



**FACULDADE DE ECONOMIA DA UNIVERSIDADE DO PORTO**

Mestrado em Ciências Empresariais – Especialização em Finanças

**Eficiência Informacional do Mercado de Acções:  
O Caso Português**

**por**

**Vítor José Pita do Nascimento**

*Dissertação com vista à obtenção do Grau de Mestre em Ciências Empresariais com especialização em Finanças pela Faculdade de Economia da Universidade do Porto*

**Orientada pelo**

**Professor Doutor Mário Coutinho dos Santos**

**Porto, 2007**



---

## **NOTA BIOGRÁFICA**

Vitor José Pita do Nascimento, nasceu em Paranhos a 24 de Julho de 1978. Licenciado em Gestão, desde 2001, pela Faculdade de Economia da Universidade do Porto, exerce actualmente funções de economista no Gabinete de Planeamento e Controlo de Gestão da empresa Metro do Porto, SA. Na mesma faculdade concluiu, em 2005, a componente lectiva do Mestrado em Ciências Empresariais, com Especialização em Finanças.



---

## **AGRADECIMENTOS**

A concretização deste trabalho só foi possível graças ao esforço e dedicação de várias pessoas, às quais devo agradecimento: ao Professor Mário Coutinho dos Santos, com quem tive o privilégio de trabalhar, pelo incentivo, pela disponibilidade e pela amabilidade que teve em aceitar a incumbência de orientar este trabalho, e cujas sábias críticas e sugestões em muito o valorizaram; ao Professor Manuel de Oliveira Marques, com quem tive a honra de aprender e trabalhar, pelo apoio, pela oportunidade oferecida e pelo exemplo de dedicação académica e profissional; à professora Ana Paula Serra, bem como os demais professores que me acompanharam durante o mestrado, pela generosa e permanente disponibilidade revelada e pelo aprendizado; aos meus colegas de mestrado, pela disponibilidade, simpatia e amizade demonstradas; ao Pedro, companheiro mestrando, pelo convívio, pelo estímulo e determinação; ao Jorge, com quem tive o prazer de trabalhar, pelo apoio e partilha entusiástica de experiências e conhecimentos; aos meus pais, pelo apoio incondicional, pela confiança depositada e pelas oportunidades de educação proporcionadas, muitas vezes à custa de sacrifício pessoal; à minha irmã, pelo inestimável carinho e dedicação, que me ajudaram a vencer este período de trabalho intenso; à Flora, pela partilha, amor e carinho incondicionais, que me deram coragem, confiança e alento para continuar; aos meus familiares e amigos, pelo entusiasmo, paciência e compreensão manifestadas, apesar da distância; e a todas as outras pessoas, que de uma forma directa ou indirecta, tornaram possível a concretização deste trabalho. A todos, o meu sincero agradecimento.



---

## **RESUMO**

A hipótese de eficiência dos mercados é um dos principais pilares da moderna teoria de finanças. À luz desta hipótese, o comportamento aleatório na variação dos preços decorre da chegada de nova informação ao mercado. Longe de ser consensual, a literatura revela resultados susceptíveis de serem interpretados como pondo em causa a hipótese de eficiência dos mercados.

Tendo por base o modelo de *random walk* dos preços, testou-se a hipótese de eficiência do mercado accionista Português. Para tal construiu-se uma amostra com as cotações semanais de acções transaccionadas na *Euronext Lisbon* e pertencentes aos segmentos ‘A - Large Caps’ e ‘B - Mid-Caps’, durante o período compreendido entre Janeiro de 1997 e Março de 2007. Os resultados do estudo demonstram, numa parte significativa da amostra, que os preços seguem um padrão de *random walk* – evidência que é interpretada como consistente com a hipótese de eficiência dos mercados – e, na restante parte, a presença de indícios que sugerem alguma previsibilidade na variação dos preços – evidência cuja confirmação implicará a rejeição da hipótese de eficiência dos mercados.

Conclui-se pela não rejeição da sua hipótese de eficiência informacional, apesar de parte da evidência empírica apresentada poder ser interpretada como sugerindo a presença de indícios de potencial previsibilidade dos preços no segmento accionista mercado de capitais Português.



## ÍNDICE GERAL

<b>1</b>	<b>INTRODUÇÃO .....</b>	<b>1</b>
<b>2</b>	<b>ENQUADRAMENTO TEÓRICO .....</b>	<b>4</b>
2.1	FORMAÇÃO DE PREÇOS EM MERCADOS DE CAPITAIS EFICIENTES .....	5
2.2	MERCADOS DE CAPITAIS PERFEITOS .....	8
2.3	MERCADOS COMPLETOS .....	10
2.4	LEI DO PREÇO ÚNICO E OPORTUNIDADES DE ARBITRAGEM .....	12
2.5	EXPECTATIVAS RACIONAIS E EFICIÊNCIA DOS MERCADOS .....	13
2.6	PARADOXO INFORMACIONAL DE GROSSMAN E STIGLITZ (1980) .....	14
<b>3</b>	<b>A HIPÓTESE DE EFICIÊNCIA DOS MERCADOS .....</b>	<b>16</b>
3.1	A HIPÓTESE DE EFICIÊNCIA DOS MERCADOS DE FAMA (1970).....	19
3.2	IMPORTÂNCIA DA HIPÓTESE DE EFICIÊNCIA DOS MERCADOS.....	22
<b>4</b>	<b>REVISÃO DA LITERATURA EMPÍRICA .....</b>	<b>24</b>
4.1	TESTES DE PREVISIBILIDADE DOS RETORNOS.....	25
4.1.1	<i>Aleatoriedade dos preços.....</i>	27
4.1.2	<i>Reversão para a média .....</i>	28
4.1.3	<i>Características dos emitentes .....</i>	28
4.1.4	<i>Empresas de Pequena Dimensão e Efeito Janeiro.....</i>	29
4.1.5	<i>Efeitos de calendário .....</i>	30
4.1.6	<i>Excesso de volatilidade e previsibilidade dos preços .....</i>	31
4.1.7	<i>Efeito momentum .....</i>	31
4.1.8	<i>Efeito da emissão de novas acções .....</i>	32
4.1.9	<i>Presença de Factores Comportamentais .....</i>	32
4.2	TESTES DE INFORMAÇÃO PRIVADA .....	34
<b>5</b>	<b>DESAFIOS À TEORIA DA EFICIÊNCIA DOS MERCADOS.....</b>	<b>37</b>
5.1	FINANÇAS COMPORTAMENTAIS .....	38



---

5.2	TEORIA DO CAOS .....	40
5.3	DISTRIBUIÇÃO ASSIMÉTRICA DA INFORMAÇÃO.....	41
<b>6</b>	<b>HIPÓTESES, METODOLOGIA E AMOSTRA .....</b>	<b>43</b>
6.1	ESPECIFICAÇÃO DO MODELO.....	45
6.2	MODELIZAÇÃO DOS RETORNOS .....	49
6.3	TESTES DO MODELO DE <i>RANDOM WALK</i> .....	50
6.3.1	<i>Testes à Hipótese RW1</i> .....	50
6.3.2	<i>Testes à hipótese de random walk RW2</i> .....	57
6.3.3	<i>Testes à hipótese de random walk RW3</i> .....	59
6.3.4	<i>Evidência empírica</i> .....	68
6.4	CARACTERIZAÇÃO DA AMOSTRA .....	70
<b>7</b>	<b>RESULTADOS .....</b>	<b>74</b>
<b>8</b>	<b>CONCLUSÕES.....</b>	<b>108</b>
	<b>BIBLIOGRAFIA .....</b>	<b>115</b>
	<b>ANEXOS.....</b>	<b>142</b>

## ÍNDICE DE FIGURAS

FIGURA 1: PREÇO VS VALOR .....	7
FIGURA 2: NÍVEIS DE EFICIÊNCIA DOS MERCADOS .....	20



---

## **ÍNDICE DE TABELAS**

TABELA 1: EVIDÊNCIA EMPÍRICA SOBRE A HIPÓTESE DE RANDOM WALK.....	68
TABELA 2: DESCRIÇÃO DA AMOSTRA .....	72
TABELA 3: TESTES DE COWLES JONES E MOOD.....	75
TABELA 4: TESTE DE LJUNG-BOX.....	77
TABELA 5: TESTES DE LO MACKINLAY E CHOW DENNING.....	104
TABELA 6: TESTES DE WRIGHT E BELAIRE-FRANCH CONTRERAS .....	106
TABELA 7: RESUMO DOS TESTES À HIPÓTESE DE <i>RANDOM WALK</i> .....	112



## 1 INTRODUÇÃO

Um dos ícones da moderna teoria de finanças é a hipótese de eficiência do mercado. Com mais de um século de vida, este constructo teve o seu berço na teoria do *random walk* de Bachelier (1990), sendo mais tarde consolidada por Samuelson (1965) e Benoît Mandelbrot (1963, 1966). Alguns anos depois, Fama (1970) sintetiza e sistematiza a literatura teórica e empírica até à data, formulando o conceito de mercado eficiente e propondo três formas de eficiência informacional do mercado: fraca, semi-forte e forte. Na revisão da literatura realizada por Fama (1970, 1991) é defendido que, em geral, a hipótese de eficiência de mercado é suportada em termos empíricos no mercado Norte Americano.

Ao longo das últimas décadas, sobretudo a partir dos anos 70 do século passado, que o tema da hipótese de eficiência de mercado tem sido objecto de intenso debate entre académicos e diversos participantes no mercado de capitais. De acordo com o conceito de mercado eficiente é expectável que o comportamento futuro dos preços dos activos financeiros seja aleatório, uma vez que estes evoluem na medida em que toda a nova informação divulgada no mercado é incorporada total e instantaneamente nos preços. Daqui decorre a implicação de que se deverá observar uma correlação estatisticamente não diferente de zero entre taxas de retorno presentes e passadas, não sendo pois possível prever o comportamento dos preços futuros com base em informação histórica. E, mesmo que o fosse, o mercado ajustar-se-ia de forma instantânea, anulando assim qualquer oportunidade de arbitragem.<sup>1</sup> Ainda assim, apesar de em termos conceptuais a teoria ser aparentemente robusta, têm sido empiricamente documentadas algumas regularidades que, aparentemente, constituem anomalias que

---

<sup>1</sup> Para uma abordagem teórica do princípio da arbitragem na economia financeira ver Varian (1987).



por alguma razão, não foram eliminadas através da actividade transaccional dos *arbitrageurs*, na gíria anglo-saxónica.<sup>2</sup>

Entre académicos e diferentes participantes no mercado, tem sido intensamente debatida a hipótese da previsibilidade dos preços, com resultados que muitas vezes parecem pôr em causa o paradigma da eficiência de mercado. A noção de que os mercados de capitais são eficientes, apesar de geralmente aceite, tem no entanto levado um número significativo de investigadores a procurar encontrar regularidades empíricas em amostras de séries temporais de preços. O interesse despertado por esta relevante temática da teoria financeira, levou inúmeros autores a dedicar-se ao estudo da aleatoriedade dos preços e ao teste empírico da hipótese de eficiência de mercado, à luz da qual, quanto mais eficiente for um mercado, maior o nível de aleatoriedade implícito nas séries temporais dos preços dos activos financeiros nele transaccionados. Pese embora a expressiva dimensão desta literatura, ainda pouco se sabe relativamente ao segmento accionista do mercado de capitais Português.

Instigado pela divergência de resultados e pela escassez de estudos que investiguem a proposição da eficiência informacional na formação dos preços no mercado accionista português, o estudo deste mercado torna-se potencialmente ainda mais interessante se atendermos ao contexto actual de forte integração dos mercados e movimentos de concentração das bolsas europeias, especificamente a inclusão da BVLP na Euronext e mais recentemente o processo de fusão entre a Euronext e a NYSE.<sup>3</sup>

---

<sup>2</sup> Segundo o Webster's New World Dictionary & Thesaurus «a person who engages in arbitrage».

<sup>3</sup> A Euronext foi formada em 22 de Setembro de 2000, pela fusão entre as Bolsas de Paris, Bruxelas e Amesterdão. Mais tarde, juntam-se o mercado de derivados londrino (2002) e a Bolsa de Valores de Lisboa e Porto (2006). Actualmente (desde o dia 4 de Abril de 2007) a NYSE Euronext agrega seis mercados a contado em cinco países (Bélgica, França, Holanda, Portugal e Estados Unidos da América) e seis bolsas de derivados (Bélgica, França, Holanda, Portugal, Reino Unido e Estados Unidos da América), sendo também líder mundial em admissões, negociação de produtos a contado e derivados



---

Tendo como objectivo primordial contribuir para o debate sobre a hipótese de eficiência do mercado, o aspecto central do estudo desenvolvido consistiu no teste da hipótese da aleatoriedade na formação dos preços no segmento accionista do mercado de capitais Português.

A dissertação desenvolve-se ao longo de oito capítulos organizados da forma seguinte: o capítulo segundo introduz o conceito de eficiência dos mercados do ponto de vista informacional e o respectivo quadro teórico de base; o terceiro capítulo aborda a formulação da hipótese de eficiência dos mercados e enuncia os principais contributos que estiveram na sua origem; o capítulo quarto apresenta uma revisão da literatura empírica existente; o capítulo quinto introduz algumas correntes alternativas presentes na literatura da eficiência dos mercados; o capítulo sexto trata das questões metodológicas da investigação empírica realizada; o capítulo sétimo apresenta os resultados do estudo empírico do mercado de acções português; o capítulo oitavo conclui o trabalho e enuncia pistas para investigação futura.

---

sobre taxas de juro, obrigações e distribuição de dados de mercado. A capitalização bolsista total das empresas cotadas na NYSE Euronext é de 21,5 milhões de milhões de Euros, gerando uma média diária de transacções de aproximadamente 77 mil milhões de Euros (Fonte: NYSE Euronext, dados de 28 de Fevereiro de 2007).



## 2 ENQUADRAMENTO TEÓRICO

Um dos principais papéis dos mercados financeiros na economia é o da transferência de recursos entre os agentes económicos.<sup>1</sup> Neste contexto, a teoria económica associa tradicionalmente o conceito de eficiência com o da afectação óptima dos recursos, a qual é atingida nas condições de optimalidade de Pareto.<sup>2</sup>

Em termos gerais, o estudo da eficiência dos mercados pode subdividir-se em três diferentes perspectivas: eficiência informacional, eficiência operacional<sup>3</sup> e eficiência na afectação de recursos (ou de Pareto). Todavia, quando o conceito de eficiência é referido na literatura recente, especialmente a propósito do estudo dos mercados financeiros, está implícito o conceito de eficiência informacional. Neste quadro, a eficiência está directamente relacionada com a capacidade que o mercado tenha para processar nova informação e a velocidade com que a incorpora nos preços.

Não obstante o enfoque da literatura neste prisma informacional da eficiência de mercado, alguns autores referem-se à eficiência dos mercados mas numa óptica operacional. Já em Fama (1965) se encontra referência ao conceito de mercado eficiente

---

<sup>1</sup> Ver, e.g., Focardi e Fabozzi (2004) para uma análise das funções económicas dos mercados financeiros.

<sup>2</sup> A eficiência na afectação dos recursos, ou de Pareto, relaciona-se com o equilíbrio geral dos mercados na melhor afectação de recursos (escassos), e a sua consistência no tempo. Neste equilíbrio, não é possível aumentar a rentabilização da aplicação de uns recursos sem reduzir a de outros. Isto permite que os investimentos se canalizem para os activos que melhor os remuneram. Para uma análise aprofundada ver, e.g., Mas-Colell, Andreu, Michael Whinston e Jerry Green (1995).

<sup>3</sup> A eficiência operacional analisa a organização e o funcionamento do sistema de mercado. Debruça-se sobre os custos de transacção, a regulação e os mecanismos formais, isto é, analisa as características da microestrutura dos mercados. Neste contexto consideram-se como mercados operacionalmente eficientes aqueles onde as transacções se efectuam nas melhores condições de prazo de execução, de custo e de comodidade.



nas dimensões informacional e operacional, sugerindo este autor que a velocidade da incorporação da informação relevante nos preços depende também da microestrutura dos mercados: «(...) um mercado onde há um grande número de participantes racionais, que procuram maximizar os seus retornos, competindo activamente, em que cada um tenta prever o valor futuro de cada activo, e no qual toda a informação actualizada relevante é quase gratuitamente disponível a todos esses participantes (...)» (Fama, 1965). Nesta condições, «(...) em média, a concorrência conduzirá à total e instantânea incorporação da nova informação sobre os valores intrínsecos nos preços» (*ib.*).<sup>4</sup>

### 2.1 Formação de preços em mercados de capitais eficientes

Pode dizer-se que, o preço de um activo financeiro pode assumir uma multiplicidade de valores. Isto sucede porque o seu valor intrínseco (fundamental, de investimento ou valor justo) está ancorado a um grande número de factores, incertos, como sejam a evolução da economia, da envolvente política ou mesmo da fase do ciclo dos negócios. Assim, o valor de um activo é incerto e reflecte o equivalente actual das expectativas que os agentes económicos formulam, a cada momento, com base na informação disponível no mercado. Um activo financeiro será, então, adquirido se o seu valor intrínseco for superior ao seu preço e será vendido no caso contrário, resultando o seu preço no mercado da média ponderada dos valores que lhe são atribuídos pelo conjunto de participantes. Em mercados eficientes este preço é uma estimativa óptima do valor dos activos.

Um mercado é, então, eficiente se os preços dos activos reflectem, a todo o momento, toda a informação disponível de uma forma completa e verdadeira, i.e., se oferecem informação sobre todos os factores que incidem e influenciam o seu valor intrínseco. Isto significa que a determinação do preço justo está, por conseguinte, intimamente relacionada com (*i*) a disponibilidade da informação no mercado, perfeita,

---

<sup>4</sup> A partir daqui utilizaremos a designação de eficiência de mercado no seu sentido informacional.



completa e de livre acesso para todos os agentes económicos; e (ii) com o processo de eficiência no processamento dessa informação, ou seja, a capacidade dos agentes económicos para processar e interpretar a informação, avaliando de forma racional os activos financeiros transaccionados no mercado.

Não só está implícito no conceito de eficiência dos mercados que os agentes económicos são racionais e tomam as suas decisões com base na informação existente no mercado tendo como função objectivo a maximização do seu bem-estar terminal, como também, que a existência de eventuais investidores não-rationais não terá influência nos preços. Isto sucede porque, por um lado, as transacções de eventuais investidores não-rationais, por serem aleatórias, anular-se-ão sem afectar os preços e por outro, porque estes investidores não-rationais se comportam de forma similar, donde que as suas transacções constituem oportunidades de arbitragem imediatamente aproveitadas pelos demais investidores (rationais).<sup>5</sup>

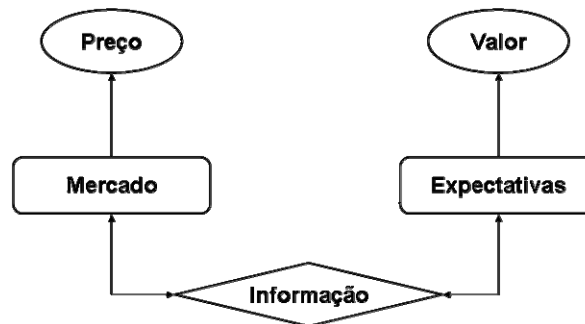
Neste quadro teórico, a presença de mercados eficientes implica que não exista espaço para ganhos supranormais com a compra ou a venda de activos, a não ser fruto do acaso, já que qualquer transacção de activos no mercado será efectuada ao seu justo valor. Por outro lado, e uma vez que em mercados eficientes os preços reflectem instantaneamente toda a informação disponível, é expectável que o andamento dos preços seja aleatório. Este facto resulta do carácter imprevisível da chegada de nova informação ao mercado implicando necessariamente a imprevisibilidade dos preços, e também por esta via, a impossibilidade de obter ganhos supranormais com a informação existente no mercado em cada período temporal.

---

<sup>5</sup> Friedman (1953) argumenta ainda que, a longo prazo, os investidores irracionais – que compram activos financeiros sobrevalorizados e vendem activos financeiros subvalorizados, perdendo assim riqueza para os demais investidores – acabam por desaparecer do mercado.



Figura 1: Preço vs Valor



Do ponto de vista teórico, os principais contributos fundadores da hipótese da eficiência dos mercados devem-se a Samuelson (1965) e Mandelbrot (1963, 1966) que mostraram que num mercado informacionalmente eficiente os preços incorporam integral e instantaneamente as expectativas racionais formuladas por todos os participantes no mercado com base em condições iguais de acesso irrestrito, gratuito e instantâneo a informação perfeita e completa.

Fama (1970) estabelece o conjunto de condições requeridas pelo conceito de eficiência dos mercados: (i) mercado sem atritos; (ii) onde toda a informação circule livremente; e (iii) todos os participantes no mercado sejam agentes económicos racionais. O autor argumenta porém que estes pressupostos são condições suficientes, mas não necessárias, pelo que a hipótese de eficiência dos mercados se poderá verificar mesmo na ausência de alguns deles. Por conseguinte, um dos fundamentos do conceito de eficiência informacional do mercado está assegurada pelas características intrínsecas dos investidores<sup>6</sup> que nele actuam, agentes racionais, informados e avessos ao risco, tomando decisões tendo como função objectivo a maximização do seu bem-estar

<sup>6</sup> Ou participantes, como refere Fama (1970).



terminal e actuando no seu interesse próprio.<sup>7</sup> Ora, neste plano conceptual descrito por Fama (1965, 1970), os preços no mercado devem tender para o equilíbrio, já que qualquer desvio será instantaneamente corrigido pela acção de especuladores e *arbitrageurs*.<sup>8</sup>

Existe porém um outro factor com relevância para o estudo da hipótese de eficiência dos mercados: o problema da afectação do risco. A presença de um ambiente de risco e incerteza relativamente aos estados futuros na natureza carrega consigo efeitos na eficiência do mercado, enquanto canalizador de recursos entre os diversos agentes económicos. O estudo destes factores é promovido pela recente literatura de mercados completos.

Nas secções seguintes são apresentados os conceitos de mercados perfeitos e mercados completos enquanto fundamentos teóricos fundadores da hipótese de eficiência dos mercados.

### 2.2 Mercados de capitais perfeitos

Conforme referem Jensen *et al.* (1989), a teoria dos mercados de capitais perfeitos constitui um dos principais contributos da teoria neoclássica para a microeconomia financeira, tendo sofrido um forte impulso no seu desenvolvimento durante as décadas de 50 e 60 do século passado. A caracterização da economia na óptica neoclássica como um ‘mundo ideal’, funcionando sem quaisquer atritos ou imperfeições que impeçam a

---

<sup>7</sup> Já em 1776, o filósofo e economista Adam Smith, no seu livro onde estuda a natureza e a causa da riqueza das nações, defende que é cada indivíduo, actuando em prol dos seus próprios interesses, que alimenta a ‘mão invisível’ do mercado. Desta forma, o mercado determina os preços e aloca eficientemente os bens e serviços de uma economia quando cada um dos agentes económicos defende com ‘egoísmo’ os seus interesses.

<sup>8</sup> Shleifer (2000) refere que a existencia de competição no mercado entre *arbitrageurs* por um retorno superior assegura que qualquer desvio no preço dos activos, face ao seu valor fundamental, será instantaneamente corrigido.



formação de preços de equilíbrio, permitiu a compreensão do modo como funcionariam, nessas condições, os mercados. Este quadro conceptual abriu a possibilidade da formulação teórica e matemática de vários comportamentos económicos, como por exemplo, o conceito de equilíbrio Pareto-eficiente.

A teoria dos mercados perfeitos ajudou também à compreensão do impacto das imperfeições dos mercados na economia. O abandono progressivo dos pressupostos caracterizadores do paradigma dos mercados perfeitos, como sejam por exemplo, os impostos, os custos de transacção, os custos de agência e os custos informacionais, permitiu compreender melhor o funcionamento dos mercados e da economia do ‘mundo real’.<sup>9</sup>

Neste enquadramento teórico, os mercados são perfeitamente concorrenciais e de equilíbrio, sem atritos ou imperfeições, cujos participantes são agentes económicos racionais, têm acesso irrestrito, completo, gratuito e instantâneo à informação e trabalham no sentido de maximizarem a sua riqueza. Assume-se igualmente um mercado atomizado, onde coexistem compradores e vendedores em elevado número, de tal forma que nenhum deles tem a capacidade de influenciar a formação dos preços no mercado.

A verificação destas condições implica necessariamente a presença de mercados eficientes, na medida que os preços formados tenderão a ser as melhores estimativas do valor intrínseco dos activos financeiros. Sucede mesmo que, qualquer desvio do preço relativamente ao seu valor justo será imediatamente percebido pelos restantes

---

<sup>9</sup> Um exemplo clássico é o teorema de Modigliani e Miller (1958). Os autores provam que, na ausência de impostos, custos de falência e informação assimétrica, e no pressuposto de os mercados serem eficientes, o valor da empresa não é afectado pela sua estrutura de capitais, i.e., é indiferente a forma como a empresa se financia. Mais tarde, outros autores procuram abandonar alguns pressupostos na tentativa de compreenderem o seu impacto na estrutura de capitais da empresa.



actores de mercado, que aproveitarão esta oportunidade em seu benefício, corrigindo-o instantaneamente.<sup>10</sup>

### 2.3 Mercados completos

A designação ‘mercados completos’<sup>11</sup> refere-se a um sistema teórico de mercado, onde existem activos em qualidade e quantidade suficiente, que conferem ao investidor um leque de possibilidades de investimento tão vastas que lhe permitem realizar os seus investimentos da forma a satisfazer as suas preferências de retorno e risco em todas as contingências futuras. A teoria desenvolve as suas primeiras raízes com os trabalhos de McKenzie (1954), Arrow e Debreu (1954), Debreu (1959) e Arrow (1964). Assim, e em termos gerais, a literatura de mercados completos aborda preferencialmente os problemas do equilíbrio de mercado e o da eficiência na afectação do risco.

A teoria assenta nos conceitos de activo, incerteza e estado contingente. A redefinição de activo está para além da visão tradicional, incluindo características que normalmente não são consideradas como inerentes: a data e a natureza aquando do consumo do próprio bem<sup>12</sup>.

A incerteza é incorporada na definição dos potenciais estados futuros da natureza e a incorporação da variável tempo no sistema de mercados completos permite transacções à vista e futuras. Consequentemente, e uma vez que os estados futuros da natureza contêm incerteza, este mercado é contingente,<sup>13</sup> daqui resultando que um dado

---

<sup>10</sup> Facto que impossibilita os agentes económicos de obterem retornos superiores ao normal, de forma consistente.

<sup>11</sup> Também frequentemente indicado na literatura como ‘sistema completo de mercados’.

<sup>12</sup> Vide Flood (1991).

<sup>13</sup> De acordo com Duffie (1996) o preço de um activo financeiro «is simply the state-price weighted sum of its payoffs in the different states». Os estados da natureza são caracterizações



activo contingente em relação a vários estados da natureza seja, na prática, representado por vários activos. Por exemplo, um guarda chuva num dia de sol é diferente de um guarda chuva num dia de chuva, pelo que este activo guarda chuva visto à luz da teoria dos mercados completos faz-se representar por vários activos contingentes mediante o estado futuro da natureza.

Neste contexto podemos fazer representar um activo contingente por um vector de fluxos financeiros para cada estado da natureza que prevalecerá no futuro.<sup>14</sup> O sistema de mercado torna-se efectivamente completo quando torna possível a construção de uma carteira com um qualquer vector de fluxos financeiros, contingente pela ocorrência de determinado estado da natureza.<sup>15</sup> Isto significaria que, não considerando restrições orçamentais, seria possível a um qualquer investidor contratar no mercado a entrega de determinada quantidade de unidades monetárias, bens ou serviços, quantidade essa dependente da ocorrência de um determinado estado da natureza. Neste plano conceptual, os activos financeiros podem ser vistos como meras promessas de retorno. Consequentemente, um activo financeiro pode caracterizar-se como um vector de retornos contingentes pelo estado da natureza e a carteira de activos de determinado investidor pela combinação linear desses fluxos financeiros.

Para aferir, então, sobre a completude ou incompletude do sistema de mercado não interessa olhar para a quantidade total de activos disponíveis, mas sim a quantidade de

---

mutuamente exclusivas, exaustivas e completas que capturam as causas fundamentais da incerteza na economia.

<sup>14</sup> Na chamada teoria de estados contingentes, o mercado é equivalente a um vector de fluxos financeiros.

<sup>15</sup> Da álgebra linear tiramos que um sistema de mercado está completo quando contém um conjunto suficiente de vectores linearmente independentes de tal forma a que a sua combinação permite reproduzir qualquer vector imaginável, i.e. o número de vectores linearmente independentes é igual ao número de estados futuros da natureza mutuamente exclusivos.



activos disponíveis não redundantes. A forma mais simples de formar activos não redundantes é criar um vector que pague uma unidade monetária apenas no caso de se verificar um determinado estado da natureza, e zero nos restantes. Esse conjunto de activos não redundantes e normalizados designam-se na literatura por activos puros ou primitivos. Nestas condições, a partir da combinação de activos puros, seria possível construir arbitrariamente uma qualquer estrutura de fluxos financeiros.

Um sistema completo de mercados implica a existência de um número infinito de activos! Existiriam tantos activos quanto a combinação dos três factores seguintes: (i) todos os bens e serviços disponíveis no mercado; (ii) número de períodos temporais; e (iii) número de estados da natureza em cada período. Além do mais, nenhum agente económico seria capaz de identificar todos os membros do conjunto exaustivo dos estados da natureza futuros e, se porventura o fosse, nem todos os estados da natureza são observáveis. Sucede ainda que os mercados do mundo real têm activos redundantes, criando oportunidades de arbitragem.

### 2.4 Lei do preço único e oportunidades de arbitragem

Como sugerem Lamont e Thaler (2003) «identical goods must have identical prices.» Esta proposição, conhecida como Lei do Preço Único, sustenta que: (i) em mercados perfeitamente concorrenciais; (ii) onde os custos de transacção sejam nulos; (iii) com ausência de barreiras à entrada ou à saída; e (iv) informação perfeita e completa disponível para todos os participantes no mercado sem custo ou qualquer restrição, dois ou mais activos financeiros na mesma classe de risco e com taxas de retorno esperado idênticas – i.e. substitutos perfeitos – devem transaccionar-se ao mesmo preço.<sup>16</sup> A violação da Lei do Preço Único, determinará o surgimento de uma oportunidade de arbitragem onde um ganho económico pode ser instantaneamente

---

<sup>16</sup> Ver Lamont e Thaler (2003) que afirmam que «In capital markets, the Law says that identical securities (that is, securities with identical state-specific payoffs) must have identical prices (...).»



capturado por um *arbitrageur*, impedindo que a situação de desequilíbrio se mantenha.<sup>17</sup>

### 2.5 Expectativas racionais e eficiência dos mercados

O conceito de mercado eficiente está intimamente relacionado com a teoria das expectativas racionais de Muth (1961).<sup>18</sup> Segundo esta teoria, os agentes económicos, racionais e homogeneamente informados – pois dispõem de acesso irrestrito, completo, gratuito e instantâneo a informação perfeita e completa – formulam expectativas (óptimas) de forma idêntica, ou seja, têm expectativas homogéneas.

Conforme referem Cruz e Santos (2006), o pressuposto de racionalidade inerente ao conceito de mercado eficiente confere aos agentes económicos (*i*) a capacidade de interpretar, instantaneamente e de forma objectiva, o impacto da informação disponível sobre os preços; (*ii*) a compreensão, ainda que implicitamente, do verdadeiro mecanismo causal gerador dos preços; (*iii*) a capacidade de formular, implícita ou explicitamente, previsões quanto aos ‘fundamentais’ da economia (para os diversos estados da natureza futuros) incorporando-os nos preços; e (*iv*) o conhecimento preciso da distribuição de probabilidade dos fundamentais.

Daqui resulta que os participantes de mercado conseguem interpretar plenamente a informação disponível e formular expectativas óptimas quanto ao risco e retorno dos activos, as quais, em média e ao longo do tempo, não se desviarão dos retornos realizados. Nestas circunstâncias, o preço de mercado dos activos incorpora, de forma

---

<sup>17</sup> Lamont e Thaler (2003) definem arbitragem como «(...) simultaneous buying and selling of the same security for two different prices (...)»

