

## LIGAÇÕES ENTRE AS *MICRO*, *SMALL*, *MID* E *LARGE CAPS* DA ZONA EURO

Vítor Manuel de Sousa Gabriel (vigab@ipg.pt)

Helena Isabel Barroso Saraiva (helenasaraiva@ipg.pt)

UDI – Unidade de Investigação para o Desenvolvimento do Interior, PEst-OE/EGE/UI4056/2011 – projeto financiado pela Fundação para a Ciência e Tecnologia (FCT), Ministério da Educação e da Ciência, Instituto Politécnico da Guarda (Portugal)

### RESUMO:

O presente trabalho analisa as ligações e as interdependências de curto prazo e de longo prazo entre os mercados bolsistas da zona euro, tendo em conta o nível de capitalização empresarial. De acordo com o referido objetivo, foram analisados quatro segmentos de capitalização, correspondentes aos índices *Micro*, *Small*, *Mid* e *Large Caps*, no período compreendido entre novembro de 2007 e dezembro de 2013.

Com a finalidade de identificar a existência de interdependências e de ligações de curto prazo entre os índices europeus, recorreu-se a um vetor autorregressivo com mecanismo corretor de erro, ao conceito de causalidade de Granger e a funções impulso-resposta. Concluiu-se que o *Large Cap* descreveu movimentos relativamente autónomos e conteve informação que ajudou à explicação de alterações nos outros índices.

No referente à existência de ligações de longo prazo, recorreu-se aos habituais testes de cointegração, os quais permitiram perceber que o índice relativo ao segmento das maiores capitalizações descreveu um percurso diferenciado face aos dos índices dos dois segmentos com menores capitalizações. Este resultado revela-se, particularmente, importante para uma possível estratégia de diversificação da carteira de investimento, numa perspetiva internacional.

**PALAVRAS-CHAVE:** Mercados bolsistas europeus, segmentos de capitalização, vetor autoregressivo, cointegração.

### ABSTRACT:

This paper examines short-term and long-term linkages among stock markets within EMU, taking into account the business capitalization. With this goal, micro, small, mid and large cap segments were considered, for the period between November 2007 and December 2013. To analyze short-term linkages, the vector error correction model, the Granger causality concept and impulse-response functions were considered, to conclude that Large Cap describe relatively autonomous movements, and which contains information that helps to explain changes in other indices. To analyze long-term linkages, we resorted to the usual cointegration tests, which allowed to realize that Large Cap describe a different behavior compared to smaller capitalizations. This proves to be particularly important for an international portfolio diversification strategy.

**KEYWORDS:** European stock markets, cap segments, vector autoregressive, cointegration.

## 1. INTRODUÇÃO.

As ligações entre mercados bolsistas internacionais têm motivado um elevado número de estudos, em parte inspirados no trabalho pioneiro de Grubel (1968). Os primeiros trabalhos acerca deste tema nem sempre produziram conclusões coincidentes. Ripley (1973) concluiu pela existência de um certo grau de interdependência entre mercados abertos a investimentos e a capitais estrangeiros. Em sentido oposto, os trabalhos de Granger e Morgenstern (1970), Agmon (1972) e Branch (1974) não encontraram evidências de relações *lead-lag* significativas entre os mercados bolsistas internacionais. Por seu lado, Bertoneche (1979), ao estudar as ligações entre os mercados bolsistas dos EUA, da Alemanha, da Bélgica, do Reino Unido, da Holanda, da França e da Itália, no período compreendido entre 1969 e 1976, identificou um elevado grau de segmentação entre os sete mercados por ele estudados, o que favorecia a adoção de estratégias de diversificação internacional. Na mesma linha, Roll (1988) conclui que as ligações entre os mercados bolsistas internacionais eram fracas.

A bibliografia acerca da temática das ligações entre mercados bolsistas destaca o *crash* bolsista de outubro de 1987 como um elemento determinante na aproximação entre os mercados. Neste âmbito, destacam-se os trabalhos de Eun e Shim (1989), de Lau e McInish (1996) e de Arshanapalli *et al.* (1995), entre outros.

Eun e Shim (1989) identificaram interdependências significativas entre nove grandes capitalizações bolsistas internacionais. Jeon e Von-Furstenberg (1990) concluíram por um aumento significativo dos comovimentos bolsistas internacionais, em consequência do *crash* de 1987. Na mesma linha, Lau e McInish (1996), recorrendo a informação diária, relativa ao período compreendido entre 1986 e 1989, identificaram mudanças na estrutura *lead-lag* dos comovimentos dos mercados bolsistas internacionais, após a ocorrência do *crash*. Por seu lado, Arshanapalli *et al.* (1995) concluíram que o *crash* ajudou à criação de respostas mais semelhantes e próximas entre mercados bolsistas mundiais. A confirmação estatística de efeitos do tipo *lead-lag*, como os verificados nos referenciados estudos, pode ser encarada como uma violação da hipótese de mercado eficiente, pois de acordo com Fama (1970) o comportamento dos preços é equivalente a um processo do tipo passeio aleatório, implicando a não previsibilidade dos preços dos ativos, o que em parte é contrariado com a confirmação de tais efeitos.

Estudos posteriores enfatizaram um progressivo reforço das ligações entre os mercados bolsistas internacionais e destacaram o papel da principal capitalização bolsista, a do mercado dos EUA, por revelar capacidade para ajudar a explicar movimentos noutros mercados.

