

The background of the cover is a close-up, slightly blurred photograph of numerous gold coins. The coins are stacked and scattered, creating a textured, metallic surface. The lighting is warm, highlighting the golden hue and the intricate details of the coin designs.

JOSÉ A. SOARES DA FONSECA

INTEGRAÇÃO DOS MERCADOS FINANCEIROS

Teoria e Investigação Empírica

IMPrensa DA
UNIVERSIDADE
DE COIMBRA
COIMBRA
UNIVERSITY
PRESS

(Página deixada propositadamente em branco)



I N V E S T I G A Ç Ã O



EDIÇÃO

Imprensa da Universidade de Coimbra
Email: imprensauc@ci.uc.pt
URL: http://www.uc.pt/imprensa_uc
Vendas online: <http://livrariadaimprensa.uc.pt>

COORDENAÇÃO EDITORIAL

Imprensa da Universidade de Coimbra

CONCEPÇÃO GRÁFICA

António Barros

IMAGEM DA CAPA

By Jon Sullivan [Public domain],
via Wikimedia Commons

INFOGRAFIA

Mickael Silva

EXECUÇÃO GRÁFICA

www.artipol.net

ISBN

978-989-26-0701-6

DOI

<http://dx.doi.org/10.14195/978-989-26-0702-3>

DEPÓSITO LEGAL

375354/14

JOSÉ A. SOARES DA FONSECA

INTEGRAÇÃO DOS MERCADOS FINANCEIROS

TEORIA E INVESTIGAÇÃO EMPÍRICA

IMPRESA DA
UNIVERSIDADE
DE COIMBRA
COIMBRA
UNIVERSITY
PRESS

(Página deixada propositadamente em branco)

SUMÁRIO

Introdução.....	7
A diversificação internacional das carteiras de ativos financeiros	9
A avaliação internacional dos ativos financeiros.....	33
A integração dos mercados financeiros.....	61
Referências bibliográficas	85

(Página deixada propositadamente em branco)

INTRODUÇÃO

A intensificação da diversificação internacional das carteiras de ativos financeiros é a principal causa da interdependência dos mercados financeiros e do aumento da sua integração. A dimensão e profundidade do processo de integração financeira aumentaram ao longo das últimas décadas, e uma das suas consequências mais significativas é o facto de a rentabilidade de ativos negociados em diferentes mercados sofrer, de forma cada vez mais acentuada, a influência dos fatores comuns a esses mercados.

Nesta obra fazemos a exposição das condições fundamentais que influenciam a diversificação internacional do investimento financeiro, bem como dos métodos de análise das suas consequências sobre a integração dos mercados financeiros. Esta segunda questão é abordada sob dois pontos de vista diferentes, o primeiro dos quais assenta sobre as metodologias de avaliação dos ativos financeiros, e o segundo sobre a análise de cointegração dos preços dos ativos financeiros negociados sobre mercados diferentes.

O livro é composto por três capítulos, o primeiro dos quais começa pela análise dos fundamentos económicos da diversificação das carteiras, baseados no modelo da média-variância de Markowitz, e centra-se, seguidamente, na análise dos fatores que condicionam a diversificação internacional, e na descrição das diferentes explicações para a preferência dos investidores pelos ativos financeiros do seu país, fenómeno que é conhecido por enviesamento doméstico (*home bias*). Este comportamento dos investidores, posto em evidência por muitos estudos empíricos, consiste no facto de a diversificação internacional das carteiras de ativos

financeiros ser inferior à que resulta da otimização da relação entre rentabilidade esperada e risco.

No segundo capítulo apresentamos os modelos gerais de avaliação dos ativos financeiros e as suas extensões destinadas à avaliação internacional de ativos financeiros. A importância dos modelos de avaliação dos ativos financeiros deriva de serem um dos pontos de partida para a teoria e análise empírica da integração dos mercados financeiros.

O terceiro e último capítulo inicia-se com a descrição dos principais modelos de análise da integração dos mercados financeiros, baseados nos modelos de avaliação dos ativos financeiros. Inclui também a descrição de diversos estudos empíricos que utilizam a metodologia da cointegração para avaliar a integração dos mercados financeiros. Ao finalizar este capítulo e o livro, são apresentados três estudos do autor, publicados em revistas internacionais, sobre a integração de mercados financeiros europeus. Um desses estudos utiliza a metodologia da cointegração. Os outros dois utilizam metodologias baseadas em modelos de avaliação dos ativos financeiros. Nestes dois estudos é usada a análise estatística comparativa de duas medidas de desempenho dos índices nacionais, os rácios de Sharpe e os rácios de Treynor, para tirar conclusões sobre a proximidade dos preços de mercado do risco, nesses mercados europeus e, indiretamente, sobre o seu grau de integração.

I. A DIVERSIFICAÇÃO INTERNACIONAL DAS CARTEIRAS DE ATIVOS FINANCEIROS

As barreiras aos movimentos de capitais com o exterior sofreram, ao longo das últimas décadas, um acentuado esbatimento em muitos países e, em muitos casos, assistiu-se mesmo à sua eliminação completa. A mudança de quadro regulamentar que permitiu esta mudança teve as seguintes consequências fundamentais: 1) o aumento significativo dos movimentos internacionais de capitais, sobretudo com destino às economias emergentes; 2) o aumento da interdependência entre a evolução dos preços de ativos financeiros negociados em diferentes mercados.

A análise dos benefícios que os investidores retiram da diversificação internacional das suas carteiras, tornada possível pela liberalização dos movimentos internacionais de capitais, e o estudo estatístico e econométrico da interdependência entre os preços de ativos negociados em mercados financeiros diferentes, são as duas preocupações fundamentais da maior parte da investigação sobre a integração dos mercados financeiros.

I.1 O modelo de Markowitz para a seleção de carteiras eficientes de ativos financeiros

Uma parte importante dos desenvolvimentos que ocorreram na teoria financeira ao longo das últimas décadas tem como fundamento último o modelo de seleção de portefólios de ativos financeiros de Markowitz (1952). Este modelo tem subjacente a hipótese de que a rentabilidade dos ativos segue a distribuição normal, o que permite utilizar, como parâmetros de

decisão, a média e a variância da rentabilidade dos ativos, em representação, respetivamente, da rentabilidade esperada e do risco. Outra hipótese importante do modelo, presente também na generalidade dos modelos de avaliação dos ativos financeiros, é a de que os investidores têm aversão pelo risco. As restantes hipóteses, que têm como objetivo aliviar o modelo de restrições de natureza secundária, pouco relevantes para o seu poder explicativo, são as seguintes: 1) a natureza atomista do investidor, isto é, a sua incapacidade para influenciar, de forma isolada, os preços dos ativos financeiros; 2) a ausência de impostos e de outros custos de transação.

Para analisar as vantagens que o princípio da diversificação oferece aos investidores tomemos como ponto de partida o caso duma carteira composta por dois ativos financeiros individuais, A_1 e A_2 , cujas proporções são, respetivamente, X_1 e X_2 , sendo $X_1+X_2=1$. As rentabilidades esperadas dos dois ativos são representadas, respetivamente por μ_1 e μ_2 , e os desvios-padrão por σ_1 e σ_2 . A covariância entre os ativos é representada por σ_{12} , e o seu coeficiente de correlação por ρ^1 , sendo que este toma valores no intervalo situado entre -1 e $+1$. As expressões matemáticas da rentabilidade esperada, μ_p , e da variância, σ_p^2 , desta carteira são respetivamente:

$$\mu_p = X_1\mu_1 + X_2\mu_2 \quad (1.1)$$

e:

$$\begin{aligned} \sigma_p^2 &= \sum_{i=1}^2 X_i^2 \sigma_i^2 + 2X_1X_2\sigma_{12} \\ &= \sum_{i=1}^2 X_i^2 \sigma_i^2 + 2X_1X_2\rho\sigma_1\sigma_2 \end{aligned} \quad (1.2).$$

No caso de correlação perfeita, com $\rho=1$, a expressão matemática do desvio-padrão da carteira é:

$$\sigma_p = X_1\sigma_1 + X_2\sigma_2 \quad (1.3).$$

¹ Sendo $\rho = \frac{\sigma_{12}}{\sigma_1\sigma_2}$

Substituindo, em (1.3), X_2 por $1-X_1$, podemos representar os valores X_1 e X_2 em função dos desvios-padrão da carteira e dos ativos que a compõem:

$$X_1 = \frac{\sigma_p - \sigma_2}{\sigma_1 - \sigma_2} \quad (1.4),$$

e:

$$X_2 = \frac{\sigma_1 - \sigma_p}{\sigma_1 - \sigma_2} \quad (1.5).$$

Substituindo seguidamente X_1 e X_2 , por estas expressões, em (1.1), obtemos a seguinte relação linear entre a rentabilidade esperada e o risco duma carteira constituída por dois ativos:

$$\mu_p = \frac{\mu_2 \sigma_1 - \mu_1 \sigma_2}{\sigma_1 - \sigma_2} + \sigma_p \frac{\mu_1 - \mu_2}{\sigma_1 - \sigma_2} \quad (1.6).$$

Esta relação linear entre a rentabilidade esperada e o risco está representada, na Figura I.1, pela reta assinalada com $\rho=1$, que liga os pontos A_1 (onde $X_1=1$ e $X_2=0$) e A_2 (onde $X_1=0$ e $X_2=1$). Não podemos afirmar que qualquer ponto desta reta seja preferível, em relação aos restantes, para todos os investidores. A combinação entre rentabilidade esperada e risco escolhida por um investidor, sobre esta reta, depende da sua função de utilidade, ou mais precisamente, das características da sua aversão pelo risco. A situação modifica-se quando o coeficiente de correlação entre os dois ativos é diferente de 1. Neste caso, ainda que a natureza subjetiva das escolhas dos investidores se mantenha, há um grupo de combinações entre rentabilidade esperada e risco que são claramente favoráveis a todos os investidores com aversão pelo risco, os quais rejeitarão todas as restantes combinações. Analisemos em primeiro lugar o caso correspondente à outra extremidade do intervalo de valores do coeficiente de correlação, ou seja, quando se verifica $\rho=-1$. Neste caso, o desvio-padrão da rentabilidade da carteira em questão é representado por uma das duas seguintes expressões:

$$\sigma_p = X_1\sigma_1 - X_2\sigma_2 \quad (\text{se } X_1\sigma_1 \geq X_2\sigma_2) \quad (1.7),$$

e

$$\sigma_p = -(X_1\sigma_1 - X_2\sigma_2) \quad (\text{se } X_1\sigma_1 \leq X_2\sigma_2) \quad (1.8),$$