<sup>18</sup> Uma hipótese alternativa a esta hipótese de racionalidade dos agentes económicos é a teoria das expectativas adaptativas, que deu origem às finanças comportamentais. Esta perspectiva adaptativa da racionalidade humana admite que os agentes económicos formulam as suas expectativas futuras com base num processo de aprendizagem relativamente à sua experiência passada.



instantânea, completa e perfeita, toda a informação relevante acerca do seu valor justo, i.e., a hipótese das expectativas racionais garante as condições necessárias para que a informação seja processada de uma forma eficiente pelos agentes económicos, requisito fundamental para o postulado de eficiência dos mercados.

### 2.6 Paradoxo informacional de Grossman e Stiglitz (1980)

Grossman e Stiglitz (1980) apresentam um paradoxo informacional que conduz a que, em mercados eficientes, não existam transacções.

Na presença de tais mercados (mercados eficientes na forma forte), os preços reflectem instantaneamente toda a informação disponível, eliminando assim qualquer oportunidade de arbitragem. No momento em que algum dos agentes económicos tem conhecimento de nova informação, ainda que privada, essa será instantaneamente capturada pelo mecanismo de formação dos preços e conseqüentemente revelada ao mercado. Ora, quando um ou mais agentes económicos se envolvem na recolha de informação sobre as características de risco e retorno dos activos (actividade desenvolvida com um custo monetário para além do dispêndio de tempo e de, eventualmente, outros recursos), espera vir a conseguir uma vantagem económica face aos demais participantes no mercado, cujo benefício permita compensar os custos incorridos nessas actividades privadas de recolha e processamento de informação. Todavia tal expectativa nunca chegará a concretizar-se, uma vez que as suas acções irão revelar a natureza da nova informação, sinalizando-a aos demais agentes económicos os quais tenderão a envolver-se em estratégias de *free-riding*.<sup>19</sup>

---

<sup>19</sup> Aproveitamento por parte daqueles agentes económicos que por não terem incentivo não investem na recolha e processamento de informação, preferindo replicar o comportamento de outros agentes a quem atribuem o incentivo para investir na aquisição de informação produzida privadamente, auferindo gratuitamente do benefício gerado pelos que investiram na recolha e processamento de informação. Para um discussão do problema de *free-riding* veja-se, entre outros, Albanese e Fleet (1985).



---

Resulta que, nestas condições de eficiência extrema, os agentes económicos não possuem qualquer incentivo para se envolverem em actividades de recolha de informação – com custo superior a zero e benefício nulo – donde o mercado nunca poderá ser eficiente relativamente a tal conjunto de informação – porque nenhum dos agentes económicos estará disposto a despendar recursos na sua recolha.

Grossman e Stiglitz (1980) mostram, assim, que é necessário que exista um certo grau de desequilíbrio no mercado, criando por essa via incentivos para os *arbitrageurs* se envolverem na recolha de informação.

Contudo, anos antes, a argumentação de Hayek (1945) resolve este paradoxo. O autor argumenta que para que os mercados sejam competitivos, a informação terá de ter um custo, sendo que um investidor estará disposto a suportar esse custo uma vez que posteriormente será compensado pelo mercado, enquanto essa informação não estiver incorporada nos preços, i.e., enquanto este avaliar de forma ineficiente os activos.<sup>20</sup> Basta uma pequena vantagem temporal na aquisição de nova informação para que exista o incentivo em adquiri-la, sendo desta forma o mercado eficiente.

---

<sup>20</sup> Jensen (1978) refere que, num mercado eficiente, os preços reflectem a informação até ao ponto onde o benefício marginal da recolha e incorporação da informação nos preços supera o custo marginal.



### **3 A HIPÓTESE DE EFICIÊNCIA DOS MERCADOS**

A formulação teórica inicial da hipótese de eficiência dos mercados remonta ao trabalho pioneiro de Louis Bachelier (1900), ao apresentar uma primeira abordagem ao conceito de comportamento aleatório dos preços, muito embora na altura este seu trabalho não tenha sido considerado de grande importância.<sup>1</sup> Na sua tese de doutoramento, Bachelier (*ib.*) estudou a correlação linear dos preços de opções financeiras, assinalando que a sua variação dependia de um número infinito de factores. Ele desenvolve um modelo pioneiro no qual as variações nos preços de um activo eram variáveis aleatórias independentes argumentando que, a cada momento, a probabilidade de subida dos preços era idêntica à de descida. O suporte matemático desenvolvido por Bachelier (1900) antecipa mesmo o trabalho de Albert Einstein sobre o movimento aleatório originado pela colisão de moléculas de gás, em 1905, também conhecido como movimento browniano.<sup>2</sup>

Mais tarde, outros investigadores, como Cowles (1933 1944) Cowles e Jones (1937) e Working (1934), confrontam-se com a impossibilidade sistemática de prever a evolução futura dos preços no mercado. No seu artigo de 1944, Cowles afirma que nem mesmo os profissionais de mercado conseguem ter um desempenho superior ao mercado.

A introdução do conceito de aleatoriedade dos preços surge em 1953 pelo trabalho de Maurice Kendall que, aproveitando o esquecimento no meio científico do trabalho de Bachelier (1900), recebe os créditos pela descoberta. Kendall (1953) conclui, numa análise ao mercado do Reino Unido a 22 séries de preços semanais, pela ausência de

---

<sup>1</sup> Dimson e Mussavian (1998) salientam que o trabalho de Bachelier (1900) ficou praticamente no esquecimento até finais dos anos 50 do século passado. A divulgação do trabalho de Bachelier (1900) coube ao economista Paul Samuelson sendo mais tarde, em 1964, publicado em inglês por Cootner.

<sup>2</sup> O movimento browniano deve o seu nome ao botânico Robert Brown que, em 1827, descreve a forma aleatória como o pólen se dispersa sobre a água.



qualquer tendência sistemática nos preços. Ele afirma ainda que a série de preços se aproxima de uma série aleatória, resultado esse corroborado por Osbourne (1959) que mostra também que o logaritmo do preço das acções segue um movimento browniano. Kendall (1953) sublinha ainda o carácter não estacionário das séries de preços.

Em 1959, Harry Roberts chama a atenção para a importância do conceito de aleatoriedade dos preços. Este autor defende que o mercado gera variações de preços aleatórias e independentes, bem como identicamente distribuídas. No seu estudo, este autor argumenta que a série de preços gerada pelo mercado accionista americano é idêntica a uma série gerada aleatoriamente.

Alguns anos mais tarde, o estudo da hipótese de eficiência dos mercados ganha um novo fôlego com as publicações de Fama e Samuelson, muito embora seja também de realçar o facto de Cootner (1964) ter publicado um caderno onde reunia uma colecção com os principais trabalhos de Roberts, Bachelier, Cootner, Kendall, Osborne, Working, Cowles, Moore, Granger e Morgenstern.

Fama (1965) apresenta evidência empírica que suporta a hipótese da independência e da aleatoriedade dos preços, mas não da normalidade da distribuição da variação dos mesmos. Argumenta, no entanto, que o fundamental é verificar-se a independência dos preços, não sendo, assim, possível antecipar as evoluções futuras dos mesmos. Samuelson (1965) desenvolve o primeiro argumento formal que relaciona a hipótese de eficiência dos mercados com o conceito de *martingale*.<sup>3</sup>

---

<sup>3</sup> O termo *martingale* descreve o processo estocástico no qual a expectativa condicional do valor no momento seguinte, dado o valor actual, é o valor actual, i.e.,  $E(x_{n+1} | x_1, x_2, \dots, x_n) = x_n$ . Segundo Lo (2000), O modelo martingale remota a 1565. No seu livro 'Liber de Ludo Aleae', o matemático italiano Girolamo Cardano descreve o princípio fundamental dos jogos de azar como sendo um jogo de condições equivalentes para todos os jogadores. Veja-se também Lucas (1978).



No final dos anos 60 do século passado, Harry Roberts (1967) faz a distinção da tipologia dos testes à hipótese de eficiência dos mercados, nomeadamente entre a forma fraca e forte, conceito que foi mais tarde sistematizado por Fama (1970).

Paralelamente, começam a aparecer os primeiros estudos que procuram testar regras de negociação com base em filtros. Alexander (1961, 1964) e Fama e Blume (1966) são alguns dos autores que mostram a incapacidade das regras de negociação na obtenção de ganhos significativos nos mercados bolsistas.

Fama (1970) num artigo por muitos considerado a formulação da teoria da eficiência informacional do mercado, sistematiza a literatura teórica e empírica distinguindo as três formas de eficiência de mercado – fraca, semi-forte e forte – que hoje podem ser encontradas nos livros de texto de economia financeira.

Deste modo, até finais dos anos 70, início dos anos 80 do século passado, a grande maioria da evidência empírica apresentada pelos estudiosos apresentava-se consistente com a hipótese de eficiência dos mercados, levando mesmo Jensen (1978) a classificar a hipótese de eficiência dos mercados como uma das proposições mais sólidas das finanças.

No entanto, ainda durante os anos 80 do século passado, começam a surgir várias publicações de base econométrica apresentando evidência de irregularidades empíricas susceptíveis de pôr em causa a hipótese de eficiência dos mercados (e.g., Shiller, 1981 documenta a excessiva volatilidade dos preços).

Na década de 90 do século passado, a teoria financeira vive possivelmente o seu momento mais conturbado, abrindo espaço ao aparecimento de novas correntes da literatura, nomeadamente no domínio das finanças comportamentais. Tendo como precursores Kahneman e Tversky (1979), vários autores como La Porta, Lakonishok, Shleifer ou Vishny, sugerem a incorporação de factores comportamentais nos modelos de avaliação de activos financeiros.



### 3.1 A Hipótese de Eficiência dos Mercados de Fama (1970)

De acordo com Fama (1970) e representando:<sup>4</sup> (i)  $\Phi_{t-1}$  o conjunto de informação disponível no momento  $t-1$ , que inclui toda a informação relevante disponível no mercado para a definição do preço dos activos, nomeadamente toda a informação presente (em  $t-1$ ) e passada, todos os subconjuntos  $\Phi_{t-\tau}$ , sendo  $\tau=2, 3, \dots, T$ ; (ii)  $\Phi_{t-1}^m$  o conjunto de informação utilizado pelo mercado na determinação do preço dos activos no momento  $t-1$ .  $\Phi_{t-1}^m$  é um subconjunto de  $\Phi_{t-1}$ ; (iii)  $p_{j,t-1}$  o preço do activo  $j$  no momento  $t-1$ , onde  $j=1, 2, \dots, n$ ; (iv)  $F^m(p_{1,t+\tau}, \dots, p_{n,t+\tau} | \Phi_{t-1}^m)$  a função de densidade conjunta para os preços dos activos no momento  $t+\tau$  ( $\tau \geq 0$ ), atribuída pelo mercado no momento  $t-1$ , com base na informação  $\Phi_{t-1}^m$ ; e (v)  $F(p_{1,t+\tau}, \dots, p_{n,t+\tau} | \Phi_{t-1})$  a verdadeira função densidade conjunta para o preço dos activos no momento  $t+\tau$  ( $\tau \geq 0$ ), atribuída pelo mercado no momento  $t-1$ , com base na informação  $\Phi_{t-1}$ .

Para que a hipótese de mercados eficientes se verifique, os investidores, racionais e dotados de capacidade de análise, devem utilizar toda a informação relevante disponível,  $\Phi_{t-1}^m = \Phi_{t-1}$ , donde que o preço dos activos financeiros deverá reflectir, a cada momento, esse conjunto de informação:

$$F^m(p_{1,t+\tau}, \dots, p_{n,t+\tau} | \Phi_{t-1}^m) = F(p_{1,t+\tau}, \dots, p_{n,t+\tau} | \Phi_{t-1}^m) = F(p_{1,t+\tau}, \dots, p_{n,t+\tau} | \Phi_{t-1})$$

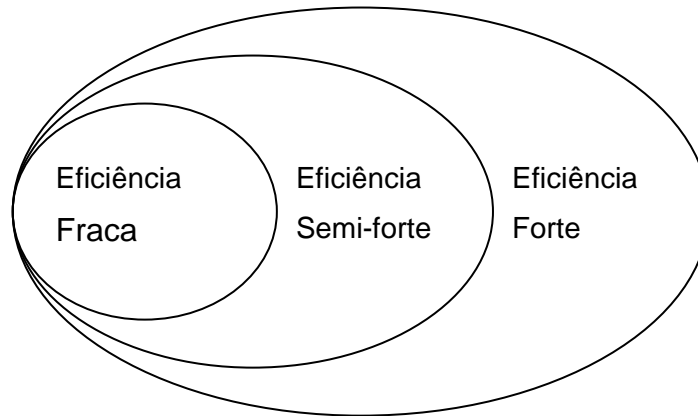
Fama (1970) argumenta que conforme o conteúdo informacional de  $\Phi_{t-1}^m$ , assim se poderão distinguir três níveis de eficiência dos mercados: eficiência fraca, eficiência semi-forte e eficiência forte.

---

<sup>4</sup> Adaptado de Fama (1976), Foundations of Finance, Cap. 5.



Figura 2: Níveis de Eficiência dos Mercados



a) A forma fraca de eficiência do mercado

A hipótese de eficiência sobre a forma fraca estabelece que o preço dos activos reflecte toda a informação histórica relevante. Sob esta forma de eficiência, os preços não têm ‘memória’, i.e., preços passados não contêm qualquer informação sobre evoluções futuras, uma vez que toda a informação passada já foi completamente incorporada. Concomitantemente, qualquer estratégia de investimento com base em análise de dados históricos, como por exemplo análise técnica, não permite ao investidor a obtenção de lucros supranormais para determinado nível de risco<sup>5</sup>. Desta feita, qualquer alteração nos preços será resultado da chegada de nova informação ao mercado, que por definição é aleatória. Assim, a correlação entre o preço no momento  $t-1$  e preço no momento  $t$  terá necessariamente de ser nula.

---

<sup>5</sup> Francis (1991) escreve que «dados de preços e volumes históricos dos títulos não contêm informações que possam ser usadas para auferir lucro acima do que seria obtido por uma estratégia ingénua de comprar e manter».



### b) A forma semi-forte de eficiência do mercado

A hipótese de eficiência sobre a forma semi-forte estabelece que o preço dos activos reflecte toda a informação pública disponível no mercado. Sob esta forma de eficiência, toda a informação relevante emitida, seja ela histórica, presente ou de expectativas futuras, proveniente de fontes acessíveis a qualquer agente do mercado, é automaticamente incorporada no preço<sup>6</sup>. Concomitantemente, qualquer estratégia de investimento com base em análise de informação pública disponível, seja informação relativa às empresas, à economia, etc., como por exemplo análise fundamental, não permite ao investidor a obtenção de lucros supranormais para determinado nível de risco.

### c) A forma forte de eficiência do mercado

Esta é a versão extrema da hipótese de eficiência informacional dos mercados. A hipótese de eficiência sobre a forma forte estabelece que o preço dos activos reflecte toda a informação relevante existente no mercado, seja pública ou privada. Sob esta forma de eficiência, toda a informação relevante, mesmo informação privada que qualquer agente económico possa deter, será incorporada no preço dos activos. Concomitantemente, qualquer estratégia de investimento com base em análise de informação privilegiada, como por exemplo decisões estratégicas das empresas, não

---

<sup>6</sup> Este conceito de informação engloba para além da informação contida nas séries históricas dos preços, demonstrações financeiras, planos estratégicos, dados macroeconómicos, etc., disponíveis publicamente.



permite ao investidor a obtenção de lucros supranormais para determinado nível de risco<sup>7</sup>.

Em síntese, pode concluir-se que, se o mercado é eficiente na forma forte, também o será eficiente nas formas semi-forte e fraca; e se o mercado for eficiente na forma semi-forte, também será eficiente na forma fraca.

### 3.2 Importância da hipótese de eficiência dos mercados

O pressuposto da eficiência dos mercados é um elemento transversal à teoria financeira.<sup>8</sup> Os mercados financeiros são eficientes quando os preços dos activos são estimativas não enviesadas do seu valor intrínseco.

Como atrás se argumenta, uma das principais funções de um mercado é permitir a transferência de recursos entre agentes económicos. Este papel deve ser exercido com a máxima eficiência. Neste contexto, é particularmente importante atender à problemática da formação dos preços que permitem a concretização daquela transferência.

De facto, a formação de preços de equilíbrio no mercado desempenha um papel crucial para que os agentes económicos que nele participam possam avaliar correctamente o desempenho dos seus investimentos face ao nível de risco a que estão predispostos a expor-se. Isto significa que em mercados eficientes estão presentes as condições para que cada investimento seja adequadamente remunerado. Sucede que, na presença de tais mercados, os agentes económicos podem fazer as escolhas óptimas em

---

<sup>7</sup> Existe alguma dificuldade legal na operacionalidade desta forma extrema de eficiência. Sendo ilegal utilizar informação privilegiada para transaccionar activos em bolsa, este tipo de informação, por definição, não chegará ao mercado.

<sup>8</sup> Como mostra Jensen (1972), desde o trabalho seminal de Markowitz (1952; 1959), passando pelos trabalhos de Tobin (1958), Treynor (1961), Sharpe (1964), Lintner (1965a; 1965b), Mossin (1969) e Fama (1968), que o conceito de eficiência dos mercados está presente.



---

termos de investimento,<sup>9</sup> promovendo a afectação dos recursos (escassos) da economia aos fins mais eficientes.<sup>10</sup> Nestas condições torna-se difícil a obtenção de retornos supranormais,<sup>11</sup> sendo praticamente eliminadas as oportunidades de arbitragem.<sup>12</sup>

---

<sup>9</sup> Os agentes económicos são racionais e tomam, num contexto de incerteza sobre o retorno futuro, decisões de investimento com vista à maximização da sua riqueza terminal.

<sup>10</sup> Sobre as condições que promovem a optimalidade na alocação de recursos ver Fama (1972), Merton e Subrahmanyam (1974) e Costrell (1986).

<sup>11</sup> Não seria possível obter-se, de forma consistente, uma remuneração acima da taxa de retorno exigida para investimentos com um nível de risco semelhante.

<sup>12</sup> Estas apenas seriam suscitadas por situações de ineficiência temporária dos mercados, sendo instantaneamente eliminadas.



#### **4 REVISÃO DA LITERATURA EMPÍRICA**

Como atrás se argumenta, a hipótese de eficiência do mercado está intimamente ligada com: (i) a importância do conjunto de informação relevante para a determinação dos preços; e (ii) a impossibilidade de explorar essa informação obtendo ganhos superiores aos do mercado (ajustados pelo risco e líquidos de custos de transacção) de uma forma consistente.

A evidência empírica apresentada pelos investigadores é de alguma forma contraditória. Por um lado, autores como Jensen (1978) sugerem que em finanças não há evidência empírica tão sólida como aquela que suporta a preposição da hipótese de eficiência dos mercados, ao passo que outros, como Fortune (1991), documentam um conjunto de anomalias que não são consistentes com a hipótese da eficiência do mercado.<sup>1</sup>

Entre a extensa literatura é possível encontrar métodos alternativos na condução de testes empíricos da hipótese de eficiência dos mercados.<sup>2</sup> Cerca de 20 anos depois do seu artigo de 1970, Fama (1991) apresenta uma revisão dos principais contributos neste domínio.<sup>3</sup> Apresentam-se, em seguida, os principais contributos desta literatura, utilizando uma sistematização semelhante à utilizada em Fama (1991).

---

<sup>1</sup> Outros autores são mais moderados. Por exemplo, Schwert (2002) e Malkiel (2003) afirmam que apesar das anomalias encontradas estas não se traduzem na possibilidade de criação de portefólios que permitam aos investidores auferirem de retornos supranormais para o nível de risco incorrido, concluindo que os mercados são mais eficientes e menos previsíveis do que a literatura recente reclama.

<sup>2</sup> Fama (1991) refere mesmo que a literatura é tão vasta que uma revisão integral é uma tarefa impossível.

<sup>3</sup> Outro trabalho de revisão da literatura cuja consulta se recomenda é Dimson e Mussavian (1998).



## 4.1 Testes de previsibilidade dos retornos

Vários estudos empíricos testam a hipótese da previsibilidade dos retornos, de acordo com a qual, na forma fraca de eficiência dos mercados, se deverá esperar que as variações no preço dos activos financeiros sejam temporalmente independentes entre si, ou seja, sigam um modelo de *random walk* (circunstância em que deverão evidenciar correlações seriais estatisticamente não diferentes de zero, ou não identificar qualquer padrão no movimento do preço desses activos).

O crescente aumento das capacidades computacionais ao serviço do cálculo científico e bem assim o desenvolvimento de novos métodos econométricos de análise de séries temporais, de alguma forma como que ‘direccionou’ a investigação empírica para a detecção de regularidades na evolução dos preços dos activos financeiros, cuja presença sistemática, reconhecidas na literatura como ‘anomalias de mercado’. A verificação continuada no tempo destes ‘padrões’, poderia conduzir à previsibilidade dos preços, o que necessariamente viria contribuir para infirmar a hipótese de eficiência dos mercados.<sup>4</sup>

Neste tipo de estudos, estas oportunidades são medidas em termos de retornos supranormais, i.e., o retorno em excesso que é produzido pelo mercado quando comparado com o gerado por um modelo (de equilíbrio) de geração de retornos.<sup>5</sup> Nestas condições, o retorno supranormal resulta da diferença entre o retorno obtido no mercado, e o retorno estimado através do modelo de avaliação utilizado. A implementação deste tipo de metodologia implica a especificação de um modelo de

---

<sup>4</sup> A verificação temporária destas regularidades empíricas, não obstante poderem ter constituído oportunidades de investimento potencialmente lucrativas durante os períodos de tempo em que subsistiram, seriam em si mesmas confirmadoras da hipótese de eficiência de mercado.

<sup>5</sup>  $\omega_t = R_t - E(R_t | X_t)$ , onde  $\omega_t$  representa o retorno supranormal;  $R_t$  o retorno de mercado; e  $X_t$  a informação condicional do modelo de geração de retornos, para o período temporal  $t$ .



geração de retornos, de entre os quais podemos identificar o ‘modelo de retorno médio constante’,<sup>6</sup> o ‘modelo de mercado’<sup>7</sup> e os ‘modelos multi-factoriais’.<sup>8</sup>

Como sugere, entre outros, Fama (1970, 1991) este tipo de testes empíricos está confrontado com um teste problema de hipóteses conjuntas. De facto, a estimação dos retornos supranormais implica o uso de um qualquer modelo de geração de retornos o qual inevitavelmente presume que o mercado é eficiente. Consequentemente, os resultados obtidos e as conclusões deles retiradas quanto à hipótese de eficiência de mercado baseiam-se, simultaneamente, no pressuposto de que o modelo de geração de retornos utilizado estaria adequadamente especificado e que o mercado seria informacionalmente eficiente. Nestas condições, quando se rejeitasse (aceitasse) a hipótese de eficiência de mercado estaríamos antes a rejeitar (aceitar) a especificação do modelo de geração de retornos utilizado ou a eficiência do mercado, ou a ambas em simultâneo.

Outra corrente desta literatura empírica enfatiza a importância dos custos de transacção, de fenómenos relacionados com a microestrutura dos mercados e de

---

<sup>6</sup>  $R_t = \mu + \varepsilon_t$ , onde o Retorno de determinado activo na data  $t$ ,  $R_t$ , depende do seu retorno médio histórico observado no mercado,  $\mu$ , acrescido de um termo de perturbação aleatório,  $\varepsilon_t$ , com média zero e variância constante. Vide Brown e Warner (1980).

<sup>7</sup>  $R_t = \alpha + \beta \times R_{mt} + \varepsilon_t$ , onde, na data  $t$ ,  $R_t$  representa o retorno de determinado activo financeiro, e  $R_{mt}$  representa o retorno de mercado de uma carteira diversificada de activos e  $\varepsilon_t$  o termo de perturbação aleatório com média zero e variância constante.  $\alpha$ ,  $\beta$  e  $Var(\varepsilon_t)$  são os parâmetros do modelo. Vide Markowitz (1959).

<sup>8</sup> Este modelo pode tomar várias especificações. Pode considerar-se uma extensão dos modelos de geração de retornos de mercado atrás referidos, com a particularidade de incluir outras variáveis na determinação do retorno esperado, como por exemplo o sector de actividade de uma empresa ou a sua dimensão. Vide Sharpe (1970).



problemas de *data-mining*<sup>9</sup> como factores a considerar quando se documentam regularidades empíricas que põem em causa a hipótese de eficiência de mercado (e.g., Jensen, 1978; Schwert, 2002; e Malkiel, 2003). Segundo estes autores, grande parte das regularidades empíricas documentadas, parecem não representar estratégias de investimento suficientemente atractivas, uma vez que a sua exploração não permitirá aos investidores auferirem, de forma consistente, de retornos supranormais face ao risco incorrido.

### 4.1.1 Aleatoriedade dos preços

O estudo empírico da capacidade de previsão/aleatoriedade de séries temporais de preços terá tido o seu início nos anos de 1930. A principal evidência empírica até aos anos de 1970 documentava que o movimento do preço dos activos financeiros se comportava como uma série aleatória (e.g., Working, 1934; Cowles, 1933 e 1944; Kendall, 1953; Roberts, 1959; Alexander, 1961; Cootner, 1964; Granger e Morgenstern, 1970; e Fama, 1965 e 1970).

Jegadeesh (1990) examina a previsibilidade de retornos mensais, encontrando correlação serial de primeira ordem negativa. Lo e Mackinlay (1988) encontraram forte evidência de correlação positiva em retornos semanais. Conrad e Kaul (1988, 1989) aprofundaram a análise das correlações positivas em retornos semanais e mensais de índices de mercado, detectando forte poder explicativo dos modelos estimados. Lo *et al.* (1991) alargam o âmbito de anteriores estudos, concluindo que a variância de retornos é muito maior em carteiras de acções de empresas de menor dimensão.

Uma outra linha de investigação debruçou-se sobre regras e estratégias de negociação, procurando identificar padrões que permitam obter retornos supranormais (e.g., Alexander, 1961; Fama e Blume, 1966; Latane e Young, 1969; Dryden, 1970; e

---

<sup>9</sup> Exploração exaustiva de uma ou mais bases de dados com o objectivo de encontrar relações ou padrões estatisticamente significativas num ou em vários sub-conjuntos de dados.



Jensen e Benington, 1970). Muito embora alguns autores tenham encontrado evidência empírica contrária à hipótese de andamento aleatório dos preços, os retornos supranormais estimados poderiam ser insuficientes para cobrir os custos de transacção envolvidos nas estratégias de investimento estudadas.

### 4.1.2 Reversão para a média

Outra área de pesquisa é a que testa a hipóteses da reversão da média do preço dos activos. Alguns autores (e.g., Summers, 1986; French e Roll 1986, Fama e French, 1988 e 1998; e Poterba e Summers, 1988) argumentam que os preços poderão ser previsíveis na medida em que, em horizontes temporais longos (de 3 a 5 anos), o andamento dos preços tende a reverter à sua média histórica. Muito embora criticada por vários autores,<sup>10</sup> e também por vezes atribuída ao efeito dimensão,<sup>11</sup> esta evidência empírica aparentemente suporta a hipótese da obtenção de retornos supranormais em estratégias de investimento contrário (*contrarian investment strategies* na gíria anglo-saxónica), i.e., investir em activos menos rentáveis em períodos anteriores (*losers*), e realizar *short-selling* nos activos de maior retorno (*winners*) no período contemporâneo (e.g., DeBondt e Thaler, 1985; e Chan, 1988).<sup>12</sup>

### 4.1.3 Características dos emitentes

Alguns indicadores financeiros têm sido investigados como *proxies* de características dos emitentes na perspectiva de se conseguirem boas previsões para o desempenho futuro das empresas. Ball (1978) encontrou evidência estatística que aponta no sentido de que os rácios de resultados, como ‘cotação bolsista’ / ‘resultado

---

<sup>10</sup> Kim *et al* (1991) sugerem que a anomalia detectada por Fama e French (1988) é um fenómeno pré-Segunda Guerra Mundial. Malkiel (2003) argumenta que a reversão da média pode dever-se ao comportamento eficiente do mercado, resultado da volatilidade das taxas de juro.

<sup>11</sup> Como descrevem Campbell *et al.* (1997).

<sup>12</sup> Vide secção 4.1.7.



líquido', terem um poder explicativo superior ao 'beta' do modelo de avaliação de activos financeiros de Sharp (1964) e Lintner (1965). Basu (1977, 1983) identificou o rácio 'cotação bolsista' / 'resultado líquido' como sendo um bom estimador da performance subsequente da empresa, argumentando que empresas com rácios elevados apresentam retornos médios superiores ao que seria de esperar pelo modelo de avaliação de activos financeiros. Outros autores (e.g., Hawawini e Keim, 1995; e Reinganum, 1981) corroboram estes resultados, sugerindo a utilização de medidas baseadas no *cash-flow*, como 'cash-flow' / 'cotação bolsista', ou o rácio 'dividendos' / 'cotação bolsista'. Fama e French (1988), que estudaram a relação entre o rácio 'dividendos' / 'cotação bolsista' e os retornos, apresentaram evidência empírica de uma correlação estatística tanto maior quanto o período de análise.<sup>13</sup> Goetzmann e Jorion (1993), documentaram que uma estratégia de investimento baseada em títulos com elevados rácios 'dividendo por acção' / 'cotação das acções' poderá ter rendibilidades superiores às do mercado.

Fama e French (1992) analisam o poder explicativo que rácios como o inverso do rácio 'cotação bolsista' / 'valor contabilístico do capital próprio', alavancagem financeira e 'cotação bolsista' / 'resultado líquido' têm nos retornos dos activos financeiros, num artigo que pôs em causa o modelo de avaliação de activos financeiros, embora mais tarde tenha sido refutado.<sup>14</sup>

#### 4.1.4 Empresas de Pequena Dimensão e Efeito Janeiro

Banz (1981) e Reinganum (1981) sugerem que a regularidade empírica apontada por Basu (1977) tem a ver com outro efeito, a dimensão. Eles documentam que as empresas de menor dimensão (medida pela capitalização bolsista), têm retornos médios

---

<sup>13</sup> Embora alguns procedimentos estatísticos, que deram origem a este resultado, tenham sido questionados por Goyal e Welch (1999).

<sup>14</sup> Recomenda-se a leitura de Nichols (2003) e Fan (2004).



elevados dado o seu beta (i.e., retornos médios superiores aos estimados através do modelo de avaliação de activos financeiros de Sharp, 1964; e Lintner, 1965).<sup>15</sup>

Outro fenómeno empírico apontado na literatura, especialmente em empresas de pequena dimensão, é a tendência de queda dos preços nos últimos dias de Dezembro e aumento nos primeiros dias de Janeiro. Keim (1983), Reinganum (1983) e De Bondt e Thaler (1985) documentam essa regularidade empírica. Roll (1983a, 1983b) e Schultz (1985) analisam estas descobertas avançando como explicação possível as medidas de optimização fiscal por parte dos investidores.<sup>16</sup>

Malkiel (2003) argumenta que a dimensão deste fenómeno de Janeiro não é suficientemente significativa para permitir que os investidores obtenham ganhos económicos com a sua exploração,<sup>17</sup> sendo que este tem vindo a desaparecer ao longo do tempo.<sup>18</sup>

### 4.1.5 Efeitos de calendário

French (1980) e Gibbons e Hess (1981) documentam algumas regularidades nos retornos diários. Estes autores evidenciam que as segundas-feiras trazem retornos tendencialmente negativos. Outros autores, entre os quais Harris (1986) e Jain e Joh (1988), encontraram alguns padrões nos retornos intradiários. Harris (1986) documenta uma concentração do efeito segunda-feira logo nas primeiras horas de negociação do

---

<sup>15</sup> Schwert (1983) faz uma revisão de um conjunto de artigos que investigam este fenómeno.

<sup>16</sup> Outro dos argumentos utilizados por Roll (1981) é o da especificação incorrecta do modelo de mercado. Brown e Barry (1984) referem que o problema da especificação do modelo de mercado está associado com a estimação errática do risco sistemático. Schwert (2002) indica que este efeito pode ter a ver com a microestrutura dos mercados, uma vez que há autores que apresentam este efeito ligado a activos com liquidez reduzida.

<sup>17</sup> Este efeito é relativamente pequeno para cobrir os custos de transacção.