Hassan e Atsuyuki (1996) recorreram a informação diária, relativa ao período de 1984 a 1991, para estudarem as ligações dinâmicas entre os EUA, o Japão, o Reino Unido e a Alemanha, para concluírem pela existência de relações significativas entre esses mercados. No curto prazo, o mercado dos EUA mostrou ser o mais exógeno, antes e após o *crash* de outubro de 1987. No longo prazo, foi identificada uma relação de cointegração entre os quatro mercados, com implicações ao nível das possibilidades de diversificação internacional. Peiro *et al.* (1998) estudaram as ligações entre os mercados bolsistas de Nova Iorque, Tokyo e Frankfurt, no lapso de tempo de 1990 a 1993, tendo concluído que o primeiro é o mercado bolsista mais influente e que o mercado japonês se revela mais sensível a choques internacionais. Na mesma linha, Ozdemir e Cakan (2007), ao estudarem os mercados dos EUA, do Japão, da França e do Reino Unido, entre 1990 e 2006, recorrendo ao conceito de causalidade de Granger, concluíram que o mercado dos EUA lidera os restantes mercados.

O trabalho de Goetzmann *et al.* (2005) permitiu concluir que a estrutura de correlações dos mercados bolsistas mundiais variou consideravelmente, ao longo dos últimos 150 anos, e foi particularmente forte em períodos de integração financeira e económica. No mesmo sentido, Bekaert *et al.* (2007) enfatizam a relevância da integração dos mercados no contexto global, decorrente de processos de liberalização dos mercados de capitais, dos mercados bolsistas e dos respetivos sistemas bancários, facilitando o aprofundamento das ligações internacionais entre mercados.

No âmbito europeu, a introdução da moeda única produziu evidência empírica de que as correlações entre índices de mercados bolsistas, representativos do espaço euro, aumentaram de forma considerável. Relevaram-se, contudo, instáveis no tempo e mais elevadas em períodos de “*bear market*”, acarretando

implicações ao nível da diminuição das possibilidades de diversificação da carteira de investimento. A este propósito, consulte-se, por exemplo, o trabalho de Cappiello *et al.* (2006).

Mais recentemente, outros trabalhos científicos destacaram o papel da recente crise financeira global (CFG), enquanto elemento determinante na aproximação dos mercados bolsistas. Recorrendo a testes de causalidade de Granger e a funções de impulso resposta, Tudor (2011) concluiu que as ligações entre mercados bolsistas do centro e do leste da Europa e o mercado dos EUA se incrementaram com a emergência desta crise. No mesmo sentido, Mandigma (2014) concluiu pelo reforço das ligações dinâmicas entre países do sudoeste asiático e o mercado dos EUA.

Com o propósito de estudar a eventual existência de interdependências entre mercados e de procurar vantagens de diversificação, os estudos referenciados anteriormente consideraram alguns dos mais representativos índices internacionais. Porém, em qualquer dos casos, esses índices representam, fundamentalmente, as maiores empresas dos respetivos mercados, ignorando as empresas com menores níveis de capitalização.

Na ótica da diversificação do investimento, interessa a investidores individuais e institucionais o aprofundamento das alternativas de investimento no plano internacional, mas igualmente as que decorrem de uma eventual vantagem proporcionada por empresas de diferentes níveis de capitalização. De acordo com a teoria da carteira, assente no binómio risco-rendibilidade, se as taxas de rendibilidade das *Small Caps* não tiverem uma correlação perfeita com as das *Large Caps*, os investidores podem obter benefícios, sempre que adotem uma estratégia de diversificação baseada no tamanho das empresas. Os benefícios traduzem-se, simplesmente, numa melhor relação entre o risco e a rendibilidade, ou seja, na redução do risco associado à carteira de investimento, sem se penalizar a rendibilidade da mesma.

De acordo com Petrella (2005) e Eun *et al.* (2006), a dimensão das empresas é um fator relevante no comportamento das rendibilidades de mercado. Se as rendibilidades das *Large Caps* são fundamentalmente explicadas por fatores de natureza global, as rendibilidades das *Small Caps* são, sobretudo, explicadas por fatores idiossincráticos. De acordo com estes autores, esta diferença no mecanismo gerador de rendibilidades pode encontrar explicação no facto de as grandes empresas, em alguns casos multinacionais, desenvolverem atividade em diversos países e possuírem uma base acionista internacional. Em sentido oposto, as pequenas empresas, cuja atividade está mais focada localmente, revelam uma exposição internacional mais limitada. Consequentemente, é de supor que as rendibilidades das menores e das maiores capitalizações não se mostrem perfeitamente correlacionados, decorrendo daí vantagens para investidores, que adotem uma estratégia baseada na “*size diversification*”. Porém, esta linha argumentativa só terá validade se a estrutura temporal de ligações entre mercados, traduzida na correlação entre as rendibilidades das *Small e Large Caps*, for estável e não exibir comportamento assimétrico, isto é, se em períodos de *bear market* a correlação entre as rendibilidades não for superior à que se verifica em períodos de *bull market*.

O principal objetivo do presente estudo envolve a análise das ligações, de curto prazo e de longo prazo, entre as taxas de rendibilidade diárias de índices de ações de empresas de diferente dimensão, no espaço definido pela zona euro. A esmagadora maioria dos trabalhos tendeu a privilegiar, sucessivamente, o recurso a índices dominados por grandes empresas, pelo que o nosso trabalho vem suprir uma ausência empírica ao nível da investigação, ao estudar o grau de ligação entre as rendibilidades de empresas com diferentes níveis de capitalização bolsista, recorrendo a índices representativos de quatro segmentos de capitalização: *Micro, Small, Mid e Large Caps*.

