prazo (SR) como para os coeficientes de longo prazo (LR) para a variável preço.

Tabela 6 – Resultados do Painel A de acordo com o DOLS

Painel A: $DIV_{it} = \theta_i + \alpha_i P_{it} + \varepsilon_{it}$

Variáveis	SR		LR (*)	
	Coefficiente	T-Stat	Coefficiente	T-Stat
Preço	0,1117	2,6565	0,1117	0,6160
Constante	-1,3593	-13,8498**	-1,3594	-3,212**
R2	0,26			

Nota ** denota a estatística de teste significativa aos níveis de 1%.

(*) Os erros padrões são ajustados para a variância de longo prazo.

Fonte: Elaborado pelo autor.

O mesmo método é aplicado para a equação 76(a). Como pode ser observado na tabela 7, a hipótese nula não é rejeitada para os coeficientes de curto prazo (SR) quando observada a variável dividendo. No entanto, quando os erros padrões são ajustados para a variância de longo prazo (LR), a hipótese nula é aceita para as duas variáveis do modelo (dividendo e a constante). Destaca-se o fato de que o R^2 ajustado aumentou de 0,26 para 0,77. Logo, é possível afirmar que os preços são explicados parcialmente pelos movimentos dos dividendos.

Tabela 7 – Resultados do Painel B de acordo com o DOLS

Painel B: $P_{it} = \gamma_{0i} + \gamma_{1i} DIV_{it} + \varepsilon_{it}$

Variáveis	SR		LR (*)	
	Coefficiente	T-Stat	Coefficiente	T-Stat
Dividendo	0,0388	2,6565	0,0388	0,0830
Constante	2,0895	64,4079**	2,0895	2,0010
R2	0,77			

Nota ** denota a estatística de teste significativa aos níveis de 1%.

(*) Os erros padrões são ajustados para a variância de longo prazo.

Fonte: Elaborado pelo autor.

Os mesmos procedimentos foram repetidos utilizando-se a técnica FMOLS. As tabelas 8 e 9 apresentam os resultados, que também parecem não corroborar de forma integral com o modelo de valor presente. Os coeficientes não apontam uma relação de um para um entre dividendos e preços das ações negociadas no Brasil para o período analisado. Entretanto, não é possível rejeitar a hipótese nula de relação estável entre preços e dividendos para a maioria das ações analisadas.

Tabela 8 – Resultados do Painel A de acordo com o FMOLS

Painel A: $DIV_{it} = \theta_i + \alpha_i P_{it} + \varepsilon_{it}$

Variáveis	Coefficiente	T-Stat
Preço	0,1109	1,9962
Constante	-1,3586	-10,446**

Nota ** denota a estatística de teste significativa aos níveis de 1%.

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 9 – Resultados do Painel B de acordo com o FMOLS

Painel B: $P_{it} = \gamma_{0i} + \gamma_{1i} DIV_{it} + \varepsilon_{it}$

Variáveis	Coefficiente	T-Stat
Dividendo	0,04500	2,1813
Constante	2,09703	45,8434**

Nota ** denota a estatística de teste significativa aos níveis de 1%.

Fonte: Elaborado pelo autor.

4.1. Resumo dos Resultados

Dentre as hipóteses mencionadas nesse estudo e tendo-se em mente a amostra utilizada contendo nove ações negociadas na Bolsa de Valores do Brasil, bem como o período analisado de quinze anos, é possível afirmar que:

- Testes de Raízes Unitárias: a hipótese nula (H01) de existência de raiz unitária para o logaritmo de preços não é rejeitada, ou seja, as séries contendo os dados de preços e dividendos das nove ações são não estacionárias. Já para o logaritmo de dividendos, apenas o primeiro teste (LLC) não rejeita a hipótese nula para ambos os modelos (intercepto individual e intercepto com tendência determinística).
- Testes de Cointegração: a hipótese nula (H02) de existência de não cointegração entre os preços das ações e os dividendos é rejeitada para os testes de Kao e Larson com alta probabilidade de mais de uma relação de cointegração. O teste de Pedroni apresenta evidência parcial de cointegração entre os preços das ações e os dividendos.
- Causalidade de Granger: a hipótese nula (H03) afirma que os preços das ações não causam no sentido de Granger os dividendos. O teste realizado aponta para a rejeição da hipótese nula, isto é, preço causa dividendo, no sentido de Granger.
- DOLS e FMOLS: a hipótese nula (H04) de existência de uma relação estável entre preços das ações e os dividendos é aceita tanto para os coeficientes de curto prazo (SR) como para os coeficientes de longo prazo (LR). O R² ajustado de 0,77 permite afirmar que os preços são explicados parcialmente pelos movimentos dos dividendos. Entretanto, os coeficientes não apontam uma relação de um para um entre dividendos e preços das ações negociadas no Brasil para o período analisado.