Na primeira situação há uma relação linear negativa entre a rentabilidade esperada e o risco, cuja expressão matemática é a seguinte:

$$\mu_p = \frac{\mu_1\sigma_2 + \mu_2\sigma_1}{\sigma_1 + \sigma_2} - \sigma_p \frac{\mu_2 - \mu_1}{\sigma_1 + \sigma_2} \quad (1.9),$$

e que está representada graficamente na Figura I.1 pela reta de inclinação negativa assinalada por $\rho=-1$. Quando o desvio-padrão da carteira é dado pela expressão (1.8), a rentabilidade esperada tem com ele uma relação linear positiva, cuja expressão matemática é:

$$\mu_p = \frac{\mu_1\sigma_2 + \mu_2\sigma_1}{\sigma_1 + \sigma_2} + \sigma_p \frac{\mu_2 - \mu_1}{\sigma_1 + \sigma_2} \quad (1.10),$$

e cuja representação gráfica na Figura I.1 é a reta de inclinação positiva, assinalada também com $\rho=-1$. É bem evidente que, quando $\rho=-1$, todos os investidores preferem as combinações situadas sobre a reta de inclinação positiva, porque oferecem um ganho de rentabilidade esperada relativamente a todos os pontos de igual risco situados sobre a reta de inclinação negativa. Quando $\rho=-1$ é ainda possível constituir uma carteira de risco nulo, situada no ponto em que as duas retas se tocam, e no qual as proporções dos dois ativos são respetivamente:

$$X_1 = \frac{\sigma_2}{\sigma_1 + \sigma_2} \quad (1.11)$$

e

$$X_2 = \frac{\sigma_1}{\sigma_1 + \sigma_2} \quad (1.12).$$

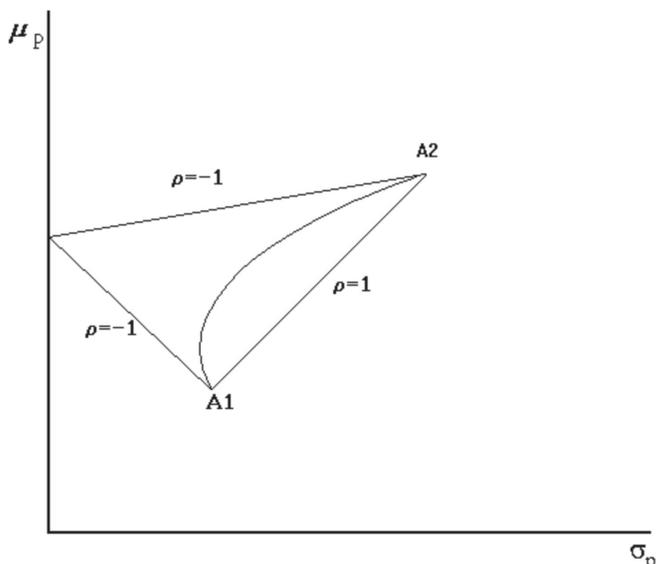


Figura I.1 Combinações entre rentabilidade esperada e risco numa carteira composta por dois ativos

Nos casos em que o coeficiente de correlação é superior a -1 e inferior a 1, as combinações entre rentabilidade esperada e risco situam-se sobre uma curva convexa, como a que está representada na Figura I.1, dentro do espaço delimitado pelas retas relativas aos coeficientes de correlação -1 e +1. Apenas a parte ascendente desta curva convexa interessa aos investidores. O ponto onde a inclinação da curva passa de negativa a positiva é o ponto de risco mínimo. Quanto mais próximo de -1 for o coeficiente de correlação mais acentuada é a convexidade da curva e, por consequência, mais para a esquerda se situa o ponto de risco mínimo. O número de combinações entre rentabilidade esperada e risco interessantes para os investidores aumenta com o número de ativos que o investidor pode comprar. Aqui assenta outra contribuição importante do modelo de Markowitz: a demonstração de que a otimização da relação rentabilidade esperada-risco é obtida escolhendo uma carteira a partir dum número significativamente elevado de ativos. Quando se considera que o investidor pode fazer a sua escolha sobre um número de ativos $N > 2$, as combinações entre rentabilidade esperada e risco situam-se sobre

uma superfície delimitada à esquerda por uma curva convexa, tal como está ilustrado na Figura I.2. Esta curva representa o conjunto das carteiras com risco mínimo para cada valor de rentabilidade esperada. É sobre a parte ascendente desta curva, designada por fronteira de eficiência, que se situam as combinações entre rentabilidade esperada e risco escolhidas pelos investidores.

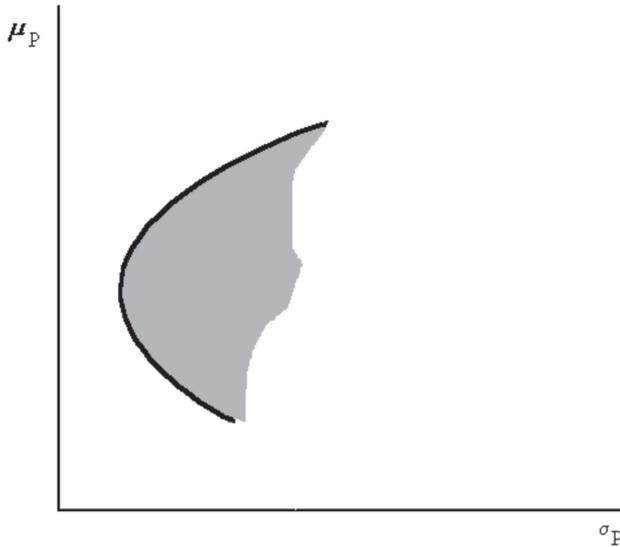


Figura I.2: Fronteira de eficiência

Um dos métodos de determinação da composição das carteiras eficientes consiste na minimização do risco, uma vez escolhido o objetivo para a rentabilidade esperada. Representemos por μ_D , a rentabilidade esperada que o investidor deseja para a sua carteira. A composição da carteira que oferece esta rentabilidade com o menor risco, é determinada através da minimização da seguinte função de Lagrange:

$$L = \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N X_i X_j \sigma_{ij} + \lambda_1 \left(\mu_D - \sum_{i=1}^N X_i E(R_i) \right) + \lambda_2 \left(1 - \sum_{i=1}^N X_i \right) \quad (1.13),$$

Nesta função de Lagrange o termo que contém o multiplicador λ_1 serve para assegurar que a rentabilidade objetivo, μ_D , é respeitada, enquanto o termo que contém o multiplicador λ_2 assegura que a soma das proporções

dos ativos na carteira é igual a 1. Derivando L em ordem às variáveis $X_1, \dots, X_i, \dots, X_N$, representativas das proporções dos ativos no portefólio, e aos multiplicadores λ_1 e λ_2 , e igualando estas derivadas parciais a zero, como condições necessárias da otimização, obtém-se o seguinte sistema de equações:

$$\begin{aligned}
 \frac{\partial L}{\partial X_1} &= 2X_1\sigma_1^2 + \dots + 2X_i\sigma_{1i} + \dots + 2X_N\sigma_{1N} - \lambda_1\mu_1 - \lambda_2 = 0 \\
 &\dots \\
 \frac{\partial L}{\partial X_i} &= 2X_1\sigma_{1i} + \dots + 2X_i\sigma_i^2 + \dots + 2X_N\sigma_{iN} - \lambda_1\mu_i - \lambda_2 = 0 \\
 &\dots \\
 \frac{\partial L}{\partial X_N} &= 2X_1\sigma_{1N} + \dots + 2X_i\sigma_{iN} + \dots + 2X_N\sigma_N^2 - \lambda_1\mu_N - \lambda_2 = 0 \\
 \frac{\partial L}{\partial \lambda_1} &= X_1\mu_1 + \dots + X_i\mu_i + \dots + X_N\mu_N = \mu_D \\
 \frac{\partial L}{\partial \lambda_2} &= X_1 + \dots + X_i + \dots + X_N = 1
 \end{aligned} \tag{1.14},$$

cuja resolução nos dá as proporções dos diferentes ativos na carteira desejada. Podem ser incluídas restrições complementares na determinação da composição desta carteira, como a impossibilidade de vendas a descoberto. Neste caso, devem ser adicionadas ao processo de cálculo N restrições suplementares do tipo $X_i \geq 0$, para $i=1, 2, \dots, N$.

Um procedimento alternativo para a determinação da composição dum portefólio eficiente consiste na maximização da rentabilidade esperada, para um valor desejado da variância, σ_D^2 . Neste caso, a função de Lagrange a maximizar é:

$$L = \sum_{i=1}^N X_i\mu_i + \delta_1 \left(\sigma_D^2 - \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N X_i X_j \sigma_{ij} \right) + \delta_2 \left(1 - \sum_{i=1}^N X_i \right) \tag{1.15}.$$

O sistema de equações de derivadas parciais iguais a zero, que são as condições de primeira ordem para assegurar o máximo daquela função, tem a seguinte representação:

$$\begin{aligned}
\frac{\partial L}{\partial X_1} &= \mu_1 - \delta_1 \sum_{j=1}^N X_j \sigma_{1j} - \delta_2 = 0 \\
&\dots \\
\frac{\partial L}{\partial X_i} &= \mu_i - \delta_1 \sum_{j=1}^N X_j \sigma_{ij} - \delta_2 = 0 \\
&\dots \\
\frac{\partial L}{\partial X_N} &= \mu_N - \delta_1 \sum_{j=1}^N X_j \sigma_{jN} - \delta_2 = 0 \\
\frac{\partial L}{\partial \delta_1} &= \sigma_D^2 - \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N X_i X_j = 0 \\
\frac{\partial L}{\partial \delta_2} &= 1 - \sum_{i=1}^N X_i = 0
\end{aligned} \tag{1.16}.$$

Tal como no método precedente, restrições de não negatividade das proporções dos ativos no portefólio $X_i \geq 0$, para $i=1, 2, \dots, N$, podem ser incluídas no processo de cálculo, no caso de estar excluída a possibilidade de vendas a descoberto.

I.2 As determinantes e as limitações à diversificação internacional do investimento financeiro

A teoria da diversificação dos portefólios de Markowitz, apresentada na secção anterior, permite sustentar que os investidores se envolvem na compra de ativos internacionais quando tal lhes permite melhorar a relação entre a rentabilidade esperada e o risco, em comparação com carteiras compostas por ativos exclusivamente nacionais. Este princípio conduziu French e Poterba (1991) a medirem os ganhos que podiam obter os investidores americanos, japoneses e ingleses, comparando portefólios compostos por ativos cotados nos seis mercados financeiros mais importantes do mundo: Estados Unidos, Japão, Reino Unido, França, Alemanha e Canadá. Estes autores criaram portefólios compostos pelos índices acionistas deste conjunto de países, observados em dezembro de 1989 cuja composição permitia aos investidores maximizarem funções de utilidade exponenciais, as quais traduzem aversão relativa pelo risco

constante. Seguidamente, calcularam os ganhos de rentabilidade esperada que podia obter o investidor dos Estados Unidos, do Japão, ou do Reino Unido, se abandonasse as suas preferências correntes, largamente dominadas pelos seus índices nacionais, e escolhesse um portefólio internacional com o mesmo risco. Os resultados deste estudo puseram em evidência que os portefólios dominados por ativos nacionais apresentavam uma sub-remuneração significativa, comparativamente com portefólios de igual risco, bem diversificados internacionalmente. Também Grauer e Hakansson (1987) haviam estimado os ganhos provenientes da diversificação internacional, para os investidores americanos, entre 1968 e 1985. Nesse estudo, os autores admitiam também que uma função de utilidade exponencial guia as escolhas dos investidores, num quadro de decisão multiperíodo. As suas principais conclusões foram as seguintes: 1) os investidores podiam obter ganhos significativos se incluíssem ativos não americanos nas suas carteiras, especialmente nas estratégias onde a aversão pelo risco é elevada ; 2) o peso dos ativos nacionais nas carteiras dos investidores americanos era exagerado, o que, na opinião dos autores, demonstrava uma acentuada segmentação dos mercados financeiros, durante o período que estudaram.