Em termos de estrutura, esta investigação prossegue na secção 2 com a descrição dos dados e da metodologia, na 3 com a apresentação dos resultados empíricos e na 4 com a apresentação do resumo e das principais conclusões.

## 2. DADOS E METODOLOGIA.

### 2.1 Dados.

A nossa análise baseia-se em dados de periodicidade diária, relativos a um lapso de tempo de aproximadamente seis anos, e recorre a quatro índices bolsistas europeus, correspondentes a quatro segmentos de capitalização: o *Micro Cap*, o *Small Cap*, o *Mid Cap* e o *Large Cap*. Os dados usados no presente estudo foram fornecidos pela Morgan Stanley Capital International e compreendem o período amostral de 30/11/2007 a 5/12/2013, traduzido em 1543 observações diárias.

As séries dos valores de fecho dos índices foram transformadas em séries de rendibilidades logarítmicas, instantâneas ou compostas continuamente,  $r_t$ , através da seguinte expressão:

$$r_t = \ln P_t - \ln P_{t-1} \quad (1)$$

Em que  $r_t$  é a taxa de rendibilidade, no dia  $t$ , e  $P_t$  e  $P_{t-1}$  são os valores de fecho das séries, nos momentos  $t$  e  $t-1$ , respetivamente.

## 2.2 Metodologia.

Para estudar as ligações de curto prazo entre os índices bolsistas selecionados e a direção de influência entre estes, recorre-se ao conceito de causalidade de Granger, introduzido por Granger (1969), e mais tarde popularizado por Sims (1972), mais concretamente ao procedimento *VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests*, desenvolvido a partir de um vetor autorregressivo, cuja base teórica será apresentada mais adiante.

De modo complementar o estudo das ligações de curto prazo entre os mercados bolsistas, são ainda consideradas funções impulso-resposta generalizadas, introduzidas por Koop *et al.* (1996) e Pesaran e Shin (1998), para ajudar a perceber os resultados das reações em cadeia ocorridas nos índices. Esta abordagem apresenta vantagens face à tradicional análise impulso-resposta ortogonalizada, uma vez que os resultados não dependem da ordenação das variáveis no modelo VAR.

O estudo das ligações de longo prazo entre os índices envolve a consideração do conceito de cointegração, introduzido por Granger (1981). De acordo com este autor, se duas ou mais séries são individualmente não estacionárias, mas uma combinação linear destas é estacionária, as séries dizem-se cointegradas. Uma relação de cointegração entre séries pode acontecer no longo prazo, mesmo que no curto prazo estas séries tenham comportamentos não convergentes, sempre que estas recuperem a mesma tendência no longo prazo.

Em geral, são consideradas duas alternativas para testar a cointegração: uma envolve o teste de Engle-Granger, que é utilizado para estudar séries simples; a outra recorre à abordagem de Johansen, que se revela particularmente útil no caso multivariado.

Depois de testar a integração das séries, recorrendo, por exemplo, aos testes de raízes unitárias, é possível aplicar a abordagem de Johansen.

Considere-se  $Y_t$  como o vetor dos índices e assumase que este tem a seguinte representação VAR:

$$Y_t = z + \sum_{i=1}^p \Pi_i Y_{t-i} + u_t \quad (2)$$

Onde:

$z$  é um vetor de variáveis endógenas ( $n \times 1$ ),

$u$  é um vetor de erros ruído branco ( $n \times 1$ ),

e  $\Pi_i$  é uma matriz de coeficientes ( $n \times n$ ).

O modelo VAR, para o mecanismo de correção do erro, é dado por:

$$\Delta Y_t = z + \sum_{i=1}^{p-1} B_i \Delta Y_{t-i} + \Pi Y_{t-1} + u_t \quad (3)$$

Em que  $Y_t$  é um vetor coluna, de  $N \times 1$  parâmetros, das variáveis dependentes, integradas de ordem um,  $\mu$  é um vetor de parâmetros determinísticos, e  $u_t$  é um vetor coluna de inovações, de tamanho  $N \times 1$ .

Antes de se aplicar o teste de Johansen, os modelos VAR devem ser transformados num vetor de correção do erro (VECM) na forma:

$$\Delta Y_t = \Pi Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{n-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + \mu + u_t \quad (4)$$

Onde  $Y_t$  é um vetor de variáveis integradas,  $I(1)$ ,  $\Delta Y_t$  são variáveis  $I(0)$ ,  $\Delta$  é o operador da primeira diferença,  $B$  é uma matriz de coeficientes ( $n \times n$ ) e  $\Pi$  é uma matriz ( $n \times n$ ), em que  $r$  determina o número de vetores cointegrantes entre as variáveis.

O teste de cointegração de Johansen é baseado na análise da matriz  $\Pi$ . Se  $\Pi$  for definida por  $r = n$ , as variáveis são estacionárias em níveis; se  $r = 0$ , não há cointegração entre as variáveis.

A abordagem de cointegração de Johansen recorre aos testes do traço ( $\lambda_{\text{traço}}$ ) e do valor próprio máximo ( $\lambda_{\text{max}}$ ), baseados no rácio de verosimilhança. As estatísticas são expressas do modo seguinte:

$$\lambda_{\text{traço}} = -T \sum_{i=r+1}^k \log(1 - \lambda_i) \quad (5)$$

O teste do traço testa a hipótese nula de que o número de vetores cointegrantes é  $r$ , contra a hipótese alternativa de ser  $r + 1$ .