<sup>18</sup> Schwert (2002) documenta o desaparecimento destas anomalias.



dia. Ariel (1990) descobriu que os retornos antes de feriados são consistentemente superiores à média de retorno obtida durante os restantes dias do ano, embora, mais tarde, Schwert (2002) documente o progressivo desaparecimento desta anomalia desde o período da sua descoberta.

### 4.1.6 Excesso de volatilidade e previsibilidade dos preços

Shiller (1981), Leroy e Porter (1981) e Grossman e Shiller (1981), entre outros, documentam o excesso de volatilidade nos preços. Estes autores argumentam que a variação dos preços não é passível de ser acomodada pela expectativa de variação dos dividendos futuros. Fama e French (1988) argumentam que apesar dos retornos de curto prazo serem imprevisíveis, os retornos de longo prazo estão negativamente correlacionados.

Campbell, *et al.* (1993), Jegadeesh (1990) e Lo e MacKinlay (1988, 1990), entre outros, encontram propriedades estatísticas de autocorrelação e correlação cruzada nos preços. Conrad e Kaul (1988), Jegadeesh (1990) e Campbell *et al.* (1997) analisaram carteiras de activos financeiros organizados por empresas de pequena e grande dimensão, concluindo que as carteiras de ‘pequena dimensão’ exibem níveis de autocorrelação na série de preços estatisticamente superiores.

### 4.1.7 Efeito momentum

De Bondt e Thaler (1985, 1987), entre outros, argumentam que em horizontes de longo prazo (de 3 a 5 anos), carteiras com activos de menor retorno (*losers*) têm um melhor desempenho do que carteiras com activos de mais elevado retorno (*winner*s).<sup>19</sup> Posteriormente, outros autores (e.g., Lakonishok *et al.*, 1994; Jegadeesh e Titman, 1993; e Chan *et al.*, 1996) examinam esta estratégia de investimento contrária com mais detalhe, procurando formar carteiras baseadas no desempenho histórico dos activos

---

<sup>19</sup> Este efeito é superior nos portefólios perdedores, e verifica-se com mais intensidade em Janeiro. O autor argumenta que esta descoberta valida a hipótese de sobre-reação. Vide secção 4.1.9.1.



financeiros. Jegadeesh e Titman (1993) apresentam evidência empírica que suporta a hipótese de que os activos recentemente vencedores superam os activos recentemente perdedores (num horizonte temporal de 3 a 12 meses), num efeito de continuidade de performance.

Schwert (2002), numa análise à literatura existente sobre esta regularidade empírica, argumenta que o documentado poderá reflectir as variações no prémio de risco, fenómeno esse não completamente explicado pela literatura. Outros autores (e.g., Odean, 1999; e Lesmond *et al.*, 2004) argumentam que quando contabilizados os custos de transacção, estratégias de investimento baseadas no aproveitamento desta regularidade empírica não permitem a obtenção de retornos supranormais.

### **4.1.8 Efeito da emissão de novas acções**

Ibbotson (1975) descobre que as novas emissões de acções são efectuadas a um preço inferior ao justo, em cerca de 12%, e mais recentemente, Loughlin *et al.* (1994) mostram que este fenómeno é internacional. Ritter (1991) identifica uma fraca performance de longo prazo para os activos sujeitos a uma oferta pública inicial, muito embora Brav *et al.* (1998) tenham questionado esses resultados.

### **4.1.9 Presença de Factores Comportamentais**

#### ***4.1.9.1 Sobre-reacção dos Preços***

A detecção de regularidades empíricas nos fenómenos de sobre e sub-reacção dos mercados tem merecido uma particular atenção por parte dos investigadores. DeBondt e Thaler (1985) documentam que alguns investidores poderão assumir comportamentos de excessivo optimismo ou excessivo pessimismo. Desta forma, a divulgação de nova informação no mercado pode provocar uma sobre ou sub-reacção do preço dos activos, podendo a correcção dos desvios em relação aos novos preços de equilíbrio ser mais ou menos lenta, criando uma potencial ‘janela de oportunidade’ para os investidores



procurarem capturar retornos supranormais.<sup>20</sup> Aparentemente existe uma convergência na literatura que sugere que activos financeiros com um desempenho inferior tendem a evidenciar uma melhor *performance* subsequente. Constata-se igualmente que este fenómeno parece ser mais notório nos meses de Janeiro. Jegadeesh (1990) analisa os retornos mensais de activos financeiros encontrando evidência estatística de correlação serial negativa para desfasamentos temporais de primeira ordem e correlação serial positiva para desfasamentos temporais de ordem superior. Jegadeesh e Titman (1993, 1999) apresentam evidência de ganhos supranormais em intervalos de 3 a 12 meses, em estratégias de compra de activos com pior *performance* anterior, evidência essa inconsistente com a hipótese da eficiência dos mercados.

Contudo, segundo outros autores, o efeito de sobre-reacção mesmo sendo considerado como uma anomalia, pode não ser ‘incompatível’ com um mercado eficiente se a sua magnitude for insuficiente para que os investidores obtenham retornos supranormais (e.g., Malkiel, 2003). Os trabalhos de McQueen (1992) e Kim, Nelson e Startz (1991), entre outros, sugerem que os resultados poderão estar enviesados devido à escolha dos períodos amostrais, argumentando que o fenómeno não é detectável em amostras referentes ao período após a Segunda Guerra Mundial.<sup>21</sup> Existe igualmente evidência empírica (e.g. Fluck *et al.* 1997) que documenta que a eficácia (em termos de retornos supranormais) de estratégias de investimento baseadas no aproveitamento destas regularidades empíricas tenderá a reduzir-se (ou mesmo a anular-se) ao serem replicadas no mercado.

---

<sup>20</sup> Gray e Gray (1997), numa análise ao mercado de apostas (NFL Sports Betting), concluem que os apostadores têm uma reacção excessiva à *performance* recente das equipas (subvalorizando a *performance* geral que as equipas vão evidenciando ao longo da época).

<sup>21</sup> Richardson e Smith (1994), apontam outras questões metodológicas como parte do problema.



### 4.1.9.2 *Presença de investidores irracionais*

Tendo como precursor o trabalho de Shiller (1984), a literatura que estuda a eficiência dos mercados debruça-se sobre o impacto que o comportamento irracional de alguns investidores pode ter no mercado.<sup>22</sup> A presença deste tipo de investidores no mercado pode provocar fenómenos de ampliação no movimento de ajuste do preço em relação ao valor justo. DeLong *et al.* (1990a, 1990b) apresentam um modelo que tenta explicar a variação dos preços face ao seu valor fundamental, através de estratégias de negociação de *feedback* positivo: comprar quando preços estão a subir e vender quando estão a descer.

## 4.2 Testes de informação privada

Um outro tipo de testes à hipótese de eficiência dos mercados estuda os efeitos da presença de informação, produzida e/ou detida, privadamente, procurando investigar se grupos de participantes no mercado com acesso a informação privada, conseguem, ou não, obter, sistematicamente, lucros económicos. Alguns testes medem a *performance* dos gestores de fundos, presumindo que estes gestores dispõem de acesso a informação privada e comparando o desempenho das carteiras que gerem com as do mercado.<sup>23</sup> Outro tipo de testes procura estimar os efeitos económicos de estratégias de investimento popularizadas sob a designação de *insider trading* na gíria anglo-saxónica.<sup>24</sup> A existência de (i) um conjunto de investidores, designados de *insiders*, cuja

---

<sup>22</sup> Participantes cujo comportamento no mercado não se pauta por critérios de racionalidade económica, ou seja, não se compagina com a hipótese das expectativas racionais. As suas estratégias de investimento não se sustentam na avaliação fundamental dos activos financeiros com base na informação disponível, mas em factores de índole comportamental.

<sup>23</sup> A magnitude do valor monetário dos recursos investidos cria um incentivo para a aquisição de informação produzida privadamente.

<sup>24</sup> Testam se *corporate insiders*, que investem em títulos da própria empresa, obtêm retornos supranormais.



relação com o respectivo emitente permita o acesso a informação detida privadamente; (ii) a possibilidade de estes agentes económicos usarem essa informação privilegiada de forma vantajosa nas transacções de activos financeiros que efectuam no mercado; e (iii) que seja possível a obtenção de retornos supranormais, de forma consistente, com base nessa informação; configura-se como ‘incompatível’ com um mercado eficiente.<sup>25</sup> Geralmente o acesso a informação privilegiada por parte do *insider* dá-se no exercício das suas funções (e.g. na qualidade de quadro dirigente, accionista ou por se tratar de um investidor directamente envolvido nos processos decisórios do emitente). No entanto, o *insider* pode também ter acesso a informação privada através de outro(s) agente(s) *insider(s)* com ele relacionado(s), ou mesmo de forma ilegítima.

Sharpe (1966) e Jensen (1968) investigaram a performance de fundos americanos, concluindo que estes não se revelam capazes de superar os retornos do índice Dow Jones Industrial ou de uma estratégia passiva de comprar e manter (*buy and hold* na gíria anglo-saxónica). Outros autores (e.g., Elton *et al.*, 1993; e Malkiel, 2005) apresentam evidência empírica que mostra que o mercado não é suficientemente ineficiente para que os analistas financeiros consigam obter retornos supranormais de forma consistente, realçando que os fundos de investimento não produzem resultados suficientemente elevados para justificar os seus custos informacionais.<sup>26</sup> Entre outros, Chang (2003) mostra que a *performance* de fundos de investimento geridos activamente

---

<sup>25</sup> A transacção no mercado por parte dos *insiders*, de activos financeiros dos emitentes com quem se encontram directamente relacionados, está regulada na generalidade dos países. Nos EUA, por exemplo, a *United States Securities and Exchange Commission* (SEC), é responsável pela monitorização e divulgação destas transacções.

<sup>26</sup> Cheng e Deets (1971), Jennings e Ellison (1971) mostram que a *performance* de carteiras de investimento rebalanciadas é inferior a uma estratégia passiva de *buy and hold*. Para uma abordagem ao problema de rebalanciamento de carteiras ver Leland (1999), Liu e Loewenstein (2002) e Pliska e Suzuki (2004).



---

é inferior ao desempenho de fundos com uma gestão mais passiva, diferença essa que resulta agravada por custos de gestão superiores dos fundos mais activos.<sup>27</sup>

Finnerty (1976) e Seyhun (1986, 1992), entre outros, apresentam evidência empírica que suporta a hipótese de que os activos financeiros tendem a evidenciar retornos supranormais positivos para os investidores que sejam *insiders* nos emitentes.

Outros autores, como Rozeff e Zaman (1988), sublinham que quando são tidos em consideração os custos de transacção, o retorno supranormal dos *insiders* se afigura economicamente insignificante, sendo nulo para aqueles participantes no mercado que actuam com base no comportamento dos *insiders* (informação pública disponível sobre as transacções dos *insiders* no mercado).

---

<sup>27</sup> Rubinstein (2000) afirma que estes resultados empíricos representam uma forte evidência de suporte à hipótese de eficiência dos mercados.



## **5 DESAFIOS À TEORIA DA EFICIÊNCIA DOS MERCADOS**

Uma das principais fontes de criticismo do paradigma neoclássico da teoria das finanças em geral e da hipótese de eficiência dos mercados em particular, provém de uma corrente da literatura denominada de finanças comportamentais (*behavioral finance* na gíria anglo-saxónica). Estas divergências manifestam-se sobretudo em relação: (i) ao fundamento da existência de racionalidade (completa) entre os participantes no mercado, os quais se pressupõe tenham como função objectivo a maximização da sua utilidade esperada; e (ii) ao pressuposto de que aqueles agentes económicos dispõem de capacidade para recolher e processar, em condições óptimas, toda a informação disponível.

Para além da *behavioral finance*, outras correntes da literatura pretendem igualmente constituir-se como paradigmas alternativos na abordagem desta problemática, nomeadamente a teoria do caos. Tendo-se desenvolvido a partir da física, esta teoria contraria o determinismo do estudo dos fenómenos naturais, sociais e económicos. A necessidade de analisar problemas naturais complexos – aos quais a estatística de Laplace aparentemente não consegue responder – como o comportamento dos gases, a atracção gravitacional ou os fenómenos meteorológicos, despertou nos académicos o interesse no estudo de sistemas fortemente instáveis. A teoria do caos, suportada em modelos matemáticos de elevada complexidade, ganhou adeptos durante os anos de 1980 e 1990, período em que surgiram trabalhos científicos aplicando estes conceitos a diversas áreas de conhecimento, entre as quais a das ciências sociais.

A homogeneidade de expectativas – implicação do pressuposto do acesso irrestrito, gratuito e instantâneo a informação perfeita e completa – constitui um dos principais pilares da teoria da eficiência do mercado. Por implicação, a sua violação determina que entre os participantes no mercado não existam condições idênticas no acesso à informação e conseqüentemente que nem todos disponham de expectativas homogéneas em relação às características de risco e de retorno dos activos financeiros transaccionados no mercado. Nestas circunstâncias é de esperar que surjam divergências



entre o preço dos activos financeiros e o seu valor intrínseco, ou seja, o mercado não poderá ser considerado como informacionalmente eficiente.

Numa relação contratual entre agentes económicos racionais e que procuram maximizar o valor terminal da sua riqueza e onde as partes estejam desigualmente informadas, cria-se um incentivo para que a parte superiormente informada procure beneficiar dessa superioridade informativa. Estes problemas de assimetria de informação, como mostram os galardoados com o Prémio Nobel da Economia de 2001, George Akerlof, Michael Spence e Joseph Stiglitz, motivam comportamentos impeditivos do funcionamento eficiente dos mercados.

### 5.1 Finanças comportamentais

O desenvolvimento da corrente das finanças comportamentais ocorreu sobretudo durante os anos de 1980.<sup>1</sup> A partir da publicação de Fama (1970) iniciou-se um período de volumosa actividade de investigação de base econométrica que apresentou evidência empírica a qual, embora não podendo infirmar definitivamente a teoria dos mercados eficientes, não poderia deixar de ser interpretada como irregularidades empíricas susceptíveis de a pôr em causa.<sup>2</sup> Entre as anomalias documentadas, destaca-se a excessiva volatilidade dos retornos (Shiller, 2003).<sup>3</sup>

---

<sup>1</sup> Para uma discussão introdutória à *behavioral finance* veja-se Shleifer (2000) e a literatura aí referenciada. Uma apresentação da literatura sobre finanças comportamentais pode ser igualmente consultada em <http://www.behaviouralfinance.net/>.

<sup>2</sup> Ver, entre outros, os trabalhos de Ball (1978), Banz (1981), Basu (1983), Bhandari (1988) e Jegadeesh e Titman (1993).

<sup>3</sup> Alguns autores sugerem que existem outros factores, para além do risco sistemático de mercado previsto pelo parâmetro beta do modelo de avaliação de activos financeiros, que influenciam o retorno dos activos. Para tentar responder a esse problema, Ross (1976) desenvolve o modelo APT, que procura incorporar factores sistemáticos adicionais na explicação do retorno dos activos.



---

De acordo com a corrente da *behavioral finance*, o funcionamento dos mercados pode estar influenciado por factores de índole comportamental, de origem psicológica e sociológica, que determina que esses mercados não sejam necessariamente informacionalmente eficientes.

Os investigadores que trabalham nesta área das finanças, procuram compreender o comportamento dos investidores na formulação das suas expectativas não assumindo o paradigma da racionalidade completa, pilar essencial da hipótese das expectativas racionais. Trabalhos como o de Kahneman e Tversky (1979), que estudam as preferências dos indivíduos diante situações de risco e incerteza, mostram que o comportamento dos indivíduos pode divergir daquele que é previsto pelo modelo tradicional da racionalidade completa. As finanças comportamentais procuram incorporar, nomeadamente, os efeitos psicológicos no comportamento dos participantes nos mercados, o qual, quando confrontado com os paradigmas tradicionais, terá de ser considerado como irracional.

Ao nível da eficiência de mercado, Statman (1999) e Shiller (2002) confrontam as finanças comportamentais com as teorias clássicas, destacando a importância destas últimas, muito embora Fama (1998) argumente que as finanças comportamentais são ainda incapazes de refutar a hipótese de eficiência dos mercados. No debate entre finanças comportamentais e hipótese da eficiência dos mercados, alguns autores procuram reconciliar estas duas teorias aparentemente antagónicas. Lucas (1986) apresenta exemplos que ilustram o comportamento adaptativo dos indivíduos como processo de decisão processado sobre um conjunto de regras, continuamente sobre revisão. É através da experiência e da tentativa-erro que o modelo de racionalidade adaptativa dos indivíduos se vai formando.<sup>4</sup>

---

<sup>4</sup> Nas finanças comportamentais o processo de formulação das expectativas pelos participantes no mercado tende a seguir um modelo de ‘expectativas adaptativas’ que opera através de um efeito de aprendizagem (Timmerman, 1993). No mesmo sentido ver Lo (2004).



### 5.2 Teoria do caos

A teoria do caos terá surgido da interacção entre economistas, físicos e matemáticos.<sup>5</sup> Segundo esta teoria, os preços não seguem um *random walk*, uma vez que serão resultantes de um processo dinâmico não linear de causa efeito entre múltiplos factores, cada um deles com o seu próprio processo de evolução temporal.<sup>6</sup> Nestes sistemas complexos propostos pela teoria do caos, a previsão do estado futuro é praticamente imprevisível, uma vez que estes sistemas são extremamente instáveis e a mais pequena perturbação das condições iniciais terá fortes consequências ao longo do tempo. Exemplo disso é o designado ‘efeito borboleta’ descrito por Edward Lorenz em 1972. Este autor levanta a hipótese de o simples bater de asas de uma borboleta no Brasil despertar um tornado no Texas. O argumento é o de que a borboleta, com o seu bater de asas irá provocar uma pequena alteração das condições do sistema, cujas consequências causarão uma cadeia de acontecimentos cujo desfecho poderá resultar num fenómeno de larga escala.

Contrariamente à hipótese de eficiência de mercado, a teoria do caos parte do pressuposto de que os preços não evoluem segundo um padrão estável. Os investidores não são necessariamente racionais, nem as suas expectativas são homogéneas. A teoria do caos argumenta que o padrão de evolução dos preços é passível de ser reproduzido por equações matemáticas, conferindo assim um suporte analítico formal à análise.

---

<sup>5</sup> Para uma introdução ao estudo da teoria do caos veja-se Gliick (1987).

<sup>6</sup> A noção de comportamento aleatório é descrita com base na teoria das probabilidades, e tem a ver com a previsão das probabilidades de ocorrência de determinado evento (e.g. probabilidade de sair cara no lançamento de uma moeda ao ar). Gleick (1987), define caos como o estudo de sistemas dinâmicos (sistema não constante, não periódico e em constante evolução) não lineares onde existe uma iteração complexa de equações que define múltiplas relações de causa efeito entre as variáveis do sistema.



A literatura do caos procura documentar regularidades empíricas que comprovem a presença no mercado de padrões irregulares na evolução dos preços,<sup>7</sup> utilizando para esse efeito testes para a sua detecção como, por exemplo, o proposto por Brock, Deckert, and Scheinkman (1987).<sup>8</sup> A aplicação desta teoria às finanças está ainda numa fase embrionária, sendo os estudos publicados de grande complexidade matemática e geralmente de difícil implementação prática, apresentando ainda reduzido poder explicativo.

### 5.3 Distribuição assimétrica da informação

O facto dos agentes económicos estarem desigualmente informados pode constituir um factor impeditivo do funcionamento eficiente dos mercados. Este problema informacional tem a sua génese na relação contratual que se estabelece entre os vários agentes económicos e na forma como estes se comportam no mercado.

O acesso a informação perfeita e completa é uma condição necessária para a eficiência dos mercados. Na presença de assimetria na distribuição da informação entre as partes contratantes, podem ocorrer comportamentos oportunistas pela parte superiormente informada em que esta procura beneficiar economicamente à custa da contraparte.

Num contrato de compra e venda de activos financeiros, o facto de as partes envolvidas, por exemplo emitente e investidor, não disporem de um conhecimento simétrico das características de risco e de retorno do activo, cria incentivos para que a parte superiormente informada, o emitente, procure transferir riqueza para benefício próprio.

---

<sup>7</sup> A presença de caos em séries temporais pode ser verificada pela existência de ‘atractores’.

<sup>8</sup> Estes autores desenvolveram o *BDS test*, que é um teste amplamente utilizado para a detecção de dependência não linear em séries financeiras (e.g., Scheinkman e LeBarron, 1989; e Hsieh, 1989 e 1991).



Estes fenómenos podem ocorrer, antes ou depois do contrato estar celebrado. Antes, quando a parte mais e melhor informada, ao não revelar as verdadeiras características de risco e de retorno do activo financeiro, cria um quadro em que a parte menos informada pode efectuar uma transacção sobre um activo que não se adequa às suas preferências.<sup>9</sup> Neste caso estaremos perante um comportamento de *adverse selection* ou de *hidden characteristic*.<sup>10</sup> Quando, após a celebração do contrato, a parte superiormente informada se envolve em acções que alteram as características de risco e de retorno do activo contratado, as quais não revelou anteriormente – que a contraparte desconhecia e às quais não pode adaptar os termos do contrato – e que promovem transferências de valor em seu benefício, está-se perante um comportamento de *moral hazard* ou de *hidden action*. Qualquer um destes dois tipos de comportamento é incompatível com o postulado da eficiência dos mercados.

---

<sup>9</sup> O que na terminologia de Akerlof (1979) constitui um '*lemon*'.

<sup>10</sup> Akerlof (1970) analisa as incidências dos fenómenos de assimetria de informação utilizando a metáfora do mercado de automóveis usados. Neste mercado existe uma distribuição desigual da informação referente à verdadeira condição de conservação dos veículos a transaccionar. Um potencial comprador que tenha preferência pela aquisição de uma viatura com um determinado estado de conservação está confrontado com um problema de escolha (*selection problem*), na medida em que essa informação é detida pelo vendedor, o qual ao não a revelar cria um incentivo para procurar transferir valor para si próprio vendendo o carro por um preço superior ao seu valor justo atentas as suas características e estado. Akerlof refere-se a um '*lemon*' para caracterizar a desutilidade em que o comprador incorria nestas circunstâncias.



## 6 HIPÓTESES, METODOLOGIA E AMOSTRA

Como vimos, a literatura aponta três níveis de eficiência dos mercados, em função do tipo de informação que o mercado consegue incorporar nos preços: informação histórica, informação histórica e pública ou informação histórica, pública e privada. Considerando esses subconjuntos de informação,  $\{P_{t-1}, P_{t-2}, \dots\} < I_{t-1} < I_{t-1}^*$ , onde  $P_t$  representa o preço de determinado activo na data  $t$ ,  $R_t$  o retorno gerado por determinado activo entre  $t$  e  $t-1$  (i.e.,  $R_t = P_t - P_{t-1}$ ),  $I_t$  o conjunto de informação relevante pública disponível na data  $t$  sobre determinado activo, incluindo informação histórica sobre os preços, e  $I_t^*$  o conjunto de toda a informação (relevante) existente no mercado sobre determinado activo, seja ela histórica, pública ou privada, temos que:

(1) Se o mercado for eficiente na sua forma fraca, a informação histórica não influencia os preços,

$$\begin{aligned} f(P_t | P_{t-1}, P_{t-2}, \dots) &= P_{t-1}, \\ f(R_t | R_{t-1}, R_{t-2}, \dots) &= 0. \end{aligned} \tag{6.01}$$

(2) Em mercados eficientes sobre a forma semi-forte, os preços incorporam, para além da informação histórica, toda a informação pública disponível. Se  $I_{t-1}$  representar toda a informação histórica e pública disponível no mercado, então:

$$\begin{aligned} f(P_t | I_{t-1}) &= P_{t-1}, \\ f(R_t | I_{t-1}) &= 0. \end{aligned} \tag{6.02}$$

(3) Na versão mais extrema da hipótese de eficiência, a forma forte, os preços reflectem toda a informação disponível no mercado, histórica, pública ou privada. Se



$I_{t-1}^*$  <sup>1</sup> representar toda a informação histórica, pública e privada disponível no mercado, então:

$$\begin{aligned} f(P_t | I_{t-1}^*) &= P_{t-1}, \\ f(R_t | I_{t-1}^*) &= 0. \end{aligned} \tag{6.03}$$

Neste trabalho testa-se a hipótese de eficiência do mercado, sobre a forma fraca, conforme formulado em Fama (1970), i.e., a informação histórica já se encontra totalmente incorporada no preço dos activos financeiros, pelo que não influencia os preços futuros.

A comprovação empírica da hipótese de eficiência dos mercados tem sido objecto de aturado esforço de investigação.<sup>2</sup> Como atrás se argumenta, a hipótese de eficiência dos mercados sustenta que o preço dos activos reflecte, a cada momento, toda a informação relevante disponível. Contudo, e conforme refere Fama (1976), esta formulação da teoria pode ser demasiadamente genérica para permitir testá-la empiricamente de forma estatisticamente robusta. Daí que se observe na vasta literatura disponível, o recurso a variadas estratégias de implementação empírica dos testes efectuados.

No entanto, e apesar dos consideráveis avanços já conseguidos na compreensão destes fenómenos até aos dias de hoje, subsistem, ainda, dificuldades na escolha da especificação dos modelos empíricos, dos métodos econométricos, e dos testes estatísticos mais eficientes e robustos para o estudo empírico da hipótese de eficiência dos mercados.

---

<sup>1</sup> Nota:  $I_{t-1}^* > I_{t-1}$ , pois  $I_{t-1}^*$  contem informação privilegiada que não é pública.

<sup>2</sup> Ver uma síntese da evidência empírica no quarto capítulo da dissertação.



No presente trabalho, a hipótese de eficiência dos mercados é testada através da proposição da aleatoriedade dos preços. A fundamentação desta está directamente relacionada com o facto de, se o mercado for informacionalmente eficiente no sentido de os preços incorporarem, integral e instantaneamente, a nova informação – chegada ao mercado sob uma lei aleatória – então os preços terão uma evolução temporal necessariamente aleatória e como tal não será possível a sua previsibilidade, a não ser por acaso.<sup>3</sup> Para realizar este teste usam-se amostras de activos financeiros transaccionados no segmento accionista do mercado de capitais Português.

## 6.1 Especificação do Modelo

Uma das formulações mais antigas para modelizar o andamento dos preços nos mercados financeiros inspira-se no estudo de probabilidades dos jogos de azar. O modelo *martingale* apresentado por Samuelson (1965, 1973) baseia-se no princípio de um jogo justo, segundo o qual o ganho esperado de um jogador no momento  $t+1$  é sempre nulo.<sup>4</sup> Esta definição de jogo justo é a base do modelo *martingale*, conforme apresentado na seguinte condição:

$$E[P_{t+1} | P_t, P_{t-1}, P_{t-2}, \dots] = P_t \quad (6.04)$$

Ou seja,

$$E[P_{t+1} - P_t | P_t, P_{t-1}, P_{t-2}, \dots] = 0 \quad (6.05)$$

---

<sup>3</sup> Malkiel (1973, 2003) argumenta que nestas condições de eficiência até os investidores menos informados teriam carteiras com performances semelhantes às dos especialistas, escrevendo mesmo que um chimpanzé vendado atirando dardos para o *Wall Street Journal* poderia seleccionar activos para formar uma carteira que evidenciaria uma *performance* similar à de uma outra escolhida por especialistas.

<sup>4</sup> Na hipótese de serem permitidos ganhos esperados positivos a algum dos jogadores sucede que os demais jogadores tenham de suportar ganhos esperados negativos, facto que não seria aceite por um indivíduo racional.



Isto significa que, sendo  $P_t$  o preço de um determinado activo financeiro hoje, a melhor estimativa para o seu preço amanhã é o próprio preço de hoje, dado o conjunto de informação histórica relativa aos preços passados. Por outras palavras, esperam-se probabilidades idênticas de descida ou subida do preço dos activos. A presença do conceito de jogo justo pode verificar-se formulando o problema em termos de retorno ( $P_{t+1} - P_t$ ), i.e., os ganhos acumulados das várias partidas do jogo será nulo.

Conforme apresentado, se os mercados forem eficientes, a informação histórica dos preços de um activo está reflectida no seu preço actual, donde que o valor esperado da alteração dos preços dos activos entre períodos sucessivos deverá ser nulo.<sup>5</sup> Contudo, para as previsões do retorno dos activos financeiros, o modelo *martingale* nada refere quanto ao risco desses mesmos activos. Sucede mesmo que para a generalidade dos activos financeiros, dadas as suas características de incerteza quanto ao seu rendimento futuro, os investidores exigem um retorno positivo como recompensa pelo risco incorrido. Nestas circunstâncias, Leroy (1973) e Lucas (1978) demonstram que o facto de o preço de um determinado activo seguir o modelo *martingale* não é condição necessária nem suficiente para a explicação racional deste, ou seja para que o mercado seja informacionalmente eficiente.

O modelo *martingale* não constitui a única modelização para procurar explicar o comportamento dos preços dos activos financeiros, o modelo do *random walk*, popularizado por Malkiel (1973), passou a representar uma alternativa para estudar esta mesma questão. Tendo por base a condição da imprevisibilidade dos preços requerida pelo modelo *martingale*, e tomando em consideração o risco dos activos, Campell *et al.*

---

<sup>5</sup> Conforme referido por Campbell *et al.* (1997), o modelo *martingale* assume que, para cada desfazamento temporal, as variações no preço de um activo não estão estatisticamente correlacionadas, o que implicaria a inutilidade das regras de prognóstico lineares. Isto determina também que as estratégias de investimento baseadas em análise técnica serão susceptíveis de produzir retornos supranormais.



(1997) sugerem três versões de *random walk* para modelizar o comportamento dos preços num mercado eficiente, designadas por RW1, RW2 e RW3.

A dinâmica geral do modelo está descrita na equação seguinte:

$$P_t = \mu + P_{t-1} + \varepsilon_t \quad (6.06)$$

O *random walk* do preço dos activos apresenta-se como um processo estocástico no qual cada um dos valores  $P_t$  resulta do valor do período anterior,  $P_{t-1}$ , adicionado de uma tendência de crescimento  $\mu$  e um incremento aleatório  $\varepsilon_t$ .<sup>6</sup> Assim, as três variantes propostas diferem apenas no pressuposto sobre a distribuição dos incrementos aleatórios, sendo o modelo RW1 a forma mais restritiva e o modelo RW3 a forma menos restritiva.

Na versão RW1 assume-se que o choque aleatório  $\varepsilon_t$  é independente e identicamente distribuído, de média zero e variância  $\sigma^2$ , conforme a expressão abaixo.

$$P_t = \mu + P_{t-1} + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim IDD(0, \sigma^2) \quad (6.07)$$

A independência dos choques aleatórios implica não só que estes não são correlacionados, mas também que qualquer função não linear dos choques também não está correlacionada. Outra das propriedades do modelo de *random walk* é a não estacionariedade, tendo média e variância condicionais lineares que ‘explodem’ ao longo do tempo. Esta propriedade mantém-se nas outras versões do modelo de *random walk*.

$$E[P_t | P_0] = P_0 + \mu t \quad (6.08)$$

$$Var[P_t | P_0] = \sigma^2 t \quad (6.09)$$

---

<sup>6</sup> Na literatura o termo  $\varepsilon_t$  é também designado como choque aleatório.



Outro pressuposto importante está relacionado com a normalidade da distribuição dos choques aleatórios. Dada a possibilidade de serem atingidos valores negativos para  $P$ , considera-se não a série de preços, mas o seu logaritmo, conforme a equação seguinte:

$$p_t = \mu + p_{t-1} + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim \text{IDD}.N(0, \sigma^2), \quad (6.10)$$

onde  $p_t = \log(P_t)$ .

Isto significa que estamos perante um movimento Browniano aritmético, i.e., conforme o modelo lognormal de Bachelier (1990).<sup>7</sup>

Numa segunda versão do modelo de *random walk* RW2, exige-se que os choques aleatórios sejam independentes, mas não identicamente distribuídos. Campbell *et al.* (1997) sublinham que apesar da elegância e simplicidade do modelo RW1, no mundo real há dificuldades na sua aplicação: concretamente, no que às séries financeiras diz respeito, a probabilidade de distribuição dos retornos não se mantém estável durante grandes períodos de tempo. Assim, na versão RW2 é tida em conta a heteroscedasticidade destes incrementos aleatórios, pressuposto mais plausível nos mercados financeiros actuais, permitindo assim uma volatilidade variável ao longo do tempo.