Os fatores fundamentais que podem contrariar ou amplificar a diversificação internacional das carteiras de ativos financeiros são as barreiras aos movimentos internacionais de capitais, criadas pelas autoridades, o desenvolvimento de mercados emergentes e de mercados de produtos derivados, e ainda o aumento da importância dos fundos de investimento. Diversos autores verificaram que, mesmo na ausência de barreiras ao investimento internacional, os investidores dão um peso excessivo aos ativos nacionais nas suas carteiras, comparativamente com o que seria desejável de acordo com o princípio dos portefólios eficientes. Este tipo de fenómeno, designado na literatura por enviesamento doméstico (*home bias*), resulta dum conjunto de causas como as diferenças de regimes fiscais entre os países, os custos de transação e a dificuldade de obtenção de informação sobre ativos financeiros estrangeiros. Cooper e Kaplanis (2000) enunciam quatro explicações para o enviesamento doméstico: o risco de taxa de câmbio, a proteção contra a inflação, os custos de transação

e os impostos, e a existência de ativos não negociáveis externamente ou totalmente não negociáveis, como o capital humano, e, finalmente, a dificuldade em obter informação adequada sobre os ativos estrangeiros. Nos desenvolvimentos seguintes apresentaremos os principais estudos que se debruçaram sobre cada uma destas explicações para o enviesamento doméstico.

I.2.1. As barreiras aos movimentos internacionais de capitais

As barreiras aos movimentos internacionais de capitais foram, historicamente, a mais importante de todas as restrições à diversificação internacional do investimento financeiro. Durante a vigência do regime de câmbios fixos, resultante dos Acordos de Bretton Woods, celebrados em 1944, a imposição de restrições aos movimentos internacionais de capitais foi um instrumento de política utilizado, por inúmeros países, para sustentar o valor da taxa de câmbio das suas moedas. Desde o início da passada década de oitenta registou-se, em muitos países, um processo de liberalização dos movimentos de capitais com o exterior. Este processo intensificou-se a partir de 1990, devido à abolição de restrições aos movimentos de capitais com o exterior em muitos países em desenvolvimento: os *chamados mercados emergentes*. As barreiras aos movimentos internacionais de capitais, ao limitarem a diversificação das carteiras, são geradoras de situações em que ativos, ou carteiras, com o mesmo risco, oferecem rentabilidades esperadas diferentes, em diferentes mercados. Bonser-Neal, Brauer, Neal e Wheatley (1990) demonstraram, através da análise empírica, que essas diferenças diminuem com a liberalização dos movimentos internacionais de capitais. Estes autores sustentam também que os efeitos das restrições ao investimento internacional podem ser atenuados pela ação dos fundos de investimento. Com efeito, de acordo com os resultados do seu estudo, os títulos de participação em fundos de investimento fechados, isto é, cujo capital é fixo, aplicados em ativos estrangeiros, têm frequentemente preços de mercado diferentes do valor dos portfólios onde o seu capital é aplicado. Segundo a interpretação

dos autores do estudo, esta diferença de valores, resultante das restrições ao investimento internacional, é o montante marginal que os investidores estão dispostos a pagar para ultrapassar essas restrições. No seu estudo, Bonser-Neal *et all.* testam a hipótese de que o *rácio* entre a cotação do fundo no mercado nacional e o valor da respetiva carteira, reage às mudanças das limitações ao investimento internacional. O período analisado nesse estudo vai de maio de 1981 a janeiro de 1989, e os países estudados são a França, o Japão, a Coreia do Sul e Taiwan. Nos fundos estudados, o anúncio duma liberalização é causador duma queda de 6,8% no *rácio* entre os dois valores referidos. Este resultado mostra, segundo os autores do estudo, que a imposição de barreiras ao investimento internacional é, efetivamente, causadora de segmentação entre os mercados nacionais.

I.2.2. Os custos de transação e os impostos

Os custos de transação e os impostos são barreiras naturais à diversificação internacional. No entanto, do ponto de vista de French e Poterba (1991), as diferenças de regime fiscal não representam uma barreira significativa à diversificação internacional porque, por um lado, muitos países apresentam taxas de impostos sobre os rendimentos do capital muito próximas, por outro lado, os impostos sobre dividendos pagos num país estrangeiro, beneficiam frequentemente de crédito de imposto no país de origem. French e Poterba rejeitam igualmente que os custos de transação dificultem acentuadamente o investimento internacional, porque entendem que o nível elevado de liquidez existente nos mercados financeiros de grande dimensão, comparativamente com os mercados mais estreitos, permite aos investidores suportarem custos de corretagem mais reduzidos dos que os que suportam nos seus mercados nacionais. Vai no mesmo sentido o ponto de vista de Lewis (1999), segundo o qual os custos de transação são reduzidos comparativamente com os ganhos obtidos através da diversificação internacional das carteiras. Por isso, também este autor considera que os custos de transação são pouco relevantes para a explicação do enviesamento doméstico.

A influência dos custos de transação no investimento financeiro internacional foi também estudada por Tesar e Werner (1995) através da observação do rácio de rotação (*turnover*) de vários portefólios acionistas referentes aos Estados Unidos, Canadá e Reino Unido. Para atingirem o seu objetivo, estes autores calcularam a taxa de *turnover* dos seguintes tipos de portefólios acionistas: 1) ações nacionais detidas por investidores nacionais; 2) ações nacionais detidas por investidores estrangeiros; 3) ações estrangeiras detidas por investidores estrangeiros. O resultado esperado era um rácio de *turnover* mais elevado no primeiro caso, o qual seria explicado pelo facto de os custos das transações internacionais serem mais elevados dos que os das transações domésticas. Ao mesmo tempo, este resultado, a verificar-se, permitiria explicar o facto de, no mesmo estudo, os autores terem constatado a existência de enviesamento doméstico nas carteiras dos investidores americanos, canadianos, alemães, japoneses e ingleses, dado que, nas suas carteiras, o peso dos ativos estrangeiros ficava abaixo do que correspondia a um portefólio mundial eficiente. Contudo, a taxa de *turnover* que observaram era mais elevada para o investimento internacional dos investidores dos países estudados do que para o seu investimento doméstico. Nesse contexto, torna-se difícil explicar o enviesamento doméstico como resultante dum diferencial de custos de transação desfavorável ao investimento internacional. Tesar e Werner sustentam que há duas explicações possíveis para os resultados que observaram relativamente à taxa de *turnover*. Uma dessas explicações assenta no facto de os seus dados mostrarem que os produtos derivados têm maior peso nas transações fora de fronteiras do que nas transações domésticas. A segunda explicação baseia-se no domínio das instituições financeiras sobre o investimento internacional, sendo que estas suportam custos mais reduzidos e dispõem de mais informação do que os investidores individuais. Desta segunda explicação decorre que: 1) as instituições financeiras movimentam mais intensivamente os seus portefólios internacionais do que os portefólios domésticos; 2) estas instituições têm portefólios mais diversificados internacionalmente dos que os investidores individuais.

I.2.3. O risco de taxa de câmbio

O risco de taxa de câmbio está presente num portefólio quando este é composto por ativos denominados em unidades monetárias diferentes. Ainda que a preocupação com este tipo de risco domine as decisões de muitos investidores, não se pode demonstrar que o investimento exclusivamente doméstico seja uma escolha ótima porque a correlação entre as variações da taxa de câmbio e a rentabilidade dos ativos financeiros externos é muitas vezes fraca, ou mesmo negativa, como sublinham Solnik e Noetzlin (1982). Este tipo de correlação permite, de facto, melhorar a relação entre rentabilidade e risco, através da diversificação das moedas em que são denominados os ativos que compõem um portefólio. Uppal (1993) demonstra, no quadro dum modelo em que os investidores são constrangidos a consumir apenas o capital doméstico, e onde a deslocação do capital físico implica custos proporcionais, que a aversão pelo risco dos investidores deve conduzi-los a preferirem ativos estrangeiros como proteção contra a depreciação da moeda nacional. A volatilidade da taxa de câmbio é maior durante os períodos em que o desvio entre a rentabilidade do capital físico nacional e o estrangeiro é de tal forma elevado que provoca a sua deslocação num sentido ou noutro. Nestas circunstâncias, a proteção contra o risco de variação do consumo só fica assegurada através do peso elevado dos ativos externos nas carteiras dos investidores. Por consequência, no contexto deste modelo, a preferência por ativos domésticos é explicada como resultado duma fraca aversão pelo risco.

I.2.4. A proteção contra a inflação e o desvio da taxa de câmbio relativamente à paridade do poder de compra

A proteção contra a inflação serve de fundamento à explicação do enviesamento doméstico como consequência da correlação elevada entre a rentabilidade dos ativos domésticos e a componente não esperada da inflação do país. Daí que, segundo Cooper e Kaplanis (2000), os investidores sejam incentivados a concentrarem as suas aplicações nos seus

próprios mercados de ações. Solnik (1978) faz a distinção entre a inflação enquanto variação de um índice geral de preços, e as modificações dos preços relativos. Partindo desta distinção, este autor faz notar que a variação do custo de propriedade imobiliária pode divergir da inflação. Dado que os investidores individuais se preocupam preferencialmente com o custo de propriedade imobiliária, que está estritamente correlacionado com o rendimento das ações domésticas, é a detenção destas ações que melhor permite cobrir esse tipo de risco. Cooper e Kaplanis (1994) explicam a preferência por ativos domésticos como proteção contra a inflação, recorrendo a uma modelo de escolha internacional de portfólios que incorpora o risco de inflação, e no qual a preferência por ativos domésticos como proteção contra a inflação é o resultado dos desvios da taxa de câmbio relativamente à paridade do poder de compra. Na sua análise empírica, efetuada sobre dados mensais referentes aos mercados acionistas dos Estados Unidos, Inglaterra, Alemanha, Japão, França, Itália e Espanha, cobrindo o período de janeiro de 1978 a dezembro de 1987, estes autores verificaram, no entanto, que o desvio da taxa de câmbio relativamente à paridade do poder de compra não é uma explicação suficiente para o grau de preferência que observaram pelos ativos domésticos. Segundo estes autores pode admitir-se que uma aversão pelo risco exceccionalmente fraca relativamente aos ativos domésticos seja outro fator explicativo da preferência excessiva por estes ativos. A análise de Cooper e Kaplanis (1994) foi retomada por Glassment e Riddick (1996), segundo os quais, os níveis elevados de enviesamento doméstico, frequentemente relatados na literatura, são o resultado dos desvios da taxa de câmbio relativamente à paridade do poder de compra, e do facto de, numa boa parte desses estudos, a correlação entre a rentabilidade dos ativos nacionais e a inflação não ser tida em conta. Num estudo posterior, Glassment e Riddick (2001) acrescentam duas explicações suplementares para o enviesamento doméstico observado na maior parte dos estudos. A primeira é a possibilidade de os investidores não utilizarem a variância histórica dos ativos estrangeiros nas suas tomadas de decisão, a qual substituem por uma combinação linear entre a variância observada e uma variância obtida doutra fonte. Ao adotarem este procedimento,

os investidores têm em conta a probabilidade de eventos catastróficos, que afetem o valor dos investimentos no estrangeiro, seja em resultado de alterações políticas, ou do surgimento de dificuldades no pagamento da dívida externa, por parte desses países. A outra explicação sugerida por Glassment e Riddick é o facto de, nos estudos sobre diversificação internacional, haver omissão de ativos, porque os seus autores não têm em conta todos os ativos nacionais e estrangeiros onde os investidores podem investir a sua riqueza.