4.2. Limitações do Estudo

Apesar das técnicas adotadas nesse estudo permitirem lidar com problemas de pequena amostra, ressalta-se o fato de que foram levadas em consideração apenas nove empresas que possuem suas ações listadas em Bolsa de Valores para a construção dos dados em painel.

Embora, atualmente, estejam listados em Bolsa de Valores mais de 500 códigos de negociação distintos, a grande maioria possui um histórico de negociação inferior ao necessário para esse trabalho ou não possuem representatividade significativa no volume negociado, apresentando baixo índice de liquidez. Algumas ações pertencentes ao Índice Bovespa (IBOVESPA) e com representatividade significativa no volume negociado, por exemplo, possuem período de negociação inferior a dois anos, em função dos *IPOs* recentes ou em função das incorporações e fusões das empresas.

Acrescenta-se, ainda, o fato de que duas empresas dessa amostra são do ramo financeiro e possuem um padrão de distribuição de dividendos diferente das demais empresas da amostra.

Por fim, cabe mencionar que o período de tempo analisado pode ser considerado relativamente curto em comparação aos estudos realizados por autores como Nasseh e Strauss (2004).

5. CONCLUSÕES

O objetivo desse trabalho consiste na revisão do modelo de valor presente entre preços e dividendos com taxa de desconto variável para o mercado financeiro no Brasil. Cabe destacar que a empresa foi considerada como unidade de análise e não o agregado, representado por um índice de ações. Adotou-se, portanto, um modelo econométrico baseado na aplicação de raízes unitárias e testes de cointegração em painel.

Um requisito para a estimação de um painel com cointegração consiste no fato de que as variáveis possuam raízes unitárias e sejam cointegradas. Para evitar problemas como correlações que podem levar à rejeição espúria da hipótese nula, possível heterogeneidade dos coeficientes auto-regressivos de primeira ordem e dificuldade em interpretar a hipótese nula, além da carência de testes formais de estabilidade, foram adotados os seguintes testes de raízes unitária para dados em painel: Levin, Lin e Chu (2002) e Im, Pesaran e Shin (1997) e Fisher/ADF a partir de Larsson, Lyhagen e Lothgren (2001). Assim como realizado por Goddard, McMillan e Wilson (2008), esses testes foram aplicados de acordo com duas especificações: intercepto individual e intercepto com tendência determinística.

Ao analisar os resultados de todos os testes para o logaritmo de preços das ações, não se rejeita a hipótese nula de não estacionariedade ao nível de significância de 5%. Já para a série de dividendos pagos pelas empresas, apenas o primeiro teste (LLC) falha em rejeitar a hipótese nula para ambos os modelos (intercepto individual e intercepto com tendência determinística). Os demais testes realizados (IPS e Fischer – ADF) rejeitam a hipótese nula de não estacionariedade $I(1)$ para a série de dividendos no mercado brasileiro de todas as firmas no modelo com apenas intercepto individual.

Procedeu-se aos testes de cointegração. Nos testes de McCoskey e Kao (2001) e Larson *et al* (2001), verificou-se que a hipótese nula foi rejeitada, indicando a existência de uma relação de longo prazo entre os preços das ações e dividendos para todas as empresas. Acrescentam-se, ainda, os testes de cointegração de Pedroni, que aplicados aos resíduos com intercepto e tendência, demonstram evidência parcial de cointegração entre preços e dividendos.

Finalmente, foi realizado o Teste de Causalidade de Granger. De acordo com a suposição teórica de que os preços das ações deveriam ser função dos dividendos futuros trazidos a valor presente pela taxa mínima de retorno, os resultados encontrados não falham em rejeitar a hipótese nula, ou seja, os preços das ações parecem causar no sentido de Granger os dividendos.

Em resumo, os resultados dos testes de cointegração entre preços das ações e dividendos pagos pelas nove empresas analisadas apontam para a existência de uma ou mais relações de cointegração, apesar de alguns resultados conflitantes. Logo, é possível estimar os parâmetros através da utilização de procedimentos para a estimação de um painel com cointegração.

Novas técnicas de painel, denominadas DOLS (OLS dinâmico) e FMOLS (OLS modificada), foram adotadas nesse trabalho. Essas técnicas permitem lidar com problemas de não estacionariedade das séries (regressão espúria), de pequenas amostras e de eventos atuais, como bolhas (*bull market*). O aumento de poder e precisão, obtidos através da utilização desses procedimentos, permite utilizar dados recentes e avaliar, de forma mais apurada, quando as altas de preços do mercado acionário são consistentes com o modelo de valor presente.