Finalmente, na versão mais geral do modelo de *random walk*, RW3, ambos os pressupostos relativos aos choques aleatórios do modelo RW1 são abandonados. Esta versão apenas exige que estes incrementos não sejam correlacionados e admite choques

---

<sup>7</sup> Veja-se Campbell *et al.* (1997), Cap.2.



aleatórios dependentes. Isto significa que neste tipo de *random walk* estão incluídos por exemplo processos onde  $Cov[\varepsilon_t, \varepsilon_{t-k}] = 0$  e  $Cov[\varepsilon_t^2, \varepsilon_{t-k}^2] \neq 0$ , para todo  $k \neq 0$ .<sup>8</sup>

## 6.2 Modelização dos retornos

Ruey Tsay (2005) e Campbell *et al.* (1997) sugerem duas razões principais para a utilização de séries de retornos, em detrimento de séries preços, no estudo do comportamento dos activos financeiros. Em primeiro lugar, porque os investidores estarão possivelmente mais interessados no retorno que os seus investimentos proporcionam, representando o retorno uma medida simples e de escala normalizada da *performance* global da sua carteira ou de um activo em particular. Em segundo lugar, porque os retornos apresentam propriedades estatísticas mais fáceis de tratamento analítico, isto porque tendem a evidenciar propriedades de estacionariedade que os preços não apresentam.

A literatura mostra várias definições e, várias fórmulas de estimar os retornos de um activo financeiro.<sup>9</sup> O procedimento adoptado no cálculo dos retornos está definido na fórmula seguinte:

$$r_t = \ln(1 + R_t) \times 100 = \ln \frac{P_t}{P_{t-1}} \times 100 = (p_t - p_{t-1}) \times 100, \quad (6.11)$$

<sup>8</sup> Estes processos têm incrementos não correlacionados, mas não independentes uma vez que os quadrados destes incrementos estão correlacionados.

<sup>9</sup> Tsay (2005) e Campbell *et al.* (1997) sugerem as seguintes: retorno líquido simples:  $R_t = \frac{P_t}{P_{t-1}} - 1$ ;

retorno bruto simples:  $1 + R_t = \frac{P_t}{P_{t-1}}$ ; retorno líquido composto:  $R_t(k) = \frac{P_t}{P_{t-k}} - 1$ ; retorno bruto

composto:  $1 + R_t(k) = \frac{P_t}{P_{t-k}}$ ; e retorno contínuo:  $r_t = \ln(1 + R_t) = \ln \frac{P_t}{P_{t-1}} = p_t - p_{t-1}$ .



onde  $P_t$  é o preço do activo na data  $t$ ,  $R_t = \frac{P_t}{P_{t-1}} - 1$  e  $p_t = \ln(P_t)$ . A vantagem de

definir os retornos desta forma está no facto de o cálculo do retorno multiperíodo  $k$  ser a soma dos retornos de cada um dos períodos correspondentes:

$$r_t[k] = r_t + r_{t-1} + \dots + r_{t-k+1}. \quad (6.12)$$

### 6.3 Testes do modelo de *random walk*

Campbell *et al.* (1997) sugerem um conjunto de testes para verificar o comportamento do preço dos activos de acordo com cada uma das hipóteses de *random walk* definidas. Mais recentemente, surgiram também outros autores que desenvolveram procedimentos estatísticos alternativos que permitem testar a hipótese de aleatoriedade dos preços (e.g., Chow e Denning, 1993; e Wright, 2000).

#### 6.3.1 Testes à Hipótese RW1

Um dos primeiros testes a esta versão de *random walk* baseia-se na teoria de probabilidades de Bernoulli.<sup>10</sup> A analogia entre o modelo RW1 e a experiência do lançamento de uma moeda está presente no teste proposto por Cowles e Jones (1937). Mais tarde, Mood (1940) propõe outro teste à hipótese de *random walk* RW1. Uma outra forma alternativa de testar empiricamente a hipótese de *random walk* RW1 é através dos coeficientes de autocorrelação serial.

---

<sup>10</sup> Na teoria das probabilidades, uma tentativa de Bernoulli consiste numa experiência aleatória com apenas duas possibilidades: ‘sucesso’ ou ‘insucesso’. Um exemplo clássico é o do lançamento de uma moeda, onde se pretende determinar a probabilidade do acontecimento ‘saída de uma das faces da moeda’.



### 6.3.1.1 Sequências e reversões

O teste denominado de sequências e reversões (*sequences and reversals* na gíria anglo-saxónica) foi originalmente formulado por Cowles e Jones (*ib.*) para testar o modelo de *random walk* sem tendência de crescimento:

$$p_t = p_{t-1} + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim \text{IDD}.N(0, \sigma^2), \quad (6.13)$$

A metodologia subjacente ao teste proposto compara a frequência histórica das sequências dos retornos<sup>11</sup> com a das respectivas reversões.<sup>12</sup> Para o efeito, define-se a variável  $I$  que no momento  $t$  assume os valores 1 ou 0 nas condições:

$$I_t = \begin{cases} 1 & \text{se } r_t = p_t - p_{t-1} \geq 0 \\ 0 & \text{se } r_t = p_t - p_{t-1} < 0 \end{cases} \quad (6.14)$$

Assim e sendo  $N_s$  e  $N_r$  o número de sequências e o número de reversões, respectivamente, e  $n+1$  a amostra de retornos, a razão de Cowles-Jones é dada pela condição:

$$CJ = \frac{N_s}{N_r}, \quad (6.15)$$

onde ,

$$N_s = \sum_{t=1}^n Y_t \quad (6.16)$$

$$Y_t = I_t I_{t+1} + (1 - I_t)(1 - I_{t+1}) \quad (6.17)$$

$$N_r = n - N_s \quad (6.18)$$

<sup>11</sup> ‘Sequências’ deverá ser entendido como pares consecutivos de retornos com sinal idêntico.

<sup>12</sup> ‘Reversões’ deverá ser entendido como pares consecutivos de retornos com sinal contrário.



Se estivermos perante incrementos aleatórios  $\varepsilon_t$  independentes e identicamente distribuídos, de média zero e variância  $\sigma^2$ , então a probabilidade de ocorrência  $N_s$  e  $N_r$  deverá ser idêntica, pelo que se espera que o quociente  $CJ$  convirja para 1.

Contudo, este modelo não tem em linha de conta a tendência de crescimento  $\mu$ .<sup>13</sup> Se pretendermos testar o modelo RW1 é necessário fazer algumas alterações à estatística  $CJ$  atrás apresentada, tal como especificado pelas equações 6.19 e 6.20:

$$I_t = \begin{cases} 1 & \text{com probabilidade } \pi \\ 0 & \text{com probabilidade } 1 - \pi \end{cases} \quad (6.19)$$

$$\pi = \Pr(r_t > 0) = \Phi\left(\frac{\mu}{\sigma}\right) \quad (6.20)$$

Observa-se que para valores positivos de  $\mu$  resulta um  $\pi > 0,5$  ao passo que para valores negativos de  $\mu$  resulta um  $\pi < 0,5$ . Então,<sup>15</sup>

$$CJ = \frac{\pi^2 + (1 - \pi)^2}{2\pi(1 - \pi)} = \frac{\pi_s}{1 - \pi_s}, \quad (6.21)$$

segue uma distribuição assintótica normal:

<sup>13</sup> Neste cenário o rácio  $CJ$  deverá ser superior a 1, uma vez que  $\mu$  (positivo ou negativo) implica que o aparecimento de sequências na série seja superior ao das reversões.

<sup>14</sup> Sendo que para qualquer  $z$ ,  $\Phi(z)$  representa o valor acumulado da distribuição normal padrão (i.e., de média zero e desvio padrão 1).

<sup>15</sup> Desenvolvendo a equação  $Y_t = I_t I_{t+1} + (1 - I_t)(1 - I_{t+1})$  obtém-se  $N_s = \pi^2 + (1 - \pi)^2$  e  $1 - N_s = 2\pi(1 - \pi)$ .



$$C\hat{J} \sim N\left(\frac{\pi_s}{1-\pi_s}, \frac{\pi_s(1-\pi_s) + 2(\pi^3 + (1-\pi)^3 - \pi_s^2)}{n(1-\pi_s)^4}\right), \quad (6.22)$$

Onde,

$$\pi_s = \pi^2 + (1-\pi)^2. \quad (6.23)$$

### 6.3.1.2 *Run test*<sup>16</sup>

Outro método para testar a hipótese de *random walk* RW1 é o *run test*. Um *run* define-se como uma sequência de retornos positivos e negativos. Por exemplo, se o comportamento dos últimos 10 retornos é dado pela sequência  $+- - +++ - +++$ , então temos 3 *runs* de retornos positivos (de comprimento de 1, 3 e 3) e 2 *runs* com retorno negativo (de comprimento 2 e 1). Mood (1940) desenvolveu um estudo detalhado da distribuição destes *runs* sob o pressuposto do *random walk* RW1, permitindo comparar os *runs* observados com os *runs* esperados. O teste consiste em observar o número de *runs* numa determinada amostra e compará-las com o número teórico de *runs* de uma distribuição RW1.

Para realizar este teste é necessário recolher o número de *runs*,  $N_{runs}$ , de uma amostra com  $n$  elementos. Supondo que as observações assumem  $q$  valores possíveis<sup>17</sup>

---

<sup>16</sup> Dada a dificuldade de encontrar uma tradução apropriada optou-se pela utilização da designação original.

<sup>17</sup> Por exemplo,  $q = \begin{cases} 1 & \text{se } r_t = p_t - p_{t-1} \geq 0, \text{ com probabilidade } \pi \\ 0 & \text{se } r_t = p_t - p_{t-1} < 0, \text{ com probabilidade } 1 - \pi \end{cases}$



com probabilidade  $\pi$ <sup>18</sup>, podemos definir  $N_{runs} = \sum_{i=1}^q N_{runs}(i)$ .<sup>19</sup> No caso  $q$  irá assumir dois valores, o valor 1 para as observações que fazem parte das *runs* positivas ( $r_i \geq 0$ ) e o valor 0 nos restantes.

Assim, o teste de hipótese RW1 é dado pela estatística  $z$  seguinte:<sup>20</sup>

$$z = \frac{N_{runs} + \frac{1}{2} - 2n\pi(1-\pi)}{2\sqrt{n\pi(1-\pi)[1-3\pi(1-\pi)]}} \stackrel{a}{\sim} N(0,1) \quad (6.24)$$

<sup>18</sup> Sendo  $\sum_{i=1}^q \pi_i = 1$ , onde  $\pi_i = \frac{n_i}{n}$  e  $n_i$  o número de elementos na amostra  $n$  do tipo  $i$ .

<sup>19</sup> Segundo Mood (1940), a distribuição tem os seguintes momentos:

$$E[N_{runs}(i)] = n\pi_i(1-\pi_i) + \pi_i^2$$

$$V[N_{runs}(i)] = n\pi_i(1-4\pi_i+6\pi_i^2-3\pi_i^3) + \pi_i^2(3-8\pi_i+5\pi_i^2)$$

$$Cov[N_{runs}(i), N_{runs}(j)] = -n\pi_i\pi_j(1-2\pi_i-2\pi_j-3\pi_i\pi_j) - n\pi_i\pi_j(2\pi_i+2\pi_j-5\pi_i\pi_j)$$

E a distribuição das *runs* é a seguinte:

$$x_i = \frac{N_{runs}(i) - n\pi_i(1-\pi_i) - \pi_i^2}{\sqrt{n}} \stackrel{a}{\sim} N\left(0, \pi_i(1-\pi_i) - 3\pi_i^2(1-\pi_i)^2\right)$$

$$Cov[x_i, x_j] \stackrel{a}{=} -\pi_i\pi_j(1-2\pi_i-2\pi_j-3\pi_i\pi_j)$$

$$\text{Então, } x = \frac{N_{runs} - n\left(1 - \sum_{i=1}^q \pi_i^2\right)}{\sqrt{n}} \stackrel{a}{\sim} N\left(0, \sum_{i=1}^q \pi_i^2(1+2\pi_i) - 3\left(\sum_{i=1}^q \pi_i^2\right)^2\right)$$

<sup>20</sup> Para uma análise mais profunda sobre o teste de hipótese, veja-se Wallis e Roberts (1956) e David e Barton (1962).



### 6.3.1.3 Autocorrelações

Como sugerem Campbell *et al.* (1997), uma forma intuitiva de testar a hipótese de *random walk* consiste na estimação dos coeficientes de autocorrelação de primeira ordem.<sup>21</sup> Sendo  $x$  e  $y$  duas variáveis aleatórias temos:

$$\text{Corr}[x, y] = \frac{\text{Cov}[x, y]}{\sqrt{\text{Var}[x]}\sqrt{\text{Var}[y]}} \quad (6.25)$$

Onde  $\text{Cov}$  e  $\text{Var}$  representam as estatísticas covariância e variância, respectivamente.

Assumindo o caso particular de estarmos perante uma série estacionária,  $r_t$ , a  $k$ -ésima ordem de autocorrelação é dada por:

$$\rho(k) = \frac{\text{Cov}[r_t, r_{t+k}]}{\sqrt{\text{Var}[r_t]}\sqrt{\text{Var}[r_{t+k}]}} = \frac{\text{Cov}[r_t, r_{t+k}]}{\text{Var}[r_t]} = \frac{\gamma(k)}{\gamma(0)} \quad (6.26)$$

Sendo,

$$\gamma(k) = \text{Cov}[r_t, r_{t+k}]. \quad (6.27)$$

Para a construção da estatística de teste, importa verificar como se comporta o estimador. Assim e para uma dada amostra de  $r_t$ , temos:

$$\hat{\gamma}(k) = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^{T-k} (r_t - \bar{r}_T)(r_{t+k} - \bar{r}_T), \quad 0 \leq k \leq T, \quad (6.28)$$

---

<sup>21</sup> O coeficiente de autocorrelação mede a relação linear entre uma variável e ela própria desfasada no tempo, sendo que no caso de autocorrelação de primeira ordem o desfasamento temporal é de um período.



$$\bar{r}_T = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T r_t \quad (6.29)$$

Assim, a estimação de  $\hat{\rho}(k) = \frac{\hat{\gamma}(k)}{\hat{\gamma}(0)}$  vai depender da forma como é gerada a série  $r_t$ . Campbell *et al.* (1997) mostram que os coeficientes de autocorrelação da amostra são assintoticamente independentes e normalmente distribuídos de acordo com a seguinte expressão, que poderá ser usada para testar a hipótese de RW1:

$$\hat{\rho}(k) \overset{a}{\sim} N\left(0, \frac{1}{T}\right) \quad (6.30)$$

$$\sqrt{T} \hat{\rho}(k) \overset{a}{\sim} N(0,1). \quad (6.31)$$

#### 6.3.1.4 Estatísticas de *Box-Pierce* e de *Ljung-Box*

Outro teste sugerido por Campbell *et al.* (1997) são as estatísticas de Box-Pierce (1970) e de Ljung-Box (1978). Ao invés do teste de autocorrelação, onde são testados individualmente cada um dos  $m$  coeficientes de autocorrelação, este tipo de testes verifica a hipótese conjunta de que estes  $m$  coeficientes de correlação sejam não sejam estatisticamente diferentes de zero.

O primeiro a desenvolver o teste estatístico foi Box-Pierce (1970),<sup>22</sup> sendo mais tarde estendido para amostras finitas por Ljung-Box (1978).

A estatística de teste  $Q_m$ , proposta por Ljung-Box (1978), é dada pela equação seguinte:

---

<sup>22</sup> A estatística de teste é dada por:  $Q_m = T \sqrt{\sum_{k=1}^m \rho^2(k)}$ .



$$Q'_m = T(T+2) \sqrt{\sum_{k=1}^m \frac{\rho^2(k)}{T-k}} \sim \chi^2(m), \quad (6.32)$$

Onde  $T$  representa o número de observações e  $\rho(k)$  o  $k$ -ésimo coeficiente de autocorrelação  $r_t$ , sendo  $k=1, \dots, m$ .

Este tipo de testes estatísticos está construído de forma a detectar autocorrelações que se afastem de zero, em ambas as direcções (positiva ou negativamente) e para todos os desfasamentos. Contudo, a escolha das  $m$  primeiras correlações a testar requer algum cuidado uma vez que um número excessivo vai retirar poder ao teste, ao passo que um número reduzido implica abdicar da detecção de autocorrelações de ordem superior.

### 6.3.2 Testes à hipótese de *random walk* RW2

A hipótese de *random walk* RW2 tem sido testada na literatura através de regras de filtros e de análise técnica (e.g., Alexander, 1961; Brock *et al.* 1992; e Bessembinder e Chan, 1998). Partindo do pressuposto de que a informação contida nas séries históricas dos preços dos activos financeiros pode ser utilizada na previsão da sua evolução futura, alguns investidores procuram regularidades e formas geométricas nas séries de preços, na crença de descobrirem ‘tendências’, ‘resistências’ e ‘suportes’ que possam eventualmente ‘ajudar’ a prever os movimentos seguintes dos preços de mercado. Com este tipo de estudos alguns investigadores procurarão detectar regularidades que possam ser interpretadas como suporte empírico à utilização de estratégias de investimentos baseadas em tais técnicas visando a obtenção de retornos supranormais.<sup>23</sup>

---

<sup>23</sup> Geralmente o indicador de performance é medido pelo excesso de retorno face a uma estratégia de comprar e manter.



Vários autores procuraram definir um conjunto de regras para a transacção de activos como forma de testar a hipótese de eficiência de mercado (e.g., Alexander, 1961 e 1964). Um destes primeiros estudos simula uma regra onde determinado activo é comprado desde que o seu preço suba acima de uma dada percentagem e vendido sempre que o seu preço desça abaixo de um determinado limiar percentual. Pretende-se, neste caso, verificar se existem tendências de subida ou descida dos preços, procurando interpretar a rendibilidade destas carteiras de investimento como uma medida da previsibilidade dos retornos dos activos que a compõem e, neste contexto, como um sinal de ineficiência do mercado. Como argumenta Alexander (*ib.*), tendencialmente existirá uma relação inversa entre a *performance* da carteira e o valor percentual do filtro. No entanto, quando considerados os custos de transacção, uma parte significativa do retorno supranormal tende a desaparecer.<sup>24</sup>

O desenvolvimento destas técnicas foi evoluindo ao longo do século XX. Muito embora criticado por muitos devido à sua subjectividade,<sup>25</sup> o aumento da capacidade computacional e a facilidade da sua aplicação serviu de motor para a crescente popularidade destes instrumentos de análise de preços dos activos. Actualmente vários analistas financeiros socorrem-se deste tipo de técnicas, nomeadamente através da análise gráfica do comportamento dos preços.<sup>26</sup> Paralelamente, outros investigadores, como Neftci (1991) ou Lo *et al.* (2000), desenvolveram esforços no sentido de

---

<sup>24</sup> Elton e Gruber (1995) argumentam que esta ‘ineficiência económica’ ocorre com a generalidade deste tipo de técnicas. Este tipo de técnicas foram, posteriormente, ajustadas e utilizadas por outros autores, entre os quais se destacam Fama e Blume (1966) e Sweeney (1988).

<sup>25</sup> Por exemplo Malkiel (1996).

<sup>26</sup> Hamilton (1922) desenvolveu a chamada Dow Theory, considerado por alguns como um ‘manual’ de leitura gráfica para os analistas técnicos. Ping (1991) apresenta uma síntese das principais regras utilizadas pelos analistas técnicos.



modelizarem matematicamente, com maior ou menor complexidade analítica, com o objectivo de procurar explicar a variação dos preços dos activos financeiros.<sup>27</sup>

Relativamente ao estudo deste tipo de técnicas no mercado accionista português, Silva (2001) apresenta evidência de alguma eficácia da aplicação de instrumentos de análise técnica, a qual interpreta como contrariando a hipótese de eficiência do mercado.

### 6.3.3 Testes à hipótese de *random walk* RW3

A versão de *random walk* RW3 pode ser testada através da estimação da correlação serial das séries históricas de preços. Assim, segundo esta hipótese, o nível de correlação entre duas observações de preços, qualquer que seja o desfazamento, deverá ser nulo.

#### 6.3.3.1 Rácios de variâncias

Uma forma de testar a hipótese de *random walk* é através dos rácios de variância. O objectivo é testar a variância dos incrementos aleatórios do preço dos activos como função linear do tempo: por exemplo, se o intervalo de determinada série é duas vezes mais comprido que outra, então a variância desta série deverá ser duas vezes superior.<sup>28</sup> Assim, sob a hipótese de *random walk* RW1, o coeficiente de variância dos retornos de  $q$  períodos sobre a variância do retorno de um único período multiplicado por  $q$  será igual à unidade.

$$\text{Var}[p_t - p_{t-q}] = q \times \text{Var}[p_t - p_{t-1}] \quad (6.33)$$

---

<sup>27</sup> Para uma visão crítica desta literatura veja-se Jensen *et al.* que afirmam que «... *in the capital markets area sophisticated econometric techniques are being developed and applied to increasingly irrelevant estimation problems whose primary source is the journal literature rather than problems from the world.*»

<sup>28</sup> A variância da soma é igual à soma da variância, i.e.  $\text{Var}\left[\sum_{t=1}^T \varepsilon_t\right] = \sum_{t=1}^T \text{Var}[\varepsilon_t]$ .



$$VR(q) = \frac{\frac{1}{q}Var[p_t - p_{t-q}]}{Var[p_t - p_{t-1}]} = \frac{\sigma^2(q)}{\sigma^2(1)} = 1 \quad (6.34)$$

Neste quadro, Lo e MacKinlay (1988) aplicam técnicas de distribuição assintótica para construir o coeficiente de variância que permite testar a hipótese nula de aleatoriedade dos retornos.<sup>29</sup> Nesta versão do teste, assumem-se choques aleatórios independentes e identicamente distribuídos na forma de uma distribuição normal, hipótese consistente com a versão RW1:

$$\psi(q) = \sqrt{ng}(\bar{M}_r(q)) \left( \frac{2(2q-1)(q-1)}{3q} \right)^{-1/2} \sim N(0,1) \quad (6.35)$$

<sup>29</sup> O rácio de variância é derivado com base no estimador amostral de cada um dos seus coeficientes de variância. Para a amostra de  $ng+1$  observações  $(p_0, p_1, \dots, p_{ng})$ , Lo e Mackinlay obtêm a estimativa do rácio de variância:

$$VR(q) = \frac{\hat{\sigma}_b^2(q)}{\hat{\sigma}_a^2} \text{ onde, } \hat{\sigma}_a^2 = \frac{1}{ng} \sum_{k=1}^{ng} (p_k - p_{k-1} - \hat{\mu})^2,$$

$$\hat{\sigma}_b^2(q) = \frac{1}{ng} \sum_{k=1}^n (p_{qk} - p_{qk-q} - q\hat{\mu})^2 \text{ e } \hat{\mu} = \frac{1}{ng} (p_{ng} - p_0).$$

Os autores propõem duas alterações que refinam este indicador: (i) o uso observações sobrepostas de retornos em multiperíodos de ordem  $q$ , deduzindo um novo estimador de variância  $\hat{\sigma}_c^2(q)$ ; e (ii) a correcção do enviesamento dos estimadores de variância. O novo rácio de variância é dado por

$$\bar{M}_r(q) = \frac{\bar{\sigma}_c^2(q)}{\bar{\sigma}_a^2} - 1 \text{ onde, } \bar{\sigma}_a^2 = \frac{1}{ng-1} \sum_{k=1}^{ng} (p_k - p_{k-1} - \hat{\mu})^2,$$

$$\bar{\sigma}_c^2(q) = \frac{1}{m} \sum_{k=q}^{ng} (p_k - p_{k-q} - q\hat{\mu})^2 \text{ e } m = q(ng - q + 1) \left( 1 - \frac{q}{ng} \right)$$



onde,

$$\bar{M}_r(q) = \frac{\bar{\sigma}_c^2(q)}{\bar{\sigma}_a^2} - 1 \quad (6.36)$$

$$\bar{\sigma}_a^2 = \frac{1}{nq-1} \sum_{k=1}^{nq} (p_k - p_{k-1} - \hat{\mu})^2 \quad (6.37)$$

$$\bar{\sigma}_c^2(q) = \frac{1}{m} \sum_{k=q}^{nq} (p_k - p_{k-q} - q\hat{\mu})^2 \quad (6.38)$$

$$m = q(nq - q + 1) \left(1 - \frac{q}{nq}\right) \quad (6.39)$$

Sendo a amostra constituída por um número de  $nq+1$  movimentos consecutivos de preços  $(p_0, p_1, \dots, p_{nq})$  e sendo  $q$  um número inteiro positivo.

Lo e MacKinlay (1988) derivaram também a distribuição da amostra, apresentando a estatística de teste  $\psi^*(q)$ , cuja hipótese nula de *random walk* RW3 requer que os incrementos dos preços sejam não correlacionados, permitindo a existência de heteroscedasticidade. Descreve-se em seguida o referido teste:<sup>30</sup>

$$\psi^*(q) = \frac{\sqrt{nq} \times \bar{M}_r(q)}{\sqrt{\hat{\theta}}} \sim N(0,1), \quad (6.40)$$

onde

$$\hat{\theta}(q) = \sum_{k=1}^{q-1} \left( \frac{2(q-k)}{q} \right)^2 \hat{\delta}_k \quad (6.41)$$

---

<sup>30</sup> Veja-se Campbell *et al.* (1997), cap. 2.



$$\delta_k = \frac{nq \sum_{j=k+1}^{nq} (p_j - p_{j-1} - \hat{\mu})^2 (p_{j-k} - p_{j-k-1} - \hat{\mu})^2}{\left[ \sum_{j=1}^{nq} (p_j - p_{j-1} - \hat{\mu})^2 \right]^2} \quad (6.42)$$

### 6.3.3.2 Rácios de variâncias múltiplas

Baseados nos resultados de Lo e MacKinlay (1988), Chow e Denning (1993) propõem um teste de múltiplas variâncias. Estes autores argumentam que a hipótese de *random walk* dos preços exige que para cada um dos intervalos de observação  $q$  o rácio de variância seja igual à unidade. Assim, desenvolvem uma estatística que permite testar múltiplos intervalos simultaneamente.<sup>31</sup>

O teste desenvolvido por estes autores baseia-se nos trabalhos de Sidak (1967), Hochberg (1974) e Richmond (1982). Assim, Chow e Denning (1993) apresentam o teste  $Z(q)$  onde, para cada um do sub-testes de variância simples  $\bar{M}_r(q_i)$ , sendo  $i=1, \dots, m$ , a hipótese nula de *random walk* é rejeitada se algum dos coeficientes  $\bar{M}_r(q_i)$  for estatisticamente diferente de zero. Segundo os autores, apenas interessa considerar o valor máximo, em termos absolutos, da estatística de Lo e Mackinlay (1988), sendo:

$$Z(q) = \max |\psi(q_i)|, \quad (6.43)$$

Ou,

$$Z^*(q) = \max |\psi^*(q_i)|, \quad (6.44)$$

---

<sup>31</sup> Para o conjunto de  $m$  testes de variância de Lo e Mackinlay (1988), Chow e Denning (1993) testam:

$$H0_i: M_r(q_i) = 0, \quad i = 1 \wedge i = \dots \wedge i = m$$

$$H1_i: M_r(q_i) \neq 0, \quad i = 1 \vee i = \dots \vee i = m$$



conforme se pretenda testar a hipótese de *random walk* RW1 ou RW3, respectivamente. O intervalo de confiança para  $Z(q)$  e  $Z^*(q)$  para a percentagem  $100(1 - \alpha)$  é obtido com base na distribuição *Studentized Maximum Modulus* (SMM), onde  $SMM(\alpha; m; N)$  representa o valor crítico de  $\alpha$ , dado pela distribuição *Studentized Maximum Modulus*, com os parâmetros  $m$  (teste conjunto dos  $m$  rácios de variância) e  $N$  (dimensão da amostra) graus de liberdade. Assimptoticamente, quando a dimensão da amostra tende para infinito, temos:<sup>32</sup>

$$Z(q) \pm SMM(\alpha; m; \infty) \quad (6.45)$$

ou

$$Z^*(q) \pm SMM(\alpha; m; \infty), \quad (6.46)$$

conforme se pretenda testar a hipótese de *random walk* RW1 ou RW3, respectivamente.

### 6.3.3.3 *Rácio de variância por rankings e sinais*

Os testes de variância apresentados anteriormente exigem pressupostos restritivos quanto à natureza da amostra, utilizando propriedades assimptóticas para derivar as respectivas estatísticas de teste. Neste contexto, Janathan Wright (2000) desenvolveu uma versão não paramétrica do teste de variâncias de Lo e MacKinlay (1988).<sup>33</sup>

---

<sup>32</sup> Hahn e Hendrickson (1971) apresentam os valores críticos da distribuição *Studentized Maximum Modulus*. Os valores críticos podem ser assimptoticamente obtidos pela distribuição normal, sendo:  $SMM(\alpha; m; \infty) = \Phi^{-1}(\alpha^+ / 2)$ , onde  $\alpha^+ = 1 - (1 - \alpha)^{1/m}$  e  $\Phi^{-1}$  representa o inverso da distribuição normal padronizada cumulativa.

<sup>33</sup> Ao contrário do que acontece no caso dos testes paramétricos (que assumem geralmente o pressuposto de normalidade da distribuição dos retornos), a inferência estatística através de testes não paramétricos (designados de *non-parametric* ou *distribution-free* na gíria anglo-saxónica), não assume qualquer pressuposto sobre a distribuição de probabilidades dos retornos. Sobre esta problemática veja-se Wasserman (2005).



Segundo o autor, a utilização de testes não paramétricos para testar a hipótese de eficiência dos mercados oferece duas vantagens potenciais relativamente aos testes paramétricos: (i) como normalmente é possível calcular a sua exacta distribuição, não sendo necessário recorrer a qualquer aproximação assintótica, o problema da dimensão da amostra e as distorções daí decorrentes deixam de ser preocupação para o investigador; e (ii) os testes não paramétricos podem ser mais robustos, nomeadamente em contexto de não normalidade dos dados.

Wright (2000) demonstra que os testes não paramétricos que propõe são de considerável poder na detecção de correlação serial em diversas especificações de testes.<sup>34</sup> O autor desenvolveu dois tipos de testes, consoante o pressuposto assumido relativo à distribuição dos dados: (i) para dados independentes e identicamente distribuídos o teste de posição; e (ii) para dados heteroscedásticos o teste de sinais.

### 6.3.3.3.1 *Rácio de variância por rankings*

A metodologia deste teste assenta na ordenação das observações da série temporal de retornos. Seja  $r(r_t)$  a posição do retorno  $r_t$  entre  $r_1, r_2, \dots, r_T$  e:

$$r'_{1t} = \frac{\left( r(r_t) - \frac{T+1}{2} \right)}{\sqrt{\frac{(T-1)(T+1)}{12}}} \quad (6.47)$$

$$r'_{2t} = \Phi^{-1}\left(\frac{r(r_t)}{T+1}\right), \quad (6.48)$$

---

<sup>34</sup> O autor utilizou a simulação de Monte Carlo (ver Barreto e Howland, 2005 para uma abordagem teórica e prática), sobre diversos modelos de geração de dados para criar amostras artificiais (com e sem correlação serial). Nas tabelas 2 a 7 de Wright (2000), mostra-se, em termos comparativos, a robustez dos seus testes não paramétricos na detecção de correlação serial.



onde,  $\Phi$  representa a distribuição normal padronizada cumulativa. O autor mostra que  $r'_{1t}$  é uma simples transformação linear da posição das observações, padronizada para ter média amostral nula e variância unitária. O mesmo se passa com a transformação  $r'_{2t}$ , conhecida como normal inversa ou pontuação de Van Der Waerden, padronizada para ter média amostral nula e variância aproximada à unidade.