1.2.5. A influência do capital humano

O capital humano, não sendo negociável, é um dos exemplos mais evidentes de ativo que não é tido em conta na maior parte dos estudos sobre a diversificação internacional das carteiras. Baxter e Jermann (1997) demonstraram que o capital humano deveria exercer uma influência acentuada nas decisões de investimento financeiro internacional, em virtude de as taxas de crescimento do rendimento do trabalho e do capital estarem fortemente correlacionadas no quadro de cada país, mas não entre países diferentes. Neste contexto, para cobrir o risco do capital humano, os investidores deveriam fazer maiores aplicações em ativos externos e, eventualmente, vender a descoberto ativos domésticos, o que teria como resultado que uma boa parte destes ativos teriam proporções negativas nas suas carteiras. Os resultados da análise empírica destes autores, efetuada com dados de quatro países da OCDE (Estados Unidos, Reino Unido, Alemanha e Japão), confirmam a hipótese de que existe uma correlação elevada entre o rendimento do trabalho e o capital dentro mesmo país, e muito menos elevada entre países diferentes. Para estimar os rácios de cobertura do risco de capital humano, Baxter e Jermann utilizaram modelos VECM (*Vector Error Correction Models*), nos quais impuseram a hipótese de que as taxas de remuneração do capital e do trabalho são iguais no longo prazo, e as suas diferenças resultam apenas das suas variações de curto prazo. A inclusão deste tipo de restrição de longo prazo no vetor de cointegração fundamenta-se nas características da maior parte

das funções de produção usadas em macroeconomia. Na ausência duma restrição deste tipo o rácio do rendimento do trabalho sobre o rendimento do capital aumentaria sem limite, se o primeiro desses rendimentos crescesse mais rapidamente do que o outro, ou tenderia para zero no caso contrário. O resultado seria que a percentagem do rendimento do trabalho no rendimento global tenderia para 1, com a probabilidade 1, no primeiro caso, enquanto, com a mesma probabilidade, tenderia para zero no segundo caso. Os rácios de cobertura do risco do rendimento do capital humano, obtidos a partir das equações do modelo VECM correspondem a vendas a descoberto dos ativos domésticos, em montantes elevados, implicando, em contrapartida, a compra de ativos estrangeiros, em montantes muito mais avultados do que aqueles em que entram, efetivamente, nas carteiras dos investidores. Daqui resulta, segundo concluem Baxter e Jermann, que o enviesamento doméstico tem valores ainda mais elevados do que aqueles que são sugeridos pelos estudos que não têm em conta o capital humano. As conclusões do estudo de Baxter e Jermann levaram Lewis (1999) a argumentar que a inclusão do capital humano, em vez de contribuir para a redução da parte não explicada do enviesamento doméstico, torna-a, pelo contrário, mais significativa.

I.2.6. A assimetria de informação

A dificuldade em obter informação sobre os ativos externos é outra causa do enviesamento doméstico. Esta explicação, objeto dos estudos de French e Poterba (1991), Kang e Stulz (1997) e Brennan e Cao (1997), pressupõe que aqueles que compram ativos estrangeiros dispõem, em relação a estes, duma informação limitada comparativamente com a que dispõem os residentes nos países de origem desses ativos. French e Poterba levam a sua argumentação ao ponto de afirmarem que “as incertezas estatísticas associadas à estimação dos rendimentos esperados nos mercados acionistas tornam difícil para os investidores compreender que as rentabilidades esperadas nos seus mercados domésticos não são sistematicamente superiores às do estrangeiro”. Esta afirmação traduz a

ideia dum excesso de otimismo acerca da rentabilidade dos ativos domésticos, relativamente aos estrangeiros. Para Cooper e Kaplanis (2000), no entanto, este tipo de otimismo apenas pode subsistir no curto prazo, dado que, se os investidores de países diferentes divergirem desta forma, pelo menos um grupo deles errou sistematicamente nas suas expectativas, o que o obriga a corrigi-las. Kang e Stulz, por sua vez, consideram que, após a eliminação das barreiras explícitas ao investimento internacional, subsistem as barreiras implícitas do *risco político* e das *assimetrias de informação*. O risco político existe quando o investidor estrangeiro receia não poder vir a repatriar o seu capital, ou mesmo a sua expropriação. Este tipo de risco é mais elevado para as ações do que para os títulos de dívida de curto prazo, dado que a liquidez destes permite ao investidor modificar rapidamente a sua posição. Pelo contrário, os mercados acionistas são menos líquidos, pelo que se torna difícil vender ações rapidamente para escapar ao risco político. Relativamente à assimetria de informação, Kang e Stulz defendem que, se os não residentes estão menos informados sobre um país, o seu investimento nesse país torna-se mais reduzido, porque associam uma variância preditiva mais elevada aos resultados desse investimento. A ideia duma distribuição desigual de informação entre os investidores conduziu Zhou (1998) a desenvolver um modelo intertemporal de equilíbrio geral onde a informação disponível é diferenciada. Este modelo permitiu ao autor demonstrar que os investidores dirigem preferencialmente os seus fundos para os ativos sobre os quais dispõem de mais informação, porque, dessa forma, reduzem a variância condicional da rentabilidade dos seus investimentos. No mesmo sentido vai o ponto de vista de Merton (1987) segundo o qual, dentro do conjunto de ativos disponíveis num determinado país, os investidores preferem os que conhecem melhor como as ações das empresas de grande dimensão e das empresas exportadoras. Esta argumentação levou Kang e Stulz a estudarem o efeito da dimensão da empresa na detenção de ações japonesas por investidores estrangeiros², durante o período de

² Os autores escolheram fazer este estudo sobre o Japão, porque as suas empresas disponibilizavam informação pública sobre a detenção das suas ações por investidores estrangeiros.

1975 à 1991. Analisando, por indústria, o peso das ações japonesas nas carteiras de investidores estrangeiros, os autores deste estudo concluíram que as manufaturas e os serviços são os preferidos por esses investidores. Na ausência de enviesamento doméstico, o peso das ações de um país na carteira dos investidores estrangeiros é igual à percentagem da capitalização bolsista dessas ações no *portefólio mundial*, e a participação estrangeira no capital das empresas do país será aproximadamente igual para todas as empresas. Se, pelo contrário, as escolhas dos investidores forem dominadas pelo enviesamento doméstico causado por dificuldades na obtenção de informação, o peso do capital estrangeiro torna-se mais elevado nas empresas mais conhecidas no exterior, seja por terem maior dimensão, por pertencerem ao setor exportador, ou ainda porque as suas ações apresentam maior liquidez no mercado de capitais. Na sua análise, Kang e Stulz avaliaram a influência da dimensão das empresas japonesas na participação estrangeira no seu capital comparativamente com um indicador da importância das exportações da empresa e um indicador de liquidez dessas ações (o rácio de *turnover*). Estes autores concluíram que é a dimensão das empresas que tem o papel mais importante na atração de investidores estrangeiros, embora o nível das exportações e o grau de liquidez das ações exerçam alguma influência no mesmo sentido.

Brennan e Cao (1997) testaram as implicações da hipótese de assimetria de informação sobre os fluxos internacionais de investimento financeiro. No seu modelo, estes autores não tiveram em consideração as barreiras aos movimentos de capitais, o risco político, o risco de taxa de câmbio e os desvios desta em relação à paridade dos poderes de compra, nem os diferenciais de taxas de juro. A sua análise está, por conseguinte, centrada apenas nas diferenças de informação entre os investidores estrangeiros e os residentes num país. O respetivo estudo empírico está apoiado num modelo de transações ótimas, dependentes dum conjunto de variáveis de precisão (informativas). No quadro deste modelo são possíveis as duas seguintes situações:

H.1: Os investidores nacionais dispõem de informação acumulada sobre os ativos domésticos superior àquela de que dispõem os investidores estrangeiros;

H.2: A quantidade de informação disponível sobre os ativos domésticos é a mesma para investidores nacionais e estrangeiros.

No caso em que os investidores nacionais dum país P, dispõem de mais informação do que os investidores estrangeiros (H1), estes seriam *trend followers* que compram os ativos dos país P quando o valor do índice deste aumenta, e os vendem quando o índice diminui. Os investidores nacionais, pelo contrário, comprariam os ativos domésticos, nos pontos de valor baixo do índice, e vendê-los-iam em alta. No contexto desta hipótese, devem esperar-se dois coeficientes positivos na regressão do volume de transações dos investidores estrangeiros em ativos do país P, sobre a rentabilidade das ações desse país e sobre a rentabilidade de ativos estrangeiros. Ao mesmo tempo, espera-se que a regressão das transações dos residentes no País P sobre a rentabilidade das suas ações nacionais, e sobre as ações estrangeiras produza, respetivamente, um coeficiente negativo e um positivo. No caso em que a informação disponível for simétrica para investidores nacionais e estrangeiros, o modelo de Brennen e Cao conduz à hipótese de que as transações sobre os ativos do País P dependem apenas da rentabilidade deles próprios, e são independentes da rentabilidade dos ativos estrangeiros. Brennen e Cao aplicaram o seu modelo à análise das transações de ações entre residentes nos Estados Unidos, dum lado, e do outro lado, residentes num número significativo de países onde esses ativos foram emitidos. Quatro desses países eram mercados de capitais desenvolvidos: Canadá, Reino Unido, Alemanha e Japão, indo o período estudado de fevereiro de 1982 a abril de 1994. Outro grupo é composto por dezasseis países com mercados emergentes, indo o período estudado de janeiro de 1989 a abril 1994. No seu estudo, os autores estimaram três modelos diferentes. No modelo I os fluxos de capital são tratados como funções lineares das rentabilidades dos ativos em todos os mercados em estudo. No modelo II os fluxos de capital são tratados como funções lineares das rentabilidades dos ativos emitidos nos mercados de destino. Finalmente, o modelo III, é um modelo intermédio em que os fluxos de capital dependem das rentabilidades tanto do país de destino como do país de origem. Na primeira parte da sua análise