Os resultados apresentados pelo DOLS apontam para a não rejeição da hipótese nula, indicando uma relação estável de longo prazo entre preços das ações e dividendos no mercado financeiro do Brasil. Do mesmo modo, os resultados obtidos através do FMOLS também acabam por aceitar a hipótese nula. O R^2 ajustado para o procedimento DOLS, que representa o montante da variação de longo prazo que pode ser explicada pelo modelo, acaba indicando que os preços explicam parcialmente os movimentos dos dividendos.

Analisando tanto os resultados obtidos por DOLS como por FMOLS, não se observa uma relação de um para um entre dividendos e preços das ações, corroborando parcialmente com o modelo de valor presente quando analisada a amostra para as nove ações negociadas na BM&FBOVESPA.

Concluindo, apesar da existência de relações de cointegração entre as variáveis analisadas nesse estudo, os preços das ações parecem não refletir a expectativa dos dividendos para o mercado financeiro brasileiro. Nesse sentido, os preços das ações parecem estar

superavaliados com relação ao pagamento de dividendos e juros sobre o capital para o período de 1994 a 2008.

No entanto, estudos adicionais devem ser realizados. Recomenda-se a realização de novos testes com a exclusão da amostra das duas empresas do setor financeiro (Bradesco e Itaú) por possuírem um histórico de distribuição de dividendos diferente das demais empresas da amostra. Testes adicionais em períodos diferentes, como por exemplo, a separação da amostra observando dois períodos distintos, sendo o primeiro período de 1995 a 1999 e o segundo de 2001 a 2007, também devem ser realizados.

REFERÊNCIAS

ALEXANDER, S. Price Movements in Speculative Markets: Trends or Random Walks. **Industrial Management Review**, v.2, p. 7-26, 1961.

_____. Price Movements in Speculative Markets: Trends or Random Walks, no.2. **In Cootner**, p. 338-372, 1964.

ANDREOU, E. NIKITAS, P. E SPANOS, A. On Modelling Speculative Prices: The Empirical Literature. **Journal Of Economic Surveys** Vol. 15 N^o. 2, 2001.

ASTERIOU, D., HALL, S. **Applied Econometrics. A Modern Approach**. Palgrave Macmillan, 2007.

BACHELIER, L. Théorie de la spéculation. **Annales scientifiques de l'É. N. S.**, 3^a série, tome 17, p. 21 – 86, 1900.

BAGEHOT, Webster pseud. for Jack Treynor. The Only Game in Town. **Financial Analysts Journal**, 27, p. 12-17, 1971.

BALL, R. Anomalies in Relationships between Securities Yields and Yield-Surrogates. **Journal of Financial Economics**, 6, p. 103-26, 1978.

BALL, R., BROWN, P. An Empirical Evaluation of Accounting Income Numbers. **Journal of Accounting Research**, 6, p. 159-178, 1968.

BALKE, N. S., WOCHAR, M. E. Low-Frequency Movements in Stock Prices: A State-Space Decomposition. **The Review of Economics and Statistics**, MIT Press, vol. 84(4), pages 649-667, 06, 2002.

BALTAGI, B. H. Nonstationary Panels, Panel Cointegration, and Dynamic Panels (Advances in Econometrics), **Elsevier Science Inc.**, New York, NY, 2000.

BARONE, E. The Italian Stock Market: Efficiency and Calendar Anomalies. **Journal of Banking and Finance** 14, 483-510. 1990.

BARNETT, W., SERLETIS, A. Martingales, nonlinearity, and chaos. **Journal of Economic Dynamics and Control**, 2000.

BEECHEY, M., GRUEN, D., VICKERY, J. The Efficient Market Hypothesis: a Survey. **Research Discussion Paper**, 2000.

BENARTZI, S., THALER, H. Naive diversification strategies in defined contribution savings plans. **American Economic Review**, v. 91, n. 1, p. 79-98, mar. 2001.

BENARTZI, S., THALER, H. Myopic loss aversion and the equity premium puzzle. **Quarterly Journal of Economics**, 110:73-92, 1995.

BLACK, F. Toward a Fully Automated Stock Exchange. **Financial Analysts Journal**, p.29-44, 1971.

BLACK, F. Noise. **Journal of Finance**, 41:529-43, 1986.

BOLLERSLEV, T., HODRICK, R, J. Financial Market Efficiency Tests. **NBER Working Paper Series**, No.4108, 1992.

BREITUNG, J. Some simple tests of the moving-average unit root hypothesis. **Journal of Time Series Analysis**, 15:351–370, 1994.

