

ANÁLISE DE ESTRATÉGIAS LONG-SHORT TRADING COM RÁCIOS DE VARIÂNCIAS

Por José Sousa

Resumo

Neste trabalho são aplicados os testes de rácios de variâncias aos *spreads* de índices accionistas. Os *spreads* utilizados foram construídos com base no S&P 500 e uma série de outros índices de mercados accionistas mundiais. De forma a avaliar a eficiência dos mercados, foram utilizadas estratégias de negociação, baseadas na informação passada dos preços para gerar decisões de investimento. As estratégias de negociação são aplicadas tentando explorar a reversão para a média dos *spreads*. A hipótese de passeio aleatório dos *spreads* é rejeitada pelos testes de rácios de variâncias, e o sucesso das estratégias está dependente dos parâmetros utilizados. As estatísticas do desempenho das estratégias produzem resultados muito díspares, não permitindo tirar uma conclusão acerca da eficiência dos mercados.

Palavras-Chave: Testes de rácios de variâncias; Hipótese do passeio aleatório; Eficiência dos mercados; Regras de negociação; Reversão para a média; *Spread*.

Agradeço os preciosos comentários e sugestões ao Doutor João Bastos, orientador da tese, bem como a pronta disponibilidade. No entanto, os erros e omissões existentes são da exclusiva responsabilidade do autor.

ANALYSIS OF LONG-SHORT TRADING STRATEGIES WITH VARIANCES RATIOS

By José Sousa

Abstract

In this paper we apply the variance ratio tests to equity indices spreads. The spreads used were constructed based on the S&P 500 and a number of other indices of global equity markets. In order to assess the efficiency of markets, we used a number of trading strategies based on past information in prices to generate investment decisions. The trading rules are applied in order to explore the mean reversion of spreads. The random walk hypothesis of spreads is rejected by the variance ratio tests, and the success of the strategies is dependent on the parameters used. The performance statistics of the trading rules produce highly disparate results, not allowing to draw a conclusion about the markets efficiency.

Key-Words: Variance-ratio tests; Random walk hypothesis; Market efficiency; Trading rules; Mean reversion; Spread.

Índice

1	Introdução	4
2	Revisão de Literatura	7
3	Metodologia	8
3.1	Dados	8
3.2	Carteira <i>Long-Short</i>	9
3.3	Testes de Rácios de Variâncias	10
3.3.1	Testes Individuais de Rácios de Variâncias	11
3.3.1.1	Teste de Lo e MacKinlay (1988)	11
3.3.1.2	Teste de Wright (2000)	14
3.3.2	Testes Conjuntos de Rácios de Variâncias	16
3.3.2.1	Teste de Chow e Denning (1993)	16
3.3.2.2	Teste de Belaire-Franch e Contreras (2004)	16
3.4	Estratégias de Negociação	17
3.4.1	Regras de Negociação	18
3.4.2	Classificação dos Dias em Buy, Sell ou Neutral	18
3.4.3	Medidas de Previsibilidade dos Retornos	19
3.4.4	Carteira a Custo não Nulo (<i>Nonzero-Cost Portfolio</i>)	21
3.4.5	Custos de Transação	22
3.4.6	Método das Duplas Médias Móveis	23
3.4.7	<i>Channel Rule</i>	25
3.4.8	<i>Filter Rule</i>	27
4	Aplicação Empírica	29
4.1	Testes de Rácios de Variâncias e <i>RWH</i>	29
4.2	Regras de Negociação e Eficiência dos Mercados	31
4.2.1	Método das Duplas Médias Móveis	32
4.2.2	<i>Channel Rule</i>	34
4.2.3	<i>Filter Rule</i>	36
4.2.4	<i>Comparação com os Testes de Rácios de Variâncias</i>	39
5	Conclusões	40
	Referências	41
	Anexos	42

1 Introdução

Long-short trading é uma estratégia de investimento aplicada a ações, que consiste em assumir uma posição longa em ações subavaliadas, esperando-se que o seu valor aumente e, assumindo em simultâneo uma posição curta em ações sobre avaliadas, esperando-se que o seu valor diminua. Assumir uma posição longa numa ação significa comprar essa ação, se o seu preço subir o investidor obtém um ganho. Assumir uma posição curta numa ação, significa pedir emprestado uma ação (habitualmente a um intermediário financeiro) e vendê-la na expectativa que o seu preço diminua. Se o seu preço diminuir, o investidor recompra a ação a um preço mais baixo, devolve a ação emprestada e obtém um ganho.

Esta estratégia pode ser lucrativa, mesmo que a posição longa diminua de valor, desde que o aumento de valor da posição curta seja superior. O objetivo de uma estratégia *long-short* de ações é o de diminuir a exposição ao risco de mercado, e tentar lucrar com as variações das diferenças entre o valor das duas ações.

De acordo com a teoria financeira (*Arbitrage Pricing Theory*), se dois ativos possuem características semelhantes, o seu retorno deve ser mais ou menos semelhante. Se o seu retorno difere, é provável que um dos ativos esteja sobre avaliado e o outro sub avaliado. Uma estratégia *long-short* pode ser utilizada para explorar estas diferenças nos retornos, baseada na ideia de preço relativo. Se existir alguma previsibilidade na evolução do preço relativo entre duas ações, será possível implementar uma estratégia de *long-short*, sem necessidade de prever o valor das ações.

De acordo com a hipótese de passeio aleatório (*RWH*), o preço dos ativos, incorpora toda a informação disponível, sendo a melhor previsão do preço futuro o seu preço atual, e o retorno esperado igual a zero. Esta é a hipótese de eficiência dos mercados na sua forma fraca (*EMH*), Fama (1970; 1991).

Em Campbell et al. (1996), podemos encontrar várias definições de passeio aleatório, a primeira (*RWI*) em que os incrementos do preço de um ativo são independente e identicamente distribuído (IID), esta versão é bem exemplificada pelo seguinte processo de geração de preço:

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

Em que P_t representa o preço do ativo no momento t , μ o valor esperado do ativo ou *drift* e ε_t o termo de perturbação aleatório.

Esta hipótese é extremamente restrita, e incompatível com a heteroscedasticidade dos incrementos dos preços dos ativos financeiros. Surge assim uma segunda versão (*RW2*), em que se abandona o pressuposto de identicamente distribuído (ID) para os incrementos, admitindo incrementos não identicamente distribuídos (INID). Esta segunda versão já é compatível com a heteroscedasticidade, mas continua a ser de alguma forma restritiva, pois assume a independência dos incrementos.

Surge assim uma terceira versão (*RW3*), em que se assume que os incrementos não estão correlacionados, esta versão é a menos restrita das três versões e compatível com heteroscedasticidade dos incrementos. Esta versão da *RWH* pode ser testada com testes de rácios de variâncias, que comparam a variância dos incrementos para k períodos com a variância de um período vezes k períodos, ou seja a variância de um passeio aleatório (incrementos) é linear no seu intervalo de dados. Neste trabalho vamos testar esta última versão da *RWH*, sempre que forem feitas referências à *RWH*, sem outra especificação, trata-se da versão em que os incrementos não estão correlacionados (*RW3*):

$$\text{Cov}[e_t, e_{t-k}] = 0, \text{ para todos os } k \neq 0$$

A previsibilidade do preço relativo entre dois ativos ou do seu *spread*, diferença entre o valor dos dois ativos, depende da rejeição da *RWH* do *spread*. Caso esta hipótese seja rejeitada a favor de um processo de reversão para a média do *spread*, então sempre que este se afasta do seu valor de equilíbrio existe a possibilidade de implementar uma estratégia *long-short trading* e aguardar que o valor de equilíbrio do *spread* seja restabelecido.

Neste trabalho são aplicados os testes de rácios de variâncias (*VR*) para testar a *RWH* dos *spreads*, formados a partir dos dados diários do índice S&P 500 e de uma série de índices de ações dos principais mercados financeiros mundiais, nomeadamente os índices FTSE 100, DAX 30, CAC 40, MIB, AEX, SMI, IBEX 35, NIKKEY 225 e

HANG SENG. Os *spreads* são expressos em USD e o período de análise compreende o período entre Jan-03 e Dez-12, o que constitui uma amostra de dez anos de negociação.

O uso dos testes *VR* pode ser muito importante para testar hipóteses alternativas à *RWH*, nomeadamente a hipótese de reversão para a média. São apresentados os testes *VR* individuais propostos por Lo e Mackinlay (1988) e conjuntos de Chow e Denning (1993), que são testes bastante robustos, quer na presença de homoscedasticidade quer na de heteroscedasticidade. No entanto são testes assintóticos, o que pode levar a problemas de inferência, principalmente se a amostra não for suficientemente grande. De forma a evitar este problema, são apresentados os testes *VR* individuais de Wright (2000) e conjuntos de Belaire-Franch e Contreras (2004), que são testes exatos de *VR*, baseados em *ranks* e *signs*.

Para testar a os resultados dos testes de *VR*, aplicados aos *spreads* dos índices, são implementadas estratégias de negociação baseadas em regras de Análise Técnica. Estas estratégias baseiam as suas decisões de investimento nos dados históricos dos preços ou dos retornos. Se os retornos dos *spreads* forem gerados por um processo de passeio aleatório, não será possível obter retornos em excesso, pois a evolução dos *spreads* é imprevisível. Mas se a *RWH* for rejeitada em favor de um processo de reversão para a média, as estratégias de negociação podem ser *informative*, e existir algum grau de previsibilidade acerca da evolução dos *spreads*.

São utilizadas regras de negociação muito simples para testar a previsibilidade dos *spreads*. A primeira é a regra das médias móveis, que consiste na comparação do valor da média móvel de curto prazo com o valor da média de longo prazo, para tomar as decisões de investimento. A segunda regra é designada na literatura da especialidade de *Channel Rule* (ou *Price Channel*) e é baseada na ideia de níveis de suporte e resistência, constituídos a partir de preços máximos e mínimos, que ao serem alcançados levam a decisões de investimento. Por último, é analisada a regra designada por *Filter Rule*. Trata-se de uma regra muito utilizada em estudos académicos, em que as decisões de investimento são determinadas em função da variação percentual do preço do ativo, face a um máximo e um mínimo verificado no passado recente.

As três regras são implementadas de forma a explorar eventuais reversões para a média dos *spreads*, e não a formação de tendências dos *spreads*. De forma a avaliar de que forma as estratégias são ou não *informative*, foram calculados um conjunto de estatísticas propostas por Brock et al. (1992) e comparados os resultados com os testes *VR*.

A *EMH* do mercado de ações e cambial, não pode ser rejeitada somente pela rejeição da *RWH* dos *spreads*. Para que isso aconteça é necessário que, com base na informação passada dos preços ou dos retornos dos ativos, de forma sistemática seja possível gerar retornos em excesso (ajustados ao risco), após custos de transação.

O resto do trabalho está organizado da seguinte forma: na Seção 2 é feita uma breve revisão da literatura existente em torno da *EMH*; na Seção 3 é são descritos os teste *VR* e as estratégias de negociação, bem como apresentada a metodologia seguida na aplicação das estratégias; na Seção 4 são apresentados os resultados empíricos dos testes *VR* e das estratégias de negociação. As conclusões são apresentadas na Seção 5.

2 Revisão de Literatura

A *EMH* assume que o preço dos ativos reflete toda a informação disponível. O mercado é designado de eficiente na sua forma fraca, se o preço dos ativos refletem toda a informação dos preços passados, o que significa que não é possível obter retornos em excesso com base no estudo dos preços verificados no passado. A *EMH* implica a *RWH* dos preços, que indica que as alterações consecutivas dos preços são aleatórias e não correlacionadas.

O interesse na *EMH* pode ser avaliado pela abundância de estudos acadêmicos sobre o tema, os acadêmicos procuram compreender melhor o processo de geração dos retornos dos ativos financeiros, mas também os investidores mostram interesse no tema, uma vez que tentam encontrar anomalias nos mercados de forma a implementar estratégias de investimento que permitam obter retornos em excesso. A existência de dados para períodos de tempo mais longos e novas metodologias de análise da *RWH*,

mantêm o interesse na *EMH* ainda hoje, quer para os académicos, quer para os investidores.

Entre as novas metodologias de análise da *RWH*, os testes *VR* são considerados bastantes poderosos para testar esta hipótese. Lo e MacKinlay (1988) desenvolveram o teste tradicional de *VR*. Estes autores encontraram evidência de reversão para a média no mercado accionista norte-americano para dados semanais. Outros autores como Richardson e Smith (1991) e Faust (1992), defendem que os testes *VR* possuem um poder óptimo para testar a *RWH* contra a hipótese alternativa de reversão para a média. Se os retornos seguem a *RWH*, os valores dos testes *VR* deverão ser iguais à unidade para todos os horizontes temporais. Se os retornos estiverem negativamente autocorrelacionados, os testes *VR* deverão ser significativamente inferiores à unidade, e existe reversão para a média Poterba e Summers (1988).

Chow e Denning (1993) propuseram um teste conjunto em alternativa aos testes *VR* individuais, de forma a evitar uma sobre rejeição da hipótese nula, uma vez que é habitual calcular o teste *VR* para vários períodos temporais, e basta rejeitar a hipótese para um período para rejeitar a *RWH*.

Os testes propostos por Lo e MacKinlay (1988), são testes assintóticos, cuja distribuição amostral é aproximada, levando a problemas de enviesamento, principalmente em amostras pequenas. Wright (2000) propôs um teste alternativo não assintótico, baseado em *ranks* e *signs*, que tem a vantagem em relação aos testes tradicionais de *VR*, que é o fato de a sua distribuição amostral ser exata. Segundo o autor os testes baseados em *ranks* e *signs* são mais eficaz do que os testes tradicionais de *VR*, para testar a *RWH* contra um conjunto variado de hipóteses alternativas.

Belaire-Franch e Conterás (2004), propuseram um teste conjunto aos testes de *ranks* e *signs* de Wright (2000), de forma a ultrapassar os problemas dos testes individuais efetuados a múltiplos períodos.

3 Metodologia

3.1 Dados

As séries de dados utilizadas neste trabalho consistem nas cotações de fecho diárias de nove índices mundiais: S&P 500, FTSE 100, DAX 30, CAC 40, MIB, AEX, SMI, IBEX 35, NIKKEY 225 e HANG SENG. As cotações estão expressas em dólares Norte Americanos. O período das séries vai desde o primeiro dia de negociação de 2002 até ao último dia de negociação de 2012, totalizando cerca de onze anos de dados diários. Os dados foram obtidos a partir da base de dados *Datastream*. No cálculo dos rácios de variâncias e na aplicação das estratégias de negociação o período utilizado vai desde o primeiro dia de negociação de 2003 até ao último dia de negociação de 2012, o que corresponde a dez anos para avaliar as estratégias. Os dados referentes ao ano de 2002 são utilizados para o cálculo das médias e dos máximos e mínimos, parâmetros necessários para a aplicação das estratégias de negociação. As séries dos índices não possuem o mesmo número de observações, desta forma para construir as séries de *spreads*, foram retiradas as observações para as quais não existiam dados de negociação para um dos índices.

Na tabela 1 é apresentado o resumo estatístico dos retornos diários para o período 1-Jan-03 a 31-Dez-12: o número de observações, a média e o desvio padrão em percentagem, a assimetria, o excesso de curtose, o teste Jarque-Bera, os coeficientes de autocorrelação e a estatística-Q de Box-Pierce.