empírica, Brennan e Cao analisaram os fluxos financeiros para os quatro mercados desenvolvidos, a partir dos três modelos. No caso do modelo I, através de *seemingly unrelated regressions*³ obtiveram coeficientes de regressão positivos, com a exceção do caso em que o Reino Unido é o mercado de destino dos fluxos. Neste caso particular o coeficiente de regressão sobre as rentabilidades dos ativos deste país é negativo e significativamente diferente de zero. Os autores interpretam este resultado como indicando que não existe desvantagem de informação dos investidores americanos nesse mercado, relativamente aos investidores ingleses. No modelo II, onde a rentabilidade observada sobre o mercado de destino é a única variável explicativa, o respetivo coeficiente é positivo, e estatisticamente significativo, no caso da Alemanha, do Canadá e do Japão, e não estatisticamente significativo no caso do Reino Unido. Os autores interpretam este resultado como significando que os investidores americanos têm um défice de informação relativamente aos três primeiros desses mercados. O resultado obtido para o Reino Unido, com este modelo indica, tal como o resultado do modelo I, que a informação dos investidores americanos e ingleses é semelhante. Os autores atribuem este resultado à presença da banca americana na Inglaterra. A estimação do modelo III produziu resultados convergentes com os dos modelos anteriores, caracterizando-se pela não negatividade dos coeficientes de regressão da rentabilidade dos ativos do mercado de origem (EUA) como dos mercados de destino, quando estes são a Alemanha, o Canadá e o Japão, sendo o coeficiente negativo quando o Reino Unido é o país de destino. Ainda que estes resultados confirmem tendencialmente a ideia de que os investidores americanos estão menos informados sobre os três primeiros países do que os investidores locais, e tão bem, ou mais, informados do que os investidores britânicos sobre o mercado do Reino Unido, um teste complementar de rácio de verosimilhança aos coeficientes associados às rentabilidades nos países de destino, aplicado ao conjunto das quatro equações, não permite rejeitar a hipótese de que esses coeficientes sejam nulos no seu conjunto, o que, a acontecer,

³ Sistemas de equações simultâneas cujas variáveis explicativas podem ser diferentes, podendo também ser diferente o número de coeficientes em cada uma delas.

implica que os efeitos de riqueza do investimento americano nestes quatro mercados tendem a anular-se.

Na análise de Brennen e Cao sobre os fluxos financeiros americanos para 16 mercados emergentes, apenas os Modelos II e III puderam ser estimados. A maior parte dos coeficientes de regressão relativos às rentabilidades dos ativos emitidos nesses mercados são positivos nos dois modelos. As duas exceções são o Chile e Taiwan, ainda que, no caso deste último, os coeficientes não sejam significativamente diferentes de zero. Estes resultados estão de acordo com a hipótese de que os investidores americanos estão menos informados sobre os mercados emergentes do que os investidores locais.

A dificuldade em encontrar explicações bem fundamentadas para o enviesamento doméstico, levou Cooper e Kaplanis (2000) a defenderem que não há explicações racionais para este tipo de enviesamento, tendo em conta que a dificuldade em obter informação sobre os ativos estrangeiros é, cada vez mais, ultrapassada através da intermediação dos fundos de investimento. Contudo, Strong e Xu (2002) sustentam que os próprios fundos de investimento estão enviesados para os seus mercados nacionais. Na sua análise, estes autores retomam o conceito de otimismo, utilizado por French e Poterba para analisar o enviesamento doméstico. Strong e Xu tornam um pouco mais preciso este conceito, ao fazerem a distinção entre *otimismo relativo*, que corresponde ao caso em que os investidores do país P estão mais otimistas sobre o mercado financeiro do seu país do que os investidores estrangeiros, e *otimismo absoluto*, que corresponde ao caso em que os investidores do país P estão mais otimistas sobre o mercado financeiro do seu país do que relativamente aos mercados financeiros doutros países. O otimismo relativo não é suficiente para explicar o enviesamento doméstico, ainda que, segundo os seus autores ele desempenhe um papel importante nessa explicação. Strong e Xu avaliaram o enviesamento doméstico nos mercados financeiros dos Estados Unidos, da Europa continental, do Reino Unido e do Japão, através dum inquérito que cobriu o período de outubro de 1995 a outubro de 2000 (61 meses). A este inquérito responderam gestores dum número representativo de fundos de investimento com atividade nesses

mercados. Para medir o otimismo relativo em cada mercado, o inquérito conduzido por Strong e Xu começa por determinar o número de gestores “bullish” (otimistas) e “bearish” (pessimistas), dos fundos domésticos e estrangeiros. O otimismo em cada um destes grupos de gestores é medido pela diferença entre a percentagem de otimistas e de pessimistas. Através de testes estatísticos sobre os valores desta diferença no grupo de gestores domésticos e em cada grupo de gestores estrangeiros, Strong e Xu chegaram à conclusão de que, nos quatro mercados que estudaram, o otimismo observado entre os gestores domésticos era mais elevado do que entre os gestores estrangeiros. A consistência entre os sentimentos sobre o mercado e as intenções de compra e de venda foi confirmada, no estudo destes autores, pelo facto de serem positivos os coeficientes de correlação entre a medida de otimismo relativo e a medida das intenções de compra e venda. Estes autores sublinham que o otimismo relativo, apesar de não permitir explicar a preferência elevada pelos ativos domésticos, por parte dos investidores residentes num país, tal como o faz o otimismo absoluto, permite, no entanto, explicar o enviesamento favorável aos ativos domésticos, nas carteiras desses investidores. Por outro lado, Strong e Xu colocam ainda a seguinte questão: o otimismo relativo é a verdadeira causa do enviesamento doméstico, ou apenas a explicação, dada *a posteriori* para esse enviesamento? Segundo os autores, este segundo ponto de vista explica melhor o facto de os *benchmarks* domésticos serem frequentemente utilizados para avaliar o desempenho dos fundos de investimento e dos seus gestores.

1.2.7. O erro de estimação

Lewis (1999) defende uma explicação adicional para os níveis de enviesamento doméstico observados em vários estudos, que assenta no erro de estimação da média e da variância da rentabilidade dos ativos financeiros. Tal como sublinha este autor, a estimação destes parâmetros a partir de dados históricos não é necessariamente um bom método para prever a rentabilidade esperada e o risco dos ativos. Apoiando-se na abordagem

bayesiana das escolhas de portfólios, proposta por Klein e Bawa (1976), Lewis sublinha que a incerteza relativa aos ativos externos é superior à incerteza relativa aos ativos nacionais, e que os investidores tomam as suas decisões de investimento apoiados em valores atribuídos *a priori* à rentabilidade esperada e ao risco. Essas decisões de investimento são revistas à medida que a chegada de nova informação causa uma alteração das suas previsões sobre os parâmetros em questão. Assim sendo, o cálculo da volatilidade histórica, muitas vezes usado na análise empírica, capta dificilmente os elementos sobre os quais os investidores tomam as suas decisões. Nesta perspetiva, o enviesamento doméstico torna-se um fenómeno difícil de medir com base em dados históricos.

Conclusão

A diversificação dos portfólios permite aos investidores com aversão pelo risco alcançarem relações ótimas entre a rentabilidade esperada e o risco, tal como o demonstra o modelo da média-variância de Markowitz. Essas relações ótimas podem consistir em maximizar a rentabilidade esperada, para um dado nível de risco ou em minimizar o risco, para um dado valor da rentabilidade esperada. A inclusão de ativos estrangeiros nos portfólios dá uma contribuição fundamental para melhorar a relação entre rentabilidade esperada e risco. Contraditoriamente com estes princípios de decisão racional dos investidores, vários estudos puseram em evidência que o grau de diversificação internacional dos portfólios está, na maior parte dos casos, abaixo do que corresponde a uma situação ótima. Com efeito, numa boa parte das pesquisas sobre este tema verificou-se que os investidores têm uma preferência excessiva pelos ativos do seu país (*enviesamento doméstico*), mesmo num quadro de liberalização dos movimentos internacionais de capitais. As seguintes explicações foram propostas para este fenómeno: os custos de transação, a diferença de regimes fiscais, os desvios da taxa de câmbio relativamente à paridade dos poderes de compra, a cobertura do risco de inflação e da correlação da rentabilidade dos ativos financeiros domésticos com outros ativos não

negociáveis, como o capital humano, a assimetria de informação entre investidores nacionais e estrangeiros e a dificuldade, por parte destes, em fazerem boas previsões sobre a rentabilidade esperada e o risco dos ativos emitidos fora do seu país de residência.

II. A AVALIAÇÃO INTERNACIONAL DOS ATIVOS FINANCEIROS

A diversificação internacional dos portfólios de ativos financeiros contribui para que mercados financeiros diferentes sejam, de forma crescente, dominados por fatores de risco comuns. Dado que esses fatores de risco são tidos em conta nos modelos de avaliação dos ativos financeiros, uma das consequências da integração dos mercados é a de que o mesmo modelo de avaliação pode ser aplicado a ativos pertencentes a mercados diferentes. Neste capítulo dedicar-nos-emos à abordagem da integração dos mercados financeiros baseada nos modelos de avaliação dos ativos financeiros. A primeira secção do capítulo é dedicada aos modelos gerais (ou domésticos) de avaliação dos ativos financeiros: o modelo *standard* de equilíbrio de Sharpe, Lintner e Mossin, o modelo de equilíbrio intertemporal de Merton e o seu equivalente baseado no consumo, de Breeden, e, finalmente, o modelo de arbitragem de Ross. A segunda secção trata dos modelos de avaliação internacional dos ativos financeiros, os quais são, em grande medida, a extensão ao mercado internacional dos modelos de equilíbrio *standard* e intertemporais.

II.1 Os modelos gerais de avaliação dos ativos financeiros

Os modelos de equilíbrio para a avaliação de ativos financeiros pressupõem que existe uma relação permanente e estável entre a rentabilidade esperada e o risco sistemático dos ativos financeiros. Os modelos de

arbitragem, pelo contrário, admitem que as irregularidades de mercado possam afastar a rentabilidade esperada do seu valor correto em relação ao risco. A ocorrência desses desvios cria oportunidades de arbitragem sem risco lucrativas, cuja exploração, por parte dos investidores, deverá conduzir à correção do valor dos ativos.