_____. A Parametric Approach to the Estimation of Cointegration Vectors in Panel Data. **Econometric Reviews**, 151-174, 2005.

BREEDEN, D. An Intertemporal Asset Pricing Model with Stochastic Consumption and Investment Opportunities. **Journal of Financial Economics**, v.7, p. 265-296, 1979.

BROOKS, C., KATSARIS, A. Regime Switching Models of Speculative Bubbles with Volume: An Empirical Investigation of the S&P 500 Composite Index. **Available at SSRN:** <http://ssrn.com/abstract=822164>.

CAMPBELL, J. Y., KYLE, A. Smart money, noise trading and stock price behavior. **Review of Economics Studies**, 60:1-34, 1993.

_____, LO, A., W., MACKINLAY, A. Craig. **The Econometrics of Financial Markets**. Princeton: Princeton University Press, 1997.

_____, SHILLER, R. J. Cointegration and Tests of Present Value Models. **Journal of Political Economy**, v.95, p. 1062-1087, 1987.

_____, SHILLER, R. J. Stock Prices, Earnings, and Expected Dividends. **The Journal of Finance**, Papers and Proceedings of the Forty-Seventh Annual Meeting of the American Finance Association, Chicago, Illinois, v. 43, n. 3, p. 661-676, dez. 28-30, 1987. (jul.,1988a).

CHOI, I. Unit root tests for panel data. **Journal of International Money and Finance**, 20:249-272, 2001.

CHOW, G. C., FAN, Z. Z., HU, J. Y. Shanghai Stock Prices as Determined by the Present Value Model. **Journal of Comparative Economics**, v. 27, p. 553-561, 1999.

CHOW, Y. F., LIU, M. Long Swings with Memory and Stock Market Fluctuations. **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, v.34, p. 341-367, 1999.

COAKLEY, J., FUERTES, A.M. New Panel Unit Root Tests of PPP. **Economics Letters**, 57, 17-22, 1997.

COCHRANE, J. H. How Big Is the Random Walk in GNP? **The Journal of Political Economy**, v. 96, n. 5, p. 893-920, 1988.

_____. Asset Pricing. **Princeton University Press**, Princeton, N. J., 2001.

COHEN, R. B., POLK, C. K., VUOLTEENAHO, T. The Value Spread. **NBER Working Paper**, n.W8242, 2001.

COPELAND, T. E., WESTON, J. F. **Financial theory and corporate policy**. 3. ed. Reading, Massachusetts: Addison Wesley, 1988.

COOTNER, P. The Random Character of Stock Market Prices, **MIT Press**, 1964.

COWLES, A. The Meeting of the Econometric Society in Chicago. **Econometrica**, v.1, n. 4, p. 431-444, 1933.

CUTHBERTSON, K., NITZSCHE, D. **Quantitative Financial Economics**. John Wiley And Sons, 2004.

_____, NITZSCHE, D. **Investments**. John Wiley And Sons, 2001.

DE BONDT, W. F. M., THALER, R. Does the stock market overreact? **Journal of Finance**, v.40, p.793 – 805, 1985.

DE LONG, J. B., SHLEIFER, A., SUMMERS, L., WALDMANN, R. Noise trader risk in financial markets. **Journal of Political Economy**, v.98, p.703 – 738, 1990.

DENZIN, N. K., LINCOLN, Y. S. (2000). **Handbook of qualitative research**. Thousand Oaks: Sage.

DIBA, B., GROSSMAN, H. I. Rational Inflationary Bubbles. **NBER Working Paper** n.W2004, 1988.

DIMSON, E., MUSSAVIAN, M. A Brief History Of Market Efficiency. **European Financial Management**. Vol. 4, No.1. 1998.

DUPUIS, D., TESSIER, D. The U. S. Market And Fundamentals: A Historical Decomposition. **Bank Of Canada Working Paper**, 20, 2003.

ENGLE, R.F., GRANGER, C. W. J. Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing. **Econometrica**, v. 552, p. 251 – 276, 1987.

EVANS, P., KARRAS, G. Convergence Revisited. **Journal of Monetary Economics**, 37, 249–265, 1996.

FAMA, E. F. The Behavior of Stock Market Prices. **Journal of Business**, v.38, p.34-105, 1965.

_____. Efficient capital markets: A review of theory and empirical work. **Journal of Finance**, v.25, p.383 – 417, 1970.

_____. Foundations of Finance. **Basic Books**, New York, 1976a.

_____. Efficient Capital Markets: Reply. **Journal of Finance**, v.3, p.143-145, 1976b.

_____. Efficient Capital Markets: II. **Journal of Finance**, v.46, p.1575-1618, 1991.

_____., BLUME, M. Filter Rules and Stock Market Trading. **Journal of Business**, v.39, Issue 1, p. 226 – 241, 1966.

_____., FISHER, L., JENSEN, M., ROLL, R. The Adjustment of Stock Prices to New Information. **International Economic Review**, v.10, p.1-21, 1969.