Desta forma, o autor utiliza  $r'_{1t}$  e  $r'_{2t}$  para definir a razão de variância,<sup>35</sup> propondo a seguinte estatística para cada um dos  $q$  desfasamentos a testar:

$$R_1(q) = \left( \frac{\frac{1}{Tq} \sum_{t=q+1}^T (r'_{1t} + r'_{1t-1} + \dots + r'_{1t-q})^2}{\frac{1}{T} \sum_{t=q+1}^T (r'_{1t})^2} - 1 \right) \times \left( \frac{2(2q-1)(q-1)}{3qT} \right)^{-1/2} \quad (6.49)$$

$$R_2(q) = \left( \frac{\frac{1}{Tq} \sum_{t=q+1}^T (r'_{2t} + r'_{2t-1} + \dots + r'_{2t-q})^2}{\frac{1}{T} \sum_{t=q+1}^T (r'_{2t})^2} - 1 \right) \times \left( \frac{2(2q-1)(q-1)}{3qT} \right)^{-1/2} \quad (6.50)$$

Sobre a hipótese de retornos independentes e identicamente distribuídos,  $r(r_t)$  será uma permutação aleatória e equiprovável das posições 1, 2, ..., T. Assim, a derivação dos valores críticos de rejeição da hipótese de *random walk* dos retornos é efectuada por simulação, substituindo as respectivas estatísticas de teste  $r'_{1t}$  e  $r'_{2t}$  pelos

---

<sup>35</sup> Ao invés de utilizar a série de retornos  $r_t$ , conforme a estatística proposta por Lo e MacKinlay (1988). Note-se que neste procedimento Wright (2000) não tem em conta o ajustamento nos graus de liberdade no estimador  $\hat{\sigma}^2(q)$ , derivado por Lo e MacKinlay (1988).



valores simulados  $r_{1t}^*$  e  $r_{2t}^*$ . Isto significa que a distribuição exacta de  $R_1(q)$  e  $R_2(q)$  pode ser aproximada a qualquer nível de confiança, utilizando técnicas de *bootstrap*.<sup>36</sup>

Na hipótese da presença de heteroscedasticidade condicional a característica de equiprovabilidade da permutação de  $r(r_t)$  não se verifica. No entanto o autor mostra, através de simulação de Monte Carlo, que as distorções do teste  $R_1(q)$  e  $R_2(q)$  são reduzidas.

### 6.3.3.3.2 *Rácio de variância por sinais*

Outro dos testes proposto pelo autor serve-se do sinal dos retornos para o cálculo do rácio de variância. Este teste é adquado para verificar a hipótese de *random walk* RW3. Dada a série de retornos  $r_t$ , o autor propõe a seguinte estatística de teste:

$$S_1(q) = \left( \frac{\frac{1}{Tq} \sum_{t=q+1}^T (s_t + s_{t-1} + \dots + s_{t-q})^2}{\frac{1}{T} \sum_{t=q+1}^T (s_t)^2} - 1 \right) \times \left( \frac{2(2q-1)(q-1)}{3qT} \right)^{-1/2} \quad (6.51)$$

onde,

$$s_t = 2\nu(r_t, 0) \quad (6.52)$$

$$\nu(x_t, p) = \begin{cases} 0,5 & \text{se } x_t > p \\ -0,5 & \text{se } x_t \leq p \end{cases} \quad (6.53)$$

À semelhança do procedimento anterior, a distribuição exacta de  $S_1(q)$ , designada por  $S_1^*(q)$ , pode ser aproximada a qualquer nível de confiança, utilizando técnicas de

---

<sup>36</sup> Técnicas de geração susseciva e aleatória de dados que visam simular as propriedades estatísticas da verdadeira distribuição da amostra. Veja-se Efron e Tibshirani (1993) e Barreto e Howland, (2005).



*bootstrap*. Como mostra o autor,  $S_1^*(q)$  é derivada através da sequência  $\{s_t^*\}_{t=1}^T$ , onde cada elemento toma o valor de 1 ou -1 com a probabilidade de 1/2.

#### 6.3.3.4 Versão conjunta do rácio de variância por rankings e sinais

Belaire-Franch e Contreras (2004) propõem um teste conjunto para o rácio de variância de Wright (2000) apresentado anteriormente. Para o efeito, estes autores utilizaram a metodologia de Chow e Denning (1993) e Richardson e Smith (1991), definindo a seguinte estatística de teste conjunto:

$$CD_{R_1}(q) = \max |R_1(q_i)| \quad (6.54)$$

$$CD_{R_2}(q) = \max |R_2(q_i)| \quad (6.55)$$

$$CD_{S_1}(q) = \max |S_1(q_i)| \quad (6.56)$$

sendo  $i = 1, \dots, m$ .

Desta forma, a hipótese nula de *random walk* é rejeitada se algum dos coeficientes for estatisticamente diferente de zero. A distribuição do teste é obtida conforme apresentado por Wright (2000):

$$CD_{R_1}^*(q) = \max |R_1^*(q_i)| \quad (6.57)$$

$$CD_{R_2}^*(q) = \max |R_2^*(q_i)| \quad (6.58)$$

$$CD_{S_1}^*(q) = \max |S_1^*(q_i)| \quad (6.59)$$

onde  $R_1^*(q_i)$ ,  $R_2^*(q_i)$  e  $S_1^*(q_i)$  podem ser calculados utilizando igualmente técnicas de *bootstrap*.



### 6.3.4 Evidência empírica

Desde os anos de 1930, com os trabalhos pioneiros de Working (1934), Cowles (1933, 1944) e Cowles e Jones (1937), vários são os autores que se têm dedicado ao estudo das propriedades de *random walk* dos preços dos activos financeiros. Apesar de até aos anos de 1970 grande parte dos autores reconhecerem que o movimento no preço se comportava como uma série aleatória, os estudos mais recentes sugerem que possa existir alguma previsibilidade nos preços. Com a evolução do poder computacional e o desenvolvimento, de novas técnicas estatísticas de teste da hipótese de *random walk* dos preços, inúmeros trabalhos empíricos têm surgido nesta área. Apresenta-se na Tabela 1 uma síntese sistematizada por método de teste estudos recentes que testam a hipótese de *random walk* dos preços, nas versões RW1 e RW3 tal como descritas nos pontos anteriores.

**Tabela 1: Evidência empírica sobre a hipótese de random walk**

Ano	Autor(es)	Amostra	Resultados Obtidos
1999	Grieb e Reyes	Dados semanais de 544 activos listados na Bolsa de Valores de S. Paulo e 206 activos transaccionados na Bolsa Mexicana de Valores, entre 1988 e 1995.	Utilizando a metodologia de Lo e Mackinlay (1988), a hipótese de <i>random walk</i> é rejeitada para ambos os mercados.
1999	Ojah e Karemera	Dados mensais de índices dos mercados Argentino, Brasileiro, Chileno e Mexicano entre 1987 e 1997	Utilizando a metodologia de Lo e Mackinlay (1988) e Chow e Denning (1993), a hipótese de <i>random walk</i> é suportada para todos os mercados incluídos na amostra, com excepção do Chile.
2000	Darrat e Zhong	Dados diários de índices de activos de classe A transaccionados na bolsa de Shanghai entre 1990 e 1998 e na bolsa de Shenzhen entre 1991 e 1998, ambas na China.	Utilizando a metodologia de Lo e Mackinlay (1988), a hipótese de <i>random walk</i> é rejeitada.
2002	Abraham, Seyyed e Alsakran	Dados semanais de índices dos mercados da Arábia Saudita, Kuwait e Bahrein, entre 1992 e 1998. Os dados são ajustados pela metodologia de Beveridge e Nelson (1981).	Utilizando a metodologia de Lo e Mackinlay (1988) e <i>run tests</i> , a hipótese de <i>random walk</i> é rejeitada apenas para o Kuwait.
2002	Magnusson e Wydick	Dados mensais dos índices dos mercados do Botswana, Cote d'Ivoire, Ghana, Kenya, Mauritius, Nigéria, África do Sul, Zimbabué, Argentina, Brasil, Chile, Equador, México, Indonésia, Coreia, Taiwan, Tailândia e EUA, entre 1989 e 1998.	Testes de autocorrelação mostram que o nível de eficiência dos mercados Africanos é semelhante ao dos restantes mercados incluídos na amostra.
2003	Worthington e Higgs	Dados diários do índice dos mercados Argentino, Brasileiro, Chileno e Mexicano, entre 1987 e 1992, e Colombiano, Peruano e Venezuelano, entre 1992 e 2003.	Utilizando a metodologia de Chow Denning (1993), os <i>run tests</i> e o teste de autocorrelação serial, a hipótese de <i>random walk</i> é rejeitada.



Tabela 1 (continuação)

Ano	Autor(es)	Amostra	Resultados Obtidos
2004	Moustafa	Dados diários de 43 activos incluídos no Emirates Market Index do ESCA, entre 2001 e 2003.	Para a generalidade dos activos a hipótese de <i>random walk</i> é suportada pelos <i>run tests</i> efectuados.
2004	Worthington e Higgs	Dados diários dos índices dos mercados da Áustria, Bélgica, Alemanha, Finlândia, França, Dinamarca, Grécia, Irlanda, Itália, Holanda, Noruega, Portugal, Espanha, Suécia, Suíça e Reino Unido (mercados desenvolvidos) e República Checa, Hungria, Polónia e Rússia (mercados emergentes), entre 1987 e 2003.	Os testes de correlação serial de primeira ordem rejeitam a hipótese de <i>random walk</i> , na generalidade dos mercados estudados, excepto nos mercados da Alemanha, Irlanda, Holanda, Portugal e Reino Unido. Os <i>run tests</i> rejeitam a hipótese de <i>random walk</i> para a Dinamarca, Alemanha, Holanda e Suíça. A metodologia de Chow Denning (1993) não rejeita a hipótese de <i>random walk</i> para os mercados da Alemanha, Irlanda, Portugal, Suécia e Reino Unido (RW1), França, Finlândia, Holanda, Noruega e Espanha (RW3).
2005	Abrosimova, Dissanaïke e Linowski	Dados diários, semanais e mensais do Russian Trading System Index, entre 1995 e 2001.	Utilizando a metodologia de Lo e Mackinlay (1988) e o teste de autocorrelação de Ljung-Box (1978), a hipótese de <i>random walk</i> é apenas suportada para os dados mensais.
2005	Tas e Dursunoglu	Dados diários de 30 activos transaccionados na bolsa de Istambul entre 1995 e 2004.	A hipótese de <i>random walk</i> é rejeitada através de <i>run tests</i> .
2006 a	Worthington e Higgs	Dados diários dos índices dos mercados da China, Índia, Indonésia, Coreia, Malásia Paquistão, Filipinas, Sri Lanca, Taiwan, Tailândia, Austrália, Hong-Kong, Japão, Nova Zelândia e Singapura, entre 1986 e 2003.	Utilizando a metodologia de Chow Denning (1993) e <i>run tests</i> , a hipótese de <i>random walk</i> é apenas suportada para os mercados de Hong-Kong e Nova Zelândia.
2006 b	Worthington e Higgs	Dados diários entre 1958 e 2006 e dados mensais entre 1875 e 2005 do índice da bolsa Australiana (de Sydney até 1979).	Utilizando a metodologia de Chow Denning (1993), os <i>run tests</i> e o teste de autocorrelação serial, a hipótese de <i>random walk</i> é suportada para dados mensais. Há indícios de autocorrelação de curto prazo nos dados diários.
2007	Lock	Dados semanais entre 1971 e 2006 do índice Taïex (Taiwan Stock Market).	Utilizando a metodologia de Lo e Mackinlay (1988), a hipótese de <i>random walk</i> é suportada.
2007	Al-Khazali, Ding e Pyum	Dados semanais dos índices relativos aos mercados do Bahrein, Jordânia, Kuwait, Marrocos, Oman, Arábia Saudita e Tunísia, entre 1994 e 2003, e para o Egipto entre 1996 e 2003. Os dados são ajustados pela metodologia de Muthuswamy e Whaley (1994).	Utilizando a metodologia de Wright (2000) e os <i>run tests</i> , a hipótese de <i>random walk</i> é rejeitada para estes mercados emergentes. Contudo, quando os dados são ajustados pelo procedimento de Muthuswamy e Whaley (1994), a hipótese de <i>random walk</i> é suportada.

Os artigos incluídos na Tabela 1, mostram que a evidência empírica sobre a hipótese de *random walk* dos preços é inconclusiva, tal como se pode concluir da ausência de consenso na literatura sobre o tema. Conclui-se, ainda, que a reduzida, ou



mesmo inexistente durante alguns períodos de tempo, frequência de negociação dos activos poderá influenciar os resultados.

### 6.4 Caracterização da amostra

O presente trabalho testa a hipótese de eficiência, sobre a forma fraca, do segmento accionista do mercado de capitais Português. Para a realização da investigação empírica recolheram-se dados de uma amostra de empresas com acções transaccionadas na *Euronext Lisbon*.

É usualmente reconhecido que na análise estatística as técnicas de amostragem desempenham um papel de enorme relevância na robustez dos resultados. De forma a mitigar potenciais enviesamentos nos resultados adoptaram-se alguns procedimentos na recolha dos dados, nomeadamente no que se refere à escolha da sua periodicidade e dos activos a incluir na amostra.

Relativamente à periodicidade dos dados, Lo e MacKinlay (1988) sugerem a utilização de dados semanais. Uma amostra com dados diários é influenciada por características associadas à microestrutura dos respectivos mercados, nomeadamente profundidade, liquidez e sincronismo dos preços. Sustentam os autores que a minimização deste impacto pode ser conseguida pela utilização de dados semanais, solução que pode não comprometer em demasia a dimensão da amostra e consequentemente a afectar de forma decisiva a significância estatística dos resultados. Desta forma, e seguindo ainda a metodologia sugerida por Lo e MacKinlay (1988), a amostra foi constituída com as cotações de fecho de cada quinta-feira. Se, para uma dada semana, não existir cotação de fecho à quinta-feira, a observação em falta será substituída pela cotação de fecho disponível no dia imediatamente anterior (i.e., quarta-feira; se quarta-feira não disponível, terça-feira; se terça-feira não disponível, segunda-



feira; se segunda-feira não disponível, sexta-feira; se sexta-feira não disponível, a semana não terá cotação).<sup>37</sup>

Relativamente aos dados utilizados, vários autores chamam a atenção para o problema de sincronismo dos preços,<sup>38</sup> nomeadamente para o problema potencial de autocorrelação espúria susceptível de se encontrar neste tipo de amostras. Este fenómeno tenderá a ocorrer especialmente em mercados emergentes, onde a frequência de negociação dos títulos é baixa ou mesmo inexistente durante alguns períodos de tempo. Tendo em consideração este facto, optou-se por não incluir na amostra as acções das empresas com menor dimensão, de acordo com a respectiva classificação atribuída pela *Euronext Lisbon*. Assim, foram incluídas na amostra apenas as empresas pertencentes aos segmentos ‘A - Large Caps’ e ‘B - Mid-Caps’.

Partindo dos activos constituintes do índice PSI-Geral, à data de 29-03-2007, e em conformidade com o critério de dimensão definido, ‘A - Large Caps’ e ‘B - Mid-Caps’, foram seleccionados 28 activos, para as quais se recolheram dados relativos à cotação, em euros, da última transacção das quintas feiras, entre 01-01-1997 e 29-03-2007. Foram excluídas da amostra 2 empresas por apresentarem um número reduzido de observações,<sup>39</sup> pelo que a amostra ficou constituída pelas séries de preços das acções de 26 empresas.

Para a construção da amostra, os dados recolhidos foram transformados de acordo com o procedimento descrito na equação 6.11. A fonte dos dados é a Bloomberg. Na Tabela 2 apresentam-se as principais características das séries recolhidas:

---

<sup>37</sup> Na amostra recolhida, nunca se verificou qualquer caso de não cotação.

<sup>38</sup> Por exemplo, Scholes e Williams (1977), Dimson (1979), Atchison, Butler e Simonds (1987), Lo e MacKinlay (1988) e Miller *et al* (1994).

<sup>39</sup> Foram excluídas as empresas Galp Eergia (21 observações), e Sonae Indústria (64 observações).



**Tabela 2: Descrição da amostra**

A repartição dos activos por sectores e segmentos está conforme a definição da Euronext. Os dados referentes à capitalização bolsista e ao volume dizem respeito a valores médios diários, e estão expressos em milhares de euros, sendo relativos ao 1.º trimestre de 2007.

Nome	Sector	Segmento	Capitalização bolsista	Volume transaccionado
ALTRI SGPS	2727 Diversified Industrials	B - Mid-Caps	542.737	5.957
BANCO BPI	8355 Banks	A - Large Caps	4.819.124	8.197
B.COM.PORTUGUES	8355 Banks	A - Large Caps	10.071.025	42.844
B.ESPIRITO SANTO	8355 Banks	A - Large Caps	7.170.079	8.167
BANIF-SGPS	8355 Banks	A - Large Caps	1.330.675	1.731
BRISA-PRIV.	2777 Transportation Services	A - Large Caps	5.859.397	10.077
CIMPOR,SGPS	2353 Building Materials & Fixtures	A - Large Caps	4.209.493	7.412
COFINA,SGPS	5557 Publishing	B - Mid-Caps	185.091	1.061
CORTICEIRA AMORIM	3535 Distillers & Vintners	B - Mid-Caps	267.056	341
EDP	7535 Electricity	A - Large Caps	14.681.290	100.853
FINIBANCO,SGPS	8355 Banks	B - Mid-Caps	387.756	165
MEDIA CAPITAL	5553 Broadcasting & Entertainment	B - Mid-Caps	706.086	914
IBERSOL,SGPS	5757 Restaurants & Bars	B - Mid-Caps	205.625	188
IMPRESA,SGPS	5553 Broadcasting & Entertainment	B - Mid-Caps	411.813	2.079
J.MARTINS,SGPS	5337 Food Retailers & Wholesalers	A - Large Caps	2.407.083	2.905
MOTA ENGIL	2357 Heavy Construction	A - Large Caps	1.185.882	3.464
NOVABASE,SGPS	9533 Computer Services	B - Mid-Caps	166.924	887
PORTUCEL	1737 Paper	A - Large Caps	2.008.535	10.128
P.TELECOM	6535 Fixed Line Telecommunications	A - Large Caps	11.358.262	82.421
PT MULTIMEDIA	5553 Broadcasting & Entertainment	A - Large Caps	3.255.822	4.492
SAG GEST	5379 Specialty Retailers	B - Mid-Caps	310.210	282
SEMAPA	2353 Building Materials & Fixtures	B - Mid-Caps	1.219.740	5.076
SONAE,SGPS	5337 Food Retailers & Wholesalers	A - Large Caps	3.336.508	29.154
SONAECOM,SGPS	6575 Mobile Telecommunications	A - Large Caps	2.059.994	12.194
TEIXEIRA DUARTE	2357 Heavy Construction	B - Mid-Caps	1.077.400	2.809
TOYOTA CAETANO	2753 Commercial Vehicles & Trucks	B - Mid-Caps	220.272	12

Para cada uma das 26 séries temporais dos preços das acções que integram a amostra, foram estudadas as principais características das respectivas distribuições em termos de localização, dispersão e configuração. Os resultados da análise estatística univariada são apresentados em anexo, e estão retratados do seguinte modo:<sup>40</sup>

(a) Representação Gráfica – apresenta as principais representações gráficas, nomeadamente o histograma, o diagrama de caule e folhas (*Stem-and-leaf*) e a caixa de

<sup>40</sup> O tratamento estatístico foi realizado com o auxílio do programa informático estatístico SPSS® versão 13.0.



---

extremos e bigodes. Relativamente à normalidade dos dados, apresenta-se o gráfico Q-Q (*normal Q-Q plot*) que permite analisar as observações que se desviam da normalidade.

(b) Quadro Estatístico – engloba as medidas descritivas de localização, de dispersão e de forma, bem como o teste à normalidade da distribuição dos retornos por meio do teste não paramétrico de Kolmogorov-Smirnov (K-S), com a correcção de Lilliefors.

Para as empresas incluídas na amostra, o teste de Kolmogorov-Smirnov rejeita a hipótese de normalidade das respectivas séries de retornos. As observações encontram-se bastante mais concentradas em valores centrais do que acontece com a distribuição normal, apresentam achatamento leptocúrtico<sup>41</sup> e em grande parte dos casos são assimétricas.

---

<sup>41</sup> Este resultado empírico está de acordo com o documentada por vários autores (e.g., Mills, 1927; Fama, 1965; e Moustafa, 2004).



### 7 RESULTADOS

Neste capítulo apresentam-se os principais resultados do estudo empírico da hipótese de eficiência do mercado accionista português.

De acordo com a metodologia descrita no capítulo anterior, foram estimadas as diversas estatísticas respeitantes aos testes paramétricos e não paramétricos especificados.<sup>1</sup> Uma vez que o primeiro deste tipo de testes assenta no pressuposto de normalidade da distribuição dos retornos e essa hipótese é rejeitada para as séries pelo teste de Kolmogorov-Smirnov, os resultados dos testes paramétricos devem ser interpretados com as devidas cautelas.

Os testes de sequências e reversões e os testes *run* permitem verificar a independência das sucessivas alterações dos preços. Os resultados destes testes não paramétricos estão apresentados na Tabela 3. Os valores apresentados foram determinados de acordo com a metodologia proposta por Cowles e Jones (1937) e Mood (1940), conforme as equações 6.22 e 6.24, respectivamente. Apresenta-se, para cada um dos testes, a estatística de teste e o respectivo nível de significância.

---

<sup>1</sup> O tratamento estatístico foi realizado com o auxílio do programa informático estatístico R / versão 2.5.0, disponível em <http://www.r-project.org/>.



**Tabela 3: Testes de Cowles Jones e Mood**

Os resultados CJ e Z dizem respeito às estatísticas de Cowles e Jones (1937) e Mood (1940), respectivamente, onde a coluna Sig. apresenta o respectivo nível de significância estatística. Os valores destacados com \* indicam significância estatística a um nível de 5% (rejeição da hipótese de *random walk*).

	Sequências e Reversões		Run Test	
	CJ	Sig.	Z	Sig.
ALTRI SGPS	1,585	0,081	-1,467	0,142
BANCO BPI	0,985	0,802	0,470	0,639
B.COM.PORTUGUES	0,970	0,726	0,433	0,665
B.ESPIRITO SANTO	1,111	0,227	-0,638	0,523
BANIF-SGPS	0,956	0,545	0,680	0,497
BRISA-PRIV.	0,895	0,205	1,410	0,159
CIMPOR,SGPS	0,887	0,176	1,854	0,064
COFINA,SGPS	0,959	0,646	0,556	0,578
CORTICEIRA AMORIM	0,970	0,726	0,586	0,558
EDP	0,992	0,927	0,283	0,777
FINIBANCO,SGPS	0,987	0,879	0,351	0,726
MEDIA CAPITAL	1,200	0,366	-0,319	0,750
IBERSOL,SGPS	1,004	0,998	0,038	0,969
IMPRESA,SGPS	1,179	0,098	-1,432	0,152
J.MARTINS,SGPS	1,031	0,730	-0,236	0,813
MOTA ENGIL	1,046	0,628	-0,129	0,897
NOVABASE,SGPS	<b>1,327*</b>	0,003	<b>-2,585*</b>	0,010
PORTUCEL	1,078	0,395	-0,449	0,653
P.TELECOM	1,094	0,285	-0,987	0,324
PT MULTIMEDIA	1,195	0,057	-1,734	0,083
SAG GEST	0,974	0,772	0,725	0,468
SEMAPA	0,942	0,458	0,789	0,430
SONAE,SGPS	1,163	0,063	-1,490	0,136
SONAECOM,SGPS	1,107	0,324	-0,920	0,358
TEIXEIRA DUARTE	0,942	0,528	1,160	0,246
TOYOTA CAETANO	0,942	0,489	1,764	0,078

Os resultados dos testes de Cowles e Jones (1937) e Mood (1940) mostram que a hipótese de *random walk* RW1 é rejeitada apenas para o caso das acções da empresa NOVABASE.

Os testes de autocorrelação de ordem  $k$  verificam o grau de associação da variação de preços entre dois momentos do tempo, desfasados  $k$  semanas, conforme definido na equação 6.31. Alternativamente, o teste de Ljung-Box verifica a hipótese conjunta dos



$m$  primeiros coeficientes de autocorrelação serem estatisticamente significativos,<sup>2</sup> conforme definido na equação 6.32. Estes testes são sugeridos na literatura como apropriados para testar a hipótese de *random walk* RW1, uma vez que foram desenvolvidos para séries normalmente distribuídas de média zero e variância constante. Nesse sentido, foram analisados os primeiros 25 desfasamentos de cada uma das séries de retornos semanais.

A Tabela 4 inclui, para cada um daqueles desfasamentos temporais, os coeficientes de autocorrelação, a estatística de Ljung-Box e o respectivo nível de significância. Os resultados indicam que numa parte significativa das séries estudadas existem indícios de autocorrelação o que não permite rejeitar a hipótese da previsibilidade. Apenas as séries de preços das acções da ALTRI, da SAG e da TEIXEIRA DUARTE não apresentam qualquer indício de previsibilidade.

As amostras que evidenciam maiores níveis de autocorrelação são as da NOVABASE, da PT MULTIMEDIA e da TOYOTA CAETANO com coeficientes de autocorrelação de primeira ordem de 0,177, 0,222 e -0,322, respectivamente.

---

<sup>2</sup> Ou seja, serem estatisticamente diferentes de zero.



**Tabela 4: Teste de Ljung-Box**

Coefficientes de autocorrelação e estatística de Ljung-Box para intervalos de desfasamento das séries entre 1 a 25 semanas. Os valores destacados com \* indicam significância estatística a um nível de 5% (rejeição da hipótese de *random walk*).

ALTRI SGPS			
Desfasamento	Autocorrelação	Ljung-Box	
		Coefficiente	Significância
1	0,050	0,273	0,601
2	-0,027	0,352	0,838
3	-0,024	0,419	0,936
4	0,180	4,077	0,396
5	0,092	5,043	0,411
6	0,018	5,080	0,534
7	-0,087	5,961	0,544
8	-0,047	6,218	0,623
9	0,026	6,301	0,709
10	-0,075	6,979	0,727
11	-0,175	10,701	0,469
12	0,093	11,766	0,465
13	-0,012	11,784	0,545
14	0,048	12,067	0,601
15	-0,128	14,149	0,514
16	-0,062	14,643	0,551
17	-0,034	14,792	0,610
18	0,098	16,058	0,589
19	-0,033	16,201	0,644
20	-0,156	19,463	0,492
21	-0,095	20,688	0,478
22	0,095	21,925	0,464
23	0,005	21,928	0,525
24	0,030	22,056	0,576
25	-0,128	24,401	0,496



**Tabela 4 (continuação)**

BANCO BPI			
Desfasamento	Autocorrelação	Ljung-Box	
		Coefficiente	Significância
1	0,053	1,495	0,221
2	-0,015	1,609	0,447
3	-0,057	3,384	0,336
4	<b>0,110*</b>	<b>9,928*</b>	0,042
5	0,057	<b>11,694*</b>	0,039
6	0,008	11,726	0,068
7	-0,073	<b>14,584*</b>	0,042
8	-0,066	<b>16,947*</b>	0,031
9	0,084	<b>20,824*</b>	0,013
10	-0,017	<b>20,980*</b>	0,021
11	0,042	<b>21,921*</b>	0,025
12	-0,037	<b>22,684*</b>	0,031
13	0,041	<b>23,618*</b>	0,035
14	0,030	<b>24,107*</b>	0,044
15	0,059	<b>26,035*</b>	0,038
16	-0,001	26,035	0,054
17	-0,008	26,068	0,073
18	-0,063	28,291	0,058
19	-0,022	28,556	0,073
20	0,021	28,813	0,092
21	-0,037	29,567	0,101
22	0,004	29,574	0,129
23	0,007	29,601	0,161
24	-0,009	29,649	0,197
25	0,072	32,543	0,143



**Tabela 4 (continuação)**

<b>BANCO COMERCIAL PORTUGUES</b>			
Desfasamento	Autocorrelação	Ljung-Box	
		Coefficiente	Significância
1	-0,050	1,352	0,245
2	0,050	2,718	0,257
3	<b>0,116*</b>	<b>9,968*</b>	0,019
4	0,013	<b>10,052*</b>	0,040
5	0,064	<b>12,255*</b>	0,031
6	-0,007	12,280	0,056
7	-0,015	12,410	0,088
8	<b>0,127*</b>	<b>21,225*</b>	0,007
9	-0,021	<b>21,458*</b>	0,011
10	-0,007	<b>21,485*</b>	0,018
11	0,001	<b>21,486*</b>	0,029
12	-0,041	<b>22,398*</b>	0,033
13	0,071	<b>25,172*</b>	0,022
14	-0,046	<b>26,330*</b>	0,023
15	-0,013	<b>26,423*</b>	0,034
16	0,078	<b>29,812*</b>	0,019
17	<b>-0,095*</b>	<b>34,807*</b>	0,007
18	0,036	<b>35,518*</b>	0,008
19	-0,007	<b>35,545*</b>	0,012
20	-0,042	<b>36,513*</b>	0,013
21	0,038	<b>37,307*</b>	0,016
22	0,011	<b>37,371*</b>	0,022
23	-0,024	<b>37,700*</b>	0,027
24	0,029	<b>38,165*</b>	0,033
25	0,027	<b>38,569*</b>	0,041



Tabela 4 (continuação)

BANCO ESPIRITO SANTO			
Desfasamento	Autocorrelação	Ljung-Box	
		Coefficiente	Significância
1	0,027	0,401	0,527
2	-0,065	2,690	0,261
3	0,034	3,316	0,345
4	0,069	5,860	0,210
5	-0,009	5,900	0,316
6	0,006	5,923	0,432
7	-0,003	5,926	0,548
8	0,039	6,754	0,563
9	0,008	6,789	0,659
10	<b>-0,105*</b>	12,810	0,234
11	0,030	13,290	0,275
12	-0,064	15,519	0,214
13	0,069	18,124	0,153
14	0,065	20,474	0,116
15	0,029	20,930	0,139
16	0,013	21,030	0,177
17	0,003	21,034	0,225
18	0,011	21,098	0,275
19	-0,023	21,388	0,316
20	0,000	21,388	0,375
21	-0,004	21,399	0,435
22	0,019	21,602	0,484
23	-0,063	23,836	0,413
24	0,052	25,380	0,385
25	<b>0,101*</b>	31,063	0,187



**Tabela 4 (continuação)**

BANIF-SGPS			
Desfasamento	Autocorrelação	Ljung-Box	
		Coefficiente	Significância
1	0,069	2,564	0,109
2	-0,011	2,624	0,269
3	0,052	4,065	0,255
4	0,074	6,999	0,136
5	0,047	8,193	0,146
6	-0,010	8,246	0,221
7	0,010	8,305	0,306
8	0,082	11,936	0,154
9	0,048	13,164	0,155
10	0,014	13,275	0,209
11	-0,003	13,281	0,275
12	-0,072	16,107	0,186
13	0,027	16,499	0,223
14	0,014	16,607	0,278
15	0,037	17,361	0,298
16	-0,020	17,574	0,349
17	-0,052	19,093	0,323
18	0,031	19,627	0,354
19	-0,037	20,387	0,372
20	0,078	23,758	0,253
21	-0,057	25,565	0,224
22	0,018	25,755	0,262
23	<b>0,146*</b>	<b>37,722*</b>	0,027
24	0,042	<b>38,714*</b>	0,029
25	0,013	<b>38,810*</b>	0,038



**Tabela 4 (continuação)**

<b>BRISA-PRIV.</b>			
Desfasamento	Autocorrelação	Ljung-Box	
		Coefficiente	Significância
1	-0,026	0,319	0,572
2	-0,071	2,801	0,247
3	0,061	4,603	0,203
4	0,055	6,087	0,193
5	-0,010	6,135	0,293
6	0,018	6,288	0,392
7	0,039	7,046	0,424
8	0,027	7,416	0,492
9	0,006	7,433	0,592
10	-0,081	10,690	0,382
11	-0,037	11,390	0,411
12	0,037	12,084	0,439
13	-0,009	12,127	0,517
14	-0,034	12,720	0,549
15	-0,020	12,914	0,609
16	-0,024	13,205	0,658
17	0,014	13,302	0,716
18	-0,046	14,369	0,705
19	-0,021	14,592	0,748
20	0,062	16,554	0,682
21	-0,040	17,387	0,687
22	-0,007	17,414	0,740
23	0,013	17,506	0,784
24	-0,061	19,396	0,731
25	0,048	20,557	0,717