II.1.1 O modelo standard de equilíbrio para avaliação dos ativos financeiros

O modelo *standard* de equilíbrio para a avaliação de ativos financeiros, vulgarmente conhecido por CAPM (*Capital Asset Pricing Model*) foi desenvolvido, de maneira independente, por Sharpe (1964), Lintner (1965) e Mossin (1966). Este modelo toma como ponto de partida a existência dum ativo sem risco, o qual é um título de dívida de muito curto prazo (com vencimento no fim do período de tempo em curso), pelo que não apresenta risco de perda de capital, e cujo devedor não apresenta risco de incumprimento. A inclusão deste tipo de ativo nos portefólios permite aos investidores alcançar combinações entre rentabilidade esperada e risco mais favoráveis do que as que se situam sobre a fronteira de eficiência do modelo de Markowitz. O conjunto dessas combinações está representado, na Figura II.1, pela reta que interceta o eixo vertical no ponto r_f (o qual representa a taxa de juro sem risco) e que é tangente à fronteira de eficiência de Markowitz no ponto M. Todos os pontos sobre a reta r_fM são combinações lineares do ativo sem risco com o portefólio M. Deste modo, qualquer investidor maximiza a rentabilidade esperada, para cada valor de risco, escolhendo uma combinação do ativo sem risco com o portefólio M, o qual toma a designação de portefólio de mercado. Este procedimento equivale à aplicação da riqueza em dois fundos de investimento, um composto pelo ativo sem risco e o outro pelo portefólio de mercado. Daí que a demonstração de que a combinação destas duas carteiras é a que permite aos investidores fazerem as escolhas ótimas, tenha sido designada por Tobin (1958) por *Teorema da Separação dos Dois Fundos*.

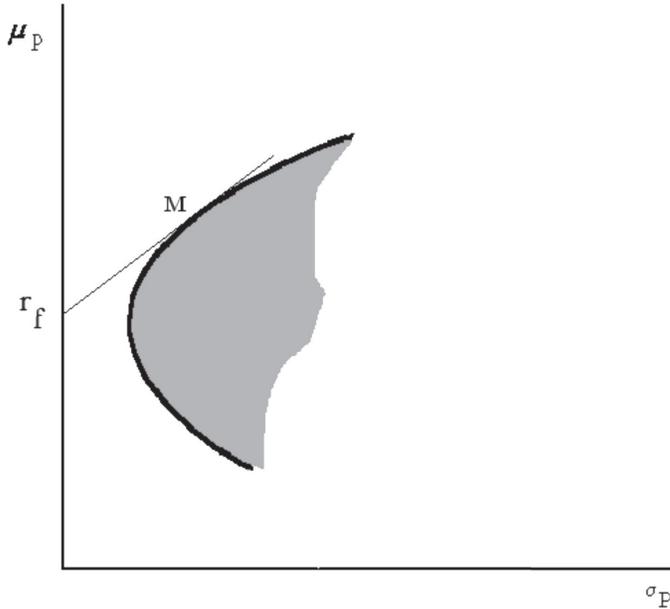


Figura II.1. Fronteira de eficiência, ativo sem risco e portfólio de mercado

A rentabilidade esperada e o desvio-padrão de qualquer portfólio situado sobre a reta r_fM são, respetivamente:

$$\mu_p = \sum_{i=1}^N X_i \mu_i + \left(1 - \sum_{i=1}^N X_i\right) r_f \quad (2.1)$$

e

$$\sigma_p = \sqrt{\sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N X_i X_j \sigma_{ij}} \quad (2.2).$$

Dado que um portfólio sobre esta reta apresenta o menor risco possível para o seu valor de rentabilidade esperada, a sua composição é determinada através da minimização da seguinte função de Lagrange:

$$L = \sigma_p + \varphi \left[\mu_p - \sum_{i=1}^N X_i \mu_i + \left(1 - \sum_{i=1}^N X_i\right) r_f \right] \quad (2.3).$$

As condições de primeira ordem que permitem minimizar L são:

$$\begin{aligned}
\frac{\partial L}{\partial X_1} &= \frac{1}{2\sigma_p} (2X_1\sigma_1^2 + \dots + 2X_i\sigma_{li} + \dots + 2X_N\sigma_{iN}) - \varphi[\mu_1 - r_f] = 0 \\
&\dots \\
\frac{\partial L}{\partial X_i} &= \frac{1}{2\sigma_p} (2X_1\sigma_{li} + \dots + 2X_i\sigma_i^2 + \dots + 2X_N\sigma_{iN}) - \varphi[\mu_i - r_f] = 0 \\
&\dots \\
\frac{\partial L}{\partial X_N} &= \frac{1}{2\sigma_p} (2X_1\sigma_{iN} + \dots + 2X_i\sigma_{iN} + \dots + 2X_N\sigma_N^2) - \varphi[\mu_N - r_f] = 0
\end{aligned} \tag{2.4}$$

e:

$$\frac{\partial L}{\partial \varphi} = \mu_p - \sum_{i=1}^N X_i \mu_i + \left(1 - \sum_{i=1}^N X_i\right) r_f = 0 \tag{2.5}$$

Multiplicando a primeira equação de (2.4) por X_1 , a segunda por X_2 , e assim sucessivamente até N , e, finalmente, somando todas essas equações obtém-se a seguinte representação para o risco do portfólio:

$$\sigma_p = \varphi \left[\sum_{i=1}^N X_i \mu_i + \left(1 - \sum_{i=1}^N X_i\right) r_f - r_f \right] \tag{2.6}$$

Tendo em conta que, no ponto M , a soma das proporções dos ativos com risco é igual a 1, o que implica $\sigma_p = \sigma_M$, e que a rentabilidade esperada do portfólio de mercado é:

$$\mu_M = \sum_{i=1}^N X_i \mu_i \tag{2.7},$$

chega-se à seguinte relação:

$$\frac{1}{\varphi} = \frac{\mu_M - r_f}{\sigma_M} \tag{2.8}$$

Cada uma das equações representadas em (2.4) toma, no ponto M , a representação seguinte:

$$\mu_i = r_f + \frac{1}{\varphi \sigma_M} \left(X_i \sigma_i^2 + \sum_{\substack{j=1 \\ j \neq i}}^N X_j \sigma_{ij} \right) \tag{2.9}$$

Por outro lado, dado que a covariância entre o ativo i e o portefólio de mercado M é:

$$\sigma_{iM} = X_i \sigma_i^2 + \sum_{\substack{j=1 \\ j \neq i}}^N X_j \sigma_{ij} \quad (2.10)$$

substituindo em (2.9), $1/\varphi$ a partir de (2.8), chegamos à seguinte equação:

$$\mu_i - r_f = \beta_i [\mu_M - r_f] \quad (2.11)$$

onde $\beta_i = \frac{\sigma_{iM}}{\sigma_M^2}$,

a qual traduz a relação de equilíbrio entre a rentabilidade esperada e o risco, segundo o modelo de Sharpe, Lintner e Mossin para a avaliação dos ativos financeiros. Nesta equação de equilíbrio, o excesso de rentabilidade esperada relativamente à taxa de juro sem risco é um prémio de risco que corresponde ao produto do risco sistemático do ativo (medido pelo parâmetro beta) pelo preço de mercado do risco (medido pelo excesso da rentabilidade esperada do portefólio de mercado relativamente à taxa de juro sem risco). Dado que este preço do risco é fixado pelo mercado, o seu valor depende do grau de aversão pelo risco dos investidores. Um procedimento alternativo para a dedução da equação de equilíbrio representada em (2.11) assenta no pressuposto da maximização da função de utilidade dos investidores. Devido à sua complexidade matemática, este procedimento é apresentado no Apêndice I deste capítulo.

II.1.2 O modelo intertemporal de equilíbrio de Merton

Merton (1971,1973) fez a generalização do modelo de equilíbrio anteriormente apresentado ao caso em que as condições de investimento se modificam no tempo, sendo governadas por variáveis de estado que seguem processos estocásticos. Neste modelo, a procura dum ativo financeiro por parte dum investidor é determinada, não somente pelo seu grau de aversão pelo risco, como no modelo *standard*, mas também

pela capacidade do ativo para cobrir o risco numa evolução desfavorável nas condições de investimento. Com base nas hipóteses do seu modelo, Merton obtém a seguinte equação de equilíbrio, cuja dedução, devido à sua complexidade matemática, é apresentada no Apêndice II deste capítulo:

$$\mu_i - r_f = \beta_{iM} (\mu_M - r_f) + \sum_{h=1}^S \beta_{ih} (\mu_h - r_f) \quad (2.12)$$

onde μ_i é a rentabilidade esperada do ativo i , r_f é a taxa de juro sem risco, μ_M é a rentabilidade esperada do portefólio de mercado, β_{iM} é o coeficiente de sensibilidade do ativo i relativamente a este portefólio, S é o número de variáveis de estado que governam os preços dos ativos financeiros, β_{ih} é o coeficiente beta do ativo i relativamente a um portefólio cujo coeficiente de correlação com a variável de estado h é igual a -1 , e μ_h é a rentabilidade esperada desse portefólio. De acordo com esta equação os investidores repartem a sua riqueza em $S+1$ fundos de investimento, sendo um deles aplicado no ativo sem risco e cada um dos restantes S está perfeitamente correlacionado com uma das variáveis de estado. Fama (1996) sublinhou que este modelo é uma extensão natural do modelo de equilíbrio *standard*, porque ambos os modelos se fundamentam no coeficiente de eficiência assente no modelo da média-variância de Markowitz.

II.1.3 O modelo intertemporal de equilíbrio baseado no consumo

Rubinstein (1976) e, com maior desenvolvimento, Breeden (1979) propuseram modelos intertemporais de equilíbrio nos quais o consumo é a única variável de estado, o que decorre da possibilidade de representar todas as variáveis de estado através do processo estocástico seguido pelo consumo. Através de um procedimento semelhante ao de Merton, Breeden deduz a seguinte equação de equilíbrio:

$$\mu_i - r_f = \frac{\beta_{iC}}{\beta_{MC}} (\mu_M - r_f) \quad (2.13),$$

onde β_{iC} é o coeficiente beta do ativo i relativamente à variação percentual do consumo, e β_{MC} é a medida equivalente para o portefólio de mercado M . Neste modelo, o excesso de rentabilidade esperada do ativo relativamente à taxa de juro sem risco é proporcional à covariância (aqui representada pelo beta) com o consumo. Esta relação decorre do facto de um valor elevado dessa covariância traduzir uma capacidade reduzida do ativo para cobrir o risco de alterações desfavoráveis nas condições de consumo futuras.