O teste do valor próprio máximo é dado por:

$$\lambda_{\text{max}} = -T \log(1 - \lambda_{r+1}) \quad (6)$$

O valor próprio máximo testa a hipótese de o número de vetores cointegrantes ser maior do que  $r$ , contra a hipótese alternativa de ser  $r + 1$ .

Em ambos os testes,  $T$  define o número de observações e  $\lambda_i$  os valores próprios, estimados e ordenados de forma decrescente.

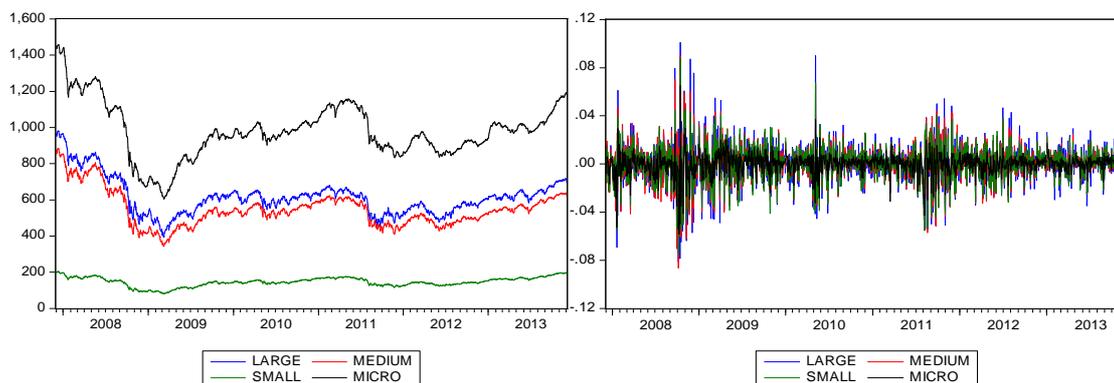
Quando existe alguma discrepância nos resultados produzidos pelas duas estatísticas, segue-se a recomendação de Johansen (1991), Kasa (1992) e Serletis e King (1997), Hubrich *et al.* (2001), que favorece a importância da estatística do traço, face ao valor próprio máximo, por ser mais fiável.

### 3. RESULTADOS EMPÍRICOS.

Começamos por apreciar a evolução das séries dos índices em níveis e das respetivas rendibilidades. Na figura 1 é apresentada a evolução dos quatro índices bolsistas em níveis (à esquerda) e da taxa de rendibilidade (à direita), no período amostral compreendido entre 30 de novembro de 2007 e 5 de dezembro de 2013.

A análise gráfica dos índices permite concluir que estes apresentam padrões de comportamento muito semelhantes, ao longo do período amostral, em especial os índices *Large* e *Mid Caps*. Os padrões de comportamento foram fortemente marcados pela emergência da crise financeira global, em particular a partir do quarto trimestre de 2008, que deu início a uma fase de *bear market*, associada a um acentuado aumento da volatilidade dos mercados europeus. Os valores dos índices sofreram fortes variações ao longo do período estudado. Porém, apesar das variações, as rendibilidades apresentam características de estacionaridade na média, dando uma primeira indicação de que estas possam ser estacionárias.

Figura 1. Evolução dos índices.



As principais estatísticas descritivas das taxas de rendibilidade dos quatro índices são apresentadas na tabela 1. A análise das estatísticas descritivas permite a conclusão de que todos os índices apresentaram rendibilidade média diária negativa.

Tabela 1. Estatísticas descritivas das rendibilidades.

|               | <i>Large</i> | <i>Mid</i> | <i>Small</i> | <i>Micro</i> |
|---------------|--------------|------------|--------------|--------------|
| Média         | -0,00022     | -0,00022   | -0,00004     | -0,00013     |
| Mediana       | -0,00011     | 0,00028    | 0,00079      | 0,00094      |
| Máximo        | 0,10083      | 0,08973    | 0,08757      | 0,06501      |
| Mínimo        | -0,08113     | -0,08621   | -0,07424     | -0,05817     |
| Desvio Padrão | 0,01617      | 0,01471    | 0,01371      | 0,00818      |
| Assimetria    | 0,04194      | -0,23670   | -0,30629     | -1,07280     |
| Curtose       | 7,71691      | 6,85468    | 6,31291      | 12,54646     |
| Jarque-Bera   | 1430,89400   | 969,69150  | 729,75260    | 6155,19200   |
| Probabilidade | (0,00000)    | (0,00000)  | (0,00000)    | (0,00000)    |
| ADF (níveis)  | (0,14511)    | (0,20771)  | (0,33961)    | (0,32594)    |
| ADF (rendib.) | (0,00000)    | (0,00000)  | (0,00000)    | (0,00000)    |

Todas as séries de rendibilidades evidenciaram sinais de desvio face à hipótese de normalidade, atendendo aos coeficientes de assimetria e de curtose, diferentes de zero e três, respetivamente. As séries analisadas são leptocúrticas e apresentam abas assimétricas.

Para saber da adequação do ajustamento da distribuição normal às distribuições empíricas das quatro séries, foi também aplicado o teste de aderência de Jarque-Bera, cujos valores estatísticos podem ser vistos na tabela 1. Tendo em conta os valores dos testes e as respetivas probabilidades (iguais a zero), concluímos que todas as séries são estatisticamente significativas a 1%, rejeitando-se claramente a hipótese de normalidade das mesmas.