_____., FRENCH, K. R. Permanent and Temporary Components of Stock Prices. **The Journal of Political Economy**, v. 96, n. 2, p. 246-273, 1988a.

_____., FRENCH, K. R. Dividend Yields and Expected Stock Returns. **Journal of Financial Economics**, v.22, p. 3-25, 1988b.

_____., FRENCH, K. R. The Cross-Section of Expected Returns. **Journal of Finance**, v.47, p. 427-465, 1992.

FIGLEWSKI, S. Subjective information and market efficiency in a betting market. **Journal of Finance**, v.87, p.75 – 88, 1979.

FLAVIN, M. A. Excess Volatility in the Financial Markets: A Reassessment of the Empirical Evidence. **The Journal of Political Economy**, v. 91, n. 6, p. 929-956, 1983.

FORTUNE, P. Stock Market Efficiency: An Autopsy?. **New England Economic Review, Federal Reserve Bank of Boston**, p.17 – 40, 1991.

FRIEDMAN, M. The case for flexible exchange rates. **In Essays in Positive Economics**. Chicago: University of Chicago Press, 1953.

FROOT, K. A., OBSTFELD, M. Intrinsic Bubbles: The Case of Stock Prices, **American Economic Review**, 81(5), 1189–214, 1991.

GILLES, C., LEROY S. F. A Note on the Local Expectations Hypothesis: A Discrete-Time Exposition. **The Journal of Finance**, v. 41, n.4, p. 975-979, 1986.

GODDARD, J., McMILLAN, D. G., WILSON, J. "Dividends, Prices and the Present Value Model: Firm-Level Evidence", **European Journal of Finance**; 14:195-210, 2008.

GODOY, A. S. Introdução à pesquisa qualitativa e suas possibilidades. (1995). **ERA EASP / FGV**, v. 35, n.2, p. 57 – 63.

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

GRANGER, C., MORGENSTERN, O. Spectral Analysis of New York Stock Market Prices. **Kyklos**, v.16, p. 1-27, 1963.

GRAHAM, B., DODD, D. L. **Security analysis**. New York: McGraw-Hill, 1934.

GROSSMAN, S. J. **Essays on Rational Expectations**. Unpublished doctoral dissertation, Univ. Chicago, 1975.

GROSSMAN, S. J. On the Efficiency of Competitive Stock Markets Where Traders Have Diverse Information. **Journal of Finance**, v.31, p. 573-585, 1976.

_____. The Existence of Futures Markets, Noisy Rational Expectations and Informational Externalities. **Rev. Econ. Stud.**, v.64, p. 431-449, 1977.

_____., SHILLER, R. The Determinants of the Variability of Stock Market Prices. **The American Economic Review**, v. 71, p. 222-227, 1981.

_____., STIGLITZ, J. E. On the Impossibility of Informationally Efficient Markets. **The American Economic Review**, v. 70, n.3, p. 393-408, 1980.

HANSEN, L. P. Large Sample Properties Of Generalized Method Of Moments Estimators. **Econometrica**, v.50, p.1029-1054, 1982.

_____., SINGLETON, K. J. Stochastic consumption, risk aversion, and the temporal behavior of asset returns. **Journal of Political Economy**, v. 91, n. 2, p.249–65, 1983.

HSIEH, D. Chaos and Nonlinear Dynamics: Application to Financial Markets. **Journal of Finance**, v.46, p. 1839-1877, 1991.

IM, K., PESARAN, H., SHIN, Y. Testing for unit roots in heterogeneous panels. **DAE Working Papers Amalgamated Series** No. 9526, University of Cambridge, 1995.

_____., PESARAN, H., SHIN, Y. Testing for unit roots in heterogeneous panels. **Department of Applied Economics**, University of Cambridge, 1997.

IM, K., PESARAN, H., SHIN, Y. Testing for unit roots in heterogeneous panels. **Department of Economics**, University of Edinburgh. Working Paper, 2002.

_____., PESARAN, H., SHIN, Y. Testing for Unit roots in Heterogeneous Panels, **Journal of Econometrics**, 115, 53-74, 2003.

JENSEN, M. The Performance of Mutual Funds in the Period 1945-1964, **Journal of Finance**, v.23, p. 389-416, 1968.

_____. Some anomalous evidence regarding market efficiency. **Journal of Financial Economics**, v.6, p.95-101, 1978.

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

JUNG, J., SHILLER, R. J. One Simple Test of Samuelson's Dictum for the Stock Market. **Cowles Foundation Discussion Paper** n. 1386, 2002.