Tabela 1: Resumo Estatístico dos Retornos Diários para o Período 1-Jan-03 a 31-Dez-12

<i>Spread</i>	No. de observações	Média (%)	SD (%)	Assimetria	Curtose	JB	ρ_1	ρ_2	ρ_3	ρ_4	ρ_5	Q ₅	Q ₁₀
S&P 500 / FTSE 100	2514	0,002	1,351295	0,30	10,57	11.749 **	-0,37	0,01	-0,04	0,07	-0,10	397 **	470 **
S&P 500 / DAX 30	2515	-0,027	1,412292	0,52	5,08	2.821 **	-0,28	-0,01	-0,02	0,04	-0,07	211 **	224 **
S&P 500 / CAC 40	2515	0,003	1,472853	0,27	8,28	7.224 **	-0,32	-0,01	-0,02	0,05	-0,07	269 **	318 **
S&P 500 / MIB	2515	0,025	1,59367	0,46	8,16	7.068 **	-0,23	-0,01	-0,02	0,02	-0,06	140 **	183 **
S&P 500 / AEX	2513	0,008	1,441471	0,33	8,76	8.078 **	-0,31	0,02	-0,05	0,06	-0,09	279 **	321 **
S&P 500 / SMI	2515	-0,014	1,326523	0,36	6,54	4.534 **	-0,33	-0,04	0,02	0,03	-0,10	306 **	384 **
S&P 500 / IBEX 35	2515	-0,002	1,580889	0,08	6,76	4.798 **	-0,19	-0,02	-0,02	0,02	-0,04	097 **	122 **
S&P 500 / HANG SENG	2505	-0,003	1,98712	0,25	5,83	3.578 **	-0,34	-0,09	0,04	0,02	-0,02	320 **	330 **
Média	2513	-0,003	1,55568	0,31	7,34	5.967 **	-0,30	-0,02	-0,01	0,03	-0,06	255 **	294 **

* e ** estatisticamente significativo ao nível de 5% e 1%.

3.2 Carteira Long-Short

Vamos analisar carteiras *long-short*, constituídas por uma posição longa no índice 1 e uma posição curta no índice 2. Seja $I_{1,t}$ e $I_{2,t}$ o preço dos índices 1 e 2 no momento t , e seja $i_{1,t} = \ln I_{1,t}$ e $i_{2,t} = \ln I_{2,t}$ o logaritmo do preço dos índices 1 e 2 no momento t .

Assumindo que o investidor investe uma unidade monetária no índice 1 e vende em simultâneo uma unidade monetária no índice 2, essa operação requer geralmente um montante de capital próprio por parte do investidor para efeitos de conta margem associada à posição curta. Assumiremos aqui que esse valor será de uma unidade monetária. O retorno da carteira será igual a:

$$\begin{aligned}
 r_t &= r_{1,t} - r_{2,t} \\
 &= (\ln I_{1,t} - \ln I_{1,t-1}) - (\ln I_{2,t} - \ln I_{2,t-1}) \\
 &= (\ln I_{1,t} - \ln I_{2,t}) - (\ln I_{1,t-1} - \ln I_{2,t-1}) \\
 &= (i_{1,t} - i_{2,t}) - (i_{1,t-1} - i_{2,t-1})
 \end{aligned} \tag{1}$$

Seja $x_t = (i_{1,t} - i_{2,t})$ o *spread* entre o logaritmo do valor de fecho dos índices 1 e 2 em t , o retorno da carteira é igual à variação do *spread* entre o momento t e $t-1$:

$$r_t = x_t - x_{t-1} \tag{2}$$

Se o *spread* reverter para a média, poderemos aplicar uma estratégia de negociação baseada nas oscilações em torno do valor de equilíbrio do *spread*, em que é assumida uma posição longa ou curta no *spread* sempre que x_t se desvie substancialmente do seu valor médio e encerrada a posição quando o equilíbrio for restabelecido.

A dimensão do desvio necessária para que a estratégia seja lucrativa depende dos custos de transação: comissões e *spread bid-ask*.

3.3 Testes de Rácios de Variâncias

Começamos por examinar o comportamento das séries dos retornos das carteiras de índices, aplicando os testes *VR* de Lo e MacKinlay (1988) e de seguida o teste não paramétrico sugerido por Wright (2000). Estes testes são individuais, ou seja, a hipótese nula é testada para um valor individual de k , em que k é o período de rentabilidade em

análise. Para que a série dos retornos sigam um passeio aleatório e não revertam para a média, é necessário que a hipótese nula seja verdadeira para todos os valores de k . Segundo Chow e Denning (1993), realizar um conjunto de testes individuais para diferentes horizontes temporais, pode conduzir a uma sobre rejeição da hipótese nula, uma vez que não tem em conta a natureza conjunta do teste do passeio aleatório.

De forma a ultrapassar este problema, são apresentados os testes VR conjuntos de Chow e Denning (1993) para o teste de Lo e MacKinlay (1988) e o teste de Belaire-Franch e Contreras (2004) aplicado aos testes *rank* e *sign* de Wright (2000).

Os VR e os respetivos valores críticos, foram calculados com recurso ao R (<http://www.r-project.org/>). No caso dos valores críticos dos testes VR individuais e conjuntos de Wright, foram utilizadas 1 000 interações.

3.3.1 Testes Individuais de Rácios de Variâncias

3.3.1.1 Teste de Lo e MacKinlay (1988)

Os testes VR, são frequentemente utilizados para testar a hipótese nula de que uma série temporal de preços ou a sua primeira diferença (retorno) $r_t = x_t - x_{t-1}$, é um conjunto de observações i.i.d. (ou que seguem uma diferença de martingale). Os testes VR de Lo e MacKinlay (1988) é baseado na propriedade de que a variância dos incrementos de um passeio aleatório x_t é linear no seu intervalo de dados, ou seja a variância de $(x_t - x_k)$ é igual a $k(x_t - x_{t-1})$.

Se r_t seguir um passeio aleatório, a auto correlação entre os retornos é nula $\rho_{t,t-1} = \rho_{t,t-2} = \dots = \rho_{t,t-k} = 0$. Supondo inicialmente que o processo estocástico que gera os retornos (T retornos), é estacionário e com variância constante: $\sigma_r^2 = \text{var}(r_t) = \text{var}(r_{t-1}) = \text{var}(r_{t-2}) = \dots = \text{var}(r_T)$, podemos calcular os VR para $k \geq 2$, da seguinte forma:

VR para $k = 2$:

$$VR(2) = \frac{\text{var}(r_t + r_{t-1})}{2 \text{var}(r_t)} = \frac{\text{var}(r_t) + \text{var}(r_{t-1}) + 2 \text{cov}(r_t, r_{t-1})}{2 \text{var}(r_t)}$$

$$\begin{aligned}
&= \frac{2\sigma_r^2 + 2\text{cov}(r_t, r_{t-1})}{2\sigma_r^2} = \frac{2\sigma_r^2 + 2\sigma_r^2\rho_{t,t-1}}{2\sigma_r^2} = \frac{2\sigma_r(1 + \rho_{t,t-1})}{2\sigma_r^2} \\
&= 1 + \rho_{t,t-1} \tag{3}
\end{aligned}$$

Se $\rho_{t,t-1}$ for igual a zero o *VR* será igual a um. No caso em que a *RWH* é falsa, o *VR* pode ser maior ou menor que um.

VR para $k = 3$:

$$\begin{aligned}
VR(3) &= \frac{\text{var}(r_t + r_{t-1} + r_{t-2})}{3 \text{var}(r_t)} \\
&= \frac{\text{var}(r_t) + \text{var}(r_{t-1}) + \text{var}(r_{t-2}) + 2\text{cov}(r_t, r_{t-1}) + 2\text{cov}(r_t, r_{t-2}) + 2\text{cov}(r_{t-1}, r_{t-2})}{3 \text{var}(r_t)} \\
&= \frac{3\sigma_r^2 + 2\text{cov}(r_t, r_{t-1}) + 2\text{cov}(r_t, r_{t-2}) + 2\text{cov}(r_{t-1}, r_{t-2})}{3\sigma_r^2} = \frac{3\sigma_r^2 + 4\sigma_r^2\rho_{t,t-1} + 2\sigma_r^2\rho_{t,t-2}}{3\sigma_r^2} \\
&= \frac{3\sigma_r(1 + (4/3)\rho_{t,t-1} + 1 + (2/3)\rho_{t,t-2})}{3\sigma_r^2} = 1 + \frac{4}{3}\rho_{t,t-1} + \frac{2}{3}\rho_{t,t-2} \\
&= 1 + \frac{2}{3}(2\rho_{t,t-1} + \rho_{t,t-2}) \tag{4}
\end{aligned}$$

Se $\rho_{t,t-1} = \rho_{t,t-2} = 0$, o *VR* será igual a um.

De uma forma geral, o *VR* para k períodos será igual a:

$$\begin{aligned}
VR(k) &= \frac{\text{var}(r_t + r_{t-1} + r_{t-2} + \dots + r_{t-(k-1)})}{k \text{var}(r_t)} \\
&= \frac{\text{var}(r_t) + \text{var}(r_{t-1}) + \text{var}(r_{t-2}) + \dots + \text{var}(r_{t-(k-1)})}{k \text{var}(r_t)} + \\
&\quad + \frac{2\text{cov}(r_t, r_{t-1}) + 2\text{cov}(r_t, r_{t-2}) + \dots + 2\text{cov}(r_t, r_{t-(k-1)})}{k \text{var}(r_t)} +
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
& + \frac{2 \operatorname{cov}(r_{t-1}, r_{t-2}) + 2 \operatorname{cov}(r_{t-1}, r_{t-3}) + \dots + 2 \operatorname{cov}(r_{t-1}, r_{t-(k-1)}) + \dots + 2 \operatorname{cov}(r_{t-k}, r_{t-(k-1)})}{k \operatorname{var}(r_t)} \\
& = 1 + \frac{2}{k} [(k-1)\rho_{t,t-1} + (k-2)\rho_{t,t-2} + \dots + 2\rho_{t,t-(k-2)} + \rho_{t,t-(k-1)}] \\
& = 1 + \frac{2}{k} \sum_{l=1}^{k-1} (k-l)\rho_{t,t-l} \tag{5}
\end{aligned}$$

Se $\rho_{t,t-1} = \rho_{t,t-2} = \dots = \rho_{t,t-k} = 0$, o VR será igual a um. Podemos utilizar o teste VR(k) para testar a hipótese nula de que a série dos retornos segue um passeio aleatório ou que a auto correlação entre os retornos é nula $\rho_{t,t-1} = \rho_{t,t-2} = \dots = \rho_{t,t-k} = 0$.

Seja $\{r_t\}$ uma série temporal constituída por T observações dos retornos diários da carteira $\{r_1, r_2, \dots, r_T\}$ long-short, o VR para k períodos, pode ser estimado da seguinte forma:

$$VR(k) = \frac{\hat{\sigma}^2(k)}{\hat{\sigma}^2(1)} \tag{6}$$

Em que $\hat{\sigma}^2(1)$ é o estimador não enviesado da variância da rendibilidade do primeiro período, sendo calculado da seguinte forma:

$$\hat{\sigma}^2(1) = (T-1)^{-1} \sum_{t=1}^T (r_t - \hat{\mu})^2 = (T-1)^{-1} \sum_{t=1}^T (x_t - x_{t-1} - \hat{\mu})^2 \tag{7}$$

Em que $x_t = (i_{1,t} - i_{2,t})$ é o *spread* entre os índices 1 e 2 no momento t e $\hat{\mu} = T^{-1} \sum_{t=1}^T x_t$ é a estimativa do seu valor médio.

Seguindo Lo e MacKinlay (1988), o estimador não enviesado da variância da rendibilidade para k períodos (quando σ_r^2 é constante ao longo do tempo), é calculado da seguinte forma:

$$\hat{\sigma}^2(k) = m^{-1} \sum_{t=1}^T (r_t + r_{t-1} + \dots + r_{t-k+1} - k\hat{\mu})^2 = m^{-1} \sum_{t=1}^T (x_t - x_{t-k} - k\hat{\mu})^2 \tag{8}$$

Em que $m = k(T - k + 1)(1 - kT^{-1})$ e o teste estatístico $M_1(k)$, é dado por:

$$M_1(k) = \frac{VR(k) - 1}{\phi(k)^{1/2}} \quad (9)$$

Sendo robusto na condição de homoscedasticidade e possui distribuição assintótica $N(0,1)$ sob a hipótese nula de que. A variância assintótica de $\phi(k)$, é dada por:

$$\phi(k) = \frac{2(2k-1)(k-1)}{3kT} \quad (10)$$

Lo e MacKinlay (1988) propõem um teste estatístico $M_2(k)$, robusto na condição de heteroscedasticidade, é dado por:

$$M_2(k) = \frac{VR(k) - 1}{\phi^*(k)^{1/2}} \quad (11)$$

possui distribuição assintótica $N(0,1)$ sob a hipótese nula de que $VR(k) = 1$, em que:

$$\phi^*(k) = \sum_{j=1}^{k-1} \left[\frac{2(k-j)}{k} \right]^2 \delta(j)$$

$$\delta(j) = \left\{ \sum_{t=j+1}^T (x_t - \hat{\mu})^2 (x_{t-j} - \hat{\mu})^2 \right\} / \left[\sum_{t=1}^T (x_t - \hat{\mu})^2 \right]^2$$

Se o processo estocástico gerador dos retornos, seguir um passeio aleatório, $VR(k)=1$ para todos os k períodos. Se os retornos estiverem positivamente (negativamente) auto correlacionados, $VR(k)$ deve ser superior (inferior) a um. Uma série possui reversão para a média (em nível) se $VR(k)$ for significativamente inferior a um e aversão à média se $VR(k)$ for significativamente superior a um. A *RWH* dos retornos, deve ser testada para vários desfasamentos temporais, para k períodos, pois a rejeição para um determinado valor de k , implica a rejeição da *RWH* dos retornos.

3.3.1.2 Teste de Wright (2000)

Wright (2000) propôs um teste não paramétrico baseado em *ranks e signs* como alternativa aos testes tradicionais assintóticos de $VR(k)$, em que o teste de Lo e MacKinlay (1988) é um exemplo.

Seja $\{r_t\}$ uma s rie temporal constitu da por T observa es dos retornos di rios da carteira $\{r_1, r_2, \dots, r_T\}$ *long-short* e $R(r_t)$ a ordem (*rank*) de r_t entre r_1, r_2, \dots, r_T . $R(r_t)$   um n mero entre 1 e T . Sejam $R_{1,t}$ e $R_{2,t}$ s o dados por:

$$R_{1,t} = \frac{R(r_t) - (T+1)/2}{[(T-1)(T+1)/2]^{1/2}} \quad (12)$$

$$R_{2,t} = \Phi^{-1} \frac{R(r_t)}{T+1} \quad (13)$$

A s rie $R_{1,t}$   uma transforma o linear da ordem de r_t , estandardizada para ter m dia zero e vari ncia um. A s rie $R_{2,t}$   a inversa da distribui o normal estandardizada com m dia zero e vari ncia aproximadamente igual a um. Wright (2000) utiliza $R_{1,t}$ e $R_{2,t}$ em vez dos retornos r_t na defini o do teste estat stico de Lo e MacKinlay (1988) $M_1(k)$. Wright (2000) prop s as estat sticas $R_1(k)$ e $R_2(k)$, dadas por:

$$R_1(k) = \left(\frac{Tk^{-1} \sum_{t=k}^T (R_{1,t} + R_{1,t-1} + \dots + R_{1,t-k+1})^2}{T^{-1} \sum_{t=k}^T R_{1,t}^2} - 1 \right) \times \phi(k)^{-1/2} \quad (14)$$

$$R_2(k) = \left(\frac{Tk^{-1} \sum_{t=k}^T (R_{2,t} + R_{2,t-1} + \dots + R_{2,t-k+1})^2}{T^{-1} \sum_{t=k}^T R_{2,t}^2} - 1 \right) \times \phi(k)^{-1/2} \quad (15)$$

Em que $\phi(k)$ foi em (10) e as estat sticas $R_1(k)$ e $R_2(k)$ seguem a mesma distribui o exata, uma vez que os seus valores cr ticos podem ser obtidos simulando a sua distribui o exata. O teste baseado em *signs* dos retornos r_t ,   dado por:

$$S_1(k) = \left(\frac{Tk^{-1} \sum_{t=k}^T (S_t + S_{t-1} + \dots + S_{t-k+1})^2}{T^{-1} \sum_{t=k}^T S_t^2} - 1 \right) \times \phi(k)^{-1/2} \quad (16)$$

em que $\phi(k)$ foi em (10), $S_t = 2u(r_t, 0)$ e

$$u(r_t, 0) = \begin{cases} 0.5 & \text{se } r_t > 0 \\ -0.5 & \text{se } r_t < 0 \end{cases} \quad (17)$$

O valor crítico da estatística $S_1(k)$, tal como das estatísticas $R_1(k)$ e $R_2(k)$, pode ser obtido simulando a sua distribuição exata.