II.1.4 O modelo de arbitragem de Ross

Ross (1976) propôs um modelo cujo primeiro objetivo é, segundo o autor, dar solução ao problema do afastamento das rentabilidades dos ativos financeiros relativamente à distribuição normal que está pressuposta nos modelos de equilíbrio. Ao mesmo tempo, este modelo admite que um conjunto de fatores (cujo número é, normalmente, superior a um) determina as rentabilidades dos ativos e contém um raciocínio de arbitragem que permite compreender como são corrigidas as irregularidades de mercado, isto é, os erros de avaliação dos ativos financeiros. De acordo com este modelo, a rentabilidade do ativo i , em cada momento t , $R_{i,t}$, pode ser decomposta em três elementos:

$$R_{i,t} = \mu_i + \sum_{j=1}^K \beta_{ij} \delta_{j,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (2.14)$$

onde μ_i representa, como nos desenvolvimentos precedentes, a rentabilidade esperada do ativo, $\sum_{j=1}^K \beta_{ij} \delta_{j,t}$ é a componente determinada pelos K fatores de risco, sendo β_{ij} o coeficiente de sensibilidade do ativo i ao fator j , $\delta_{j,t}$ é o valor corrente desse fator, cuja média é nula (por construção), e $\varepsilon_{i,t}$ é a componente residual da rentabilidade, ou risco específico do ativo, o qual tem também média nula e não está correlacionado com os resíduos de rentabilidade dos outros ativos. A rentabilidade dum portefólio composto por N ativos, cujas proporções são $X_1, \dots, X_i, \dots, X_N$, é dada pela seguinte expressão matemática:

$$\sum_{i=1}^N X_i R_{i,t} = \sum_{i=1}^N X_i \mu_i + \sum_{i=1}^N X_i \sum_{j=1}^K \beta_{ij} \delta_{j,t} + \sum_{i=1}^N X_i \varepsilon_{i,t} \quad (2.15).$$

Se o número de ativos no portfólio for muito elevado, de maneira que X_i se aproxima de $1/N$, $\sum_{i=1}^N X_i \varepsilon_{i,t}$ tende para zero e a rentabilidade do portfólio pode tomar a seguinte representação:

$$\sum_{i=1}^N X_i R_{i,t} \approx \sum_{i=1}^N X_i \mu_i + \sum_{i=1}^N X_i \sum_{j=1}^K \beta_{ij} \delta_{j,t} \quad (2.16).$$

Para que este portfólio seja de arbitragem a soma das proporções dos ativos deve ser nula (o que assegura o investimento num conjunto desses ativos é financiado pelas receitas provenientes da venda a descoberto de outro conjunto desses ativos), e o seu risco sistemático também deve nulo. Este portfólio, de investimento e risco sistemático nulos, deve ter também uma rentabilidade esperada nula. Este conjunto de condições de arbitragem está representado pelo sistema de equações seguinte:

$$\begin{aligned} X_1 \mu_1 + \dots + X_i \mu_i + \dots + X_N \mu_N &= 0 \\ X_1 \beta_{1,1} + \dots + X_i \beta_{i,1} + \dots + X_N \beta_{N,1} &= 0 \\ \dots & \\ X_1 \beta_{1,j} + \dots + X_i \beta_{i,j} + \dots + X_N \beta_{N,j} &= 0 \\ \dots & \\ X_1 \beta_{1,K} + \dots + X_i \beta_{i,K} + \dots + X_N \beta_{N,K} &= 0 \end{aligned} \quad (2.17).$$

Para que o sistema de equações (2.17) possa ter soluções não nulas, o seu determinante principal deve ser nulo, o que requer que cada uma das suas equações seja uma combinação linear das restantes, donde resulta a seguinte relação entre a rentabilidade esperada de cada ativo e os respetivos coeficientes beta:

$$\mu_i = \lambda_0 + \sum_{j=1}^K \lambda_j \beta_{ij} \quad (2.18).$$

Nesta representação da rentabilidade esperada λ_0 pode ser interpretado como a rentabilidade do ativo sem risco, também representado, nos desenvolvimentos anteriores por r_f , e $\lambda_1, \dots, \lambda_j, \dots, \lambda_K$ podem ser interpretados

como os preços de mercado do risco dos diferentes K fatores. A grande diferença do modelo de arbitragem relativamente aos modelos de equilíbrio apresentados anteriormente é que este explica como são corrigidas as irregularidades de mercado, porque no portefólio de arbitragem os ativos subavaliados pelo mercado entram em proporções positivas (posições longas), o que faz subir os seus preços, enquanto os ativos sobreavaliados entram em proporções negativas (posições curtas), donde resulta a diminuição dos seus preços. Contudo, o modelo de arbitragem apresenta uma limitação que decorre do facto de a eliminação completa ou quase completa do risco específico (a soma ponderada dos $\varepsilon_{i,t}$), necessária ao desencadeamento de operações de arbitragem sem risco, só ser possível em portefólios compostos por um número muito elevado de ativos.

II.2. Os modelos de avaliação internacional dos ativos financeiros

Os modelos de avaliação internacional dos ativos financeiros são extensões dos modelos gerais apresentados na secção anterior, aos quais acrescentam, normalmente, a hipótese de integração perfeita dos mercados financeiros. No entanto, esta hipótese é mitigada em algumas das aplicações empíricas destes modelos, que testam tanto a possibilidade de integração perfeita como a de integração parcial dos mercados financeiros, ou mesmo a possibilidade de ausência total de integração.

II.2.1 Os modelos de equilíbrio para avaliação internacional dos ativos financeiros

Solnik (1974) propôs o primeiro modelo de avaliação internacional dos ativos financeiros. Trata-se dum modelo que corresponde ao caso em que os mercados financeiros estão perfeitamente integrados, e onde, por consequência, as variáveis domésticas não intervêm na determinação dos preços de mercado do risco. O modelo de Solnik admite que o valor do portefólio de mercado do país i segue um processo estocástico do tipo seguinte:

$$\frac{dP_i}{P_i} = \mu_i dt + \sigma_i dz_i \quad (2.19),$$

onde μ_i é a rentabilidade esperada, dt é a variação do tempo, σ_i é a volatilidade e dz_i é um processo *standard* de Wiener¹. O modelo admite que a taxa de câmbio entre o país i e o país k , e_{ik} , também segue um processo estocástico cuja representação é a seguinte:

$$\frac{de_{ik}}{e_{ik}} = \alpha_{ik} dt + \varphi_{ik} dq_{ik} \quad (2.20),$$

onde α_{ik} é a variação relativa esperada da taxa de câmbio, dt é a variação do tempo, φ_{ik} é a volatilidade e dq_{ik} é também um processos *standard* de Wiener. Estando a taxa de câmbio representada ao incerto para o país k , a rentabilidade do portfólio de mercado do país i , em preços do país k , toma a seguinte representação:

$$\frac{dP_i^k}{P_i^k} = \frac{d(P_i e_{ik})}{P_i e_{ik}} = \frac{dP_i}{P_i} + \frac{de_{ik}}{e_{ik}} + \frac{dP_i}{P_i} \frac{de_{ik}}{e_{ik}} \quad (2.21)$$

Tendo em conta os processos estocásticos representados em (2.19) e (2.20), o processo estocástico associado à equação (2.21) toma a seguinte representação:

$$\frac{dP_i^k}{P_i^k} = (\mu_i + \alpha_{ik} + \rho_{ik} \sigma_i \varphi_{ik}) dt + \sigma_i dz_i + \varphi_{ik} dq_{ik} \quad (2.22)$$

onde ρ_{ik} é o coeficiente de correlação entre as variações de P_i e as variações de e_{ik} . O investidor do país k que coloca a sua poupança em ativos do país i corre o risco de mercado desse país conjuntamente com o risco de taxa de câmbio. O modelo de Solnik ignora a inflação, pelo que todas as alterações da taxa de câmbio são variações reais e a paridade dos poderes de compra verifica-se permanentemente. Este modelo tem em conta que o investidor do país k pode efetuar um investimento no portfólio de mercado do país i completamente financiado por crédito

¹ Sobre processos de Wiener ver o Apêndice I deste capítulo.

obtido neste país, o que lhe permite eliminar o risco de taxa de câmbio. Paralelamente, pode investir no ativo sem risco no país i , cujo preço está representado por B_i , e cuja rentabilidade é:

$$\frac{dB_i}{B_i} = r_{f,i} dt \quad (2.23),$$

Os desenvolvimentos de Solnik assentam também na hipótese de que o investidor do país k reparte os seus investimentos por N países, da seguinte forma: 1) em cada país adquire um portefólio doméstico cujo risco cambial é coberto através do financiamento nesse país; 2) complementarmente compra o ativo sem risco desse mesmo país. Neste modelo o investidor pretende maximizar uma função intertemporal de utilidade semelhante à que é apresentada nos Apêndices em referência aos modelos gerais de avaliação dos ativos financeiros. Dado que as funções de procura de ativos com risco e do ativo sem risco são separáveis, Solnik decompõe o portefólio do investidor que pretende cobrir o risco em três fundos:

- o portefólio de mercado mundial (cujo risco de taxa de câmbio está coberto);
- um portefólio de obrigações de diferentes países, especulativo em relação ao risco cambial;
- o ativo sem risco do seu próprio país.

Mediante a agregação da procura dos portefólios de mercado de todos os países, e aplicando, em seguida, um procedimento idêntico ao que apresentamos nos Apêndices I e II, o desenvolvimento do modelo conduz a uma equação que representa o equilíbrio num mercado internacional de capitais perfeitamente integrado, e cuja representação é a seguinte:

$$\mu_i - r_f = \frac{\sigma_{iM}}{\sigma_M^2} (\mu_M - r_f) \quad (2.24),$$

ou

$$\mu_i - r_f = \beta_i (\mu_M - r_f) \quad (2.24'),$$

onde μ_M e σ_M^2 são, respetivamente, a rentabilidade esperada e a variância do portefólio de mercado mundial composto pelos portefólios de mercado de todos os países, σ_{im} é a covariância entre o portefólio de mercado do país i e o portefólio de mercado mundial, e r_f é uma média ponderada das taxas de juro sem risco dos diferentes países. O método de cobertura do risco de taxa de câmbio usado no modelo de Solnik foi criticado por Sercu (1980), o qual faz notar que a compra de um portefólio de ativos com risco, no país i , completamente financiado por endividamento nesse país, corresponde a um rácio de cobertura igual a 1, sendo que este não corresponde, necessariamente, ao rácio de cobertura ótimo. Com efeito, o valor ótimo desse rácio depende do grau de exposição ao risco do portefólio em questão. A argumentação de Sercu baseia-se em Adler e Dumas (1978), os quais salientam que a cobertura do risco de taxa de câmbio dum ativo deve ser feita através da compra dum portefólio composto pelo ativo e por contratos de câmbio a prazo, em proporções que permitam igualar a zero a correlação da rentabilidade do portefólio coberto com as variações da taxa de câmbio.

Adler e Dumas (1983) debruçaram-se sobre as consequências da inclusão da inflação no modelo de Solnik. Para tal, estes autores tiveram em conta as diferenças entre os cabazes de bens de consumo dos diferentes países, e o facto de o processos estocásticos seguidos pelos preços dos ativos serem determinados pela inflação e pela alteração dos preços relativos. Estes autores sublinham ainda que os desvios da taxa de câmbio relativamente à paridade dos poderes de compra dificultam a aplicação dum modelo internacional à avaliação dos ativos financeiros, o que, na sua perspetiva, dá fundamento para inclusão de preços de mercado do risco de taxa de câmbio no modelo de equilíbrio internacional proposto por Solnik. Por outro lado, o risco de taxa de câmbio pode ser eliminado se os investidores comprarem portefólios cobertos contra os desvios da taxa de câmbio relativamente à paridade dos poderes de compra. Mas, como recordam Adler e Dumas, o rácio de cobertura deve ser calculado através de regressões das rentabilidades dos ativos incluídos no portefólio de cobertura, sobre a série dos desvios da taxa de câmbio efetiva relativamente aos valores que respeitam a paridade dos poderes

de compra, o que põe em causa a hipótese, contida no modelo de Solnik, de que esse rácio é igual a 1.