Com o objetivo de averiguar da estacionaridade das séries (níveis e rendibilidades), foram aplicados os tradicionais testes de Dickey-Fuller aumentado (ADF). A hipótese nula ( $H_0$ ) deste teste estipula que a série tem raiz unitária, ou seja, que a série é integrada de ordem 1,  $I(1)$ , face à hipótese alternativa ( $H_a$ ) de a série não possuir raiz unitária ou ser  $I(0)$ . Os resultados dos testes à estacionaridade das séries são apresentados na tabela 1. As séries de rendibilidades evidenciaram estacionaridade,  $I(0)$ , ao nível de significância de 1%, enquanto as séries em níveis mostraram ser não estacionárias, ou seja  $I(1)$ , para o mesmo nível de significância.

De modo a aprofundar o estudo do comportamento dos mercados bolsistas, começa-se por calcular os coeficientes de correlação contemporânea entre as taxas de rendibilidade dos índices europeus (tabela 2).

Tabela 2. Correlações contemporâneas entre as rendibilidades.

|              | <i>Large</i> | <i>Mid</i> | <i>Small</i> | <i>Micro</i> |
|--------------|--------------|------------|--------------|--------------|
| <i>Large</i> | 1,000        |            |              |              |
| <i>Mid</i>   | 0,946        | 1,000      |              |              |
|              | (0,000)      |            |              |              |
| <i>Small</i> | 0,910        | 0,967      | 1,000        |              |
|              | (0,000)      | (0,000)    |              |              |
| <i>Micro</i> | 0,782        | 0,842      | 0,890        | 1,000        |
|              | (0,000)      | (0,000)    | (0,000)      |              |

Todos os coeficientes de correlação registaram valores positivos e foram estatisticamente significativos, ao nível de significância de 1%, de acordo com os valores dos respetivos *p-values*. Os valores dos coeficientes de correlação foram bastantes elevados. Os coeficientes relativos às menores capitalizações produziram, em qualquer dos casos, correlações fortes. Os restantes pares deram origem a correlações muito fortes, superiores a 90%, o que permite formar a ideia de que os mercados bolsistas europeus descrevem, no curto prazo, movimentos bastante próximos.

Com o propósito de analisar a existência de relações de causalidade entre os quatro índices, foi aplicado o procedimento *VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests*, cuja hipótese nula estabelece a não existência de relação causal entre os índices. Este procedimento avalia a significância conjunta de cada variável endógena desfasada, em cada uma das equações do VAR, através dos valores da estatística  $\chi^2$ , e, em simultâneo, a significância do contributo conjunto de todas as variáveis endógenas desfasadas, presentes na equação, recorrendo à estatística F. Para cada uma das equações dos modelos VAR estimados são apresentadas as estatísticas do teste Wald, acerca da significância conjunta de cada uma das outras variáveis endógenas, com base nos desfasamentos selecionados, definidos pelos critérios de informação de Akaike e de Schwarz.

Na tabela 3 é apresentado um resumo dos resultados dos testes de causalidade de Granger. Estes resultados revelaram algumas relações unidirecionais estatisticamente significativas. Porém, não foram identificadas quaisquer relações bidirecionais, com significância estatística, o que diferencia estes resultados dos outros trabalhos recentes, nomeadamente os de Tudor (2011) e de Mandigma (2014), favorecendo a ideia de que o mecanismo gerador de rendibilidades nos índices segmentados possa diferenciar-se do mecanismo de índices convencionais, que consideram na sua formação as maiores capitalizações bolsistas.

Os índices *Small Cap* e *Micro Cap* revelaram-se os mais endógenos, ao serem causados, no sentido de Granger, pelos índices *Large Cap* e *Mid Cap*, sendo igualmente causados pelo efeito conjunto dos restantes índices desfasados, para o nível de significância de 1%. Por seu lado, o índice menos endógeno foi o *Large Cap*, que não foi causado individualmente, no sentido de Granger, por nenhum dos restantes índices, nem tão pouco pelo efeito conjunto dos restantes índices. Ao nível da exogeneidade, este índice destacou-se claramente dos seus pares, por conter informação sobre os movimentos dos restantes índices. Estes resultados levam-nos a concluir que o *Large Cap* descreve um comportamento autónomo, mas também que este índice desempenha o papel de *driver* dos outros índices bolsistas, por ajudar a explicar os seus movimentos.

Tabela 3. Testes de Causalidade de Granger/Block Exogeneity Wald Tests.

|          |              | Variável Dependente |            |              |              |
|----------|--------------|---------------------|------------|--------------|--------------|
|          |              | <i>Large</i>        | <i>Mid</i> | <i>Small</i> | <i>Micro</i> |
| Causadas | <i>Large</i> |                     | 6,1652     | 9,5698       | 10,7161      |
|          |              |                     | (0,0458)   | (0,0084)     | (0,0047)     |
|          | <i>Mid</i>   | 1,0862              |            | 9,2792       | 8,6212       |
|          |              | (0,5809)            |            | (0,0097)     | (0,0134)     |

|              |          |          |          |          |
|--------------|----------|----------|----------|----------|
| <i>Small</i> | 0,0377   | 0,5156   |          | 0,3774   |
|              | (0,9813) | (0,7727) |          | (0,8280) |
| <i>Micro</i> | 1,0518   | 2,7613   | 4,1728   |          |
|              | (0,5910) | (0,2514) | (0,1241) |          |
| <b>Todos</b> | 4,7200   | 9,9412   | 17,3152  | 26,5036  |
|              | (0,5802) | (0,1272) | (0,0082) | (0,0002) |

A significância estatística de diversas relações de causalidade permite questionar os pressupostos da hipótese do mercado eficiente, uma vez que os movimentos ocorridos num determinado índice, são, em parte, precedidos por movimentos passados noutros índices, o que evidencia uma certa previsibilidade nesses movimentos e possibilita o desenvolvimento de operações de arbitragem.