3.3.2 Testes Conjuntos de Rácios de Variâncias

3.3.2.1 Teste de Chow e Denning (1993)

Chow e Denning (1993) salientaram o fato de a dificuldade em controlar o tamanho do teste VR pode levar a erros de tipo I. De forma a controlar a dimensão do teste e reduzir os erros do tipo I, os autores estenderam a metodologia dos testes VR proposta por Lo e MacKinlay (1988) e apresentaram um teste VR conjunto.

Seja $\{VR(q_i) | i = 1, 2, \dots, m\}$ o conjunto de VR estimados (m é o número de k utilizados no teste), e $M_1(k_i)$ e $M_2(k_i)$ os testes estatísticos de Lo e MacKinlay (1988), a RWH é rejeitada, se algum dos VR forem significativamente diferentes de um. Os testes conjuntos de Chow e Denning (1993) são definidos da seguinte forma:

$$MV_1 = \max_{1 \leq i \leq m} |M_1(k_i)|$$

$$MV_2 = \max_{1 \leq i \leq m} |M_2(k_i)|$$

A hipótese nula é rejeitada para o nível de significância α se MV_1 ou MV_2 forem estatisticamente superiores ao p -ésimo percentil da distribuição normal estandardizada igual a $(1 - (\alpha^* / 2))$, em que $\alpha^* = 1 - (1 - \alpha)^{1/m}$. A decisão em relação à hipótese nula pode ser obtida a partir do valor máximo absoluto das estatísticas dos testes VR individuais.

3.3.2.2 Teste de Belaire-Franch e Contreras (2004)

A utilização de vários valores de k , para testar a RWH , pode levar a uma sobre rejeição da hipótese nula Wright (2000). Para ultrapassar este problema, Belaire-Franch

e Contreras (2004) propuseram um teste *VR* conjunto de *ranks* e *signs*. As estatísticas são dadas por:

$$CD_{(R_1)} = \max_{1 \leq i \leq m} |R_1(k_i)|$$

$$CD_{(R_2)} = \max_{1 \leq i \leq m} |R_2(k_i)|$$

$$CD_{(S_1)} = \max_{1 \leq i \leq m} |S_1(k_i)|$$

O procedimento baseado em *ranks* é exato, assumindo uma distribuição de r_t i.i.d., enquanto o procedimento baseado em *signs* é exato, assumindo i.i.d. em simultâneo com uma sequência de martingale. Belaire-Franch e Contreras (2004) mostraram que os testes baseados em *ranks* $CD_{(R_1)}$ e $CD_{(R_2)}$ são mais robustos que os testes baseados em *signs*, nomeadamente $CD_{(S_1)}$.

3.4 Estratégias de Negociação

As três estratégias de negociação apresentadas neste capítulo são baseadas em regras de negociação ou algoritmos de negociação. A primeira regra de negociação é baseada em médias móveis simples ou médias aritméticas. Trata-se provavelmente da estratégia de negociação mais popular entre os defensores da Análise Técnica e é conhecida pelo método das duplas médias móveis, seguidamente designada por *M-A-Rule*. A segunda regra também bastante popular entre os Analistas Técnicos, baseia-se nos máximos e mínimos alcançados recentemente. Trata-se da *Channel Rule*, seguidamente designada por *C-Rule*. Por último, vamos analisar a *Filter Rule*. Trata-se de uma regra de negociação muito utilizada em estudos académicos para testar a *EMH*, foi inicialmente desenvolvida por Alexander (1961), seguidamente designada por *F-Rule*.

Na aplicação dos algoritmos de negociação e no cálculo das estatísticas associadas às estratégias de negociação foi utilizado o Microsoft Office Excel 2003.

3.4.1 Regras de Negociação

Regras de negociação são métodos numéricos que utilizam séries temporais de preços para determinar a quantidade de um ativo financeiro a deter por parte de um investidor. Vão ser aplicadas as regras de negociação *M-A-Rule*, *C-Rule* e *F-Rule* às séries de *spreads* de índices de ações, carteiras *long-short* definidas anteriormente, uma vez que as propriedades estatísticas de alguns *spreads* são mais previsíveis do que as mesmas propriedades estatísticas dos ativos subjacentes. Essa previsibilidade pode criar oportunidades lucrativas na negociação de *spreads*. Alguns *spreads* exibem reversão para a média, ou seja uma probabilidade de retomar ao seu valor médio de forma sistemática. Isso cria oportunidades de negociação: quando o *spread* se desvia de forma significativa do seu valor médio (local), a probabilidade do *spread* mudar de direção é muito elevada. É exatamente essa probabilidade forte de mudança de direção que vai ser testada utilizando regras de negociação habitualmente utilizadas pela Análise Técnica.

3.4.2 Classificação dos Dias em Buy, Sell ou Neutral

Sendo as regras de negociação um método de conversão dos preços históricos em decisões de investimento, é necessário classificar os dias em função das decisões de investimento. Estas decisões dependem de um algoritmo de classificação entre dias de negociação ou neutros. Assim, à semelhança da metodologia de Brock et al. (1992), iremos utilizar o mesmo critério na forma de classificação dos dias.

Os dias são classificados de uma de três formas: longo no *spread* (*Buy*), curto no *spread* (*Sell*) ou neutro (*Neutral*). A classificação depende da informação histórica dos preços, ou seja a classificação atribuída ao dia $t+1$ é uma função da informação dos dias anteriores $I = \{s_t, s_{t-1}, s_{t-2}, \dots\}$. Se, de acordo com o algoritmo de classificação o dia $t+1$ é um dia *Buy*, significa que o *spread* foi adquirido ao preço de fecho do dia t . Se, por outro lado a classificação do dia $t+1$ é um dia *Sell*, significa que o *spread* foi vendido ao preço de fecho do dia t . Caso o dia $t+1$ seja um dia *Neutral* e o dia t também, não existe nenhuma posição em aberto no *spread*, se o dia t for um dia *Buy*, então o *spread* foi vendido ao preço de fecho do dia t . Contrariamente, se for um dia

Sell significa que o *spread* foi adquirido ao preço de fecho do dia t , de forma a anular a posição em aberto.

Pode suceder que o dia $t + 1$ seja um dia *Buy* e o dia t um dia *Sell*, ou vice-versa. Neste caso é assumida uma posição contrária no dia t à da classificação desse dia, ao preço de fecho, de forma a anular a posição inicial, sendo aberta uma nova posição, mas de sinal contrário. Se o dia $t + 1$ for *Buy* (e t *Sell*), o *spread* é adquirido ao preço de fecho do dia t e é assumida uma posição longa também ao preço de fecho, para que o dia $t + 1$ seja um dia *Buy*. Caso o dia $t + 1$ seja *Sell* (e t *Buy*), o *spread* é vendido ao preço de fecho do dia t e é assumida uma posição curta também ao preço de fecho, para que o dia $t + 1$ seja um dia *Sell*.

No presente trabalho é assumido que todas as posições longas ou curtas no *spread* (compra e venda dos ativos subjacentes) são realizadas ao preço de fecho do dia t e que a posição é mantida em aberto pelo menos até ao preço de fecho do dia $t + 1$.

3.4.3 Medidas de Previsibilidade dos Retornos

Brock et al. (1992) avalia a previsibilidade dos retornos a partir de retornos passados. Segundo o autor as regras de negociação proporcionam informação acerca dos futuros retornos se os retornos nos dias *Buy* possuem uma distribuição de probabilidade diferente dos dias *Sell*. Podemos utilizar a diferença entre as médias do retorno dos dias *Buy* e *Sell*, bem como a diferença entre as médias do retorno dos dias *Buy* ou *Sell* e o retorno incondicional, para aferir se o processo estocástico gerador dos retornos é *informative* ou *uninformative*, para tomar decisões de investimento. A média dos retornos diários dos dias *Buy* e *Sell* e a média diária incondicional é igual a:

$$\bar{\mu}_B = \frac{1}{n_B} \sum r_B, \quad \bar{\mu}_S = \frac{1}{n_S} \sum r_S \quad \text{e} \quad \bar{\mu} = \frac{1}{n} \sum r \quad (18)$$

Onde o número de dias *Buy* é igual a n_B e *Sell* a n_S . O número de dias total é igual a n , onde se incluem os dias *Buy*, *Sell* e *Neutral*. Os retornos diários dos dias *Buy*, *Sell* e *Neutral* são, respetivamente r_B , r_S e r .

O teste da hipótese nula, de que a regra de negociação é *uninformative*, requer o cálculo das variâncias para os dias *Buy*, *Sell* e *Neutral*:

$$S_B^2 = \frac{1}{(n_B - 1)} \sum (r_B - \bar{\mu}_B)^2, S_S^2 = \frac{1}{(n_S - 1)} \sum (r_S - \bar{\mu}_S)^2 \text{ e } S^2 = \frac{1}{(n - 1)} \sum (r - \bar{\mu})^2 \quad (19)$$

Podemos agora calcular os respectivos teste- z^2 :

$$z = (\bar{\mu}_B - \bar{\mu}) / \left(\frac{S_B^2}{n_B} + \frac{S^2}{n} \right)^{1/2}$$

$$z = (\bar{\mu}_S - \bar{\mu}) / \left(\frac{S_S^2}{n_S} + \frac{S^2}{n} \right)^{1/2} \quad (20)$$

$$z = (\bar{\mu}_B - \bar{\mu}_S) / \left(\frac{S_B^2}{n_B} + \frac{S_S^2}{n_S} \right)^{1/2}$$

De acordo com Taylor (2005), não é importante fazer pressupostos acerca da função de distribuição dos retornos quando z é avaliado em amostras grandes. O teorema do limite central garante que z é aproximadamente normal, ou seja, quando os retornos possuem média μ estacionária e o processo dos retornos em excesso $\{r_t - \mu\}$ é uma diferença de martingale estacionária, a distribuição assintótica de z é $N(0,1)$.

Uma outra forma de avaliar se uma regra de negociação é *informative* é mostrar que a probabilidade dos preços subirem depende da informação da regra de negociação Brock et al. (1992). As probabilidades de *Buy* e *Sell* podem ser estimadas:

$$\bar{P}_B = \frac{1}{n_B} \sum r_B > 0 \quad \text{e} \quad \bar{P}_S = \frac{1}{n_S} \sum r_S > 0 \quad (21)$$

Podemos agora realizar um teste às diferenças de probabilidade $\bar{P}_B - \bar{P}_S$, calculando o respectivo teste- z^3 :

² Sejam \bar{P}_B e \bar{P}_S proporções de sucessos em duas amostras aleatórias i.i.d., mutuamente independentes, de tamanho n_B e n_S grandes, de duas populações quaisquer, Pedrosa e Gama (2004).

³ Sejam $\mu_B, \mu_S, \mu, S_B^2, S_S^2$ e S^2 as médias e as variâncias de amostras aleatórias i.i.d., mutuamente independentes de tamanhos n_B, n_S e n grandes, de populações de médias e variâncias desconhecidas, Pedrosa e Gama (2004).

$$z = (\bar{P}_B - \bar{P}_S) / \left(\frac{\bar{P}_B(1 - \bar{P}_B)}{n_B} + \frac{\bar{P}_S(1 - \bar{P}_S)}{n_S} \right)^{1/2} \quad (22)$$

3.4.4 Carteira a Custo não Nulo (*Nonzero-Cost Portfolio*)

Sendo o *spread* a diferença entre o preço de dois ativos, assumir uma posição longa do mesmo implica a compra de um dos ativos e, em simultâneo a venda a descoberto do outro ativo. Será assumido que, o capital inicial para testar as três regras de negociação em análise é o de 1 unidade monetária.

Sempre que é assumida uma posição no *spread* (compra ou venda), são investidos 100% do capital na posição longa, bem como -100% do capital na posição curta. No início da aplicação da estratégia, é adquirida uma unidade monetária do ativo em que se assume uma posição longa e simultaneamente, vendida uma unidade monetária do ativo em que se assume uma posição curta. Uma vez que o capital inicial também é igual a uma unidade monetária, garante-se as exigências da conta margem devido à posição curta assumida.

Ao longo do tempo em que a estratégia é aplicada, o capital disponível pode ser superior ou inferior ao capital inicial, mas o montante a aplicar em cada um dos ativos que constituem o *spread* respeita sempre a mesma proporção do capital disponível, em cada momento. Deste modo, investir 100% do capital no ativo onde se possui uma posição longa e, simultaneamente -100% do capital no ativo onde se possui uma posição curta, liberta um valor monetário igual a 100% do capital, podendo o mesmo ser utilizado para efeitos de exigências de margem.

Esta não é uma estratégia para a constituição de uma carteira a custo zero (*Zero-Cost Portfolio*), nem o capital disponível nos dias *Neutral* são investidos à taxa de juro do mercado monetário. O objetivo é o de avaliar a rentabilidade das regras de negociação ao longo do período em análise, assumindo um montante de capital inicial, sem entradas ou saídas de capital da carteira, de forma a focar a análise na rentabilidade das estratégias de negociação e suas características estatísticas.

3.4.5 Custos de Transação

O fato de uma regra de negociação ser *informative*, não é uma evidência contra a *EMH*, se os custos de transação não forem suficientemente baixos, para que a implementação da regra, permita obter um retorno mais elevado do que outros investimentos alternativos, após o necessário ajustamento face ao risco. Os custos de transação considerados, são todos os custos necessários para comprar e vender os ativos necessários na implementação das estratégias, nomeadamente comissões de negociação e *spread bid-ask*.

Existem vários tipos de investidores e várias formas de implementar as estratégias analisadas. Desta forma é muito difícil fazer uma estimativa dos custos de transação e avaliar se seria possível obter um retorno superior a alternativas de investimento com o mesmo perfil de risco. Os investidores institucionais, os gestores de ativos e os investidores particulares enfrentam custos de transação, muito diferentes. Por outro lado, as estratégias em análise podem ser implementadas com recurso a instrumentos financeiros com características muito diferentes, como por exemplo ETF's e contratos de futuros. Estes últimos possuem custos e transação muito inferiores comparando com o mercado à vista, bem como o capital necessário para financiar as decisões de investimento.

Desta forma, optou-se por calcular o valor máximo dos custos de transação, a partir do qual a estratégia teria um retorno igual a zero. Cada investidor pode avaliar as estratégias em função do custos de transação que suporta, podendo para uns investidores ser uma boa opção de investimento e para outros não ser uma boa opção.