**Tabela 4 (continuação)**

CIMPOR, SGPS			
Desfasamento	Autocorrelação	Ljung-Box	
		Coefficiente	Significância
1	0,042	0,943	0,332
2	<b>-0,128*</b>	<b>9,791*</b>	0,007
3	0,017	<b>9,955*</b>	0,019
4	0,076	<b>13,104*</b>	0,011
5	0,067	<b>15,514*</b>	0,008
6	0,072	<b>18,332*</b>	0,005
7	<b>-0,102*</b>	<b>23,957*</b>	0,001
8	-0,028	<b>24,372*</b>	0,002
9	<b>0,103*</b>	<b>30,167*</b>	0,000
10	0,080	<b>33,631*</b>	0,000
11	0,015	<b>33,755*</b>	0,000
12	-0,067	<b>36,235*</b>	0,000
13	-0,020	<b>36,452*</b>	0,001
14	0,068	<b>38,966*</b>	0,000
15	-0,014	<b>39,080*</b>	0,001
16	0,075	<b>42,183*</b>	0,000
17	-0,001	<b>42,184*</b>	0,001
18	-0,033	<b>42,770*</b>	0,001
19	-0,039	<b>43,631*</b>	0,001
20	-0,003	<b>43,635*</b>	0,002
21	0,028	<b>44,058*</b>	0,002
22	0,060	<b>46,059*</b>	0,002
23	-0,020	<b>46,273*</b>	0,003
24	-0,073	<b>49,289*</b>	0,002
25	-0,033	<b>49,914*</b>	0,002



Tabela 4 (continuação)

COFINA, SGPS			
Desfasamento	Autocorrelação	Ljung-Box	
		Coefficiente	Significância
1	<b>0,104*</b>	<b>5,153*</b>	0,023
2	<b>0,122*</b>	<b>12,275*</b>	0,002
3	0,046	<b>13,295*</b>	0,004
4	0,012	<b>13,361*</b>	0,010
5	-0,011	<b>13,416*</b>	0,020
6	0,005	<b>13,430*</b>	0,037
7	0,022	13,663	0,058
8	0,058	15,293	0,054
9	0,034	15,858	0,070
10	<b>0,120*</b>	<b>22,884*</b>	0,011
11	-0,046	<b>23,909*</b>	0,013
12	0,009	<b>23,948*</b>	0,021
13	-0,034	<b>24,524*</b>	0,027
14	<b>-0,113*</b>	<b>30,721*</b>	0,006
15	-0,025	<b>31,032*</b>	0,009
16	<b>0,109*</b>	<b>36,879*</b>	0,002
17	0,031	<b>37,347*</b>	0,003
18	-0,036	<b>37,987*</b>	0,004
19	0,002	<b>37,990*</b>	0,006
20	0,077	<b>40,955*</b>	0,004
21	-0,014	<b>41,049*</b>	0,006
22	0,031	<b>41,519*</b>	0,007
23	0,043	<b>42,440*</b>	0,008
24	-0,008	<b>42,471*</b>	0,011
25	<b>0,103*</b>	<b>47,818*</b>	0,004



Tabela 4 (continuação)

CORTICEIRA AMORIM			
Desfasamento	Autocorrelação	Ljung-Box	
		Coefficiente	Significância
1	-0,032	0,557	0,456
2	0,033	1,130	0,568
3	-0,047	2,333	0,506
4	0,040	3,206	0,524
5	0,023	3,482	0,626
6	-0,007	3,512	0,742
7	0,004	3,522	0,833
8	0,082	7,218	0,513
9	<b>0,105*</b>	13,200	0,154
10	0,003	13,204	0,212
11	0,002	13,208	0,280
12	-0,069	15,848	0,198
13	0,060	17,808	0,165
14	-0,047	19,014	0,164
15	-0,002	19,017	0,213
16	0,014	19,119	0,263
17	-0,004	19,127	0,321
18	-0,054	20,731	0,293
19	-0,017	20,892	0,343
20	-0,001	20,892	0,404
21	0,072	23,764	0,305
22	0,021	23,999	0,347
23	0,010	24,060	0,400
24	-0,078	27,447	0,284
25	-0,030	27,950	0,310



Tabela 4 (continuação)

EDP			
2	Autocorrelação	Ljung-Box	
		Coefficiente	Significância
1	-0,062	1,986	0,159
2	-0,004	1,993	0,369
3	0,062	3,946	0,267
4	-0,003	3,951	0,413
5	-0,014	4,053	0,542
6	-0,008	4,088	0,665
7	0,053	5,555	0,593
8	-0,035	6,197	0,625
9	<b>0,105*</b>	11,910	0,218
10	0,016	12,039	0,282
11	0,048	13,236	0,278
12	-0,009	13,278	0,349
13	<b>0,113*</b>	19,993	0,095
14	-0,046	21,122	0,099
15	0,045	22,207	0,102
16	0,012	22,286	0,134
17	0,013	22,370	0,171
18	-0,054	23,895	0,158
19	-0,033	24,484	0,178
20	<b>0,118*</b>	<b>31,911*</b>	0,044
21	-0,031	32,408	0,053
22	-0,014	32,518	0,069
23	-0,027	32,912	0,083
24	-0,002	32,913	0,106
25	-0,040	33,782	0,113



Tabela 4 (continuação)

FINIBANCO,SGPS			
Desfasamento	Autocorrelação	Ljung-Box	
		Coefficiente	Significância
1	-0,092	<b>3,882*</b>	0,049
2	0,013	3,961	0,138
3	-0,061	5,704	0,127
4	0,025	5,994	0,200
5	<b>0,094*</b>	10,104	0,072
6	0,045	11,028	0,088
7	-0,023	11,275	0,127
8	0,056	12,752	0,121
9	<b>-0,094*</b>	16,889	0,050
10	-0,025	17,178	0,071
11	<b>0,132*</b>	<b>25,332*</b>	0,008
12	-0,056	<b>26,814*</b>	0,008
13	0,017	<b>26,956*</b>	0,013
14	<b>-0,108*</b>	<b>32,457*</b>	0,003
15	0,028	<b>32,816*</b>	0,005
16	0,036	<b>33,435*</b>	0,006
17	0,038	<b>34,114*</b>	0,008
18	0,085	<b>37,531*</b>	0,004
19	<b>0,112*</b>	<b>43,519*</b>	0,001
20	-0,012	<b>43,589*</b>	0,002
21	-0,004	<b>43,596*</b>	0,003
22	0,037	<b>44,238*</b>	0,003
23	0,041	<b>45,046*</b>	0,004
24	0,076	<b>47,838*</b>	0,003
25	-0,040	<b>48,610*</b>	0,003



Tabela 4 (continuação)

MEDIA CAPITAL			
Desfasamento	Autocorrelação	Ljung-Box	
		Coefficiente	Significância
1	0,072	0,826	0,363
2	0,087	2,023	0,364
3	-0,013	2,050	0,562
4	-0,093	3,442	0,487
5	-0,016	3,482	0,626
6	-0,064	4,149	0,656
7	0,038	4,389	0,734
8	-0,076	5,341	0,721
9	0,137	8,470	0,488
10	<b>-0,172*</b>	13,413	0,201
11	-0,082	14,542	0,204
12	-0,033	14,730	0,257
13	-0,049	15,138	0,299
14	0,036	15,366	0,354
15	0,042	15,674	0,404
16	0,063	16,362	0,428
17	-0,017	16,412	0,495
18	0,068	17,243	0,506
19	-0,108	19,323	0,436
20	-0,067	20,125	0,450
21	-0,093	21,700	0,417
22	<b>-0,166*</b>	26,726	0,222
23	-0,065	27,503	0,235
24	-0,056	28,078	0,257
25	-0,097	29,832	0,231



Tabela 4 (continuação)

IBERSOL,SGPS			
Desfasamento	Autocorrelação	Ljung-Box	
		Coefficiente	Significância
1	0,088	3,805	0,051
2	0,011	3,863	0,145
3	0,021	4,080	0,253
4	0,015	4,187	0,381
5	0,086	7,798	0,168
6	0,075	10,547	0,103
7	0,002	10,550	0,160
8	<b>0,112*</b>	<b>16,811*</b>	0,032
9	0,064	<b>18,849*</b>	0,027
10	0,052	<b>20,197*</b>	0,027
11	0,077	<b>23,147*</b>	0,017
12	0,000	<b>23,147*</b>	0,027
13	-0,065	<b>25,283*</b>	0,021
14	0,035	<b>25,902*</b>	0,027
15	0,037	<b>26,602*</b>	0,032
16	-0,016	<b>26,732*</b>	0,045
17	<b>0,100*</b>	<b>31,837*</b>	0,016
18	-0,058	<b>33,541*</b>	0,014
19	<b>-0,113*</b>	<b>40,060*</b>	0,003
20	-0,043	<b>41,016*</b>	0,004
21	-0,040	<b>41,825*</b>	0,004
22	0,062	<b>43,794*</b>	0,004
23	0,082	<b>47,227*</b>	0,002
24	-0,008	<b>47,258*</b>	0,003
25	-0,013	<b>47,346*</b>	0,004



Tabela 4 (continuação)

IMPRESA,SGPS			
Desfasamento	Autocorrelação	Ljung-Box	
		Coefficiente	Significância
1	<b>0,118*</b>	<b>4,999*</b>	0,025
2	<b>0,118*</b>	<b>10,012*</b>	0,007
3	0,068	<b>11,672*</b>	0,009
4	-0,019	<b>11,797*</b>	0,019
5	-0,033	<b>12,187*</b>	0,032
6	-0,065	<b>13,711*</b>	0,033
7	-0,005	13,722	0,056
8	-0,027	13,988	0,082
9	0,029	14,291	0,112
10	0,082	16,762	0,080
11	0,076	18,888	0,063
12	0,024	19,098	0,086
13	<b>0,151*</b>	<b>27,545*</b>	0,010
14	-0,010	<b>27,579*</b>	0,016
15	0,031	<b>27,937*</b>	0,022
16	0,045	<b>28,681*</b>	0,026
17	-0,038	<b>29,212*</b>	0,033
18	0,015	<b>29,291*</b>	0,045
19	-0,015	29,378	0,060
20	0,062	30,823	0,058
21	<b>0,126*</b>	<b>36,854*</b>	0,017
22	0,072	<b>38,844*</b>	0,015
23	<b>0,136*</b>	<b>45,856*</b>	0,003
24	0,038	<b>46,411*</b>	0,004
25	0,065	<b>48,045*</b>	0,004



Tabela 4 (continuação)

J.MARTINS,SGPS			
Desfasamento	Autocorrelação	Ljung-Box	
		Coefficiente	Significância
1	0,007	0,024	0,878
2	0,002	0,026	0,987
3	0,009	0,069	0,995
4	0,050	1,417	0,841
5	0,019	1,616	0,899
6	0,010	1,665	0,948
7	-0,027	2,054	0,957
8	<b>-0,123*</b>	10,220	0,250
9	0,061	12,267	0,199
10	<b>-0,092*</b>	16,845	0,078
11	0,049	18,156	0,078
12	-0,030	18,643	0,098
13	0,025	18,994	0,123
14	-0,044	20,074	0,128
15	0,030	20,569	0,151
16	0,054	22,153	0,138
17	0,045	23,260	0,141
18	-0,033	23,875	0,159
19	-0,037	24,651	0,172
20	0,083	28,459	0,099
21	0,053	30,014	0,092
22	-0,082	33,730	0,052
23	0,018	33,916	0,066
24	0,051	35,349	0,063
25	-0,064	37,613	0,050



Tabela 4 (continuação)

MOTA ENGLIL			
Desfasamento	Autocorrelação	Ljung-Box	
		Coefficiente	Significância
1	0,077	3,147	0,076
2	0,061	5,149	0,076
3	<b>0,101*</b>	<b>10,677*</b>	0,014
4	-0,021	<b>10,907*</b>	0,028
5	0,009	10,952	0,052
6	0,034	11,572	0,072
7	-0,007	11,598	0,115
8	0,042	12,563	0,128
9	-0,003	12,569	0,183
10	-0,006	12,590	0,247
11	0,060	14,564	0,203
12	-0,029	15,032	0,240
13	-0,016	15,169	0,297
14	0,002	15,172	0,367
15	0,004	15,179	0,439
16	0,018	15,361	0,498
17	0,022	15,623	0,551
18	0,027	16,041	0,590
19	0,003	16,048	0,654
20	0,054	17,651	0,610
21	0,001	17,651	0,671
22	0,026	18,031	0,704
23	-0,018	18,222	0,745
24	0,044	19,302	0,736
25	-0,066	21,718	0,652



Tabela 4 (continuação)

NOVABASE,SGPS			
Desfasamento	Autocorrelação	Ljung-Box	
		Coefficiente	Significância
1	<b>0,177*</b>	<b>11,069*</b>	0,001
2	0,017	<b>11,168*</b>	0,004
3	0,088	<b>13,907*</b>	0,003
4	-0,034	<b>14,313*</b>	0,006
5	-0,020	<b>14,462*</b>	0,013
6	-0,012	<b>14,510*</b>	0,024
7	-0,066	<b>16,089*</b>	0,024
8	-0,099	<b>19,585*</b>	0,012
9	0,032	<b>19,958*</b>	0,018
10	0,019	<b>20,092*</b>	0,028
11	0,047	<b>20,904*</b>	0,034
12	-0,048	<b>21,728*</b>	0,041
13	-0,028	22,024	0,055
14	0,014	22,101	0,077
15	0,045	22,860	0,087
16	0,033	23,267	0,107
17	-0,045	24,009	0,119
18	-0,089	26,972	0,080
19	-0,005	26,982	0,105
20	0,022	27,159	0,131
21	-0,067	28,817	0,118
22	-0,010	28,853	0,149
23	0,045	29,610	0,161
24	0,001	29,610	0,198
25	0,003	29,614	0,239



Tabela 4 (continuação)

PORTUCEL			
Desfasamento	Autocorrelação	Ljung-Box	
		Coefficiente	Significância
1	0,008	0,032	0,857
2	0,069	2,615	0,270
3	0,007	2,643	0,450
4	0,035	3,297	0,509
5	0,060	5,236	0,388
6	-0,040	6,095	0,413
7	<b>0,114*</b>	13,168	0,068
8	<b>-0,095*</b>	<b>18,102*</b>	0,020
9	<b>0,088*</b>	<b>22,283*</b>	0,008
10	-0,055	<b>23,929*</b>	0,008
11	-0,045	<b>25,018*</b>	0,009
12	-0,008	<b>25,050*</b>	0,015
13	0,052	<b>26,547*</b>	0,014
14	0,053	<b>28,095*</b>	0,014
15	<b>-0,126*</b>	<b>36,836*</b>	0,001
16	0,002	<b>36,837*</b>	0,002
17	<b>-0,122*</b>	<b>45,094*</b>	0,000
18	0,045	<b>46,222*</b>	0,000
19	-0,021	<b>46,478*</b>	0,000
20	-0,034	<b>47,114*</b>	0,001
21	0,036	<b>47,821*</b>	0,001
22	-0,024	<b>48,155*</b>	0,001
23	0,019	<b>48,347*</b>	0,002
24	-0,064	<b>50,609*</b>	0,001
25	0,046	<b>51,808*</b>	0,001



Tabela 4 (continuação)

P.TELECOM			
Desfasamento	Autocorrelação	Ljung-Box	
		Coefficiente	Significância
1	-0,016	0,144	0,705
2	-0,007	0,169	0,919
3	-0,006	0,186	0,980
4	0,017	0,336	0,987
5	0,002	0,339	0,997
6	0,004	0,347	0,999
7	-0,029	0,797	0,997
8	-0,028	1,226	0,996
9	0,011	1,290	0,998
10	-0,056	3,020	0,981
11	0,015	3,137	0,989
12	0,046	4,295	0,977
13	0,015	4,417	0,986
14	0,036	5,113	0,984
15	-0,014	5,227	0,990
16	0,019	5,418	0,993
17	-0,081	9,058	0,938
18	0,035	9,744	0,940
19	<b>-0,097*</b>	14,964	0,725
20	0,056	16,738	0,670
21	-0,023	17,027	0,709
22	-0,010	17,080	0,759
23	0,046	18,285	0,742
24	-0,079	21,821	0,590
25	-0,012	21,905	0,641



Tabela 4 (continuação)

PT MULTIMEDIA			
Desfasamento	Autocorrelação	Ljung-Box	
		Coefficiente	Significância
1	<b>0,222*</b>	<b>18,955*</b>	0,000
2	0,075	<b>21,140*</b>	0,000
3	0,098	<b>24,863*</b>	0,000
4	0,005	<b>24,874*</b>	0,000
5	0,047	<b>25,744*</b>	0,000
6	0,066	<b>27,425*</b>	0,000
7	-0,028	<b>27,736*</b>	0,000
8	0,039	<b>28,326*</b>	0,000
9	0,051	<b>29,362*</b>	0,001
10	<b>0,101*</b>	<b>33,373*</b>	0,000
11	0,059	<b>34,763*</b>	0,000
12	0,074	<b>36,924*</b>	0,000
13	-0,003	<b>36,928*</b>	0,000
14	-0,076	<b>39,261*</b>	0,000
15	-0,065	<b>40,940*</b>	0,000
16	-0,043	<b>41,674*</b>	0,000
17	0,042	<b>42,392*</b>	0,001
18	-0,045	<b>43,196*</b>	0,001
19	-0,052	<b>44,288*</b>	0,001
20	0,077	<b>46,720*</b>	0,001
21	0,099	<b>50,714*</b>	0,000
22	0,068	<b>52,629*</b>	0,000
23	-0,013	<b>52,703*</b>	0,000
24	-0,086	<b>55,759*</b>	0,000
25	0,032	<b>56,190*</b>	0,000



**Tabela 4 (continuação)**

SAG GEST			
Desfasamento	Autocorrelação	Ljung-Box	
		Coefficiente	Significância
1	0,002	0,002	0,964
2	0,057	1,493	0,474
3	-0,024	1,750	0,626
4	0,051	2,956	0,565
5	0,025	3,237	0,664
6	-0,062	5,004	0,543
7	-0,018	5,147	0,642
8	-0,015	5,257	0,730
9	-0,002	5,259	0,811
10	-0,039	5,965	0,818
11	0,022	6,193	0,860
12	0,005	6,205	0,905
13	0,014	6,294	0,935
14	-0,044	7,196	0,927
15	-0,076	9,943	0,823
16	0,041	10,740	0,825
17	-0,062	12,567	0,765
18	-0,009	12,608	0,814
19	-0,068	14,831	0,733
20	0,006	14,847	0,785
21	0,025	15,145	0,816
22	-0,023	15,401	0,844
23	0,002	15,403	0,880
24	-0,057	16,958	0,850
25	-0,043	17,847	0,849



Tabela 4 (continuação)

SEMAPA			
Desfasamento	Autocorrelação	Ljung-Box	
		Coefficiente	Significância
1	0,001	0,000	0,985
2	-0,010	0,052	0,974
3	0,019	0,252	0,969
4	-0,004	0,258	0,992
5	-0,023	0,554	0,990
6	-0,005	0,568	0,997
7	0,024	0,878	0,997
8	0,047	2,067	0,979
9	0,065	4,344	0,887
10	0,029	4,789	0,905
11	-0,004	4,796	0,941
12	-0,010	4,855	0,963
13	0,048	6,105	0,942
14	-0,012	6,189	0,961
15	0,030	6,688	0,966
16	0,044	7,766	0,956
17	0,045	8,862	0,944
18	0,051	10,291	0,922
19	<b>-0,095*</b>	15,278	0,705
20	0,056	17,041	0,650
21	0,004	17,048	0,708
22	0,024	17,360	0,743
23	0,002	17,363	0,791
24	0,040	18,273	0,790
25	0,002	18,276	0,830



Tabela 4 (continuação)

SONAE,SGPS			
Desfasamento	Autocorrelação	Ljung-Box	
		Coefficiente	Significância
1	<b>0,133*</b>	<b>9,427*</b>	0,002
2	0,043	<b>10,439*</b>	0,005
3	0,071	<b>13,187*</b>	0,004
4	0,023	<b>13,482*</b>	0,009
5	0,051	<b>14,871*</b>	0,011
6	0,038	<b>15,663*</b>	0,016
7	0,025	<b>16,009*</b>	0,025
8	-0,041	<b>16,918*</b>	0,031
9	-0,009	<b>16,960*</b>	0,049
10	-0,011	17,030	0,074
11	0,051	18,427	0,072
12	0,007	18,456	0,103
13	<b>0,086*</b>	<b>22,531*</b>	0,048
14	-0,004	22,538	0,068
15	-0,034	23,160	0,081
16	0,016	23,304	0,106
17	0,008	23,336	0,139
18	-0,011	23,404	0,176
19	-0,049	24,710	0,170
20	0,075	27,803	0,114
21	0,016	27,938	0,142
22	0,003	27,944	0,178
23	0,008	27,977	0,217
24	-0,042	28,984	0,221
25	0,017	29,150	0,258



Tabela 4 (continuação)

SONAECOM,SGPS			
Desfasamento	Autocorrelação	Ljung-Box	
		Coefficiente	Significância
1	0,105	<b>3,945*</b>	0,047
2	0,066	5,503	0,064
3	0,065	7,035	0,071
4	0,066	8,609	0,072
5	0,105	<b>12,565*</b>	0,028
6	0,042	<b>13,204*</b>	0,040
7	0,085	<b>15,836*</b>	0,027
8	-0,018	<b>15,955*</b>	0,043
9	0,065	<b>17,498*</b>	0,041
10	-0,030	17,822	0,058
11	0,024	18,035	0,081
12	0,054	19,096	0,086
13	<b>0,113*</b>	<b>23,813*</b>	0,033
14	-0,044	<b>24,543*</b>	0,039
15	-0,046	<b>25,336*</b>	0,046
16	0,040	25,949	0,055
17	-0,063	27,442	0,052
18	0,034	27,883	0,064
19	0,009	27,911	0,085
20	<b>0,154*</b>	<b>36,828*</b>	0,012
21	0,020	<b>36,985*</b>	0,017
22	0,066	<b>38,654*</b>	0,015
23	0,016	<b>38,746*</b>	0,021
24	<b>-0,112*</b>	<b>43,566*</b>	0,009
25	-0,059	<b>44,907*</b>	0,009



Tabela 4 (continuação)

TEIXEIRA DUARTE			
Desfasamento	Autocorrelação	Ljung-Box	
		Coefficiente	Significância
1	0,030	0,396	0,529
2	0,044	1,241	0,538
3	0,021	1,437	0,697
4	0,019	1,594	0,810
5	-0,064	3,406	0,638
6	0,035	3,956	0,683
7	-0,032	4,428	0,729
8	0,022	4,641	0,795
9	0,013	4,722	0,858
10	0,091	8,444	0,586
11	-0,020	8,633	0,656
12	-0,020	8,806	0,719
13	0,047	9,813	0,709
14	-0,043	10,648	0,713
15	-0,025	10,930	0,758
16	-0,010	10,980	0,811
17	-0,010	11,029	0,855
18	0,018	11,171	0,887
19	-0,005	11,182	0,918
20	0,032	11,665	0,927
21	0,017	11,793	0,945
22	0,029	12,173	0,954
23	0,034	12,701	0,958
24	-0,029	13,087	0,965
25	-0,031	13,531	0,969



Tabela 4 (continuação)

TOYOTA CAETANO			
Desfasamento	Autocorrelação	Ljung-Box	
		Coefficiente	Significância
1	<b>-0,322*</b>	<b>55,700*</b>	0,000
2	0,042	<b>56,636*</b>	0,000
3	0,008	<b>56,672*</b>	0,000
4	0,073	<b>59,511*</b>	0,000
5	0,060	<b>61,456*</b>	0,000
6	<b>-0,143*</b>	<b>72,499*</b>	0,000
7	<b>0,101*</b>	<b>78,059*</b>	0,000
8	-0,022	<b>78,332*</b>	0,000
9	0,029	<b>78,774*</b>	0,000
10	-0,062	<b>80,874*</b>	0,000
11	0,064	<b>83,111*</b>	0,000
12	-0,004	<b>83,119*</b>	0,000
13	-0,043	<b>84,122*</b>	0,000
14	0,026	<b>84,482*</b>	0,000
15	-0,008	<b>84,518*</b>	0,000
16	-0,053	<b>86,085*</b>	0,000
17	0,007	<b>86,114*</b>	0,000
18	0,012	<b>86,193*</b>	0,000
19	<b>0,097*</b>	<b>91,421*</b>	0,000
20	<b>-0,122*</b>	<b>99,709*</b>	0,000
21	0,041	<b>100,639*</b>	0,000
22	-0,007	<b>100,663*</b>	0,000
23	0,021	<b>100,910*</b>	0,000
24	-0,027	<b>101,309*</b>	0,000
25	-0,047	<b>102,547*</b>	0,000

De acordo com o teste conjunto de Ljung-Box, a hipótese de *random walk* RW1 é rejeitada para as séries BANCO BPI, BANCO COMERCIAL PORTUGUÊS, BANIF, CIMPOR, COFINA, EDP, FINIBANCO, BERSOL, IMPRESA, MOTA ENGIL, NOVABASE, PORTUCEL, PT MULTIMEDIA, SONAE, SONAECOM e TOYOTA CAETANO.

Tendo por base as equações 6.35 e 6.40 do teste de Lo e Mackinlay (1988), e as equações 6.43 e 6.44 de Chow e Denning (1993), construiu-se a Tabela 5. Os resultados apresentados dizem respeito à estatística  $\psi(q)$  e  $\psi^*(q)$ , com intervalos de desfasamento  $q$  das séries iguais a 2, 4, 8, 16 e 25 semanas. Apresentam-se também os resultados da estatística  $Z(q)$  e  $Z^*(q)$  de Chow e Denning (1993), correspondentes ao teste conjunto para os  $q$  intervalos apresentados. As estatísticas de teste  $\psi(q)$  e  $Z(q)$



distinguem-se das estatísticas de teste  $\psi^*(q)$  e  $Z^*(q)$  pelo pressuposto de homoscedasticidade ou heteroscedasticidade da série de dados, respectivamente. Desta forma,  $\psi(q)$  e  $Z(q)$  são um teste à hipótese de *random walk* RW1 e  $\psi^*(q)$  e  $Z^*(q)$  à hipótese de *random walk* RW3.

A estatística de Lo e Mackinlay (1988) mostra que para algumas das acções incluídas na amostra, o rácio de variância é significativamente diferente da unidade, o que conduz à rejeição da hipótese de *random walk*. Na versão mais forte de *random walk*, a versão RW1, existem indícios que permitem rejeitar esta hipótese nos casos das acções de: BANIF, COFINA, FINIBANCO, IBERSOL, IMPRESA, MOTA ENGIL, NOVABASE, PT MULTIMEDIA, SONAE, SONAECOM e TOYOTA CAETANO. Estes resultados são consistentes, para a generalidade dos activos, com os obtidos através do teste conjunto de Chow e Denning (1993).

A hipótese de *random walk* RW1 está construída sobre pressupostos extremamente restritivos, nomeadamente não revelando robustez na presença de heteroscedasticidade (Campbell *et al.* 1997). Assim sendo, em séries financeiras longas, a violação deste pressuposto poderá afectar os resultados dos testes acima apresentados, pelo que os respectivos resultados devem ser avaliados com alguma precaução.

Os resultados do teste da hipótese de *random walk* RW3, efectuado de acordo com a versão heteroscedástica do teste de Lo e Mackinlay (1988), i.e., com pressupostos menos restritivos, apontam no sentido da rejeição da referida hipótese embora para um número inferior de acções do que no caso da hipótese de *random walk* RW1: COFINA, IMPRESA, MOTA ENGIL, NOVABASE, PT MULTIMEDIA, SONAE, SONAECOM e TOYOTA CAETANO.<sup>3</sup> Para as séries da PT MULTIMEDIA, SONAE, SONAECOM

---

<sup>3</sup> Esta diferença de resultados evidencia que as séries apresentam algum grau de heteroscedasticidade. Este resultado é também assinalado em Ojah e Karemera (1999).



e TOYOTA CAETANO estes resultados são corroborados pelo teste conjunto de Chow e Denning (1993).

**Tabela 5: Testes de Lo Mackinlay e Chow Denning**

Os resultados M1 e M2 dizem respeito à estatística  $\psi(q)$  e  $\psi^*(q)$  de Lo e Mackinlay (1988), para intervalos de desfasamento  $q$  das séries iguais a 2, 4, 8, 16 e 25 semanas. Os resultados  $Z$  e  $Z^*$  dizem respeito à estatística  $Z(q)$  e  $Z^*(q)$  de Chow e Denning (1993), para os  $q$  intervalos considerados. Os valores destacados com \* indicam significância estatística a um nível de 5% (rejeição da hipótese de *random walk*).

	LOMAC										CD	
	q=2		q=4		q=8		q=16		q=25		Z	Z*
	M1	M2	M1	M2	M1	M2	M1	M2	M1	M2		
ALTRI SGPS	0,22	0,25	-0,26	-0,31	0,15	0,29	-0,40	-0,45	-1,00	-1,10	1,00	1,10
BANCO BPI	1,12	0,83	0,27	0,17	0,76	0,50	0,71	0,50	0,60	0,43	1,12	0,83
B.COM.PORTUGUES	-1,17	-0,82	0,33	0,23	1,29	0,93	1,72	1,30	1,36	1,04	1,72	1,30
B.ESPIRITO SANTO	0,61	0,53	-0,17	-0,11	0,29	0,19	0,31	0,20	0,39	0,24	0,61	0,53
BANIF-SGPS	1,59	0,97	1,45	0,94	<b>2,14*</b>	1,51	<b>2,52*</b>	<b>1,96*</b>	<b>2,35*</b>	1,94	2,52	1,96
BRISA-PRIV.	-0,58	-0,50	-1,06	-0,92	-0,57	-0,49	-0,99	-0,87	-1,30	-1,17	1,30	1,17
CIMPOR,SGPS	0,84	0,52	-0,86	-0,47	0,19	0,11	0,84	0,53	1,05	0,71	1,05	0,71
COFINA,SGPS	1,66	0,99	<b>3,09*</b>	1,87	<b>2,90*</b>	1,93	<b>2,85*</b>	<b>2,00*</b>	<b>2,62*</b>	1,90	<b>3,09*</b>	2,00
CORTICEIRA AMORIM	-0,75	-0,45	-0,59	-0,39	-0,27	-0,19	0,74	0,55	0,76	0,59	0,76	0,59
EDP	-1,49	-1,13	-0,84	-0,67	-0,36	-0,31	0,57	0,51	0,96	0,87	1,49	1,13
FINIBANCO,SGPS	<b>-2,03*</b>	-1,44	-1,85	-1,33	-0,81	-0,63	-0,51	-0,42	-0,03	-0,03	2,03	1,44
MEDIA CAPITAL	0,90	0,60	1,25	0,94	0,40	0,34	-0,40	-0,34	-0,91	-0,79	1,25	0,94
IBERSOL,SGPS	1,70	1,08	1,54	1,02	1,77	1,30	<b>2,38*</b>	1,78	1,13	0,86	2,38	1,78
IMPRESA,SGPS	<b>2,16*</b>	1,39	<b>3,28*</b>	<b>2,21*</b>	<b>2,46*</b>	1,75	<b>2,36*</b>	1,73	<b>2,82*</b>	<b>2,11*</b>	<b>3,28*</b>	2,21
J.MARTINS,SGPS	0,02	0,01	0,08	0,06	0,58	0,45	-0,13	-0,10	-0,14	-0,12	0,58	0,45
MOTA ENGL	1,67	1,53	<b>2,73*</b>	<b>2,29*</b>	<b>2,71*</b>	<b>2,20*</b>	<b>2,49*</b>	<b>2,07*</b>	<b>2,41*</b>	<b>2,08*</b>	<b>2,73*</b>	2,29
NOVABASE,SGPS	<b>3,18*</b>	<b>2,32*</b>	<b>2,86*</b>	<b>2,19*</b>	1,85	1,49	0,45	0,38	-0,01	-0,01	<b>3,18*</b>	2,32
PORTUCEL	0,14	0,11	1,00	0,82	1,58	1,32	1,35	1,18	0,56	0,50	1,58	1,32
P.TELECOM	-0,52	-0,45	-0,70	-0,59	-0,68	-0,56	-0,75	-0,60	-0,83	-0,68	0,83	0,68
PT MULTIMEDIA	<b>4,33*</b>	<b>2,27*</b>	<b>4,56*</b>	<b>2,62*</b>	<b>4,16*</b>	<b>2,54*</b>	<b>3,04*</b>	1,94	<b>2,38*</b>	1,57	<b>4,56*</b>	<b>2,62*</b>
SAG GEST	0,00	0,00	0,52	0,40	0,51	0,38	-0,34	-0,26	-0,66	-0,54	0,66	0,54
SEMAPA	-0,06	-0,04	-0,08	-0,06	-0,32	-0,26	0,29	0,25	0,64	0,56	0,64	0,56
SONAE,SGPS	<b>2,98*</b>	<b>2,58*</b>	<b>3,36*</b>	<b>2,80*</b>	<b>3,61*</b>	<b>2,94*</b>	<b>3,23*</b>	<b>2,70*</b>	<b>2,91*</b>	<b>2,50*</b>	<b>3,61*</b>	<b>2,94*</b>
SONAE,SGPS	1,84	1,75	<b>2,29*</b>	<b>1,99*</b>	<b>3,18*</b>	<b>2,76*</b>	<b>3,66*</b>	<b>3,23*</b>	<b>3,71*</b>	<b>3,30*</b>	<b>3,71*</b>	<b>3,30*</b>
TEIXEIRA DUARTE	0,41	0,23	0,97	0,64	0,77	0,58	0,72	0,60	0,50	0,45	0,97	0,64
TOYOTA CAETANO	<b>-7,89*</b>	<b>-4,56*</b>	<b>-6,00*</b>	<b>-3,84*</b>	<b>-3,86*</b>	<b>-2,78*</b>	<b>-2,57*</b>	<b>-2,02*</b>	<b>-2,23*</b>	-1,83	<b>7,89*</b>	<b>4,56*</b>

Os resultados dos testes realizados suportam a hipótese de *random walk* na maior parte das séries de preços estudadas. Tendo em conta os resultados do teste conjunto de variância de Chow e Denning (1993),<sup>4</sup> não há indícios que permitam inferir pela rejeição da hipótese de *random walk* RW3 para cerca de 85% dos casos.