O teste de causalidade de Granger ajuda a perceber as ligações entre os mercados, mas não permite perceber se os índices produzem um efeito negativo ou um efeito positivo nos seus pares, nem permite saber se umas ligações são mais fortes do que outras. Com este objetivo, recorre-se a funções impulso resposta generalizadas, de amplitude correspondente a um desvio-padrão, de modo a obter evidências adicionais acerca dos mecanismos de transmissão dos movimentos de curto prazo. Os resultados das funções impulso resposta são resumidos na tabela 4.

As funções de resposta a impulsos, calculadas a partir do modelo do vetor autorregressivo, permitem perceber que os quatro índices europeus evidenciaram reações estatisticamente significativas, em consequência de choques provenientes do exterior (tabela 4). Uma parte significativa desses choques produziu efeitos, estatisticamente significativos, por um período apenas, desvanecendo-se de seguida. Todas as reações apresentaram o sinal esperado, isto é, acompanharam o sentido de variação do índice onde teve origem o choque, não se registando reações de correção face ao choque inicial.

Relativamente à persistência das reações, conclui-se que, de um modo geral, os índices relativos aos segmentos das maiores capitalizações (*Large* e *Mid*) foram os que desencadearam respostas menos persistentes, na maioria dos casos por um período apenas. Em sentido oposto, o índice *Micro Cap* registou reações mais persistentes, de seis dias, face a impulsos nos seus pares. Esta elevada persistência pode ser interpretada como uma evidência de que as informações relativas a este índice não foram incorporadas instantaneamente, contrariando a hipótese do mercado eficiente.

Tabela 4. Resumo dos resultados das funções de resposta a impulsos.

|              | <i>Large</i> | <i>Mid</i>  | <i>Small</i> | <i>Micro</i> |
|--------------|--------------|-------------|--------------|--------------|
| <i>Large</i> |              | 1           | 1            | 1            |
|              |              | 1           | 1            | 1            |
|              |              | +           | +            | +            |
| <i>Mid</i>   | 1            |             | 2            | 1            |
|              | 1            |             | 1,2          | 1            |
|              | +            |             | +,+          | +            |
| <i>Small</i> | 2            | 2           |              | 2            |
|              | 1,2          | 1,2         |              | 1,2          |
|              | +,+          | +,+         |              | +,+          |
| <i>Micro</i> | 6            | 6           | 6            |              |
|              | 1,2,3,4,5,6  | 1,2,3,4,5,6 | 1,2,3,4,5,6  |              |
|              | +,+,+,+,+,+  | +,+,+,+,+,+ | +,+,+,+,+,+  |              |

Notas: Respostas dos mercados em linha a impulsos provenientes dos mercados em coluna; Cada célula tem três linhas: na primeira linha indica-se o número de períodos durante os quais a resposta do mercado em linha teve significância estatística, de acordo com o critério de um desvio-padrão, na segunda linha indica-se o número de ordem desses períodos, enquanto na terceira linha indica-se o sinal da resposta ao impulso.

Com o objetivo de estudar a eventualidade de relações de longo prazo entre os índices europeus, foram aplicados testes de cointegração bivariados de Johansen.

Uma condição necessária à aplicação do teste de cointegração é a de que as variáveis tenham a mesma ordem de integração. Tendo em conta os resultados apresentados na tabela 1, conclui-se que, em qualquer dos casos, os testes de raízes unitárias de ADF mostraram que os índices em níveis são I(1), satisfazendo a condição prévia à aplicação dos testes de cointegração. Caso as séries sejam cointegradas, existe evidência estatística de relação de longo prazo entre os índices.

Importa sublinhar que o método de Johansen pressupõe a estimação prévia de um modelo vetorial. Um elemento fundamental na especificação dos modelos vetoriais é o tamanho do *lag*. Em cada uma das análises bivariadas, a escolha do número ótimo de *lags* do VAR teve em conta os habituais critérios de informação de Akaike e Schwarz.

Estimado o modelo VAR, foi aplicado o teste de cointegração de Johansen, cujas estatísticas são sintetizadas na tabela 5, designadamente nas duas colunas à direita. A primeira coluna apresenta os resultados do teste do traço, enquanto a segunda coluna apresenta os resultados do teste do valor próprio máximo. Em ambos os casos, nas referidas colunas, constam os valores das estatísticas dos testes e da probabilidade de rejeição da hipótese nula (*p-value*), de que não existe qualquer vetor cointegrante. Tendo em conta que, em alguns casos, ocorreu uma certa discrepância nos resultados produzidos pelas duas estatísticas, foi privilegiado o teste do traço, de acordo com a recomendação de Johansen (1991), Kasa (1992) e Serletis e King (1997), Hubrich *et al.* (2001).

A hipótese nula de não-cointegração entre o *Large Cap* e o *Mid Cap*, mas igualmente entre o *Small Cap* e o *Micro Cap*, foi rejeitada pelo teste do traço, sendo identificado um vetor cointegrante, para os níveis de significância de 5% e 1%, respetivamente. Em qualquer dos casos, os resultados revelaram a existência de uma relação de equilíbrio no longo prazo entre os pares formados por esses índices.