Como foi assumido anteriormente, não existe recurso ao financiamento, nem os recursos libertados nos dias *Neutral* são aplicados num ativo sem risco. Por outro lado, sempre que é assumida uma posição no *spread*, é necessário comprar um índice e vender em simultâneo o outro. É extremamente fácil calcular o valor máximo dos custos de transação C^* , que tornam o retorno da estratégia igual a zero:

$$2(2T_B C + 2T_S C) = n_B \bar{\mu}_B - n_S \bar{\mu}_S$$

$$4C(T_B + T_S) = n_B \bar{\mu}_B - n_S \bar{\mu}_S$$

$$C^* = \frac{n_B \bar{\mu}_B - n_S \bar{\mu}_S}{4(T_B + T_S)} \quad (23)$$

em que T_B e T_S representam o número de transações associadas aos dias *Buy* e *Sell*, n_B e n_S , o número de dias *Buy* e *Sell* e $\bar{\mu}_B$ e $\bar{\mu}_S$ a média diária dos retornos dos dias *Buy* e *Sell*. Somente quando $C < C^*$, o investidor pode ter a oportunidade de obter um retorno superior a um investimento alternativo com um nível de risco idêntico⁴. Por esta razão não podemos utilizar o C^* para realizar um teste da *EMH*.

3.4.6 Método das Duplas Médias Móveis

Seguindo a metodologia utilizada por Taylor (2005), para aplicar o método *M-A-Rule* iremos recorrer a duas médias, a primeira de curto prazo (S) e a segunda de longo prazo (L), sendo calculadas no momento t da seguinte forma:

$$a_{t,S} = \frac{1}{S} \sum_{j=1}^S x_{t-S+j} \text{ e } a_{t,L} = \frac{1}{L} \sum_{j=1}^L x_{t-L+j} \quad (24)$$

Onde x_t representa o *spread*, diferença entre o logaritmo do preço dos índices, calculado ao preço de fecho no momento t :

$$x_t = \ln I_t^A - \ln I_t^B = \ln(I_t^A / I_t^B) \quad (25)$$

Sendo I_t^A e I_t^B o valor de fecho dos índice A e B no momento t , sendo $I_t^A > I_t^B$ de forma a evitar que o *spread* assuma valores negativos. Tendo calculado as médias móveis de curto e longo prazo, vamos calcular a diferença relativa entre estas:

$$R_t = \frac{a_{t,S} - a_{t,L}}{a_{t,L}} \quad (26)$$

⁴ Dos diversos trabalhos publicados sobre estimativas dos custos de transação, apresenta-se uma estimativa, meramente indicativa de Sweeney (1988), que pode ser utilizada como referência para avaliar o C^* das estratégias de negociação. A estimativa do autor para os investidores institucionais, comissões mais *spread bid-ask*, entre 0.0665% e 0.086%, enquanto para os investidores particulares, entre 0.4165% e 0.436%.

Iremos igualmente utilizar uma banda de negociação (B), que pode assumir dois valores 0.5% , de forma a evitar um número desnecessário de dias de negociação ou 0%, em que todos os dias serão dias *Buy* ou *Sell*, não existindo dias *Neutral*.

A diferença relativa entre as duas médias vai ser utilizada para classificar os dias nas categorias: *Buy*, *Sell* ou *Neutral*. A metodologia utilizada é inspirada em Brock et al. (1992), mas aplicada de forma inversa, uma vez que estamos interessados em aplicar uma estratégia de reversão para a média e não *trend-following*. Desta forma o dia $t + 1$ é classificado da seguinte forma:

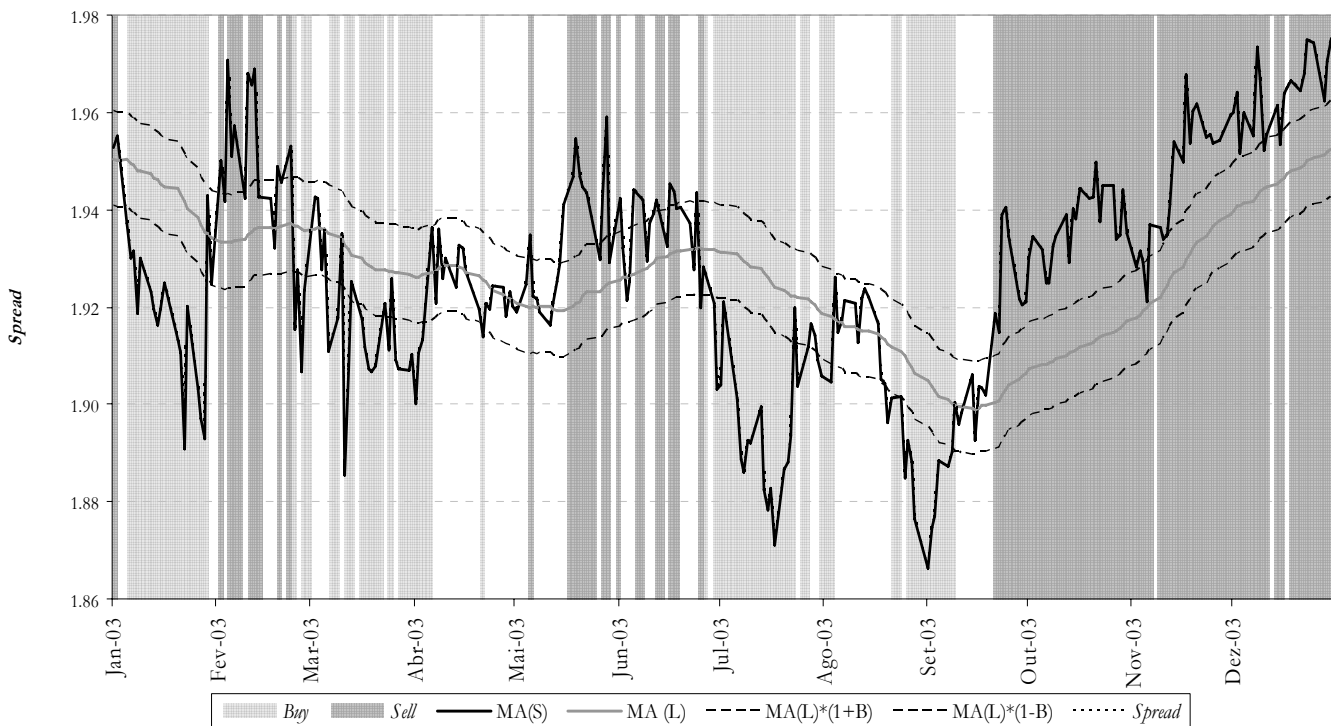
$$\text{Sell se } R_t > B, \quad \text{Buy se } R_t < -B, \quad \text{Neutral se } -B \leq R_t \leq B \quad (27)$$

Este algoritmo tem como objetivo aproveitar uma reversão para a média do *spread* ou seja quando o *spread* médio de curto prazo $a_{t,S}$ aumenta relativamente ao médio de longo prazo $a_{t,L}$, significa que se tem verificado um alargamento do *spread* nos dias mais próximos. Se este alargamento for suficientemente forte para que $R_t > B$, e se esperarmos uma reversão para a média do *spread*, assumimos uma posição curta (*Sell*) no mesmo. Se pelo contrário, quando o *spread* médio de curto prazo $a_{t,S}$ diminui relativamente ao médio de longo prazo $a_{t,L}$, quer dizer que se tem verificado um estreitamento do *spread* nos dias mais próximos. Se este estreitamento for suficientemente forte para que $R_t < -B$, e se esperamos uma reversão para a média do *spread*, assumimos uma posição longa (*Buy*) no *spread*. Nos restantes casos, os dias são classificados como *Neutral*. Esta estratégia é contrária à seguida por Brock et al. (1992) e Taylor (2005), pois ao invés destes autores não são analisados neste trabalho ativos de forma individual, mas sim carteiras constituídas por dois ativos, em que a posição assumida em cada momento num dos ativos, é a inversa da posição assumida no outro ativo.

Para avaliara a *M-A-Rule*, são utilizadas as mesmas combinações que em Taylor (2005), com excepção da banda de negociação de 1% que foi substituída por 0.5%: $B = 0\%$ ou 0.5% , $S = 1, 2$ ou 5 e $L = 50, 100, 150$ ou 200 . Assim, teremos um total de 24 combinações para aplicar a *M-A-Rule*.

Na Figura 1 são apresentados os resultados da aplicação da *M-A-Rule* ao *spread* FTSE vs S&P 500 de Janeiro a Dezembro de 2003, para a seguinte combinação de parâmetros: $B = 0.5\%$, $S = 1$ e $L = 50$. Os dias *Buy* e *Sell* são apresentados a cinzento-claro e cinzento-escuro. As duas linhas a tracejado estão 0.5% acima e abaixo da média de longo prazo (L).

Figura 1: Método das Duplas Médias Móveis aplicado ao *Spread* FTSE 100 vs S&P 500



3.4.7 Channel Rule

Esta estratégia é baseada em linhas dinâmicas de suporte e resistência. A linha de resistência (linha superior), corresponde ao valor máximo alcançado nos L dias anteriores e a linha de suporte (linha inferior), corresponde ao valor mínimo alcançado nos L dias anteriores.

Na aplicação deste método será seguida a *C-Rule* de Irwing e Uhrig (1984), com as adaptações de Taylor (2005) de forma a incluir uma banda de negociação (B), mas aplicada de forma inversa, uma vez que estamos interessados em aplicar uma estratégia de reversão para a média e não *trend-following*.

A regra de decisão é baseada na seguinte expectativa: se o *spread* aumenta e ultrapassa o valor máximo dos últimos dias, é de esperar uma reversão para o seu valor médio, por outro lado se o *spread* diminui abaixo do valor mínimo dos últimos dias, é de esperar também uma reversão para o seu valor médio, isto é, o *spread* oscila em torno de um valor médio, mas este valor médio não é constante. Desta forma, o investidor deve assumir uma posição curta (longa) no *spread* se o preço de fecho ultrapassar o *Spread* máximo (mínimo) verificado nos L (ou S) dias anteriores e, assumir uma posição longa no *spread* se o preço de fecho descer abaixo do *Spread* mínimo verificado nos L dias anteriores.

Seja o valor mínimo e máximo do *Spread* verificados nos L dias anteriores, designado por:

$$m_{t-1} = \min(x_{t-L}, \dots, x_{t-2}, x_{t-1}) \text{ e } M_{t-1} = \max(x_{t-L}, \dots, x_{t-2}, x_{t-1})$$

O dia $t+1$ é classificado da seguinte forma:

Se o dia t é um dia *Sell*, o dia $t+1$ é um dia:

$$\textit{Sell} \text{ se } x_t \geq m_{t-1}(1+B), \text{ de Buy se } x_t < m_{t-1}(1-B) \text{ e } \textit{Neutral} \text{ nos outros casos.} \quad (28)$$

Se o dia t é um dia *Buy*, o dia $t+1$ é um dia:

$$\textit{Buy} \text{ se } x_t \leq M_{t-1}(1-B), \text{ de Sell se } x_t > M_{t-1}(1+B) \text{ e } \textit{Neutral} \text{ nos outros casos.} \quad (29)$$

Se o dia t é um dia *Neutral*, o dia $t+1$ é um dia:

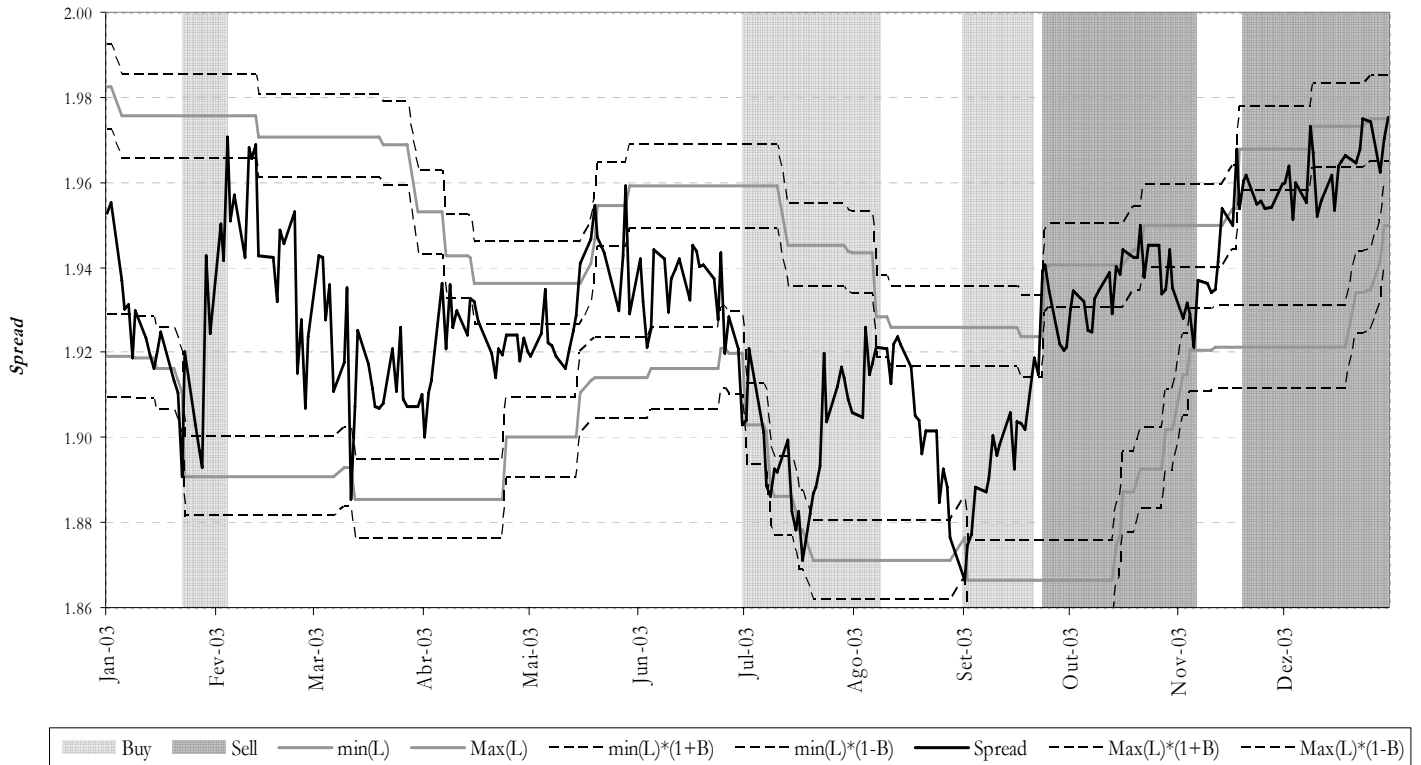
$$\textit{Sell} \text{ se } x_t > M_{t-1}(1+B), \text{ de Buy se } x_t < m_{t-1}(1-B) \text{ e } \textit{Neutral} \text{ nos outros casos.} \quad (30)$$

Para iniciar a classificação, o primeiro dia foi classificado como *Neutral*, os restantes dias seguem o algoritmo de classificação descrito.

Para avaliar o método, são utilizados as mesmas combinações que no método anterior: $B = 0\%$ ou 0.5% e $L = 50, 100, 150$ ou 200 . Adicionalmente foram analisados períodos mais curtos: $S = 10, 20, 30$ e 40 . Teremos um total de 16 combinações para aplicar o método.

Na Figura 2 são apresentados os resultados da aplicação deste método ao *spread* FTSE vs S&P 500 de Janeiro a Dezembro de 2003, para a seguinte combinação de parâmetros: $B = 0.5\%$, $S = 30$. As linhas a tracejado estão 0.5% acima e abaixo do valor máximo e mínimo do *spread* verificado nos 30 dias anteriores.