A Tabela 6 apresenta os resultados da versão não paramétrica do teste de variâncias, conforme a metodologia apresentada por Wright (2000). O autor argumenta

<sup>4</sup> Numa análise geral aos testes de variância, Ojah e Karemera (1999) sugerem que a versão conjunta destes testes produz resultados superiores à versão individual.



que esta versão não paramétrica do teste de variâncias é mais robusto, especialmente porque menos vulnerável a distorções relativas a uma reduzida dimensão das amostras, nem sendo afectada pela violação do pressuposto da normalidade das respectivas distribuições.

Sobre a hipótese nula de *random walk*, os rácios de variância devem ser iguais à unidade. Assim, de modo a testar a hipótese de *random walk* RW1 e RW3, foram estimados os testes  $R_1(q)$ ,  $R_2(q)$ , e  $S_1(q)$ , de acordo com as equações 6.49, 6.50 e 6.51, respectivamente. Os resultados são apresentados para intervalos de desfasamento  $q$  das séries iguais a 2, 4, 8, 16 e 25 semanas. Os testes de variância por *rankings* R1 e R2 assentam no pressuposto de homoscedasticidade, ao passo que o teste de sinais S1 aceita a presença de heteroscedasticidade nas séries de dados. Assim, R1 e R2 são um teste à hipótese de *random walk* RW1, ao passo que S1 é um teste à hipótese de *random walk* RW3. Na Tabela 6 incluem-se igualmente os resultados da estatística de Belaire-Franch e Contreras (2004), correspondentes ao teste conjunto para os  $q$  intervalos apresentados, conforme as equações 6.57, 6.58 e 6.59, respectivamente.



**Tabela 6: Testes de Wright e Belaire-Franch Contreras**

Os resultados R1, R2 e S1 dizem respeito à estatística  $R_1(q)$ ,  $R_2(q)$ , e  $S_1(q)$  de Wright (2000), para intervalos de desfasamento q das séries iguais a 2, 4, 8, 16 e 25 semanas. Os resultados CD-R1, CD-R2 e CD-S1 dizem respeito à estatística  $CD_{R_1}(q)$ ,  $CD_{R_2}(q)$  e  $CD_{S_1}(q)$  de Belaire-Franch e Contreras (2004), para os q intervalos considerados. Os valores destacados com \* indicam significância estatística a um nível de 5% (rejeição da hipótese de *random walk*).

	Wright												BFC					
	q=2			q=4			q=8			q=16			q=25			CD-R1	CD-R2	CD-S1
	R1	R2	S1	R1	R2	S1	R1	R2	S1	R1	R2	S1	R1	R2	S1			
ALTRI SGPS	0,88	0,52	1,06	0,28	0,00	0,72	0,62	0,43	1,23	-0,31	-0,36	0,49	-1,00	-1,01	0,05	-1,00	-1,01	1,23
BANCO BPI	-0,28	0,25	-1,08	0,43	0,62	-0,16	0,56	0,95	0,14	0,95	1,17	0,65	0,87	1,03	0,94	0,95	1,17	-1,08
B.COM.PORTUGUES	-0,77	-0,75	-1,00	0,67	0,73	-0,21	1,09	1,33	0,51	1,21	1,54	0,96	0,38	0,89	0,09	1,21	1,54	-1,00
B.ESPIRITO SANTO	0,58	0,56	-0,04	1,62	1,29	0,35	<b>2,90*</b>	<b>2,36*</b>	1,72	<b>2,78*</b>	<b>2,38*</b>	1,91	<b>1,86*</b>	<b>1,75*</b>	1,11	<b>2,90*</b>	<b>2,38*</b>	1,91
BANIF-SGPS	0,37	0,87	-0,91	1,04	1,20	0,28	1,79	<b>1,88*</b>	0,86	<b>2,39*</b>	<b>2,38*</b>	0,98	<b>2,66*</b>	<b>2,49*</b>	1,14	<b>2,66*</b>	<b>2,49*</b>	1,14
BRISA-PRIV.	-1,11	-0,89	-1,81	-1,57	-1,38	-1,55	-0,88	-0,75	-0,51	-0,83	-0,88	-0,20	-1,13	-1,19	-0,53	-1,57	-1,38	-1,81
CIMPOR,SGPS	-1,37	-0,93	-1,26	-0,36	-0,47	-0,58	1,60	1,34	1,14	<b>2,67*</b>	<b>2,39*</b>	1,56	<b>2,43*</b>	<b>2,27*</b>	1,34	<b>2,67*</b>	<b>2,39*</b>	1,56
COFINA,SGPS	-0,23	0,43	0,05	1,32	<b>2,03*</b>	0,52	<b>2,28*</b>	<b>2,75*</b>	0,72	<b>2,19*</b>	<b>2,51*</b>	0,91	<b>2,10*</b>	<b>2,31*</b>	1,10	<b>2,28*</b>	<b>2,75*</b>	1,10
CORTICEIRA AMORIM	-0,63	-0,76	1,00	-0,56	-0,68	1,88	-0,89	-0,83	<b>3,05*</b>	0,32	0,39	<b>4,99*</b>	0,94	0,91	<b>6,26*</b>	0,94	0,91	<b>6,26*</b>
EDP	-0,48	-0,90	-0,84	-0,06	-0,35	-0,57	0,55	0,13	0,34	1,35	1,00	1,24	1,61	1,34	1,69	1,61	1,34	1,69
FINIBANCO,SGPS	-1,76	-1,97	0,56	-1,43	-1,81	1,60	0,12	-0,39	<b>3,21*</b>	1,46	0,64	<b>5,34*</b>	<b>2,27*</b>	1,42	<b>6,91*</b>	<b>2,27*</b>	-1,97	<b>6,91*</b>
MEDIA CAPITAL	0,40	0,48	0,08	0,58	0,78	0,30	-0,06	-0,01	0,61	-0,47	-0,57	0,29	-1,20	-1,27	-0,80	-1,20	-1,27	-0,80
IBERSOL,SGPS	0,59	1,29	-0,36	1,65	<b>2,04*</b>	1,26	<b>2,79*</b>	<b>3,11*</b>	1,76	<b>3,22*</b>	<b>3,68*</b>	1,90	<b>2,79*</b>	<b>2,95*</b>	1,65	<b>3,22*</b>	<b>3,68*</b>	1,90
IMPRESA,SGPS	1,55	1,53	1,70	<b>3,18*</b>	<b>3,16*</b>	<b>2,61*</b>	<b>3,21*</b>	<b>3,03*</b>	<b>2,20*</b>	<b>3,00*</b>	<b>2,83*</b>	1,90	<b>3,21*</b>	<b>3,06*</b>	<b>2,26*</b>	<b>3,21*</b>	<b>3,16*</b>	<b>2,61*</b>
J.MARTINS,SGPS	-0,31	-0,09	-0,91	0,91	0,71	-0,07	1,62	1,28	0,72	1,20	0,67	1,13	1,34	0,70	1,31	1,62	1,28	1,31
MOTA ENGIL	0,15	1,03	1,69	1,33	<b>2,19*</b>	<b>3,26*</b>	<b>1,81*</b>	<b>2,32*</b>	<b>3,71*</b>	<b>2,27*</b>	<b>2,51*</b>	<b>4,29*</b>	<b>2,69*</b>	<b>2,81*</b>	<b>4,94*</b>	<b>2,69*</b>	<b>2,81*</b>	<b>4,94*</b>
NOVABASE,SGPS	<b>2,84*</b>	<b>2,99*</b>	<b>2,89*</b>	<b>2,99*</b>	<b>2,96*</b>	<b>3,20*</b>	<b>2,48*</b>	<b>2,27*</b>	<b>3,10*</b>	0,82	0,63	<b>2,02*</b>	0,15	0,03	1,24	<b>2,99*</b>	<b>2,99*</b>	<b>3,20*</b>
PORTUCEL	-0,08	0,11	-0,39	0,87	0,98	0,83	1,40	1,54	1,44	1,64	1,64	<b>2,13*</b>	0,94	0,93	<b>2,05*</b>	1,64	1,64	<b>2,13*</b>
P.TELECOM	0,11	-0,28	0,65	-0,72	-0,81	-0,60	-1,00	-0,99	-0,65	-1,21	-1,11	-0,95	-1,16	-1,09	-1,01	-1,21	-1,11	-1,01
PT MULTIMEDIA	<b>2,49*</b>	<b>3,10*</b>	1,48	<b>2,69*</b>	<b>3,42*</b>	1,23	<b>2,66*</b>	<b>3,34*</b>	0,82	<b>2,33*</b>	<b>2,68*</b>	0,56	<b>2,06*</b>	<b>2,27*</b>	0,51	<b>2,69*</b>	<b>3,42*</b>	1,48
SAG GEST	-0,52	-0,41	0,99	0,20	0,27	1,31	0,58	0,55	<b>2,02*</b>	0,94	0,57	<b>3,02*</b>	0,61	0,25	<b>3,57*</b>	0,94	0,57	<b>3,57*</b>
SEMAPA	-0,54	-0,51	-0,56	-0,27	-0,27	0,09	-0,43	-0,41	-0,07	0,28	0,33	0,25	0,53	0,63	0,23	-0,54	0,63	-0,56
SONAE,SGPS	<b>2,56*</b>	<b>2,94*</b>	1,86	<b>3,00*</b>	<b>3,32*</b>	<b>2,73*</b>	<b>4,04*</b>	<b>4,02*</b>	<b>3,30*</b>	<b>4,44*</b>	<b>4,07*</b>	<b>3,77*</b>	<b>4,18*</b>	<b>3,81*</b>	<b>3,96*</b>	<b>4,44*</b>	<b>4,07*</b>	<b>3,96*</b>
SONAECOM,SGPS	1,39	1,70	0,69	<b>2,10*</b>	<b>2,27*</b>	1,62	<b>3,24*</b>	<b>3,32*</b>	<b>2,78*</b>	<b>4,15*</b>	<b>4,10*</b>	<b>4,02*</b>	<b>4,82*</b>	<b>4,55*</b>	<b>4,56*</b>	<b>4,82*</b>	<b>4,55*</b>	<b>4,56*</b>
TEIXEIRA DUARTE	-1,06	-0,64	0,19	-0,68	-0,11	1,51	-0,42	-0,06	<b>2,97*</b>	-0,09	0,15	<b>4,20*</b>	0,35	0,37	<b>5,64*</b>	-1,06	-0,64	<b>5,64*</b>
TOYOTA CAETANO	<b>-5,60*</b>	<b>-6,73*</b>	-0,91	<b>-4,64*</b>	<b>-5,36*</b>	-0,60	<b>-2,75*</b>	<b>-3,26*</b>	1,30	-1,52	<b>-1,97*</b>	<b>3,15*</b>	-1,33	-1,70	<b>4,04*</b>	<b>-5,60*</b>	<b>-6,73*</b>	<b>4,04*</b>

De acordo com o teste de variância por rankings de Wright (2000), a hipótese de *random walk* RW1 é rejeitada para as séries de: BANCO ESPIRITO SANTO, BANIF, CIMPOR, COFINA, FINIBANCO, IBERSOL, IMPRESA, MOTA ENGIL, NOVABASE, PT MULTIMEDIA, SONAE, SONAECOM, e TOYOTA CAETANO. Estes resultados são consistentes com o teste conjunto de Belaire-Franch e Contreras (2004).

Relativamente ao teste de sinais, a rejeição da hipótese de *random walk* RW3 verifica-se no caso das séries CORTICEIRA AMORIM, FINIBANCO, IMPRESA, MOTA ENGIL, NOVABASE, PORTUCEL, SAG, SONAE, SONAECOM, TEIXEIRA DUARTE e TOYOTA CAETANO. Estes resultados são igualmente consistentes com o teste conjunto de Belaire-Franch e Contreras (2004).



Os resultados sugerem-nos a conclusão de que a hipótese de *random walk* RW3 não é suportada para uma parte da amostra de preços de acções submetidas a teste. Tendo em conta os resultados do teste conjunto de variância de Belaire-Franch e Contreras (2004), há indícios da rejeição da hipótese de *random walk* RW3 para cerca de 42% dos casos.



---

## **8 CONCLUSÕES**

Como argumenta, entre outros, Malkiel (1989) «A capital market is said to be efficient if it fully and correctly reflects all relevant information in determining security prices. Formally, the market is said to be efficient with respect to some information set,  $\phi$ , if security price would be unaffected by revealing that information to all participants. Moreover, efficiency with respect to an informational set,  $\phi$ , implies that it is impossible to make economic profits by trading on the basis of  $\phi$ ».

A hipótese de eficiência dos mercados tem sido uma das proposições mais intensamente debatidas na teoria financeira. O carácter basilar do postulado de eficiência dos mercados para a teoria financeira, justifica a ênfase e o volume de trabalhos de investigação que o tema tem gerado. Contudo, e apesar de amplamente estudado, a teoria está ainda longe de ser consensual.

Muito embora as raízes da sua formulação teórica inicial tenham sido lançadas por volta dos anos de 1900, pela mão de Bachelier, foram necessárias várias décadas para que a sua importância fosse devidamente reconhecida. Apenas mais tarde, através dos trabalhos seminais de Muth (1961), Samuelson (1965) e Mandelbrot (1963, 1966), cujos resultados foram incorporados e sistematizados em Fama (1965, 1970),<sup>1</sup> é que se assiste à articulação teórica do conceito de eficiência de mercado. De destacar, para fundar adequadamente a relevância desse contributo, que teoriza um mercado eficiente, no qual os preços, ao incorporar as expectativas dos participantes no mercado formuladas racionalmente num contexto de homogeneidade informacional, se vão formando estocasticamente à medida que nova informação chega (aleatoriamente) ao mercado.

---

<sup>1</sup> Em 1965, Eugene Fama introduz a definição de mercados eficientes, criando, em 1970, a já clássica tipologia das formas de eficiência: fraca, semi-forte e forte.



O conceito de eficiência de mercado postula, assim, que em mercados eficientes toda a informação relevante é incorporada nos preços instantaneamente. Daqui decorre a implicação que quando o mercado é eficiente relativamente a um conjunto de informação, não será possível obter lucros económicos supranormais transaccionando com base nessa informação.

Uma das fontes da controvérsia gerada na literatura que estuda este postulado reside na dificuldade em testar empiricamente a hipótese de eficiência dos mercados. Fama (1976) reconhece essa dificuldade, relatando que o conceito de eficiência de mercado é uma preposição demasiadamente genérica para que possa ser submetida a teste empírico (directo).

Uma das formas que permite testar (indirectamente) a hipótese de eficiência dos mercados é através do modelo de *random walk* dos preços, o qual se fundamenta no argumento da imprevisibilidade dos preços em mercados eficientes. Dado que nesses mercados os preços reflectem instantaneamente toda a informação disponível, a aleatoriedade dos preços resulta do carácter imprevisível da chegada de informação ao mercado. Desta forma, o *random walk* dos preços é consistente com a imprevisibilidade destes, pelo que, nestas condições, os agentes económicos não conseguirão obter consistentemente ganhos supranormais.

Um padrão de *random walk* dos preços implica que se possa aceitar a hipótese de eficiência dos mercados sobre a forma fraca. Os mercados são eficientes quando proporcionam uma formação aleatória dos preços, no entanto não podemos rejeitar a hipótese de eficiência dos mercados pela rejeição da aleatoriedade na formação destes.<sup>2</sup>

---

<sup>2</sup> Vide, entre outros, Copeland e Weston (1992) e Lo (2000).



A rejeição da hipótese de *random walk* deve ser antes interpretada como um indício que sugere a presença de potencial previsibilidade dos preços.<sup>3</sup>

Utilizando o modelo de *random walk*, procurou-se estudar a eficiência do mercado de acções português. Nesse sentido, analisaram-se 26 acções transaccionadas na *Euronext Lisbon*: acções incluídas no índice PSI-Geral e pertencentes aos segmentos ‘A - Large Caps’ e ‘B - Mid-Caps’, à data de 29-03-2007. Na construção da amostra seguiu-se a metodologia de Lo e MacKinlay (1988), sendo aquela constituída pelas cotações de fecho de cada quinta-feira, entre 01-01-1997 e 29-03-2007. A análise univariada aos dados recolhidos permitiu rejeitar a hipótese de normalidade da distribuição da totalidade das séries de taxas de retorno, na medida em que estas são leptocúrticas e, em grande parte dos casos, assimétricas.

Para testar do modelo de *random walk* RW1, seguiram-se as metodologias propostas por Cowles e Jones (1937), Mood (1940), Ljung-Box (1978), Lo e Mackinlay (1988), Chow e Denning (1993), Wright (2000) e Belaire-Franch e Contreras (2004). O modelo de *random walk* RW3 foi testado através das metodologias propostas por Lo e Mackinlay (1988), Chow e Denning (1993), Wright (2000) e Belaire-Franch e Contreras (2004).

A Tabela 7 sintetiza os resultados obtidos no teste da hipótese de *random walk* RW1 e RW2. De acordo com os resultados estatísticos obtidos por cada uma das metodologias de teste apresentadas, classificou-se com ‘NÃO’ os resultados dos testes realizados quando permitiram rejeitar a hipótese de *random walk* a um nível de significância de 5% e ‘SIM’ nos casos contrários, ou seja quando a evidência empírica não permitiu rejeitar a hipótese de random walk.

---

<sup>3</sup> Cujá confirmação implicará a possibilidade de obtenção de lucros económicos supranormais, de forma consistente, transaccionando com base nessa informação.



Os testes estatísticos de Chow e Denning (1993) e Belaire-Franch e Contreras (2004) possibilitaram testar conjuntamente os testes individuais de Lo e Mackinlay (1988) e de Wright (2000), respectivamente.<sup>4</sup> Uma vez que os testes individuais foram, no essencial, instrumentais para a realização dos testes conjuntos, apenas estes últimos estão reflectidos na Tabela 7. O mesmo ocorre com o teste individual de autocorrelação, cujos resultados estatísticos foram ignorados na construção da tabela, registando-se apenas os relativos ao teste conjunto de Ljung-Box.

---

<sup>4</sup> Vide secções 6.3.3.2 e 6.3.3.4.



**Tabela 7: Resumo dos Testes à Hipótese de *Random walk***

Síntese das principais conclusões dos testes à hipótese de *random walk* RW1 e RW2. As colunas ‘Cowles Jones’, ‘Mood’, ‘Lo Mackinlay’, ‘Wright’ e Ljung Box’, dizem respeito aos testes estatísticos de Cowles e Jones (1937), Mood (1940), Chow e Denning (1993) – versão conjunta do teste de Lo e Mackinlay (1988), Belaire-Franch e Contreras (2004) – versão conjunta do teste de Wright (2000), e Ljung-Box, respectivamente, onde ‘NÃO’ significa que existe evidência estatística que permite rejeitar a hipótese de *random walk* e ‘SIM’ significa que existe evidência estatística que suporta a hipótese de *random walk*. O nível de significância estatística considerado é de 5%

	RW1					RW3	
	Cowles Jones	Mood	Lo Mackinlay	Wright	Ljung Box	Lo Mackinlay	Wright
ALTRI SGPS	SIM	SIM	SIM	SIM	SIM	SIM	SIM
BANCO BPI	SIM	SIM	SIM	SIM	NÃO	SIM	SIM
B.COM.PORTUGUES	SIM	SIM	SIM	SIM	NÃO	SIM	SIM
B.ESPIRITO SANTO	SIM	SIM	SIM	NÃO	SIM	SIM	SIM
BANIF-SGPS	SIM	SIM	SIM	NÃO	SIM	SIM	SIM
BRISA-PRIV.	SIM	SIM	SIM	SIM	SIM	SIM	SIM
CIMPOR,SGPS	SIM	SIM	SIM	NÃO	NÃO	SIM	SIM
COFINA,SGPS	SIM	SIM	NÃO	NÃO	NÃO	SIM	SIM
CORTICEIRA AMORIM	SIM	SIM	SIM	SIM	SIM	SIM	NÃO
EDP	SIM	SIM	SIM	SIM	SIM	SIM	SIM
FINIBANCO,SGPS	SIM	SIM	SIM	NÃO	NÃO	SIM	NÃO
MEDIA CAPITAL	SIM	SIM	SIM	SIM	SIM	SIM	SIM
IBERSOL,SGPS	SIM	SIM	SIM	NÃO	NÃO	SIM	SIM
IMPRESA,SGPS	SIM	SIM	NÃO	NÃO	NÃO	SIM	NÃO
J.MARTINS,SGPS	SIM	SIM	SIM	SIM	SIM	SIM	SIM
MOTA ENGLI	SIM	SIM	NÃO	NÃO	NÃO	SIM	NÃO
NOVABASE,SGPS	NÃO	NÃO	NÃO	NÃO	NÃO	SIM	NÃO
PORTUCEL	SIM	SIM	SIM	SIM	NÃO	SIM	NÃO
P.TELECOM	SIM	SIM	SIM	SIM	SIM	SIM	SIM
PT MULTIMEDIA	SIM	SIM	NÃO	NÃO	NÃO	NÃO	SIM
SAG GEST	SIM	SIM	SIM	SIM	SIM	SIM	NÃO
SEMAPA	SIM	SIM	SIM	SIM	SIM	SIM	SIM
SONAE,SGPS	SIM	SIM	NÃO	NÃO	NÃO	NÃO	NÃO
SONAECOM,SGPS	SIM	SIM	NÃO	NÃO	NÃO	NÃO	NÃO
TEIXEIRA DUARTE	SIM	SIM	SIM	SIM	SIM	SIM	NÃO
TOYOTA CAETANO	SIM	SIM	NÃO	NÃO	NÃO	NÃO	NÃO

Analisando comparativamente os resultados da Tabela 7, pode concluir-se que as estatísticas de Ljung-Box (1978) e Belaire-Franch e Contreras (2004) – versão conjunta do teste não paramétrico de Wright (2000) – são as que detectam um maior número de casos de rejeição da hipótese de *random walk* RW1. Constata-se igualmente que a estatística de Belaire-Franch e Contreras (2004) é a que mais vezes indica a rejeição da hipótese de *random walk* RW3.



Os resultados apresentados documentam empiricamente que as hipóteses de *random walk* RW1 e RW3 dos preços não são suportadas em parte das acções incluídas na amostra.<sup>5</sup> Das 26 acções estudadas, hipótese de *random walk* RW1 não foi rejeitada por nenhum dos testes estatísticos para os casos de: ALTRI SGPS, BRISA PRIVATIZAÇÃO, CORTICEIRA AMORIM, EDP, MEDIA CAPITAL, JERÓNIMO MARTINS SGPS, PORTUGAL TELECOM, SAG GEST, SEMAPA e TEIXEIRA DUARTE. A hipótese de *random walk* RW3 não foi rejeitada por nenhum dos testes estatísticos nos casos das empresas: ALTRI SGPS, BANCO BPI, BANCO COMERCIAL PORTUGUÊS, BANCO ESPÍRITO SANTO, BANIF SGPS, BRISA PRIVATIZAÇÃO, CIMPOR SGPS, COFINA SGPS, EDP, MEDIA CAPITAL, IBERSOL SGPS, JERÓNIMO MARTINS SGPS, PORTUGAL TELECOM e SEMAPA.

A evidência empírica obtida sugere duas principais conclusões: (i) numa parte significativa da amostra os preços seguem um padrão de *random walk*, evidência que é interpretada como consistente com a hipótese de eficiência dos mercados e (ii) na restante parte da amostra a presença de indícios de alguma previsibilidade no comportamento dos preços, sugere a rejeição da hipótese de *random walk* dos preços.

Concluindo e apesar de alguns dos resultados empíricos poderem ser interpretados como sugerindo a presença de indícios de potencial previsibilidade dos preços, não se pode rejeitar a hipótese da eficiência informacional do segmento accionista do mercado de capitais Português.

Assim, dado que é rejeitada a hipótese de *random walk* dos preços para uma parte das empresas do mercado de acções português incluídas na amostra estudada, uma questão interessante que se coloca é a de saber se será (ou não) possível explorar essa

---

<sup>5</sup> Resultados semelhantes são reportados por autores que estudaram outros mercados (e.g., Worthington e Higgs, 2006a).



---

regularidade empírica detectada para obter ganhos económicos. Esse será certamente um tópico interessante para prosseguimento da investigação no futuro.

Outro tópico de interesse para investigação futura será o aprofundamento das causas da previsibilidade dos retornos. Em mercados eficientes postula-se que os agentes económicos estão igualmente informados. A desigualdade da distribuição da informação entre os diferentes participantes no mercado é fonte dos conhecidos problemas de *adverse selection*, os quais se reflectem na ‘qualidade’ da formulação das expectativas por parte dos investidores. Deste modo, destaca-se o papel da divulgação compulsória de informação pelos emitentes e o dos analistas financeiros para a disseminação e produção de informação que permita mitigar a incidência e a magnitude do *lemons problem*.

Fica igualmente em aberto o estudo das potenciais causas e implicações dos indícios de previsibilidade nos preços que foram detectados.



---

## **BIBLIOGRAFIA**

Abraham, A., F. Seyyed e S. Alsakran (2002), “Testing the Random Walk Behavior and Efficiency of the Gulf Stock Markets”, *The Financial Review*, Vol. 37, Nº. 3, pp. 469–480.

Abrosimova, N., G. Dissanaik e D. Linowski (2005), "Testing Weak-Form Efficiency of the Russian Stock Market". *EFA 2002 Berlin Meetings Presented Paper*.

Akerlof, G. (1970), “The Market for "Lemons": Quality Uncertainty and the Market Mechanism”, *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 84, Nº. 3, pp. 488-500.

Albanese, Robert e D. Fleet (1985), “Rational Behavior in Groups: The Free-Riding Tendency”, *Academy of Management Review* Vol. 10, Nº. 2, pp. 244-255.

Al-Khazali, O., D. Ding e C. Pyun (2007), “A New Variance Ratio Test of Random Walk in Emerging Markets: A Revisit”, *The Financial Review*, Vol. 42, Nº. 2, pp. 303–317.

Alexander, S. (1961), “Price Movements in Speculative Markets: Trends or Random Walks”, *Industrial Management Review*, pp. 7-26.

Alexander, S. (1964), “Price Movements in Speculative Markets: Trends or Random Walk”, *Industrial Management Review*, Vol. 5, Nº. 2, pp. 25-46.

Ariel, R. (1990), “High Stock Returns before Holidays: Existence and Evidence on Possible Causes”, *The Journal of Finance*, Vol. 45, Nº. 5, pp. 1611-1626.



---

Arrow, K. e G. Debreu (1954) “Existence of an Equilibrium for a Competitive Economy”, *Econometrica*, Vol. 22, Nº. 3, pp. 265-290.

Arrow, K. (1964), “The Role of Securities in the Optimal Allocation of Risk-bearing”, *The Review of Economic Studies*, Vol. 31, Nº. 2, pp. 91-96.

Atchison, M., K. Butler e R. Simonds (1987), “Nonsynchronous Security Trading and Market Index Autocorrelation”, *The Journal of Finance*, Vol. 42, Nº. 1, pp. 111-118.

Bachelier, L. (1900), “Theory Of Speculation”, In Cootner, P (Editors), *The Random Character Of Stock Market Prices*, Cambridge, MA: The M.I.T. Press 1964.

Ball, R. (1978), “Anomalies in relationships between securities' yields and yield-surrogates”, *Journal of Financial Economics*, Vol. 6, Nº. 2-3, pp. 103-126.

Ball, R. e Brown, P. (1968), “An Empirical Evaluation of Accounting Income Numbers”, *Journal of Accounting Research*, Vol. 6, Nº. 2, pp. 159-178.

Banz, R. (1981), “The Relationship between Return and Market Value of Common Stocks”, *Journal of Financial Economics*, Vol. 9, Nº. 1, pp. 3-18.

Barreto, H. e F. Howland (2005), *Introductory Econometrics: Monte Carlo Simulation Using Excel*, Cambridge University Press, Cambridge, UK.



---

Basu, S. (1977), “Investment Performance of Common Stocks in Relation to Their Price-Earnings Ratios: A Test of the Efficient Market Hypothesis”, *The Journal of Finance*, Vol. 32, N.º. 3, pp. 663-682.

Basu, S. (1983), “The Relationship between Earnings Yield, Market Value and Return for NYSE Common Stocks: Further Evidence”, *Journal of Financial Economics*, Vol. 12, N.º.1, pp. 129-156.

Beaver, W., R. Clarke e W. Wright (1979), “The Association between Unsystematic Security Returns and the Magnitude of Earnings Forecast Errors”, *Journal of Accounting Research*, Vol. 17, N.º. 2, pp. 316-340.

Beaver, W, R. Lambert e D. Morse (1980), “The information content of security prices”, *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 2, pp. 3-28.

Bhandari, L. (1988), “Debt/Equity Ratio and Expected Common Stock Returns: Empirical Evidence”, *The Journal of Finance*, Vol. 43, N.º. 2, pp. 507-528.

Belaire-Franch, G. e D. Contreras (2004), “Ranks and signs-based multiple variance ratio tests”, Working paper, Universidade de Valencia.

Bessembinder, H. e K. Chan (1998), “Market Efficiency and the Returns to Technical Analysis”, *Financial Management*, Vol. 27, N.º. 2, pp. 5-17.

Box, G. e D. Pierce (1970), “Distribution of Residual Autocorrelations in Autoregressive-Integrated Moving Average Time Series Models”, *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 65, N.º. 332, pp. 1509-1526.



---

Brav, A., C. Geczy e P. Gompers (1998), "The Equity in Equity Issuances", *SSRN* ([www.ssrn.com](http://www.ssrn.com)). Disponível em <http://ssrn.com/abstract=138492>

Brock, W., J. Lakonishok, and B. LeBaron (1992), "Simple Technical Trading Rules and the Stochastic Properties of Stock Returns", *Journal of Finance*, Vol. 47, Nº. 5, pp. 1731-1764.

Brock, W., W. Dechert, e J. Scheinkman (1987), "A Test for Independence Based on the Correlation Dimension", Working Paper, *Department of Economics, University of Wisconsin at Madison*.

Brown, S. e C. Barry (1984), "Anomalies in Security Returns and the Specification of the Market Model", *The Journal of Finance*, Vol. 39, Nº. 3, Papers and Proceedings, Forty-Second Annual Meeting, American Finance Association, San Francisco, CA, December 28-30, pp. 807-815.

Brown, S. e J. Warner (1980), "Measuring Security Price Performance", *Journal of Financial Economics*, Vol. 8, Nº. 3, pp. 205-258.

Campbell, J., A. Lo e A. MacKinlay (1997), *The Econometrics of Financial Markets*, Princeton: Princeton University Press.

Campbell, J., S. Grossman e J. Wang (1993), "Trading Volume and Serial Correlation in Stock Returns", *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 108, Nº. 4, pp. 905-939.