KAHNEMAN, D., RIEPE, M. Aspects of investor psychology. **Journal of Portfolio Management**, v.24, p.52-65, 1998.

KAO, C. Spurious regressions and residual based tests for cointegration in panel data. **Department of Economics**, Syracuse University, 1997.

_____. Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data. **Journal of Econometrics**, 90:1-44, 1999.

_____., CHIANG, M. H. On the estimation and inference of a cointegrated regression in panel data, nonstationary panels, panel cointegration and dynamic panels. **Elsevier Science**, 15:179-222, 2000.

KAPETANIOS, G., SHIN, Y., SNEEL, A. Testing for unit root in the nonlinear STAR framework. **Journal of Econometrics**, n. 112, p. 359-379, 2003.

KEIM, D. B., STAMBURGH, R. F. Predicting Returns in the Stock and Bond Markets. **Journal of Financial Economics**, v.17, p. 357-390, 1986.

KENDALL, M. The Analysis of Economic Time Series. **Journal of the Royal Statistical Society**, Series A, v.96, p. 11-25, 1953.

KERLINGER, F. N. **Metodologia da Pesquisa em Ciências Sociais**. São Paulo, EPU / EDUSP, 1980.

_____, LEE, H. **Foundations of behavioral research**. 4th ed. California: Thomson Learning, 2000.

KEITH, C., E NITZSCHE, D. **Quantitative Financial Economics**, John Wiley & Sons Ltd., West Sussex, 2005.

KIM, C., MORLEY, J. C., NELSON, C. R. Does Intertemporal Trade-Off Between Risk And Return Explain Mean Reversion In Stock Prices?, **Journal Of Empirical Finance**, Vol 8(4), 2001.

KLEIDON, A. Bias in Small Sample Tests of Stock Price Rationality. **The Journal of Business**, v. 59, n. 2, part 1, p. 237-261, 1986.

_____. The Probability of Gross Violations of a Present Value Variance Inequality: Reply. **The Journal of Political Economy**, v. 96, n.5, p.1093-1096, 1988a.

KLEIDON, A. Bubbles, Fads and Stock Price Volatility Tests: A Partial Evaluation: Discussion. **The Journal of Finance**, v.43, n.3, Papers and Proceedings of the Forty-Seventh Annual Meeting of the American Finance Association, Chicago, Illinois, December 28-30, p. 656-660, 1988b.

KOCHE, J. C. **Fundamentos de metodologia científica**. Rio de Janeiro: Vozes, 1997.

KRAUS, A., STOLL, R. Price Impacts of Block Trading on the New York Exchange. **Journal of Finance**, p.569-588, 1972.

LARSSON, R., LYHAGEN, J., LOTHGREN, M. Likelihood-Based Cointegration Tests in Heterogeneous Panels. **Econometrics Journal** 4, 109–142, 2001.

LEROY, S. F. Risk Aversion and the Martingale Property of Stock Prices. **International Economic Review**, v.14, p. 436-446, 1973.

_____. Efficient Capital Markets: Comment. **Journal of Finance**, v.3, p.139-141, 1976.

_____, PORTER, R. D. The Present-Value Relation: Tests Based on Implied Variance Bounds. **Econometrica**, v. 49, n.3, p. 555-574, 1981.

_____. Efficient capital markets and Martingales. **Journal of Economic Literature**, v.27, n.4, p.1583-1621, 1989.

_____, STEIGERWALD, D. Volatility. **Working Paper 6-92**, Department of Economics, University of California Santa Barbara, 1995.

LEVIN, A., CHIEN-FU, L. Unit root tests in panel data: Asymptotic and finite-sample properties. University of California - **San Diego Discussion Paper** 92-23, 1992.

_____, LIN, C. F. Unit root tests in panel data, asymptotic and finite sample properties. U.C. San Diego. **Working Paper**, 1993.

LEVIN, A., LIN, C. F., CHU, J. Unit root in panel data: Asymptotic and finite-sample Properties, **Journal of Econometrics**, 108(1), 1-24, 2002.

LIN, U., KO, S. T. The empirical evidence of bubbles theory in Taiwan stock market: testing the existence and characteristics of bubbles. **Journal of Taiwan Economics and Finance**, 29, 109-126, 1993.

LINTNER, J. The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets. **The Review of Economics and Statistics**, v.47, n. 1, p. 13-37, 1965.

_____. Security Prices, Risk and Maximal Gains from Diversification. **Journal of Finance**, v.20, p.587-615, 1965.

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.