Figura 2: *Channel Rule* aplicado ao *Spread* FTSE 100 vs S&P 500



3.4.8 Filter Rule

A *F-Rule* aplicada neste trabalho é semelhante ao método de negociação desenvolvido por Alexander (1961) com as adaptações efetuadas por Taylor (2005), de forma a permitir a existência de dias *Neutral*, mas aplicada de forma inversa, com o objetivo de aproveitar as reversões para a média do *spread*.

A regra de decisão é baseada nas oscilações do *spread* em torno do seu valor médio, tal como na *C-Rule*, mas agora é utilizado um filtro f para determinar o momento em que é assumida uma posição no *spread*. O investidor deve assumir uma posição curta no *spread*, se o preço de fecho descer f por cento abaixo do *spread* máximo,

verificado nos S dias anteriores e, assumir uma posição longa no *spread* se o preço de fecho subir f por cento acima do *spread* mínimo verificado nos S dias anteriores. Sendo S determinado pelo último dia *Buy* ou *Sell* verificado.

Seja o valor mínimo e máximo do *spread* verificados nos S dias anteriores, designado por:

$$m_{t-1} = (1 - f) \max(x_S, \dots, x_{t-2}, x_{t-1}) \text{ e } M_{t-1} = (1 + f) \min(x_S, \dots, x_{t-2}, x_{t-1})$$

O dia $t + 1$ é classificado da seguinte forma:

Se o dia t é um dia *Sell*, o dia $t + 1$ é um dia:

$$\textit{Sell} \text{ se } x_t \geq m_{t-1}(1 + B), \text{ de } \textit{Buy} \text{ se } x_t < m_{t-1}(1 - B) \text{ e } \textit{Neutral} \text{ nos outros casos.} \quad (31)$$

Se o dia t é um dia *Buy*, o dia $t + 1$ é um dia:

$$\textit{Buy} \text{ se } x_t \leq M_{t-1}(1 - B), \text{ de } \textit{Sell} \text{ se } x_t > M_{t-1}(1 + B) \text{ e } \textit{Neutral} \text{ nos outros casos.} \quad (32)$$

Se o dia t é um dia *Neutral*, o dia $t + 1$ é um dia:

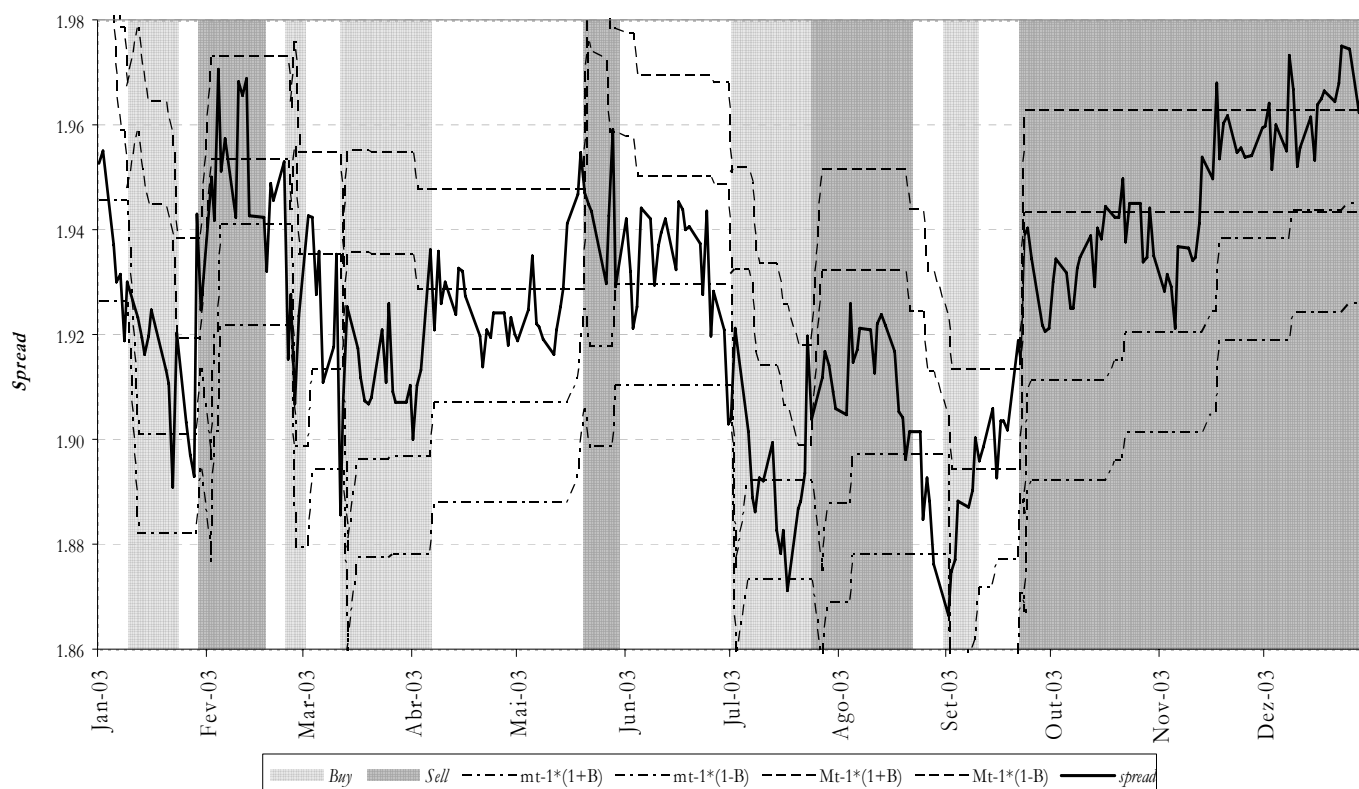
$$\textit{Sell} \text{ se } x_t > M_{t-1}(1 + B), \text{ de } \textit{Buy} \text{ se } x_t < m_{t-1}(1 - B) \text{ e } \textit{Neutral} \text{ nos outros casos.} \quad (33)$$

Para iniciar a classificação, o primeiro dia foi classificado como *Neutral* e S o dia 31-Dez-02, os restantes dias seguem o algoritmo de classificação descrito.

Para avaliar o método, são utilizadas as seguintes combinações: $B = 0\%$ ou 0.5% e $f = 1, 2, 5$ ou 10% . Existe um total de oito combinações possíveis.

Na Figura 3 são apresentados os resultados da aplicação deste método ao *spread* FTSE vs S&P 500 de Janeiro a Dezembro de 2003, para a seguinte combinação de parâmetros: $B = 0.5\%$ e $f = 2\%$. As linhas a tracejado estão 0.5% acima e abaixo do valor máximo do *spread* verificado nos S dias anteriores e as linhas a traço-ponto estão 0.5% acima e abaixo do valor mínimo do *spread* verificado nos S dias anteriores, sendo S o último dia *Buy* ou *Sell* verificado.

Figura 3: *Filter Rule* aplicado ao *Spread* FTSE 100 vs S&P 500



4 Aplicação Empírica

4.1 Testes de Rácios de Variâncias e *RWH*

O resultado dos testes *VR* individuais e conjuntos são apresentados na Tabela 2 em anexo. Os desfasamentos temporais (k) considerados são: 2, 5, 10, 20, 40 e 80, correspondendo a dois dias, uma semana, duas semanas, um mês, dois meses e quatro meses, respetivamente. Se o processo de geração dos dados da série temporal seguir um passeio aleatório, os valores estimados de *VR* devem ser iguais à unidade, para todos os horizontes temporais. Se os retornos estiverem positivamente (negativamente) auto correlacionados, os valores de *VR* devem ser superiores (inferiores) à unidade. A série apresenta aversão à média, se os valores de *VR* forem significativamente superiores à unidade para horizontes temporais (k) longos. Se os valores de *VR* forem significativamente inferiores à unidade para horizontes temporais (k) longos, a série apresenta reversão para a média.

Na Tabela 2 não são apresentados os testes de LoMacKinlay $M_1(k)$ e de Chow-Denning MV_1 , devido à heteroscedasticidade condicional dos retornos, característica usual dos ativos financeiros, desta forma são apresentadas as estimativas dos rácios de variâncias $VR(k)$, os testes individuais de LoMacKinlay $M_2(k)$, de Wright $R_1(k)$, $R_2(k)$ e $S_1(k)$, bem como os testes conjuntos de Chow-Denning MV_2 e de Belaire-Franch e Contreras CD_{R_1} , CD_{R_2} e CD_{S_1} .

Podemos claramente rejeitar a hipótese nula a partir dos testes conjuntos MV_2 , CD_{R_1} , CD_{R_2} e CD_{S_1} , para todos os *spreads* com um nível de significância de 1%. O valor destes testes são estatisticamente muito significativos, no entanto a rejeição da *RWH* dos *spreads*, não implica a rejeição da *EMH*, uma vez que estes só serão ineficientes se, com base em informação dos preços passados for possível implementar uma estratégia de negociação que proporcione retornos em excesso, ajustados ao risco.

Da análise dos testes individuais $M_2(k)$, $R_1(k)$, $R_2(k)$ e $S_1(k)$, a primeira característica é o fato de estes serem inferiores a zero para todos os *spreads* e para todos os horizontes temporais (k) analisados, com exceção do *spread* IBEX 35 vs S&P 500 para k igual a 80. Se os valores forem significativamente inferiores a zero para os horizontes temporais maiores, então podemos caracterizar a série como apresentando reversão para a média. Em todos os *spreads*, nos horizontes temporais mais curtos, os valores dos testes são estatisticamente muito inferiores a zero, ao nível de 1%. No entanto, para que seja possível implementar uma estratégia de negociação lucrativa, baseada na reversão para média dos *spreads*, é necessário que para os horizontes temporais mais longos o processo de reversão se mantenha, desta forma será mais importante analisar o valor dos testes VR para horizontes temporais (k) mais longos.

Os resultados para o teste $M_2(k)$, mostram que para o *spread* MIB vs S&P 500, o valor dos testes para k igual a 40 e 80, não são estatisticamente significativos. Em relação ao *spread* IBEX 35 vs S&P 500, k igual a 20 é estatisticamente significativo somente ao nível de 5%, e para k igual a 40 e 80 não são estatisticamente significativos.

Duma forma geral para os *sreads* analisados, para k igual a 80, o teste ou não é estatisticamente significativo ou é somente ao nível de 5%.

Em relação aos testes $R_1(k)$ e $R_2(k)$, todos os *sreads* apresentam valores inferiores a zero, estatisticamente muito significativos, com exceção do *spread* IBEX 35 vs S&P 500, que para k igual a 40 e 80 não são estatisticamente significativos para o teste $R_1(k)$ e estatisticamente significativo somente ao nível de 5% e não estatisticamente significativo para k igual a 40 e 80, respetivamente para o teste $R_2(k)$.

Para o teste $S_1(k)$, quase todos os *sreads* apresentam valores não significativos para os horizontes temporais mais longos, com exceção dos *sreads* FTSE 100 vs S&P 500 e S&P 500 vs NIKKEI 225. para k igual a 80 o *spread* IBEX 35 vs S&P 500 apresenta um valor ligeiramente maior que zero, não estaticamente significativo.

Na Tabela 2 são também apresentadas as estimativas de $VR(k)$, estas são todas inferiores à unidade e decrescentes à medida que k aumenta, para todos os *sreads*, indicando que a autocorrelação ou a correlação serial entre os retornos é negativa. Este fenómeno esta em concordância com o resultado dos testes individuais, de uma forte evidência de reversão para a média dos *sreads*. No caso, por exemplo do *spread* FTSE 100 vs S&P 500, a estimativa de $VR(k)$ para k igual a dois é de 0.62 o que indica uma estimativa para ρ_1 de aproximadamente -38%.

Esta questão é muito importante, porque a existência de reversão para a média dos *sreads*, não garante que a implementação de uma estratégia de negociação, que tente explorar essa característica, seja lucrativa se o processo de reversão se esgotar no curto prazo. Somente se o processo for gradual é que será possível assumir uma posição longa ou curta e aproveitar a convergência dos retornos dos índices de forma lucrativa. Uma estratégia de negociação baseada em informação passada, é sempre implementada com um desfasamento temporal em relação ao início do processo de reversão e o momento em que é assumida uma posição no *spread*.

4.2 Regras de Negociação e Eficiência dos Mercados

4.2.1 Método das Duplas Médias Móveis

Aplicando este método aos nove *spreads*, com as seguintes combinações de parâmetros: $B = 0\%$ ou 0.5% , $S = 1, 2$ ou 5 e $L = 50, 100, 150$ ou 200 , para o período em análise, obtemos os resultados resumidos na Tabela 3 em anexo.

São apresentadas as médias dos indicadores calculados para cada série de retornos diários para as 24 combinações de parâmetros utilizados: número de dias *Buy* e *Sell* (n_B e n_S); número de transações associadas aos dias *Buy* e *Sell* (T_B e T_S); a rentabilidade média diária dos dias *Buy*, *Sell* e *Buy-Sell* ($\bar{\mu}_B$, $\bar{\mu}_S$ e $\bar{\mu}_{B-S}$); os teste-z das diferenças entre as rentabilidades médias diárias; as probabilidades dos *Spreads* subirem (\bar{P}_B e \bar{P}_S), bem como o respetivo teste-z da diferença das probabilidades; o desvio padrão diário dos dias *Buy* e *Sell* (S_B e S_S); o retorno médio anual da estratégia e dos dias *Buy* e *Sell*. É apresentado também o número de combinações de parâmetros que produzem valores do teste-z, inferiores a -1.96 ou superiores a 1.96 , de forma a rejeitar a hipótese nula da diferença das médias e das probabilidades serem iguais a zero, ao nível de 5% . As estatísticas apresentadas foram inspiradas em Brock et al. (1992) e Taylor (2005). É apresentada igualmente a média geométrica e o desvio padrão anualizados da estratégia e do S&P 500, para ser utilizado como um *benchmark* na comparação com a estratégia em análise. Por fim, é apresentado o valor médio de C^* em % de forma a avaliar o impacto dos custos de transação associados à implementação da estratégia de negociação.

Da análise dos resultados, podemos começar por verificar que a diferença entre a média diária dos dias *Buy-Sell* é positiva para oito dos nove *Spreads*, embora a diferença só seja estatisticamente significativa para três dos nove *spreads*. O valor médio do teste não é estatisticamente significativo, o que não permite em termos globais, rejeitar a hipótese nula de que as diferenças das médias são iguais a zero.

A média diária dos retornos nos dias *Buy* é positiva para sete dos nove *spreads*, sendo o seu valor médio igual a 0.0679% , o que corresponde a uma média anual de cerca de 6.57% . Sete dos nove *spreads* não rejeitam a hipótese nula de que os retornos diários dos dias *Buy* são iguais aos retornos diários incondicionais.

Em relação à média diária dos retornos nos dias *Sell*, esta é negativa para seis dos nove *spreads*, sendo o seu valor médio igual a -0.0482%, correspondendo a uma média anual de cerca de -5.89%, inferior (termos absolutos) à média anual dos dias *Buy*. Apesar da média diária dos retornos dos dias *Sell* ser cerca de 30% inferior, em termos absolutos, à média diária dos retornos dos dias *Buy*, esse fato é compensado pelo maior número de dias *Sell*, em média existem 1300 dias *Sell* e 1017 dias *Buy* e por isso a diferença absoluta entre as médias anuais é somente de cerca de 12%. Por outro lado, oito dos nove *spreads* não rejeitam a hipótese nula de que os retornos diários dos dias *Sell* são iguais aos retornos diários incondicionais.

Para sete dos nove *spreads*, mais de 50% dos dias de negociação são dias *Sell*, a duração média dos dias *Buy* é de 16 dias e dos dias *Sell* de 19 dias. Este fato pode indicar que a reversão para a média é mais rápida quando o *spread* diminui do que quando aumenta.