---

Chan, L., N. Jegadeesh e J. Lakonishok (1996), “Momentum Strategies”, *The Journal of Finance*, Vol. 51, N.º. 5, pp. 1681-1713.

Cheng, P. e M. Deets (1971), “Portfolio Returns and the Random Walk Theory”, *The Journal of Finance*, Vol. 26, N.º. 1, pp. 11-30.

Chow, K. e K. Denning (1993), “A simple multiple variance ratio test”, *Journal of Econometrics*, Vol. 58, N.º. 3, pp. 385-401.

Cootner, P. (1964), *The Random Character of Stock Market Prices*, Cambridge, MA: The M.I.T. Press.

Conrad, J. e G. Kaul (1988), “Time-Variation in Expected Returns”, *The Journal of Business*, Vol. 61, N.º. 4, pp. 409-425.

Conrad, J. e G. Kaul (1989), “Mean reversion in short-horizon expected returns”, *The Review of Financial Studies*, Vol. 2, N.º. 2, pp. 225-240.

Costrell, R. (1986), “Equilibrium and Optimality in a Mean-Variance Model”, *The RAND Journal of Economics*, Vol. 17, N.º. 1, pp. 122-132.

Cowles, A. (1933), “Can Stock Market Forecasters Forecast?”, *Econometrica*, Vol. 1, N.º. 3, pp. 309-324.

Cowles, A. (1944), “Stock Market Forecasting”, *Econometrica*, Vol. 12, N.º. 3/4, pp. 206-214.



---

Cowles, A. (1960), "A Revision of Previous Conclusions Regarding Stock Price Behavior", *Econometrica*, Vol. 28, N.º. 4, pp. 909-915.

Cowles, A. e Herbert Jones (1937), "Some A Posteriori Probabilities in Stock Market Action", *Econometrica*, Vol. 5, N.º. 3, pp. 280-294.

Cruz, R. e M. Santos (2006), *Teoria do Mercado de Capitais*, Mimeo.

Cunningham, L. (2000) "From Random Walks to Chaotic Crashes: The Linear Genealogy of the Efficient Capital Market Hypothesis", *Boston College Law School*, Research Paper No. 2000-07. Disponível em <http://ssrn.com/abstract=244670>.

Cutler, D., J. Poterba e L. Summers (1989), "What Moves Stock Prices?", *The Journal of Portfolio Management*, Vol. 15, N.º. 3, pp. 4-12.

Darrat, A. e M. Zhong (2000), "On Testing the Random-Walk Hypothesis: A Model-Comparison Approach", *The Financial Review*, Vol. 35, N.º. 3, pp. 105-124.

David, F. e D. Barton (1962), *Combinatorial chance*, Hafner, New York

DeBondt, W. e R. Thaler (1985), "Does the Stock Market Overreact?", *The Journal of Finance*, Vol. 40, N.º. 3, Papers and Proceedings of the Forty-Third Annual Meeting American Finance Association, Dallas, Texas, December 28-30, pp. 793-805.



---

DeBondt, W. e R. Thaler (1987), "Further Evidence on Investor Overreaction and Stock Market Seasonality", *The Journal of Finance*, Vol. 42, N.º. 3, Papers and Proceedings of the Forty-Fifth Annual Meeting of the American Finance Association, New Orleans, Louisiana, December 28-30, pp. 557-581.

DeLong, B., A. Shleifer, L. Summers e R. Waldman (1990a), "Noise trader risk in financial markets", *The Journal of Political Economy*, Vol. 98, N.º. 4, pp. 703-738.

DeLong, B., A. Shleifer, L. Summers e R. Waldman (1990b), "Positive feedback investment strategies and destabilizing rational speculation", *Journal of Finance*, Vol. 45, N.º. 2, pp. 375-395.

Dimson, E. (1979), "Risk measurement when shares are subject to infrequent trading", *Journal of Financial Economics*, Vol. 7, N.º. 2, pp. 197-226.

Dimson E. e M. Mussavian (1998), "Professional Forum - A Brief History of Market Efficiency", *European Financial Management*, Vol. 4, N.º. 1, pp. 91-103.

Dryden, M. (1970), "Filter Tests of U.K. Share Prices", *Applied Economics*, Vol. 1 N.º.4, pp. 261-275

Duffie, D. (1996), *Dynamic Asset Pricing Theory*, 2/E, Princeton University Press, Princeton (NJ).

Efron, B. and R. Tibshirani (1993), *An Introduction to the Bootstrap*, Chapman & Hall Ltd.



---

Elton, E., M. Gruber, S. Das e M. Hlavka (1993), “Efficiency with costly information: a reinterpretation of evidence from managed portfolios”, *The Review of Financial Studies*, Vol. 6, Nº. 1, pp. 1-22.

Fama, E. (1965), “The Behavior of Stock Market Prices”, *Journal of Business*, Vol. 38, Nº.1, pp. 34-105.

Fama, E. (1970), “Efficient Capital Markets: A Review Of Theory And Empirical Work”, *Journal Of Finance*, Vol. 25, Nº. 2, Papers And Proceedings Of The Twenty-Eighth Annual Meeting Of The American Finance Association New York, N.Y. December, 28-30, pp. 383-417.

Fama, E. (1972), “Perfect Competition and Optimal Production Decisions under Uncertainty”, *The Bell Journal of Economics and Management Science*, Vol. 3, Nº. 2, pp. 509-530.

Fama, E. (1976), *Foundations Of Finance*, Basic Books Inc.

Fama, E. (1991), “Efficient Capital Markets: II”, *The Journal of Finance*, Vol. 46, Nº. 5, pp. 1575-1617.

Fama, E. (1998), “Market efficiency, long-term returns, and behavioral finance”, *Journal of Financial Economics*, Vol. 49, pp. 283-306.



---

Fama, E. e K. French (1988), “Permanent and Temporary Components of Stock Prices”, *The Journal of Political Economy*, Vol. 96, N.º. 2, pp. 246-273.

Fama, E. e K. French (1998), “Value versus Growth: The International Evidence”, *The Journal of Finance*, Vol. 53, N.º. 6, pp. 1975-1999.

Fama, E. e K. French (1992), “The Cross-Section of Expected Stock Returns”, *The Journal of Finance*, Vol. 47, N.º. 2, pp. 427-465.

Fama, E. L. Fisher, M. Jensen e R. Roll (1969), “The Adjustment of Stock Prices to New Information”, *International Economic Review*, Vol. 10, N.º. 1, pp. 1-21.

Fama, E. e M. Blume (1966), “Filter Rules and Stock-Market Trading”, *The Journal of Business*, Vol. 39, N.º. 1, Parte 2: Supplement on Security Prices, pp. 226-241.

Fan, S. (2004), "Have we Misinterpreted CAPM for 40 years? A Theoretical Proof", *SSRN* ([www.ssrn.com](http://www.ssrn.com)). Disponível em <http://ssrn.com/abstract=592167>.

Finnerty, J. (1976), “Insiders and Market Efficiency”, *The Journal of Finance*, Vol. 31, N.º. 4, pp. 1141-1148.

Fluck, Z., B. Malkiel e R. Quandt (1997), “The Predictability of Stock Returns: A Cross-Sectional Simulation”, *Review of Economics and Statistics*, Vol. 79, N.º.2, pp. 176–183.



---

Focardi, S. e F. Fabozzi (2004), *The Mathematics of Financial Modeling and Investment Management*, Wiley Finance.

Fortune, P. (1991), "Stock market efficiency: an autopsy?", *New England Economic Review*, Federal Reserve Bank of Boston, Vol. Março/Abril, pp. 17-40.

French, K. (1980), "Stock returns and the weekend effect", *Journal of Financial Economics*, Vol. 8, N° 1, pp. 55-69.

Friedman, M. (1953), "The Case for Flexible Exchange Rates", *Essays in Positive Economics*, University of Chicago Press, Chicago.

Gibbons, M. e P. Hess (1981), "Day of the Week Effects and Asset Returns", *The Journal of Business*, Vol. 54, N° 4, pp. 579-596.

Gleick, J (1987). *Chaos*. New York: Penguin.

Goetzmann, W. e P. Jorion (1993), "Testing the Predictive Power of Dividend Yields", *The Journal of Finance*, Vol. 48, N° 2, pp. 663-679.

Goyal, A. e I. Welch (1999), "Predicting the risk premium", Unpublished working paper, University of California, Los Angeles, CA.

Granger, J. e O. Morgenstern (1970), *Predictability of stock market prices*, Heath Lexington Books.



---

Gray, P. e S. Gray (1997), “Testing Market Efficiency: Evidence from the NFL Sports Betting Market”, *The Journal of Finance*, Vol. 52, Nº. 4, pp. 1725-1737.

Grieb, T e M. Reyes (1999), “Random Walk Tests for Latin American Equity Indexes and Individual Firms”, *The Journal of Financial Research*, Vol. 22, Nº. 4, pp. 371-388.

Grossman, S. e R. Shiller (1981), “The Determinants of the Variability of Stock Market Prices”, *The American Economic Review*, Vol. 71, Nº. 2, Papers and Proceedings of the Ninety-Third Annual Meeting of the American Economic Association, pp. 222-227.

Harris, L. (1986), “A transaction data study of weekly and intradaily patterns in stock returns”, *Journal of Financial Economics*, Vol. 16, Nº. 1, pp. 99-117.

Hahn, G. e R. Hendrickson (1971), “A table of percentage points of the distribution of the largest absolute value of  $k$  Student  $t$  variates and its applications”, *Biometrika*, Vol. 58, Nº. 2, pp. 323-332.

Hamilton, W. (1922), *The Stock Market Barometer*, Fraser Pub. Co (Re-editado em 1993).

Hawawini, G. e D. Keim (1995), “On the Predictability of Common Stock Returns: World-Wide Evidence”, *Finance - Handbooks in Operations Research and Management Science*, vol. 9, ed. R. A. Jarrow, V. Maksimovic, and W. T. Ziemba, 497-544, Amsterdam: Elsevier.

Hsieh, D. (1989). "Testing for Nonlinear Dependence in Daily Foreign Exchange Rates", *Journal of Business*, University of Chicago Press, Vol. 62, Nº.3, pp 339-68.



---

Hsieh, D. (1991), "Chaos and Nonlinear Dynamics: Application to Financial Markets", *The Journal of Finance*, Vol. 46, N° 5, pp. 1839-1877.

Hochberg, Y. (1974), "Some Generalizations of the T-method in Simultaneous Inference", *Journal of Multivariate Analysis*, Vol, 4, N° 2, pp. 224-234.

Ibbotson, R. (1975), "Price performance of common stock issues", *Journal of Financial Economics*, Vol. 2, pp. 235-272.

Jaffe, J. (1974), "Special Information and Insider Trading", *The Journal of Business*, Vol. 47, N° 3, pp. 410-428.

Jain, P. e G. Joh (1988), "The Dependence between Hourly Prices and Trading Volume", *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 23, N° 3, pp. 269-283.

Jegadeesh, N. (1990), "Evidence of Predictable Behavior of Security Returns", *The Journal of Finance*, Vol. 45, N° 3, Papers and Proceedings, Forty-ninth Annual Meeting, American Finance Association, Atlanta, Georgia, December 28-30, pp. 881-898.

Jegadeesh, N. e S. Titman (1993), "Returns to Buying Winners and Selling Losers: Implications for Stock Market Efficiency", *The Journal of Finance*, Vol. 48, N° 1, pp. 65-91.



---

Jensen, M. (1968), "The Performance of Mutual Funds in the Period 1945-1964", *The Journal of Finance*, Vol. 23, Nº. 2, Papers and Proceedings of the Twenty-Sixth Annual Meeting of the American Finance Association Washington, D.C. December 28-30, pp. 389-416.

Jensen, M. (1972), "The Foundations and Current State of Capital Market Theory", *M.C. Jensen, STUDIES IN THE THEORY OF CAPITAL MARKETS*, Praeger Publishers. Disponível em: <http://ssrn.com/abstract=350428>

Jensen, M. (1978), "Some Anomalous Evidence Regarding Market Efficiency", *Journal of Financial Economics*, Vol. 6, Nº. 2/3, pp. 95-101.

Jensen, M., E. Fama, J. Long, Jr. , R. Ruback, G. Schwert, C. Smith, Jr. e J. Warner (1989), "Clinical papers and their role in the development of financial economics", *Journal of Financial Economics*, Vol. 24, Nº. 1, pp. 3-6.

Jensen, M. e G. Benington (1970), "Random Walks and Technical Theories: Some Additional Evidence", *The Journal of Finance*, Vol. 25, Nº. 2, Papers and Proceedings of the Twenty-Eighth Annual Meeting of the American Finance Association New York, December, 28-30, pp. 469-482

Jensen, M. e R. Ruback (1983), "The market for corporate Control", *Journal of Financial Economics*, Vol. 11, Nº.1, pp. 5-50.

Jones, S. (1993), "Another look at time-varying risk and return in a long-horizon contrarian strategy", *Journal of Financial Economics*, Vol. 33, Nº. 1, pp. 119-144.



---

Kahneman, D. e A. Tversky (1979), “Prospect Theory: An Analysis of Decision under Risk”, *Econometrica*, Vol. 47, N.º. 2, pp. 263-292.

Kaplan, R. e R. Roll (1972), “Investor Evaluation of Accounting Information: Some Empirical Evidence”, *The Journal of Business*, Vol. 45, N.º. 2, pp. 225-257

Karemera, D. e J. Cole (1999), “Random walks and market efficiency tests: Evidence from emerging equity markets”, *Review of Quantitative Finance and Accounting*, Vol. 13 N.º. 2, pp. 171-188.

Keim, D. (1983), “Size Related Anomalies and Stock Return Seasonality: Further Empirical Evidence”, *Journal of Financial Economics*, Vol. 12, N.º. 1, pp. 13-32.

Kendall, M. (1953), “The Analysis of Economic Time-Series-Part I: Prices”, *Journal of the Royal Statistical Society*, Vol. 116, N.º. 1, pp. 11-34.

Keown, A. e J. Pinkerton (1981), “Merger Announcements and Insider Trading Activity: An Empirical Investigation”, *The Journal of Finance*, Vol. 36, N.º. 4, pp. 855-869.

Kim, M., C. Nelson e R. Startz (1991), “Mean Reversion in Stock Prices? A Reappraisal of the Empirical Evidence”, *The Review of Economic Studies*, Vol. 58, N.º. 3, pp. 515-528.

Lakonishok, J., A. Shleifer e R. Vishny (1994), “Contrarian investment, extrapolation and risk”, *The Journal of Finance*, Vol. 49, N.º. 5, pp. 1541-1578.



---

Lamont, O. e R. Thaler, (2003), “The Law of One Price in Financial Markets”, *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 17, N.º. 4, pp. 191–202.

Latane, H. e W. Young (1969), “Test of Portfolio Building Rules”, *The Journal of Finance*, Vol. 24, N.º. 4, pp. 595-612.

Leland, H. (1999), “Optimal Portfolio Management With Transactions Costs and Capital Gains Taxes”, *Research Program in Finance*, Institute for Business and Economic Research, UC Berkeley, Working Paper Series 1005. Disponível em: <http://repositories.cdlib.org/cgi/viewcontent.cgi?article=1005&context=iber/finance>

LeRoy, S. (1973), “Risk Aversion and the Martingale Property of Stock Prices”, *International Economic Review*, Vol. 14, N.º. 2, pp. 436-446.

LeRoy, S. e R. Porter (1981), “The Present-Value Relation: Tests Based on Implied Variance Bounds”, *Econometrica*, Vol. 49, N.º. 3, pp. 555-574.

Lesmond, D., M. Schill, e C. Zhou (2004), “The Illusory Nature of Momentum Profits”, *Journal of Financial Economics*, Vol. 71, N.º. 2, pp 349-389.

Liu, H. e M. Loewenstein (2002), “Optimal Portfolio Selection with Transaction Costs and Finite Horizons”, *Review of Financial Studies*, Vol. 15, N.º. 3, pp 805-835.

Ljung, G. e Box, G. (1978), “On a measure of lack of fit in time series models”, *Biometrika*, Vol. 65, N.º. 2, pp. 297-303.



---

Lo, A. (2000), "Finance: A Selective Survey", *American Statistical Association*, Vol. 95, pp. 629-634. Disponível em <http://web.mit.edu/alo/www/Papers/jasa3.pdf>

Lo, A. (2004), "The Adaptive Markets Hypothesis: Market Efficiency from an Evolutionary Perspective", *Journal of Portfolio Management*, Forthcoming Available at SSRN: <http://ssrn.com/abstract=602222>.

Lo, A. e A. MacKinlay (1988), "Stock market prices do not follow random walks: Evidence from a simple specification test", *Review of Financial Studies*, Vol. 1, Nº.1, pp. 41-66.

Lo, A. e A. Mackinlay (1990), "When are Contrarian Profits Due to Market Overreaction?", *Review of Financial Studies*, Vol. 3, pp. 175-205.

Lo, A., H. Mamaysky e J. Wang (2000), "Foundations of Technical Analysis: Computational Algorithms, Statistical Inference, and Empirical Implementation", *The Journal of Finance*, Vol. 55, Nº. 4, pp. 1705-1770.

Lock, B. (2007), "The Taiwan stock market does follow a random walk", *Economics Bulletin*, Vol. 7, No. 3, pp. 1-8.

Lorenz, E. (1972), "Predictability: Does the Flap of a Butterfly's Wings in Brazil set off a Tornado in Texas?", American Association for the Advancement of Science in Washington, D.C., unpublished work.



---

Loughran, T., J. Ritter e K. Rydqvist (1994), “Initial Public Offerings: International Insights”, *Pacific-Basin Finance Journal*, Vol. 2, pp. 165-199.

Lucas, R. (1978), “Asset Prices in an Exchange Economy”, *Econometrica*, Vol. 46, Nº. 6, pp. 1429-1445.

Lucas, R. (1986), “Adaptive Behavior and Economic Theory”, *The Journal of Business*, Vol. 59, Nº. 4, Part 2: The Behavioral Foundations of Economic Theory, pp. S401-S426.

Lui, W., N. Strong e X. Xu (1999), “The Profitability of Momentum Investing”, *Journal of Business Finance & Accounting*, Vol. 26, Nº. 9-10, 1043-1091.

Magnusson, M. e B. Wydick (2002), “How Efficient are Africa's Emerging Stock Markets?”, *Journal of Development Studies*, Vol. 38, Nº. 4, pp. 141-156.

Malkiel, B. (1973), “A Random Walk Down Wall Street”, New York: W. W. Norton & Co.

Malkiel, B. (1989a), “Is the Stock Market Efficient?”, *Science*, Vol. 243, Nº. 4896, pp. 1313-1318.

Malkiel, B. (1989b), “Efficient Market Hypothesis” in John Eatwell, Murray Milgate e Peter Newman (Editors), *New Palgrave Finance*, Macmillan, New York.



---

Malkiel, B. (1996), “A Random Walk Down Wall Street: Including a Life-cycle Guide to Personal Investing”, New York: W. W. Norton & Co.

Malkiel, B. (2003), “The Efficient Market Hypothesis and Its Critics”, *The Journal of Economic Perspectives*, Vol. 17, N°. 1, pp. 59-82.

Malkiel, B. (2005), “Reflections on the Efficient Market Hypothesis: 30 Years Later”, *The Financial Review*, Vol. 40, N°.1, pp. 1–9.

Mandelbrot, B. (1963), “The Variation of Certain Speculative Prices”, *Journal of Business*, Vol. 36, N°. 4, pp. 394-419.

Mandelbrot, B. (1966), “Forecasts of Future Prices, Unbiased Markets, and ‘Martingale’ Models”, *Journal of Business*, Vol. 39, N°. 1, pp. 242-255.

Mandelbrot, B. (1972a), “The Variation Of Some Other Speculative Prices”, *Journal of Business*, Vol. 40, N°.4, pp. 393-413.

Mandelbrot, B. (1972b), “Correction of an Error in ‘The Variation of Certain Speculative Prices’”, *Journal of Business*, Vol. 45, N°. 4, pp. 542-543.

Markowitz (1959), *Portfolio Selection: Efficient Diversification of Investments*, New York (NY): John Wiley and Sons.

Mas-Colell, A., M. Whinston e Jerry G. (1995), *Microeconomic Theory*, New York (NY): Oxford University Press.



---

McKenzie, L. (1954), "On Equilibrium in Graham's Model of World Trade and Other Competitive System", *Econometrica*, Vol. 22, N.º. 2, pp. 147-161.

McQueen, G. (1992), "Long-Horizon Mean-Reverting Stock Prices Revisited", *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 27, N.º. 1, pp. 1-18.

Merton, R. e M. Subrahmanyam (1974), "The Optimality of a Competitive Stock Market", *The Bell Journal of Economics and Management Science*, Vol. 5, N.º. 1, pp. 145-170.

Merton, R. (1987), "A Simple Model of Capital Market Equilibrium with Incomplete Information", *The Journal of Finance*, Vol. 42, N.º. 3, Papers and Proceedings of the Forty-Fifth Annual Meeting of the American Finance Association, New Orleans, Louisiana, December 28-30, pp. 483-510.

Miller, M., J. Muthuswamy e R. Whaley (1994), "Mean Reversion of Standard & Poor's 500 Index Basis Changes: Arbitrage-Induced or Statistical Illusion?", *The Journal of Finance*, Vol. 49, N.º. 2, pp. 479-513.

Mills, F. (1927), *The Behavior of Prices*, New York: National Bureau of Economic Research.

Modigliani, F. e M. Miller (1958), "The Cost of Capital, Corporation Finance and the Theory of Investment", *The American Economic Review*, Vol. 48, N.º. 3, pp. 261-297.



---

Mood, A. (1940), “The Distribution Theory of Runs”, *The Annals of Mathematical Statistics*, Vol. 11, N° 4, pp. 367-392.

Moore, A. (1962), “A Statistical Analysis of Common Stock”, Unpublished Ph.D. Thesis, Chicago: Graduate School of Business, University of Chicago.

Moustafa, M. (2004), “Testing the Weak-Form Efficiency of the United Arab Emirates Stock Market”, *International Journal of Business*, Vol. 9, N° 3, pp. 309-325.

Muth, John (1961), “Rational Expectations and the Theory of Price Movements”, *Econometrica*, Vol. 9, N° 3, pp. 315-335.

Neftci, S. (1991), “Naive Trading Rules in Financial Markets and Wiener-Kolmogorov Prediction Theory: A Study of ‘Technical Analysis’”, *The Journal of Business*, Vol. 64, N° 4, pp. 549-571.

Odean, T. (1999), “Do Investors Trade Too Much?” *American Economic Review*, Vol. 89, N° 5, pp. 1279-1298.

Ojah, K e D. Karemera (1999), “Random Walks and Market Efficiency Tests of Latin American Emerging Equity Markets: A Revisit”, *The Financial Review*, Vol. 34, N° 2, pp. 57-72.

Osborne, M. (1959), “Brownian Motion in the Stock Market”, *Operations Research*, Vol. 7, N° 2, pp. 145-173.



---

Osler, L. e P. Chang (1995), "Head and Shoulders: Not Just a Flaky Pattern", *Federal Reserve Bank of New York*, Staff Report 4.

Pliska, S. e K. Suzuki (2004), "Optimal tracking for asset allocation with fixed and proportional transaction costs", *Quantitative Finance*, Vol. 4, N.º. 2, pp. 233-243.

Pratt, S. e C. DeVere (1970), "Relationship between insider trading and rates of return for NYSE common stocks, 1960-1966", unpublished paper. Disponível em <http://www.emeraldinsight.com/>

Poterba, J. e L. Summers (1988), "Mean Reversion in Stock Prices: Evidence and Implications", *Journal of Financial Economics*, Vol. 22, N.º. 1, pp. 27-59.

Reinganum, M. (1981), "The Arbitrage Pricing Theory: Some Empirical Results", *The Journal of Finance*, Vol. 36, N.º. 2, Papers and Proceedings of the Thirty Ninth Annual Meeting American Finance Association, Denver, September 5-7, pp. 313-321.

Reinganum, M. (1983), "The Anomalous Stock Market Behavior of Small Firms in January: Empirical Tests for Tax-Loss Effects", *Journal of Financial Economics*, Vol. 12, N.º.1, pp.89-104.

Rendleman, R., C. Jones e H. Latane (1982), "Empirical Anomalies Based on Unexpected Earnings and the Importance of Risk Adjustments", *Journal of Financial Economics*, Vol. 10, N.º. 3, pp. 269-287.

Richardson, M. e T. Smith (1991), "Tests of financial models in the presence of overlapping observations", *The Review of Financial Studies*, Vol. 4, N.º. 2, pp. 227-254.



---

Richardson, M. e T. Smith (1994), “A Unified Approach to Testing for Serial Correlation in Stock Returns”, *The Journal of Business*, Vol. 67, Nº. 3, pp. 371-399.

Richmond, J. (1982), “A General Method for Constructing Simultaneous Confidence Intervals”, *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 77, Nº. 378, pp. 455-460.

Ritter, J. (1991), “The Long-Run Performance of Initial Public Offerings”, *The Journal of Finance*, Vol. 46, Nº. 1, pp. 3-27.

Roberts H. (1959), “Stock-Market Patterns and Financial Analysis: Methodological Suggestions”, *Journal of Finance*, Vol. 14, Nº. 1, pp. 1-10.

Roberts, H. (1967), “Statistical Versus Clinical Prediction Of The Stock Market”, Unpublished Manuscript, Crsp, University Of Chicago.

Roll, R. (1981), "A Possible Explanation of the Small Firm Effect," *Journal of Finance*, Vol. 36, Nº. 4, pp. 879-888.

Roll, R. (1983a), "Vas Ist Das? The Torn of the Year Effect and the Return Premia of Small Firms," *Journal of Portfolio Management*, Vol. 9, Nº. 2, pp. 18-28.

Roll, R. (1983b), "On Computing Mean Returns and the Small Firm Effect," *Journal of Financial Economics*, Vol. 12, Nº.3, pp. 371-386.



---

Roll, R. (1988), “ $R^2$ ”, *Journal of Finance*, Vol. 43, Nº. 3, pp. 541-566

Ross, S. (1976), “The arbitrage theory of capital asset pricing”, *Journal of Economic Theory*, Vol. 13, Nº. 3, pp. 341-360,

Samuelson, P. (1965), “Proof That Properly Anticipated Prices Fluctuate Randomly”, *Industrial Management Review*, Vol. 6, pp. 41-49.

Samuelson, P. (1973), “Proof That Properly Discounted Present Values of Assets Vibrate Randomly”, *The Bell Journal of Economics and Management Science*, Vol. 4, Nº. 2, pp. 369-374.

Scholes, M. e J. Williams (1977), "Estimating betas from nonsynchronous data", *Journal of Financial Economics*, Vol. 5, Nº. 3, pp. 309-327.

Scheinkman, J. e B. LeBaron (1989), “Nonlinear Dynamics and Stock Returns”, *The Journal of Business*, Vol. 62, Nº. 3, pp. 311-337.

Schultz, P. (1985), "Personal Income Taxes and the January Effect and Small Firm Stock Returns Before the War Revenue Act of 1917: A Note", *The Journal of Finance*, Vol. 40, Nº. 1, pp. 333-343.

Schwert, G. (1983), “Size and stock returns, and other empirical regularities”, *Journal of Financial Economics*, Vol. 12, Nº. 1, pp. 3-12.



---

Schwert, G. (2002), "Anomalies and Market Efficiency", *National Bureau of Economic Research Working Paper Series*, N°. 9277. Disponível em <http://www.nber.org/papers/w9277>

Seyhun, H. (1986), "Insiders' profits, costs of trading and market efficiency", *Journal of Financial Economics*, Vol. 16, N°. 2, pp. 189-212.

Seyhun, H. (1992), "Why does aggregate insider trading predict future stock returns?", *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 107, N°. 4, pp. 1303-1331.

Sharpe, W. (1966), "Mutual Fund Performance", *The Journal of Business*, Vol. 39, N°. 1, Supplement on Security Prices, pp. 119-138.

Sharpe, W. (1970), *Portfolio Theory and Capital Markets*, McGraw-Hill, New York (NY).

Shleifer, A. (2000), *Inefficient Markets: An Introduction to Behavioral Finance*, Oxford University Press, New York (NY).

Shiller, R. (1981), "Do Stock Prices Move Too Much to be Justified by Subsequent Changes in Dividends?", *The American Economic Review*, Vol. 71, N°. 3, pp. 421-436.

Shiller, R. (1984), "Stock Market and Social Dynamics", *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol. 2, pp. 457-498.



---

Shiller, R. (2003), "From Efficient Markets Theory to Behavioral Finance", *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 17, Nº. 1, pp. 83-104.

Sidak, Z. (1967), "Rectangular Confidence Regions for the Means of Multivariate Normal Distributions", *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 62, Nº. 318, pp. 626-633

Silva, M. (2001), "Eficácia da Análise Técnica no Mercado Accionista Português", *Grupo de Estudos Monetários e Financeiros da Faculdade de Economia da Universidade de Coimbra*, Nº. 9, pp. 1-17.

Statman, M. (1999), "Foreign Stocks in Behavioral Portfolios", *Financial Analysts Journal*, Vol. 55, Nº. 2, pp. 12-17.

Sunder, S. (1975), "Stock Price and Risk Related to Accounting Changes in Inventory Valuation", *The Accounting Review*, Vol. 50, Nº. 2, pp. 305-315.

Summers, L. (1986), "Does the Stock Market Rationally Reflect Fundamental Values?", *The Journal of Finance*, Vol. 41, Nº. 3, Papers and Proceedings of the Forty-Fourth Annual Meeting of the American Finance Association, New York, December 28-30, pp. 591-601

Sweeney, R.(1988), "Some New Filter Rule Tests: Methods and Results", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 23, Nº. 3, pp. 285-300.

Tas, O. e S. Dursunoglu (2005), "Testing Random Walk Hypothesis For Istanbul Stock Exchange" *International Trade and Finance Association Conference Papers*,



---

*International Trade and Finance Association 15th International Conference*, Working Paper 38. Disponível em <http://services.bepress.com/itfa/15th/art38>.

Thaler, R. (1987), “Anomalies: The January Effect”, *The Journal of Economic Perspectives*, Vol. 1, N.º. 1, pp. 197-201.

Timmerman, A. (1993), “How Learning in Financial Markets Generates Excess Volatility and Predictability in Stock Prices”, *Quarterly Journal of Economics* Vol. 108, N.º. 4, pp. 1135-1145.

Tsay, R. (2005), *Analysis of Financial Time Series*, 2nd ed., New Jersey : Wiley

Urrutia, J. (1995), “Tests of random walk and market efficiency for Latin American emerging markets”, *Journal of Financial Research*, Vol. 18, N.º. 3, pp 299-309.

Varian, H. (1987), “The Arbitrage Principle in Financial Economics”, *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 1, N.º. 2, pp. 55-72.

Wallis, W. e H. Roberts (1956), *Statistics, a new approach*, Free Press, Glencoe, Illinois.

Wasserman, L. (2005), *All of Nonparametric Statistics*, Springer Texts in Statistics, Springer: New York.

Wright, J. (2000), “Alternative Variance-Ratio Tests Using Ranks and Signs”, *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 18, N.º. 1, pp. 1-9.



Working, H. (1934), “A Random-Difference Series for Use in the Analysis of Time Series”, *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 29, N°. 185, pp. 11-24.

Worthington, A. e H. Higgs (2003), “Tests of random walks and market efficiency in Latin American stock markets: An empirical note”, *School of Economics and Finance, Queensland University of Technology, Discussion Papers and Working Papers Series*, N°. 157.

Worthington, A. e H. Higgs (2004), “Random walks and market efficiency in European equity markets”, *Global Journal of Finance and Economics* Vol. 1, N°. 1, pp. 59-78.

Worthington, A. e H. Higgs (2006a), “Weak-Form Market Efficiency in Asian Emerging and Developed Equity Markets: Comparative Tests of Random Walk Behaviour”, *Accounting Research Journal*, Vol. 19 N°. 1, pp. 54-63.

Worthington, A. e H. Higgs (2006b), “Efficiency in the Australian Stock Market, 1875-2006: A Note on Extreme Long-Run Random Walk Behaviour”, *University of Wollongong, School of Accounting and Finance, Working Paper Series*, N°. 06/04



---

**ANEXOS**



## **Anexo I**

### **Caracterização Estatística da Amostra**