Em resumo, a análise de cointegração bivariada de Johansen identificou algumas relações de equilíbrio no longo prazo entre os pares de índices europeus. A ocorrência de movimentos comuns sugere a existência de fatores comuns, que limitam a variação independente entre os índices e permitem um certo grau de previsibilidade do comportamento dos mercados. A verificação de relações de equilíbrio condiciona as alternativas de investimento, à luz de uma possível estratégia de diversificação internacional. Contudo, os resultados permitem também perceber que é possível aos investidores, numa perspetiva de longo prazo, adotar uma estratégia de investimento que conjugue ativos representativos de grandes/pequenas empresas ou de grandes/micro, por estes pares não revelarem relações de equilíbrio no longo prazo, podendo, por esse motivo, ser encarados como alternativas a considerar na diversificação do investimento.

Tabela 5. Testes de cointegração de Johansen.

|              |              | Teste do Traço<br>( $\lambda_{\text{traço}}$ ) | Teste do Valor Próprio Máximo<br>( $\lambda_{\text{max}}$ ) |
|--------------|--------------|--|---|
| <i>Large</i> | <i>Mid</i>   | 24,3267<br>(0,013)                             | 15,7673<br>(0,0523)   |
|              | <i>Small</i> | 16,2118<br>(0,1647)                            | 13,9076<br>(0,0999)   |
|              | <i>Micro</i> | 17,1430<br>(0,1273)                            | 13,9371<br>(0,0989)   |
| <i>Mid</i>   | <i>Small</i> | 14,8163<br>(0,0631)                            | 14,4033<br>(0,0475)   |
|              | <i>Micro</i> | 15,1520<br>(0,0563)                            | 11,4471<br>(0,1319)   |
| <i>Small</i> | <i>Micro</i> | 39,7495<br>(0,0005)                            | 31,7660<br>(0,0005)   |

De acordo com Granger (1986) e Baillie e Bollerslev (1989), à semelhança das conclusões extraídas acerca das ligações de curto prazo entre os índices, também as ligações de longo prazo, aferidas a partir da metodologia de Johansen, contradizem os pressupostos da hipótese de eficiência dos mercados, por contribuírem para um certo grau de previsibilidade no comportamento dos mercados.

#### 4. CONSIDERAÇÕES FINAIS.

O estudo das ligações e das interdependências entre os mercados bolsistas tem sido um tópico de estudo muito popular na área de finanças. A não existência de ligações entre mercados traduz-se numa vantagem em termos de diversificação de carteiras de investimento no contexto global. Diversos estudos têm reportado uma diminuição dos benefícios associados à diversificação, em especial após a ocorrência de eventos extremos, como são os crashes bolsistas.

No presente estudo, foram considerados vários índices bolsistas da zona euro, representativos de diferentes segmentos de capitalização, designadamente os *Micro Cap*, *Small Cap*, *Mid Cap* e *Large Cap*. De modo a averiguar da eventual existência de comovimentos de curto prazo, calcularam-se coeficientes de correlação contemporânea, estimou-se um vetor autorregressivo, a partir do qual foram aplicados testes de causalidade e estimadas funções impulso-resposta. O estudo de eventuais relações de equilíbrio de longo prazo entre os índices envolveu a aplicação de testes de cointegração bivariados.

Os coeficientes de correlação contemporânea registaram valores bastante elevados, particularmente entre os índices relativos às três maiores capitalizações. Os resultados dos testes de causalidade de Granger revelaram várias ligações unidirecionais estatisticamente significativas. O índice *Large Cap* evidenciou-se perante os seus pares, surgindo como o menos endógeno, mas também como o mais exógeno. Este facto reflete, por um lado, um comportamento autónomo deste índice face aos restantes e, por outro lado, a elevada capacidade deste índice para ajudar a explicar movimentos nos seus pares. Por sua vez, as funções de impulso resposta mostraram que, em geral, as reações dos índices são pouco persistentes, desvanecendo-se rapidamente, um dias após a ocorrência do estímulo. A única exceção foi o índice *Micro Cap*, que reportou respostas com significância estatística seis dias após o impulso originado nos seus pares.

A análise de cointegração bivariada de Johansen permitiu identificar algumas relações de equilíbrio no longo prazo entre pares de índices europeus. A ocorrência de movimentos comuns pode ser o resultado da existência de fatores comuns, que limitam a variação independente entre os índices e permitem um certo grau de previsibilidade. A verificação deste tipo de relações acaba por condicionar as alternativas de investimento, numa perspetiva de diversificação internacional. Os resultados obtidos sugerem que é possível aos investidores, numa perspetiva de longo prazo, adotar uma estratégia de investimento que conjugue ativos representativos de grandes/pequenas empresas ou de grandes/micro empresas, por estes pares não revelarem relações de equilíbrio no longo prazo, podendo, por esse motivo, ser encarados como alternativas de diversificação do investimento.

Os resultados obtidos, quer para o curto prazo quer para o longo prazo, questionam a validade dos pressupostos da hipótese da eficiência dos mercados, uma vez que a previsão do movimento de alguns índices pode ser melhorada, se considerados os movimentos desfasados dos restantes, dando azo a operações de arbitragem, o que está em contradição com a génese desta teoria.

Em futuras investigações, pretendemos aprofundar o estudo da temática das ligações entre os mercados bolsistas europeus, privilegiando novamente a utilização dos segmentos de capitalização, de modo a seguir duas linhas de investigação. Na primeira, analisaremos a transmissão de informação entre os índices, recorrendo a modelos multivariados de heterocedasticidade condicionada, de modo a acomodar os *clusters* de volatilidade e o efeito assimétrico. Na segunda, estudaremos alternativas de afetação do investimento internacional, baseadas na *size diversification* e em modelos de otimização.