A percentagem de dias *Buy* e *Sell* em que o *spread* aumenta é, em média de 52% e 50% para dias *Buy* e *sell*, respetivamente. A hipótese nula de que a regra de negociação é *uninformative*, pois a percentagem de dias em que o *spread* aumenta é igual para dias *Buy* e *Sell*, não é rejeitada para seis dos nove *spreads*.

Aparentemente, a análise dos valores médios dos indicadores calculados para as 24 regras, não permite em termos globais, afirmar que o método de negociação é *informative*, no entanto basta observar os valores da rentabilidade média anual, aritmética ou geométrica, para podermos pensar que em relação a alguns *spreads*, a regra de negociação pode ser bastante útil para prever os retornos futuros.

No caso do *spread* do FTSE100 vs S&P500, para 14 das 24 combinações utilizadas, o teste-z para a diferença entre a média diária dos dias *Buy-Sell* é superior 1.96, o que permite rejeitar a hipótese nula de que as diferenças das médias são iguais a zero ao nível de 5%. Também para a diferença das percentagens de dias *Buy* e *Sell* em que o *spread* aumenta, para 14 das 24 combinações, a diferença é estatisticamente significativa. Por outro lado, a diferença entre as médias dos dias *Buy* e *Sell* e a média diária incondicional é estatisticamente significativa para 7 e 5 das 24 combinações. A

média (geométrica) anual de 16.18% contrasta com 2.37% do S&P 500, para um nível de risco semelhante.

Existem outros *spreads* cujas estatísticas são muito interessantes, como por exemplo o CAC 40 vs S&P 500, o SMI vs S&P 500, o S&P 500 vs NIKKEY 225 e o Hang Seng vs S&P 500 em que a média geométrica anual é de 9.13%, 16.80%, 33.40% e 14.47%, respetivamente.

No caso do S&P 500 vs NIKKEY 225, cujo valor da média é o mais elevado, para 20 das 24 combinações utilizadas, a diferença entre as médias diárias dos dias *Buy-Sell* é estatisticamente significativa. A diferença das percentagens de dias *Buy* e *Sell* é estatisticamente significativa para 12 das 24 regras. Por último, a diferença das médias diárias dos dias *Buy* e *Sell* e a média diária incondicional é estatisticamente significativa para 14 e 15 das 24 regras. No entanto o risco, medido pelo desvio padrão, é cerca de 44% superior ao risco do S&P 500.

4.2.2 Channel Rule

Aplicando este método para os nove *spreads*, no período em análise, os resultados obtidos estão resumidos na Tabela 4 e 5 em anexo. Os valores das estatísticas apresentadas na Tabela 3, são referentes à combinação de parâmetros: $B = 0\%$ ou 0.5% e $S = 10, 20, 30$ ou 40 e a Tabela 3 referentes à combinação: $B = 0\%$ ou 0.5% e $L = 50, 100, 150$ ou 200 .

Observando os dados da Tabela 3, a diferença entre a média diária dos dias *Buy-Sell* é positiva em oito dos nove *spreads*, no entanto esta diferença só é estatisticamente significativa para três *spreads*. Em relação à média diária dos retornos nos dias *Buy*, esta é positiva para sete dos nove *spreads*, sendo o seu valor médio de 0.0672%, correspondendo a uma média anual de 5.85%, inferior à média obtida na *M-A-Rule*. Estatisticamente os retornos diários dos dias *Buy* são iguais aos retornos incondicionais em todos os *spreads*.

A média diária dos retornos nos dias *Sell* é negativa para oito dos nove *spreads* e o seu valor médio é igual a -0.054%, idêntico ao método anterior. A média anual de cerca de -4.87%, é inferior (termos absolutos) à média anual dos dias de *Buy*.

Em sete dos nove *spreads*, mais de 50% dos dias de negociação são dias *Sell*, existindo em média 958 dias *Buy* e 1078 dias *Sell*, correspondendo a uma duração média de 25 dias de dias *Buy* e de 28 dias *Sell*, por cada transação *Buy* e *Sell*. Comparando com a *M-A-Rule*, a média aumentou substancialmente, uma vez que o número de transações necessárias para implementar este método reduziu substancialmente: 76 transações contrastam com as 129 do método anterior.

A percentagem de dias *Buy* e *Sell* em que o *spread* aumenta é, em média de 52% e 49% para dias *Buy* e *sell*, semelhante ao método anterior. Estatisticamente, a diferença das percentagens só é significativa para dois dos nove *spreads*.

Da mesma forma que no método anterior, para alguns *spreads*, o método pode ser *informative* na previsão dos retornos futuros. Para os *spreads* FTSE100 vs S&P500, SMI vs S&P 500 e S&P 500 vs NIKKEY 225, a diferença entre as médias diárias dos dias *Buy* e *Sell* é estatisticamente significativa. Para este último, a diferença entre a média diária dos retornos dos dias *Sell* e a média incondicional também é estatisticamente significativa. No caso das diferenças de probabilidade dos dias *Buy* e *Sell*, esta é estatisticamente significativamente para os *spreads* FTSE100 vs S&P500 e CAC 40 vs S&P 500.

No caso da análise das combinações utilizadas, podemos verificar que para sete das oitos regras, a diferença entre as médias dos dias *Buy* e *Sell* é estatisticamente significativa para o *spread* FTSE100 vs S&P500, para o *spread* CAC 40 vs S&P 500, a relação é de quatro para oito e para o SMI vs S&P 500 de cinco para oito e S&P 500 vs NIKKEY 225, de seis para oito.

Em relação à média geométrica anual, esta baixa face ao método anterior para 8.96%. No entanto, com exceção do *spread* S&P 500 vs NIKKEY 225 cuja média diminui substancialmente, para os outros *spreads*, as diferenças não são significativas. Por exemplo, 15.92% para o FTSE100 vs S&P500, 11.16% para o CAC 40 vs S&P 500,

13.40% para o SMI vs S&P 500, 22.70% para o S&P 500 vs NIKKEY 225 e 15.48% para o Hang Seng vs S&P 500. Contudo, como o número de transações é muito inferior ao número de transações da *M-A-Rule*, este método poderá apresentar um desempenho superior após a incorporação dos custos de transação.

Da observação da Tabela 3, denota-se um contraste claro, pois não existe nenhuma medida de previsibilidade que seja estatisticamente significativa, quer para os nove *spreads*, quer para as oito combinações aplicadas a cada um. Em relação à média geométrica anual, com exceção dos *spreads* SMI vs S&P 500 e S&P 500 vs NIKKEY, não superam uma estratégia de *buy-and-hold* do S&P 500 e no caso do SMI vs S&P 500 essa diferença não chega a 2%. No caso do *spread* S&P 500 vs NIKKEY, apesar da média geométrica anual ser muito superior à do S&P 500, o desvio padrão também é muito superior: quase 40%.

Podemos concluir claramente que a aplicação deste método com os parâmetros $L = 50, 100, 150$ ou 200 , não permite rejeitar a hipótese nula de que o método é *uninformative*. A utilização de valores máximos e mínimos do *spread*, com L superior a 50 dias, não permite tomar decisões de investimento lucrativas, uma vez que a reversão para a média do *spread* é efetuada num período de tempo mais curto.

4.2.3 Filter Rule

Os resultados da aplicação deste método, estão resumidos na Tabela 6 em anexo, onde foram utilizadas as combinações: $B = 0\%$ ou 0.5% e $f = 1, 2, 5$ ou 10% .

Observando os dados, a diferença entre a média diária dos dias *Buy-Sell* é positiva em todos os *spreads*, sendo estatisticamente significativa para sete dos nove *spreads*. Em relação à média diária dos retornos nos dias *Buy*, também é positiva para todos os *spreads*, sendo o seu valor médio de 0.1684%, correspondendo a uma média anual de 13.3%, muito superior à média obtida no *M-A-Rule* e *C-Rule*. Estatisticamente, os retornos diários dos dias *Buy* são diferentes dos retornos incondicionais em seis dos nove *spreads*.

A média diária dos retornos nos dias *Sell* é negativa em todos os *spreads*, sendo o seu valor médio igual a -0.1321%. A média anual de cerca de -12.7% é também muito inferior à média anual dos métodos anteriores.

Em todos os *spreads*, mais de 50% dos dias de negociação são dias *Sell*, existindo em média 810 dias *Buy* e 1258 dias *Sell*, correspondendo a uma duração média de 8 dias *Buy* e de 13 dias *Sell* por cada transação *Buy* e *Sell*. Comparando com os métodos anteriores, o número médio de dias de negociação reduziu substancialmente, uma vez que o número de transações necessárias para implementar este método aumentou substancialmente para 195 transações, enquanto para a *C-Rule* (para $L = 10, 20, 30$ ou 40) são necessários 54 transações e, 129 no caso da *M-A-Rule*.

A percentagem de dias *Buy* e *Sell* em que o *spread* aumenta é, em média de 54% e 48% para dias *Buy* e *sell*. Estatisticamente a diferença das percentagens é significativa para sete dos nove *spreads*, um valor muito superior aos valores obtidos com os outros métodos.

Contrariamente ao que se verifica nos métodos anteriores, existe um número muito maior de *spreads* em que o método pode ser *informative* na previsão dos retornos futuros. Somente para os *spreads* MIB vs S&p 500 e IBEX 35 vs S&P 500, é que a diferença entre as médias diárias dos dias *Buy* e *Sell* e as médias diárias dos dias *Buy* e a média incondicional, não é estatisticamente significativa. Verificando-se o mesmo para as diferenças de probabilidade dos dias *Buy* e *Sell*. No caso da diferença entre as médias diárias dos dias *Sell* e a média incondicional, para além dos índices referidos anteriormente, o *spread* DAX 30 Vs S&P 500, também não é estatisticamente significativo.

No caso da análise dos parâmetros utilizados, podemos verificar que para o *spread* S&P500 vs NIKKEY 225, em cinco dos oitos parâmetros, a diferença entre as médias dos dias *Buy* e *Sell* é estatisticamente significativa, enquanto para o *spread* HamgSeng vs S&P 500 a relação é de oito para oito, sendo a média de todos os *spreads* de quatro para oito.

Em relação à média geométrica anual, o seu valor é muito mais elevado do que nos métodos anteriores, subindo para uns impressionantes 21.99%. A média geométrica aumenta face aos outros métodos, com excepção do *spread* S&P 500 vs NIKKEY 225 cuja média diminui ligeiramente, mas por outro lado para o *spread* HamgSeng vs S&P 500, aumenta muito significativamente. Alguns exemplos: 17.04% para o FTSE100 vs S&P500, 20.67% para o CAC 40 vs S&P 500, 20.52% para o SMI vs S&P 500, 31.83% para o S&P 500 vs NIKKEY 225 e 59.40% para o HangSeng vs S&P 500.

O impacto dos custos de transação pode ser avaliado pelo C^* , que em média é de 0.564%, superior aos 0.172% da *M-A-Rule* e aos 0.316% da *F-Rule*, o que torna esta estratégia muito mais interessante que as anteriores. Caso o retorno e a volatilidade sejam idênticas à utilização deste terceiro critério pode servir para escolher a melhor estratégia a adoptar.

Os valores muito elevados para a média geométrica dos *spreads* S&P 500 vs NIKKEY 225 e HamgSeng vs S&P 500, são acompanhados de um aumento significativo da volatilidade das carteiras, pois esta é em mais de 30% superior à volatilidade do S&P 500, índice que pode ser utilizado como referência para avaliar as carteiras.

Podemos concluir, em face dos resultados, que esta estratégia é mais *informative* na previsão dos retornos futuros, que as estratégias anteriores. No entanto é preciso ser prudente nas conclusões, pois os valores apresentados são valores médios, obtidos a partir de um conjunto de parâmetros, escolhidos de uma forma arbitrária. O investidor para aplicar uma estratégia, tem que decidir os parâmetros a utilizar e para isso é necessário encontrar um critério que permita escolher os melhores parâmetros a aplicar em cada estratégia e comparar as estratégias em face de três critérios: o retorno, a volatilidade e os custos de transação. A rejeição da *EMH*, só pode ser confirmada se, de uma forma sistemática o investidor conseguir um excesso de retorno com uma estratégia de negociação baseada na informação dos preços ou retornos passados. Da análise das estratégias aplicadas, apenas temos evidência de que poderá ser possível obter retornos em excesso, utilizando uma estratégia *long-short* aplicada a alguns índices de ações.

Na tabela 7 em anexo, é apresentado o resumo do desempenho anual da melhor combinação de parâmetros no período 1-Jan-03 a 31-Dez-12, bem como o retorno médio o desvio padrão anualizados, para as três estratégias analisadas. A melhor combinação de parâmetros foi escolhida entre as combinações utilizadas em cada estratégia, que maximiza o rácio: média/desv.padrão (anual). Nos resultados apresentados não foram tidos em conta os custos de transação.

4.2.4 Comparação com os Testes de Rácios de Variâncias

Os resultados dos testes *VR* conjuntos, permitiram concluir numa forma bastante evidente, que o retorno dos *spreads* não segue um passeio aleatório. Por outro lado, o resultado dos testes individuais, mostra também que para todos os *spreads*, existe um processo de reversão para a média dos retornos, pelo menos nos períodos mais curtos. Este fato pode ser observado nas estratégias de negociação utilizadas: pelo menos existe um conjunto de parâmetros que utilizados nas estratégias de negociação, permitem obter retornos em excesso para um nível de risco idêntico ao do S&P 500, em todos os *spreads*. Para alguns *spreads*, este retorno pode ser alcançado com um número muito elevado de combinações de parâmetros. É o caso dos *spreads* FTSE100 vs S&P500, CAC 40 vs S&P 500 e SMI vs S&P 500, em todas as estratégias. Mas são também estes *spreads* que nos testes individuais de *VR* apresentavam valores muito inferiores a zero, estatisticamente significativos ao nível de 1%, para todos os desfasamentos temporais (k), com exceção dos períodos mais longos.

Nesta perspectiva, podemos afirmar que existe uma forte sintonia entre os resultados dos testes individuais de *VR* e os resultados obtidos com os algoritmos de negociação. Sempre que se rejeita a *RWH* das séries para os períodos mais longos, melhores são os resultados obtidos nas estratégias de negociação, ou seja, os testes *VR* podem ser um instrumento muito valioso para determinar a que pares de ativos podem ser aplicadas estratégias *long-short*. A opção entre uma estratégia ou outra depende do *spread* específico e dos parâmetros utilizados. Não podemos concluir de forma evidente, em face dos resultados, que existe uma estratégia que seja ótima. Os resultados obtidos

estão dependentes dos parâmetros utilizados, e os resultados poderiam ser diferentes se, por exemplo na *M-A-Rule* não tivessem sido utilizados os *L* para os períodos mais longos, estes contribuiriam para que os valores médios das estatísticas fossem inferiores. Já no que diz respeito à *C-Rule*, a análise foi dividida entre períodos longos e curtos, como vemos nas tabelas 4 e 5. Neste caso, apenas só com os dados dos períodos curtos, esta estratégia não consegue ter valores médios mais elevados do que os obtidos com a *M-A-Rule*, que inclui nos valores médios os períodos curtos e longos.

5 Conclusões

Os testes *VR* permitem rejeitar claramente a *RWH* dos retornos dos *spreads* analisados. No entanto, a rejeição desta hipótese não é suficiente para rejeitar a *EMH*, como já foi referido. As estratégias de negociação aplicadas permitiram obter resultados mistos, para determinadas combinações de parâmetros, em qualquer das regras, são obtidos valores de rentabilidade muito elevados, mas para outros parâmetros já não é verdade. Em termos médios os valores obtidos são muito interessantes, mas este fato pode ser enviesado pelos parâmetros utilizados.