_____. The Three P's of Total Risk Management. *Financial Analysts Journal*, v.55, p.13-26, 1999.

_____. Finance: A Selective Survey. *Journal of the American Statistical Association*, v.95, n.450, p.629-635, 2000.

LUCAS JUNIOR, R. E. Asset Prices in an Exchange Economy. *Econometrica*, v. 46, n.6, p.1429-1445, 1978.

MADDALA, G.S., WU, S. Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and a New Simple Test. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61, 631-652, 1999.

MACDONALD, R., POWER, D. Stock Prices, Dividends and Retention: Long Run Relationships and Short Run Dynamics. *Journal of Empirical Finance*, v.2, p.135-151, 1995.

MANDELBROT, B. Forecasts of Future Prices, Unbiased Markets, and "Martingale" Models. *The Journal of Business*, v. 39, n.1, Part 2: Supplement on Security Prices, p.242-255, 1966.

MANKIW, N., ROMER D., SHAPIRO M. An Unbiased Reexamination of Stock Market Volatility. *The Journal of Finance*, v.40, n.3, Papers and Proceedings of the Forty-Third Annual Meeting American Finance Association, Dallas, Texas, December 28-30, p.677-687, 1985.

MARSH, T. A., MERTON, R. C. Dividend Variability and Variance Bounds Tests for the Rationality of Stock Market Prices. *The American Economic Review*, v.76, n.3, p.483-498, 1986.

MCKOSKEY, S., KAO, C. A residual-based test for the null of cointegration in panel data. *Econometric Reviews*, 17:57-84, 1998.

MEHRA, R., PRESCOTT, E. The Equity Risk Premium: A Puzzle. *Journal of Monetary Economics*, v.15, p.145-161, 1985.

MERTON, R. An Intertemporal Capital Asset Pricing Model. **Econometrica**, v.41, n.5, p.867-887, 1973.

MOSSIN, J. Equilibrium in a Capital Asset Market. **Econometrica**, v.35, p.768-783, 1966.

NASSEH, A., E STRAUSS, J. Stock Prices and the Dividend Discount Model: Did their Relation Break Down in the 1990s. **The Quarterly Review of Economics and Finance**, Vol. 44, No. 2, 2004.

NG, S., PERRON, P., Estimation and Inference in Nearly Unbalanced Nearly Cointegrated Systems. **Journal of Econometrics**, 53-81, 1997.

NIEDERHOFFER, V., OSBORNE, M. Market Making and Reversal on the Stock Exchange. **Journal of the American Statistical Association**, v.61, p.897-916, 1966.

OHLSON, J. Risk-Aversion and the Martingale Property of Stock Prices: Comments. **International Economic Review**, v.18, n.1, p. 229-234, 1977.

OSBORNE, M F M. Brownian Motion in the Stock Market. **Operations Research**, 7, p.145-173, 1959.

PEARSON, K. The Problem of the Random Walk. **Nature**, v.72, p.342, 1905

PESARAN, M. H., BREITUNG, J. Unit Roots and Cointegration in Panels. Institute for Economic Policy Research, **Working Paper** No. 05.32, 2005.

PESARAN, M. H., SMITH, R. Estimating long-run relationships from dynamic heterogeneous panels. **Journal of Econometrics**, 68, 79–113, 1995.

PEDRONI, P. Panel cointegration, asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests, with an application to the PPP hypothesis. Indiana University, **Working Paper in Economics**, No. 95-031, 1995.

_____. Fully modified OLS for heterogeneous cointegrated panels, **Advances in Econometrica**, 57, 1361-1401, 1999.

_____. Fully modified OLS for heterogeneous cointegrated panel. In Baltagi, B. H., editor, Nonstationary Panels, Panel Cointegration, and Dynamic Panels, **Advances in Econometrics**, pages 93-130. Vol. 15 (JAI), 2000.

_____. Purchasing power parity in cointegrated panels. **The Review of Economics and Statistics**, 83(4):727-731, 2001.

PHILLIPS, P. C. B., MOON, H. R. Linear regression limit theory for nonstationary panel data. **Econometrica**, 67:1057-1111, 1999.

POTERBA, J. M., SUMMERS, L. H. The Persistence of Volatility and Stock Market Fluctuations. **The American Economic Review**, v.76, n.5, p.1142-1151, 1986.

QUAH, D. International patterns of growth: persistency in cross-country disparities. London School of Economics. **Unpublished manuscript**, 1992.

QUAH, D. Exploiting cross-section variations for unit root inference in dynamic data. **Economics Letters**, 44:9-19, 1994.

ROBERTS, H. Stock Market 'Patterns' and Financial Analysis: Methodological Suggestions. **Journal of Finance**, v.44, p.1-10, 1959.