#### 5. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.

- Agmon, T. (1972): "The relations among equity markets: A study of share price comovements in the United States, United Kingdom, Germany and Japan". *Journal of Finance*, vol. 27, pp. 839-855.
- Arshanapalli, B, Doukas, J e Lang, L. (1995): "Pre and post-October 1987 stock market linkages between U.S. and Asian markets". *Pacific-basin Finance Journal*, vol. 3, pp. 57-73.

- Baillie, R. e Bollerslev, T. (1989): "The Message in Daily Exchange Rates: A Conditional- Variance Tale". *Journal of Business and Economic Statistics*, 7, 3, pp. 297-305.
- Bekaert, G., Harvey, C, Lundblad, C. e Siegel, S. (2007): "Global Growth Opportunities and Market Integration". *Journal of Finance*, 62(3), pp. 1081–1137.
- Bertoneche, M. (1979): "An empirical analysis of the interrelationships among equity markets under changing exchange rate systems". *Journal of Banking and Finance*, Volume 3, Issue 4, pp. 397-405.
- Branch, B. (1974): "Common stock performance and inflation: an international comparison". *Journal of Business*, vol. 47, pp. 48-52.
- Cappiello, L., Engle, R. e Sheppard, K., (2006): "Asymmetric Dynamics in the Correlations of Global Equity and Bond Returns". *Journal of Financial Econometrics*, Vol. 4, pp. 537-572.
- Dickey, D. e Fuller, W. (1979): "Distribution of the Estimators for Time Series Regressions with a Unit Root". *Journal of the American Statistical Association*, 74, pp. 427-31.
- Eun, C. e Shim, S. (1989): "International Transmission of Stock Market Movements". *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 24, pp. 241-256.
- Eun, C., Huang, W. e Lai, S. (2006): "International Diversification with Large and Small-Caps". *Journal of Financial and Quantitative Analysis*.
- Fama, E. (1970): "Efficient capital markets: A review of empirical work". *Journal of Finance*, 25, pp. 383-417.
- Goetzmann, W., Li, L. e Rouwenhorst, K. (2005): "Long-Term Global Market Correlations". *Journal of Business*, 78(1), pp. 1-38.
- Granger, C. (1969): "Investigating causal relationships by econometric models and cross-spectral methods". *Econometrica*, 37(3), pp. 424-438.
- Granger, C. (1981): "Some Properties of Time Series Data and Their Use in Econometric Model Specification". *Journal of Econometrics*, Vol. 16, No. 1, pp. 121–130.
- Granger, C. (1986): "Developments in the study of cointegrated economic variables". *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 48, 213-228.
- Granger, C. e Morgenstern, O. (1970): *Predictability of stock market prices*. Lexington Books.
- Grubel, H. (1968): "Internationally diversified portfolios: welfare gains and capital flows". *American Economic Review*, Vol. 58, pp. 1299-1314.
- Hassan, M. e Atsuyuki, N. (1996): "Short-run and long-run dynamic linkages among international stock markets". *International Review of Economics and Finance*, Volume 5, Issue 4, pp. 387-405.
- Hubrich, K., Lütkepohl, H. e Saikkonen, P. (2001): "A Review of Systems Cointegration Tests". *Econometric Reviews*, 20, 247-318.
- Jeon, B. e Von-Furstenberg, G. (1990): "Growing international co-movement in stock price indexes". *Quarterly Review of Economics and Business*, v.30, n.3, p.15-30.
- Johansen, S. (1991): "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models". *Econometrica*, 59: 1551-1580.
- Kasa, K. (1992): "Common stochastic trends in international stock markets". *Journal of Monetary Economics*, 29, 95-124.
- Lau, S. e Mcinish, T. (1993): "Comovements of international equity returns: A comparison of pre- and post-October 19, 1987, periods". *Global Finance Journal*, vol. 4, pp. 1-19.
- Koop, G., Pesaran, M. e Potter, S. (1996): "Impulse response analysis in non-linear multivariate models". *Journal of Econometrics*, 74, pp. 119-147.
- Mandigma, M. (2014): "Stock Market Linkages among the ASEAN 5+3 Countries and US: Further Evidence". *Management and Administrative Sciences Review*, Volume: 3, Issue: 1, pp. 53-68.
- Ozdemir, Z. e Cakan, E. (2007): "Non-linear Dynamic Linkages in the International Stock Markets". *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 377, pp. 173–180.
- Peiro, A., Quesada, J. e Ezequiel, U. (1998): "Transmission of movements in stock markets". *The European Journal of Finance*, Vol 4, pp. 331- 343.
- Pesaran, H.; Shin, Y. (1998): "Generalized impulse response analysis in linear multivariate models". *Economics Letter*, Elsevier. 58(1), pp. 17-29.
- Petrella, G. (2005): "Are Euro Area Small Cap Stocks an Asset Class? Evidence from Mean-Variance Spanning Tests". *European Financial Management*, Vol. 11, pp. 229-253.
- Ripley, D. (1973): "Systematic Elements in the Linkage of National Stock Market Indices". *Review of Economics and Statistics*, 55, 3: 356-361.

- Serletis, A. e King, M. (1997): "Common stochastic trends and convergence of European Union stock markets". *The Manchester School*, 65: 44-57.
- Sims, C. (1980): "Macroeconomics and reality". *Econometrica*, 48, pp. 1-48.
- Tudor, C. (2011): "Changes in Stock Markets Interdependencies as a Result of the Global Financial Crisis: Empirical Investigation on the CEE Region". *Panoeconomicus*, 4, pp. 525-543.