As medidas empregues para avaliar a previsibilidade dos retornos, apresentam resultados estatisticamente significativos para o conjunto de parâmetros com melhores resultados em termos de retorno, mas em termos médios, não existe significância estatística. Este fato torna difícil uma conclusão acerca da capacidade das estratégias serem *informative* na previsão dos retornos, o que seria diferente se em termos médios as medidas fossem estatisticamente significativas, como se verifica nos testes *VR*.

Mais importante do que avaliar o desempenho das estratégias, ou otimizar os resultados, fazendo variar os parâmetros a utilizar, é o de desenvolver uma teoria económica que permita explicar o processo de formação dos preços ou um modelo de arbitragem que seja compatível com os resultados dos testes *VR*. Para que isso possa acontecer será necessário primeiro aplicar a metodologia utilizada neste trabalho a outros ativos, periodicidades semanais e mensais. Este são alguns exemplos de investigações futuras a seguir.

Referências

- Alexander, S.S. (1961). Price Movements in Speculative Markets: Trends or Random Walks. *Industrial Management Review* 2, 7326.
- Belaire-Franch, J., Contreras, D. (2004). Ranks and Signs-based Multiple Variance Ratio Tests, *Working paper, Department of Economic Analysis*. University of Valencia.
- Campbell, J.Y., Lo, A.W. and MacKinlay, A.C. (1996). *The Econometrics of Financial Markets*. Princeton University Press, Princeton.
- Brok, W., J. Lakonishok, and B. LeBaron. (1992). Simple Technical Trading Rules and the Stochastic Properties of Stock Returns. *Journal of Finance* 47, 1721-1764.
- Chow, K.V. and Denning, K.C. (1993). A Simple Multiple Variance Ratio Test. *Journal of Econometrics* 58, 385–401.
- Fama, E.F. (1970). Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work. *Journal of Finance* 25, 383–417.
- Fama, E.F. (1991). Efficient capital markets: II. *Journal of Finance* 46, 1575–1617.
- Faust, J. (1992). When Are Variance Ratio Tests For Serial Dependence Optimal? *Econometrica*, 60, 1215-1226.
- Irwin, S.H., Uhrig, J. W. (1984). Technical Analysis - A Search for the Holy Grail? *Conference on Applied Commodity Price Analysis, Forecasting, and Market Risk Management*, NCR-134.
- Lo, A.W. and MacKinlay, A.C. (1988). Stock Market Prices do not Follow Random Walks: Evidence from a Simple Specification Test. *Review of Financial Studies* 1, 41–66.
- Pedrosa, A.C., Gama, S.M. (2004). *Introdução Computacional à probabilidade e Estatística*. Porto Editora.
- Poterba, J.M., Summers, L.H. (1988). Mean Reversion in Stock Prices: Evidence and Implications. *Journal of Financial Economics* 22, 27-59.
- Richardson, M. and Smith, T. (1991) Tests of Financial Models in the Presence of Overlapping Observations. *Review of Financial Studies* 4, 227–254.
- Sweeney, R.J. (1988). Some New Filter Rule Tests: Methods and Results. *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 23, 285-300.
- Taylor, S. (2005). *Asset Price Dynamics, Volatility, and Prediction*, Princeton University Press, Princeton.
- Wright, J.H. (2000). Alternative Variance-Ratio Tests Using Ranks and Signs. *Journal of Business and Economic Statistics* 18, 1–9.

Anexos

Tabela 2: Resultados dos Testes VR para o a Período 1-Jan-03 a 31-Dez-12

Testes Rácio Variâncias	k	FTSE 100	DAX 30	CAC 40	MIB	S&P 500	SMI	IBEX 35	S&P 500	HangSeng
		vs	vs	vs	vs	vs	vs	vs	vs	vs
		S&P 500	S&P 500	S&P 500	S&P 500	AEX	S&P 500	S&P 500	NIKKEI 225	S&P 500
Lo-MacKinlay										
VR(k)	2	0.62	0.72	0.68	0.77	0.69	0.67	0.81	0.66	0.67
	5	0.41	0.54	0.48	0.61	0.51	0.45	0.67	0.38	0.44
	10	0.30	0.46	0.40	0.55	0.41	0.35	0.62	0.29	0.37
	20	0.23	0.44	0.36	0.53	0.40	0.29	0.61	0.24	0.31
	40	0.18	0.43	0.34	0.53	0.41	0.22	0.62	0.21	0.28
	80	0.17	0.39	0.32	0.50	0.39	0.19	0.65	0.17	0.29
M₂(k)	2	-8.24 **	-008 **	-7.41 **	-5.37 **	-7.00 **	-8.38 **	-4.73 **	-7.82 **	-8.45 **
	5	-007 **	-006 **	-6.22 **	-4.74 **	-5.69 **	-6.94 **	-4.24 **	-6.82 **	-6.97 **
	10	-005 **	-005 **	-4.94 **	-3.81 **	-4.69 **	-5.54 **	-3.29 **	-5.45 **	-5.30 **
	20	-004 **	-003 **	-3.61 **	-2.68 **	-3.29 **	-4.13 **	-2.32 *	-4.17 **	-4.11 **
	40	-003 **	-003 *	-2.63 **	-1.88	-2.29 *	-3.13 **	-1.63	-3.13 **	-3.04 **
	80	-002 *	-002 *	-1.99 *	-1.50	-1.73	-2.38 *	-1.12	-2.46 *	-2.19 *
Wright										
R₁(k)	2	-14.67 **	-11.84 **	-12.78 **	-9.12 **	-12.98 **	-13.07 **	-7.37 **	-14.97 **	-13.59 **
	5	-11.40 **	-9.64 **	-10.30 **	-7.86 **	-10.10 **	-10.47 **	-6.13 **	-11.66 **	-10.76 **
	10	-8.74 **	-7.77 **	-7.99 **	-5.98 **	-7.93 **	-8.13 **	-4.38 **	-8.60 **	-7.99 **
	20	-6.59 **	-5.44 **	-5.89 **	-4.24 **	-5.67 **	-6.13 **	-2.73 **	-6.17 **	-5.71 **
	40	-5.16 **	-3.78 **	-4.28 **	-2.96 **	-4.01 **	-4.50 **	-1.46	-4.51 **	-4.17 **
	80	-3.76 **	-2.68 **	-3.18 **	-2.49 **	-2.89 **	-3.35 **	-0.77	-3.27 **	-2.99 **
R₂(k)	2	-16.62 **	-13.08 **	-14.03 **	-9.91 **	-14.12 **	-14.94 **	-8.11 **	-16.42 **	-15.19 **
	5	-12.43 **	-10.19 **	-10.93 **	-8.14 **	-10.75 **	-11.60 **	-6.60 **	-12.88 **	-11.85 **
	10	-9.51 **	-7.93 **	-8.31 **	-6.19 **	-8.47 **	-8.83 **	-4.78 **	-9.56 **	-8.74 **
	20	-7.13 **	-5.51 **	-6.05 **	-4.38 **	-6.03 **	-6.57 **	-3.09 **	-6.88 **	-6.31 **
	40	-5.44 **	-3.94 **	-4.42 **	-3.13 **	-4.28 **	-4.87 **	-1.94 *	-4.96 **	-4.54 **
	80	-3.94 **	-3.00 **	-3.32 **	-2.66 **	-3.17 **	-3.60 **	-1.22	-3.65 **	-3.22 **
S₁(k)	2	-9.21 **	-6.96 **	-8.39 **	-7.36 **	-8.48 **	-7.68 **	-5.08 **	-10.21 **	-8.98 **
	5	-8.02 **	-5.80 **	-6.54 **	-6.57 **	-7.20 **	-6.19 **	-3.98 **	-7.92 **	-6.87 **
	10	-6.46 **	-4.72 **	-5.13 **	-5.06 **	-5.71 **	-4.59 **	-2.78 **	-5.75 **	-5.11 **
	20	-4.88 **	-3.06 **	-3.59 **	-3.52 **	-3.77 **	-3.44 **	-1.49	-3.76 **	-3.34 **
	40	-4.08 **	-1.72	-2.39 *	-2.06 *	-2.44 **	-2.61 **	-0.29	-2.91 **	-2.22 *
	80	-2.86 **	-0.41	-1.48	-1.66	-1.36	-1.86	0.42	-2.14 **	-1.67
Chow-Denning										
MV₂		8.24 **	7.79 **	7.41 **	5.37 **	7.00 **	8.38 **	4.73 **	7.82 **	8.45 **
Belaire-Franch and Contreras										
CD_(R1)		14.67 **	11.84 **	12.78 **	9.12 **	12.98 **	13.07 **	7.37 **	14.97 **	13.59 **
CD_(R2)		16.62 **	13.08 **	14.03 **	9.91 **	14.12 **	14.94 **	8.11 **	16.42 **	15.19 **
CD_(S1)		9.21 **	6.96 **	8.39 **	7.36 **	8.48 **	7.68 **	5.08 **	10.21 **	8.98 **

* e ** estatisticamente significativo ao nível de 5% e 1%.

Tabela 3: Resultados da Aplicação do Método das Médias Móveis aos *Spreads* dos Índices no Período 1-Jan-03 a 31-Dez-12 (S = 1, 2 e 5; L = 50, 100, 150 e 200)

Estatísticas		FTSE 100	DAX 30	CAC 40	MIB	S&P 500	SMI	IBEX 35	S&P 500	HangSeng	Média
		vs	vs	vs	vs	vs	vs	vs	vs		
		S&P 500	S&P 500	S&P 500	S&P 500	AEX	S&P 500	S&P 500	NIKKEI 225	S&P 500	
Dias negociação	<i>Buy</i>	1062	779	963	1109	1310	917	941	960	1113	1017
	<i>Sell</i>	1119	1590	1389	1090	1113	1399	1382	1276	1342	1300
Transações	<i>Buy</i>	79	47	60	50	54	71	49	86	67	62
	<i>Sell</i>	81	53	68	55	51	77	51	100	66	67
Média (%)	<i>Buy</i>	0.0908	0.0674	0.0467	-0.0213	0.0160	0.1187	-0.0003	0.1953	0.0979	0.0679
	<i>Sell</i>	-0.0784	0.0073	-0.0443	-0.0332	0.0027	-0.0626	0.0017	-0.1779	-0.0490	-0.0482
	<i>Buy-Sell</i>	0.1693	0.0601	0.0909	0.0118	0.0132	0.1813	-0.0021	0.3732	0.1469	0.1161
Teste-z	$\mu_B - \mu$	1.57	0.57	0.75	0.05	0.20	2.11 *	-0.03	2.41 *	1.16	0.98
	$\mu_S - \mu$	-1.79	-0.51	-0.97	-0.17	-0.08	-1.65	0.00	-2.66 *	-1.11	-0.99
	$\mu_B - \mu_S$	2.74 *	0.86	1.34	0.16	0.21	3.22 *	-0.03	4.19 *	1.95	1.63
Prob. positiva	<i>Buy</i> >0	0.54	0.52	0.54	0.52	0.49	0.52	0.50	0.52	0.52	0.52
	<i>Sell</i> >0	0.48	0.52	0.50	0.50	0.48	0.50	0.51	0.47	0.50	0.50
Teste-z	$P_B - P_S$	2.84 *	-0.12	2.01 *	1.09	0.66	1.13	-0.73	2.43 *	1.07	1.15
Desv. pad. (%)	<i>Buy</i>	1.6836	1.8681	1.9210	2.0275	1.0677	1.2724	2.0290	2.2072	1.9826	1.7844
	<i>Sell</i>	1.0173	1.1421	1.0921	1.1465	1.8060	1.3681	1.2330	1.8429	1.7082	1.3729
Retorno médio anualizado (%)	<i>M-A Rule</i>	17.50	4.04	10.55	1.15	1.78	19.27	-0.30	40.67	17.43	12.46
	<i>Buy</i>	9.03	5.37	4.55	-2.40	2.09	10.74	-0.03	18.82	10.93	6.57
	<i>Sell</i>	-8.47	1.33	-6.00	-3.55	0.30	-8.53	0.26	-21.84	-6.50	-5.89
Média geom. anualizada (%)	<i>M-A Rule</i>	16.18	1.85	9.13	-0.12	1.04	16.80	-3.06	33.40	14.32	9.95
	S&P 500	2.37	2.37	2.37	2.37	2.37	2.37	2.37	2.37	2.37	2.37
Desv. pad. anualizado (%)	<i>M-A Rule</i>	20.32	21.82	22.78	24.37	22.62	20.24	24.37	29.88	28.77	23.91
	S&P 500	20.83	20.83	20.83	20.83	20.83	20.83	20.83	20.81	20.81	20.82
Contagem Teste-z < -1.96	$\mu_B - \mu$	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
	$\mu_S - \mu$	7	1	2	0	0	9	0	15	4	4
	$\mu_B - \mu_S$	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
	$P_B - P_S$	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Contagem Teste-z > 1.96	$\mu_B - \mu$	5	2	2	0	0	11	0	14	4	4
	$\mu_S - \mu$	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
	$\mu_B - \mu_S$	14	3	5	2	0	19	0	20	10	8
	$P_B - P_S$	14	2	9	3	3	5	0	12	6	6
C* (%)		0.261	0.018	0.182	-0.026	-0.005	0.331	-0.069	0.561	0.294	0.172

* estatisticamente significativo ao nível de 5%.

Tabela 4: Resultados da Aplicação da Estratégia *Channel Rule* aos *Spreads* dos Índices no Período 1-Jan-03 a 31-Dez-12 (L= 10, 20, 30 e 40)

Estatísticas		FTSE 100	DAX 30	CAC 40	MIB	S&P 500	SMI	IBEX 35	S&P 500	HangSeng	Média
		vs	vs	vs	vs	vs	vs	vs	vs	vs	
		S&P 500	S&P 500	S&P 500	S&P 500	AEX	S&P 500	S&P 500	NIKKEI 225	S&P 500	
Dias negociação	<i>Buy</i>	961	799	971	957	1182	834	916	871	1132	958
	<i>Sell</i>	836	1245	1147	735	1121	1181	1105	1073	1262	1078
Transações	<i>Buy</i>	39	34	40	32	39	39	32	40	45	38
	<i>Sell</i>	36	37	44	27	37	40	34	43	46	38
Média (%)	<i>Buy</i>	0.1218	0.0618	0.0645	-0.0024	0.0272	0.1142	-0.0236	0.1490	0.0918	0.0672
	<i>Sell</i>	-0.0923	-0.0031	-0.0683	-0.0700	-0.0066	-0.0529	0.0096	-0.1497	-0.0523	-0.0540
	<i>Buy-Sell</i>	0.2141	0.0649	0.1327	0.0676	0.0339	0.1671	-0.0332	0.2987	0.1441	0.1211
z-teste	$\mu_B - \mu$	1.89	0.51	1.04	0.28	0.41	1.79	-0.34	1.64	1.09	0.92
	$\mu_S - \mu$	-1.63	-0.65	-1.31	-0.48	-0.24	-1.26	0.19	-1.98 *	-1.12	-0.94
	$\mu_B - \mu_S$	2.88 *	0.91	1.89	0.60	0.52	2.51 *	-0.45	2.91 *	1.89	1.52
Prob. positiva	<i>Buy>0</i>	0.55	0.52	0.53	0.52	0.50	0.52	0.49	0.51	0.52	0.52
	<i>Sell>0</i>	0.48	0.51	0.49	0.49	0.47	0.50	0.51	0.47	0.49	0.49
z-test	$P_B - P_S$	2.83 *	0.64	2.13 *	1.10	1.61	0.89	-1.01	1.57	1.34	1.23
Desv. pad. (%)	<i>Buy</i>	1.6207	1.7260	1.7587	2.0083	1.1568	1.3514	1.9217	2.3398	1.9264	1.7566
	<i>Sell</i>	1.1923	1.2361	1.2437	1.4785	1.7463	1.4119	1.4447	1.8950	1.7724	1.4912
Retorno médio anualizado (%)	<i>C-Rule</i>	17.09	4.92	13.07	3.05	3.67	14.36	-3.51	26.93	16.92	10.72
	<i>Buy</i>	9.75	4.96	5.89	-0.68	3.02	8.91	-2.07	12.53	10.35	5.85
	<i>Sell</i>	-7.34	0.04	-7.18	-3.73	-0.66	-5.44	1.44	-14.40	-6.57	-4.87
Média geom. anualizada (%)	<i>C-Rule</i>	15.92	3.80	11.16	1.04	3.10	13.40	-5.96	22.70	15.48	8.96
	S&P 500	2.37	2.37	2.37	2.37	2.37	2.37	2.37	2.37	2.37	2.37
Desv. pad. anualizado (%)	<i>C-Rule</i>	18.73	20.46	21.73	22.24	22.32	19.43	23.37	28.76	28.57	22.85
	S&P 500	20.83	20.83	20.83	20.83	20.83	20.83	20.83	20.81	20.81	20.82
Contagem z-teste < -1.96	$\mu_B - \mu$	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
	$\mu_S - \mu$	3	0	2	0	0	2	0	4	0	1
	$\mu_B - \mu_S$	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
	$P_B - P_S$	0	0	0	0	0	0	2	0	0	0
Contagem z-teste > 1.96	$\mu_B - \mu$	3	0	1	0	0	3	0	2	0	1
	$\mu_S - \mu$	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
	$\mu_B - \mu_S$	7	2	4	0	1	5	0	6	2	3
	$P_B - P_S$	6	2	4	2	3	2	0	3	2	3
C* (%)		0.635	0.122	0.361	0.062	0.071	0.480	-0.330	0.896	0.545	0.316

* estatisticamente significativo ao nível de 5%.