ROBERTS, H. Statistical Versus Clinical Prediction of the Stock Market. **Unpublished manuscript**, CRSP, University of Chicago, 1967.

ROSS, S. A. The Interrelations of Finance and Economics: Theoretical Perspectives. **The American Economic Review**, v. 77, n.2, Papers and Proceedings of the Ninety-Ninth Annual Meeting of the American Economic Association, p.29-34, 1987.

RUBINSTEIN, M. Securities Market Efficiency in an Arrow – Debreu Economy. **The American Economic Review**, v.65, n.5, p.812-824, 1975.

SAMUELSON, P. A. Proof that Properly Anticipated Prices Fluctuate Randomly. **Ind. Manage Rev.**, v.6, p. 41-49, 1965.

SAVAGE, L. The foundations of Statistics. **New York: Wiley**, 1964.

SCHOLES, M. The market for securities: substitution versus price pressure and effects of information on share prices. **Journal of Business**, v.45, p.179-211, 1972.

SEAKARAN, U. Research methods for business: a skill-building approach. 2nd ed. **New York: John Wiley**, 1992.

SHARPE, W. Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium Under Conditions of Risk. **Journal of Finance**, 19, p 425-442, 1964.

SHARPE, W. F. Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk. **The Journal of Finance**, v.19, n.3, p.425-442, 1964.

SHILLER, R. J. The Volatility of Long-Term Interest Rates and Expectations Models of the Term Structure. **The Journal of Political Economy**, v. 87, n. 6, p. 1190-1219, dez.1979.

SHARPE, W., ALEXANDER, G. **Investments**, 4th edition. Englewood, NJ: Prentice Hall, 1990.

SHILLER, R. J. The Use of Volatility Measures in Assessing Market Efficiency. **The Journal of Finance**, v. 36, n. 2, p. 291-304, Papers and Proceedings of the Thirty Ninth Annual Meeting American Finance Association, Denver, set. 1980.

_____. Do stock prices move too much to be justified by subsequent changes in dividends. **American Economic Review**, v.71, n.3, p.421-36, jun. 1981.

_____. Stock Prices and Social Dynamics. **Brookings Pap. Econ. Act.**, v.2, p.457-498, 1984.

SHLEIFER, A. Inefficient markets: an introduction to behavioral finance. **Oxford: Oxford**

University Press, 2000.

SIEGEL, J. Stocks for the long run. New York: **McGraw Hill**, 1998.

SMITH, A. The Money Game. **Random House**, New York, 1968.

SPANOS, A. Probability Theory And Statistical Inference-Econometric Modeling With Observational Data. **Cambridge University Press**. U. K. 1999.

SPROULL, N. **Handbook of Research Methods: a guide for practitioners and Students in the Social Sciences**. 2nd Ed. London: Scarecrow Press, 2002.

STOCK, J., WATSON, M. A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Systems. **Econometrica**, 61, 783-820, 1993.

SUMMERS, L. H. Does the Stock Market Rationally Reflect Fundamental Values?. **Journal of Finance**, v.41, p.591-601, 1986.

SU, Chi-Wei., CHANG, Hsu-Ling., CHEN, Yahn-Shir. Stock Prices and Dividends in Taiwan's Stock Market: Evidence Based on Time-Varying Present Value Model. **Economics Bulletin**, v.7, n.4, p.1-12, 2007.

THALER, R., BARBERIS, N. A survey of behavioral finance. *In*: CONSTANTINIDES, George; HARRIS, Milton; STULZ, René (Orgs.). **Handbook of the economics of finance**. New York: North Holland, 2003.

TIMMERMANN, A. Excess Volatility and Predictability of Stock Returns in Autoregressive Dividend Models with Learning. **Review of Economic Studies**, v. 63, p.523-558, 1996.

VON NEUMANN, J., MORGENSTERN, O. Theory of Games and Economic Behavior. **Princeton: Princeton University Press**, 1944.

VUOLTEENAHO, T. What Drives Firm-Level Stock Returns?. **Journal of Finance** 57:233–64, 2002

WANG, P. Financial Econometrics. Methods and models. **Routledge**, 2003.

WEST, K. Dividend Innovations and Stock Price Volatility. **Econometrica**, v. 56, p. 37-61, 1988b.

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

_____. Note on the Correlation of First Differences of Averages in a Random Chain. **Econometrica**, v.28, p.916-918, 1960.

WURGLER, J., ZHURAVSKAYA, E. Does arbitrage flatten demand curves for stocks?. **Mimeo**, Harvard University, 1999.

WESTERHOFF, F., MANZAN, S. Does liquidity in the FX market depend on volatility? **Economics Bulletin**, Vol. 6, No. 10, 1-8, August, 2004.