Tabela 5: Resultados da Aplicação da Estratégia Channel Rule aos Spreads dos Índices no Período 1-Jan-03 a 31-Dez-12 (L = 50, 100, 150 e 200)

Estatísticas		FTSE 100	DAX 30	CAC 40	MIB	S&P 500	SMI	IBEX 35	S&P 500	HangSeng	Média
		vs S&P 500	vs S&P 500	vs S&P 500	vs S&P 500	vs AEX	vs S&P 500	vs S&P 500	vs NIKKEI 225	vs S&P 500	
Dias negociação	<i>Buy</i>	1153	768	959	1100	1254	791	904	955	1071	995
	<i>Sell</i>	900	1559	1279	677	1155	1463	1356	1140	1342	1208
Transações	<i>Buy</i>	8	7	6	6	9	8	6	9	8	7
	<i>Sell</i>	7	8	8	6	8	9	8	10	9	8
Média (%)	<i>Buy</i>	0.0146	0.0407	-0.0126	-0.0541	0.0124	0.0497	-0.0332	0.0572	0.0370	0.0124
	<i>Sell</i>	-0.0133	0.0253	-0.0037	-0.0482	-0.0010	-0.0067	0.0130	-0.0662	0.0008	-0.0111
	<i>Buy-Sell</i>	0.0279	0.0154	-0.0088	-0.0059	0.0133	0.0564	-0.0462	0.1234	0.0362	0.0235
z-teste	$\mu_B - \mu$	0.30	0.17	-0.13	-0.37	0.11	0.74	-0.45	0.68	0.26	0.15
	$\mu_S - \mu$	-0.25	-0.08	0.00	-0.12	-0.14	-0.41	0.27	-0.97	-0.28	-0.22
	$\mu_B - \mu_S$	0.47	0.21	-0.13	-0.17	0.22	0.98	-0.59	1.32	0.46	0.31
Prob. positiva	<i>Buy</i> >0	0.51	0.51	0.52	0.51	0.49	0.51	0.49	0.50	0.51	0.50
	<i>Sell</i> >0	0.51	0.53	0.51	0.50	0.49	0.51	0.51	0.49	0.51	0.51
z-test	$P_B - P_S$	0.25	-0.78	0.14	0.41	0.07	0.04	-1.24	0.48	-0.22	-0.09
Desv. pad. (%)	<i>Buy</i>	1.6863	1.8914	1.9184	2.1162	1.0463	1.1582	2.1093	2.3114	2.0824	1.8133
	<i>Sell</i>	0.9600	1.1320	1.1166	1.0958	1.7883	1.4274	1.2070	1.7510	1.6388	1.3463
Retorno médio anualizado (%)	<i>C-Rule</i>	2.89	-0.82	-0.81	-4.11	1.64	4.63	-4.90	12.51	3.81	1.65
	<i>Buy</i>	1.64	3.11	-1.17	-5.52	1.56	3.85	-2.92	5.33	3.93	1.09
	<i>Sell</i>	-1.24	3.93	-0.36	-1.41	-0.08	-0.78	1.98	-7.18	0.12	-0.56
Média geom. anualizada (%)	<i>C-Rule</i>	2.53	-1.84	-1.32	-5.10	0.96	4.13	-6.56	11.30	1.94	0.67
	S&P 500	2.37	2.37	2.37	2.37	2.37	2.37	2.37	2.37	2.37	2.37
Desv. pad. anualizado (%)	<i>C-Rule</i>	20.05	21.70	22.52	23.47	22.46	20.07	24.40	29.12	28.71	23.61
	S&P 500	20.83	20.83	20.83	20.83	20.83	20.83	20.83	20.81	20.81	20.82
Contagem z-teste < -1.96	$\mu_B - \mu$	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
	$\mu_S - \mu$	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
	$\mu_B - \mu_S$	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
	$P_B - P_S$	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Contagem z-teste > 1.96	$\mu_B - \mu$	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
	$\mu_S - \mu$	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
	$\mu_B - \mu_S$	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
	$P_B - P_S$	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
C* (%)		0.516	-0.136	-0.557	-1.935	0.388	0.722	-1.733	1.901	0.515	-0.035

* estatisticamente significativo ao nível de 5%.

Tabela 6: Resultados da Aplicação da Estratégia *Filter Rule* aos Spreads dos Índices no Período 1-Jan-03 a 31-Dez-12 (B = 0% ou 0.5%; f = 1, 2, 5 e 10%)

Estatísticas		FTSE 100	DAX 30	CAC 40	MIB	S&P 500	SMI	IBEX 35	S&P 500	HangSeng	Média
		vs S&P 500	vs S&P 500	vs S&P 500	vs S&P 500	vs AEX	vs S&P 500	vs S&P 500	vs NIKKEI 225	vs S&P 500	
Dias negociação	<i>Buy</i>	748	580	740	697	1168	647	649	1074	991	810
	<i>Sell</i>	1158	1560	1378	1117	1020	1374	1475	933	1305	1258
Transações	<i>Buy</i>	49	68	92	37	153	75	53	75	272	97
	<i>Sell</i>	49	74	94	34	150	79	56	73	277	98
Média (%)	<i>Buy</i>	0.1597	0.1863	0.1757	0.0314	0.1553	0.1950	0.0251	0.2381	0.3486	0.1684
	<i>Sell</i>	-0.1192	-0.0506	-0.1099	-0.0664	-0.1757	-0.1209	-0.0319	-0.2563	-0.2582	-0.1321
	<i>Buy-Sell</i>	0.2789	0.2369	0.2856	0.0978	0.3310	0.3160	0.0570	0.4944	0.6069	0.3005
Teste-z	$\mu_B - \mu$	2.17 *	2.14 *	2.39 *	0.64	2.81 *	3.00 *	0.32	2.72 *	4.76 *	2.33 *
	$\mu_S - \mu$	-2.01 *	-1.51	-2.05 *	-0.68	-2.98 *	-2.37 *	-0.53	-2.77 *	-4.33 *	-2.14 *
	$\mu_B - \mu_S$	3.34 *	2.98 *	3.58 *	1.03	4.79 *	4.40 *	0.65	4.46 *	7.73 *	3.66 *
Prob. positiva	<i>Buy</i> >0	0.55	0.56	0.56	0.53	0.53	0.54	0.49	0.53	0.57	0.54
	<i>Sell</i> >0	0.48	0.50	0.48	0.50	0.43	0.48	0.50	0.46	0.45	0.48
Teste-z	$P_B - P_S$	2.54 *	2.07 *	3.32 *	0.87	4.40 *	2.52 *	-0.34	2.73 *	5.63 *	2.64 *
Desv. pad. (%)	<i>Buy</i>	1.6366	1.6051	1.8073	2.1379	1.2875	1.2774	2.0456	2.0389	1.8788	1.7461
	<i>Sell</i>	1.2739	1.3317	1.3182	1.4304	1.6464	1.3612	1.4066	2.1240	1.7950	1.5208
Retorno médio anualizado (%)	<i>F-Rule</i>	19.70	14.78	24.26	8.14	32.03	23.30	4.25	38.21	66.31	25.66
	<i>Buy</i>	9.74	10.60	12.22	1.62	16.28	13.04	2.07	19.14	34.98	13.30
	<i>Sell</i>	-9.96	-4.19	-12.05	-6.52	-15.76	-10.25	-2.18	-19.07	-31.33	-12.37
Média geom. anualizada (%)	<i>F-Rule</i>	17.04	11.74	20.67	6.27	28.88	20.52	1.52	31.83	59.40	21.99
	S&P 500	2.37	2.37	2.37	2.37	2.37	2.37	2.37	2.37	2.37	2.37
Desv. pad. anualizado (%)	<i>F-Rule</i>	18.89	20.33	21.56	22.74	21.52	18.90	23.27	28.25	27.67	22.57
	S&P 500	20.83	20.83	20.83	20.83	20.83	20.83	20.83	20.81	20.81	20.82
Contagem Teste-z < -1.96	$\mu_B - \mu$	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
	$\mu_S - \mu$	4	2	4	0	4	4	1	4	6	3
	$\mu_B - \mu_S$	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
	$P_B - P_S$	0	0	0	0	0	0	2	0	0	0
	$\mu_B - \mu$	4	2	4	1	4	4	1	4	6	3
Contagem Teste-z > 1.96	$\mu_S - \mu$	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
	$\mu_B - \mu_S$	4	4	4	2	4	4	2	5	8	4
	$P_B - P_S$	4	2	4	1	4	4	0	4	6	3
	$P_B - P_S$	4	2	4	1	4	4	0	4	6	3
C* (%)		1.203	0.228	0.576	0.757	0.306	0.583	-0.292	1.341	0.377	0.564

* estatisticamente significativo ao nível de 5%.

Tabela 7: Resumo do Desempenho Anual da Melhor combinação de Parâmetros no Período 1-Jan-03 a 31-Dez-12

<i>Spread</i>	Melhor Comb. Parâmetros ⁽¹⁾	Retorno anual (%)										Média (%)	Desv. pad. (%)
		2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012		
Método duplas médias móveis (B (%), S e L)													
FTSE 100 vs S&P 500	0.5; 1; 50	42.62	43.82	7.31	22.11	46.31	158.51	76.06	3.07	68.57	23.56	49.19	17.96
DAX 30 vs S&P 500	0.5; 1; 50	-9.95	8.53	28.09	2.87	8.40	113.05	61.61	3.63	22.23	-2.78	23.57	20.06
CAC 40 vs S&P 500	0.5; 1; 50	28.95	32.92	6.33	10.50	30.48	147.61	50.54	-9.08	28.93	14.33	34.15	21.58
MIB vs S&P 500	0; 1; 50	33.70	33.71	3.30	12.97	36.64	152.01	50.42	-17.46	19.11	14.64	33.90	23.26
S&P 500 vs AEX	0.5; 1; 50	23.04	4.02	14.75	17.88	42.52	-27.34	33.73	3.21	5.56	14.56	13.19	22.10
SMI vs S&P 500	0.5; 1; 50	46.54	25.41	1.29	25.12	44.76	127.98	58.08	6.05	21.37	9.99	36.66	18.93
IBEX 35 vs S&P 500	0; 1; 50	-1.07	24.91	11.30	6.48	12.15	76.57	6.74	-35.32	42.37	-26.81	11.73	25.06
S&P 500 vs NIKKEI 225	0.5; 1; 50	7.81	40.00	6.74	16.46	84.71	252.55	141.51	82.84	26.66	29.27	68.86	27.79
HANG SENG vs S&P 500	0.5; 1; 50	13.70	16.71	16.29	25.54	26.43	130.79	70.57	10.88	77.44	14.01	40.23	27.89
Channel Rule (B (%) e L)													
FTSE 100 vs S&P 500	0.5; 10	11.56	11.23	11.02	8.37	18.21	98.19	31.02	2.08	20.94	3.95	21.66	15.74
DAX 30 vs S&P 500	0; 10	-7.13	8.25	2.14	13.68	19.26	64.02	20.62	12.47	8.01	24.42	16.58	22.37
CAC 40 vs S&P 500	0.5; 10	6.32	29.32	3.27	17.07	29.04	96.16	38.40	-3.73	34.72	23.66	27.42	19.26
MIB vs S&P 500	0; 10	-19.58	23.41	0.72	32.33	19.26	78.03	-32.36	-10.50	0.44	32.21	12.40	25.26
S&P 500 vs AEX	0.5; 10	8.22	13.10	11.21	13.88	25.80	37.85	14.52	-10.89	15.98	16.14	14.58	21.25
SMI vs S&P 500	0.5; 10	15.15	21.36	19.59	21.33	15.28	64.02	49.29	-2.71	19.62	14.58	23.75	17.16
IBEX 35 vs S&P 500	0; 10	12.55	28.78	5.13	18.27	-3.04	39.76	35.19	-46.00	38.69	-26.73	10.26	25.05
S&P 500 vs NIKKEI 225	0; 10	-0.74	2.74	0.08	20.77	58.53	198.15	107.71	64.43	39.20	9.80	50.07	31.28
HANG SENG vs S&P 500	0; 10	-3.82	15.64	21.71	18.47	28.73	58.78	45.60	27.27	21.85	1.61	23.58	29.00
Filter Rule (B (%) e f (%))													
FTSE 100 vs S&P 500	0.5; 1	29.08	20.59	5.32	15.04	29.44	149.08	48.07	18.96	44.79	12.63	37.30	14.41
DAX 30 vs S&P 500	0.5; 1	21.65	14.13	8.53	20.04	21.49	160.47	55.96	37.29	31.56	31.17	40.23	15.56
CAC 40 vs S&P 500	0.5; 1	20.91	26.88	6.29	21.83	27.95	191.15	100.03	38.12	14.58	49.28	49.70	17.94
MIB vs S&P 500	0.5; 1	-1.81	1.18	2.77	2.25	3.37	96.02	34.98	0.85	12.71	18.27	17.06	16.96
S&P 500 vs AEX	0.5; 1	47.14	28.74	30.58	47.23	40.99	213.23	102.05	49.05	48.28	42.26	64.95	19.21
SMI vs S&P 500	0.5; 1	38.80	31.84	20.80	21.48	35.49	166.33	77.72	27.51	22.20	15.51	45.77	14.47
IBEX 35 vs S&P 500	0.5; 1	8.02	11.33	1.96	3.03	6.02	83.30	39.37	-2.44	28.73	22.23	20.16	18.39
S&P 500 vs NIKKEI 225	0.5; 1	51.11	10.61	11.61	23.82	46.35	243.16	173.45	61.34	64.55	19.83	70.58	22.19
HANG SENG vs S&P 500	0.5; 1	94.54	49.90	43.29	36.15	90.49	240.88	148.81	99.59	111.37	62.72	97.78	25.97

⁽¹⁾ Máx. média/desv.pad. (anual) para as combinações de parâmetros analisada em cada método.