Dumas e Solnik (1995) estimaram empiricamente um modelo de equilíbrio internacional, que incluía preços de mercado do risco de taxa de câmbio, sobre uma base de dados abrangendo dados dos mercados financeiros americano, alemão, japonês e inglês, e a taxa de câmbio entre o dólar e as moedas dos outros países. Os resultados desse estudo mostraram que os prémios de risco de taxa de câmbio desempenham um papel significativo no modelo de avaliação internacional dos ativos financeiros, o que vai de encontro às preocupações dos seus autores relativamente ao modelo teórico de Solnik, do qual esses prémios estão ausentes.

A paridade dos poderes de compra é mais importante para alguns países do que para outros. Karoly e Stulz (2003) sublinham que, nos casos dos países com inflação elevada, a paridade dos poderes de compra é um bom instrumento para prever a evolução da taxa de câmbio. Pelo contrário, nos países com inflação baixa as oscilações da taxa de câmbio estão pouco correlacionadas com a inflação. No entanto, um modelo de avaliação internacional dos ativos financeiros deve servir para qualquer país, independentemente do seu nível de inflação. Por outro lado, de acordo com os modelos de equilíbrio geral, os processos estocásticos seguidos pelas taxas de câmbio não são independentes dos processos estocásticos seguidos pelos preços dos ativos financeiros, pelo que pode admitir-se que são governados pelas mesmas variáveis de estado, as quais traduzem as condições de investimento.

II.2.2 Os modelos de de avaliação internacional dos ativos financeiros baseados no consumo

A modificação das condições de investimento está presente no modelo de Stulz (1981) para a avaliação internacional dos ativos financeiros, em situação de integração perfeita dos mercados financeiros. Este modelo tem igualmente em conta que: 1) as oportunidades de consumo variam entre os países; 2) os rendimentos provenientes do investimento

internacional avaliados na moeda do país de origem do investidor não são os mesmos para todos os países. Stulz toma como ponto de partida uma função intertemporal de maximização da utilidade e, no seu modelo, a economia mundial é constituída por dois países com estruturas de consumo diferentes. Complementarmente, o modelo contempla a possibilidade de um investidor que compra um ativo financeiro estrangeiro, poder financiar-se obtendo um empréstimo no seu país ou no estrangeiro. Por conseguinte, a rentabilidade desse investimento é influenciada tanto pela taxa de câmbio como pela taxa de juro sem risco do país onde o financiamento foi obtido. No contexto do seu modelo, Stulz deduz uma equação de equilíbrio na qual o excesso de rentabilidade dum ativo com risco emitido num determinado país é uma função da sua covariância com o consumo mundial. Esse modelo de equilíbrio é, por conseguinte, equivalente, num mercado financeiro mundial perfeitamente integrado, ao modelo de equilíbrio de Breeden para um mercado financeiro nacional apresentado numa secção anterior.

II.2.3 Os modelos internacionais de arbitragem

A utilização de modelos de arbitragem como método de avaliação internacional dos ativos financeiros foi proposta por Chen, N. F., Roll e Ross (1983), por Solnik (1983) e por Cho, Eun e Senbet (1986), entre outros. Solnik (1983) demonstrou que o uso de modelos de arbitragem na avaliação internacional dos ativos requer a existência de fatores internacionais comuns, dos quais dependem os prémios de risco dos ativos e o prémio de risco da taxa de câmbio. Chen, N. F., Roll e Ross utilizaram as seguintes variáveis macroeconómicas como fatores de risco: os índices de produção industrial, o prémio de risco de incumprimento das obrigações, as modificações da curva das taxas de juro e a inflação não antecipada. Cho, Eun e Senbet aplicaram a análise factorial aos índices acionistas dum conjunto de onze países, tendo concluído que estes eram governados por três ou quatro fatores comuns. Na mesma linha de análise empírica destes autores, Asprem (1989), bem como Bracker, Docking et Koch

(1999) utilizaram variáveis macroeconómicas na explicação da integração dos mercados de ações. As variáveis utilizadas por Asprem são o índice de produção industrial, as variações do emprego, as taxas de câmbio, o consumo, uma taxa de juro, a inflação e a oferta de moeda. O estudo de Asprem conduz à conclusão de que embora as variáveis macroeconómicas influenciem as variações dos preços das ações, o seu efeito é desfasado no tempo. Por outro lado, este autor sublinha que o facto de a frequência dos dados das variáveis macroeconómicas ser menor do que a dos preços das ações, cria limitações à utilização daquelas variáveis neste tipo de análise. Bracker, Docking e Koch utilizaram como variáveis macroeconómicas os rácios das exportações e das importações bilaterais, as diferenças da taxa de inflação, as diferenças das taxas de juro, a variação percentual da taxa de câmbio e a sua volatilidade anual. A este conjunto de variáveis macroeconómicas os autores acrescentaram variáveis *dummy* representando a zona geográfica do país. O objectivo do seu estudo era avaliar se a interdependência de muito curto prazo, entre os mercados financeiros de países situados em diferentes regiões geográficas poderia ser explicado por variáveis macroeconómicas. Os autores concluíram, no entanto, que os ajustamentos de curto prazo entre mercados financeiros diferentes são pouco influenciados por essas variáveis.

Conclusão

O modelo *standard* de equilíbrio de avaliação dos ativos financeiros, desenvolvido por Sharpe, Lintner et Mossin, foi, conjuntamente com o modelo da média-variância de Markowitz, o ponto de partida da teoria financeira contemporânea. Este modelo apresentou a primeira explicação da formação do preço de mercado do risco dependente da aversão pelo risco dos investidores. O modelo de Sharpe, Lintner et Mossin tem a limitação de assentar no pressuposto de que as condições de investimento se mantêm constantes no tempo. Essa limitação foi ultrapassada pelo modelo intertemporal de equilíbrio de Merton, o qual admite que um conjunto de variáveis de estado influenciam as condições de investimento

e, por esta via, influenciam também os preços dos ativos financeiros. O modelo de Merton conduz à conclusão de que a procura de ativos financeiros depende, não apenas da aversão pelo risco dos investidores, na qual assentava o modelo *standard*, mas também do seu desejo de cobrir o risco de evolução desfavorável das condições de investimento. Os modelos de avaliação internacional dos ativos financeiros apoiam-se em hipóteses comuns aos modelos *standard* e intertemporal, aos quais acrescentam hipóteses referentes à cobertura do risco de taxa de câmbio. Esses modelos de avaliação internacional dos ativos financeiros estão na base da teoria sobre a integração dos mercados financeiros e da análise empírica sobre essa integração, à qual é dedicado capítulo seguinte.

**APÊNDICE I: DEDUÇÃO DO MODELO *STANDARD*
DE EQUILÍBRIO PARA A AVALIAÇÃO DOS ATIVOS
FINANCEIROS BASEADA NA MAXIMIZAÇÃO DA FUNÇÃO
DE UTILIDADE INTERTEMPORAL DOS INVESTIDORES**

A hipótese de que os preços dos ativos financeiros seguem a lei log-normal, contida no modelo de Markowitz permite representar as variações do preço dum ativo financeiro através da seguinte equação estocástica:

$$dP_i = \mu_i P_i dt + \sigma_i P_i dz_i \quad (\text{A1.1}),$$

onde μ_i é a rentabilidade esperada do ativo durante um intervalo de tempo infinitesimal, dt é a variação do tempo, σ_i é a componente aleatória do processo seguido pelo preço do ativo e dz_i é um processo *standard* de Wiener de média zero e variância igual a dt . Este tipo de processo estocástico corresponde ao caso em que as condições de produção se mantêm constantes no tempo, a qual é uma das hipóteses comuns ao modelo de Markowitz e ao de Sharpe, Lintner e Mossin. A riqueza dum investidor k segue igualmente um processo estocástico, o qual é a soma dos processos seguidos pelos ativos que a compõem, ponderados pelas suas proporções individuais nessa riqueza. Sendo W^k a riqueza deste investidor, o seu processo estocástico toma a seguinte representação:

$$dW^k = \left[\sum_{i=1}^N X_i^k (\mu_i - r_f) + r_f \right] W^k dt + (Y^k - C^k) dt + W^k \left(\sum_{i=1}^N X_i^k \sigma_i dz_i \right) \quad (\text{A1.2}),$$

na qual Y^k e C^k são, respetivamente, o rendimento do trabalho e o consumo periódico do investidor, e X_i^k é a proporção do ativo i no seu portefólio. O investidor maximiza, em cada momento t , o valor esperado da utilidade do seu consumo futuro, acrescido duma função de herança, tal como está representado na expressão seguinte:

$$E_t \left\{ \int_t^T U^k(C_s^k, s) ds + B^k(W_T^k, T) \right\} \quad (A1.3),$$

onde $U^k(C_s^k, s)$ é a utilidade do consumo efetuado no momento s , representado por C_s , e $B^k(W_T^k, T)$ é a utilidade da função de herança. Tendo em vista a maximização da função de utilidade, o investidor escolhe, em cada momento, o nível de consumo e o portefólio de ativos que lhe permitem assegurar o máximo de utilidade esperada. Este objetivo é alcançado através duma função de controlo estocástico dinâmico do seguinte tipo:

$$J^k(W_t^k, t) = \max E_t \left\{ \int_t^T U^k(C_s^k, s) ds + B^k(W_T^k, T) \right\} \quad (A1.4)$$

Para que as escolhas do investidor sejam ótimas, deve verificar-se a seguinte condição¹, obtida a partir da derivação de (A1.4) de acordo com o lema de Ito:

$$0 = \max_{(c, W)} \left\{ U^k(C_t^k, t) + J_t^k + J_W^k \left(W^k \left[\sum_{i=1}^N X_i^k (\mu_i - r_f) + r_f \right] - C^k \right) + \frac{1}{2} J_{WW}^k (W^k)^2 \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N X_i^k X_j^k \sigma_{ij} \right\} \quad (A1.5),$$

onde J_t^k e J_W^k são, respetivamente, as derivadas de primeira ordem de $J^k(W_t^k, t)$ em ordem ao tempo e à riqueza, e J_{WW}^k é a derivada de segunda ordem relativamente à riqueza.

Aplicando o teorema da função implícita a (A1.5) obtemos:

¹ Segundo a demonstração de Merton (1969, 1971) e omitindo o rendimento do trabalho.

$$\frac{J_W^k}{J_{WW}^k} = \frac{U_W^k}{U_{WW}^k} \quad (\text{A1.6}),$$

o que implica que as condições de primeira ordem para a obtenção de um máximo em (A1.5) sejam, respetivamente:

$$U_C^k - J_W^k = 0 \quad (\text{A1.7})$$

e

$$U_W^k \begin{bmatrix} \mu_1 - r_f \\ \dots \\ \mu_i - r_f \\ \dots \\ \mu_N - r_f \end{bmatrix} = -U_{WW}^k W^k \begin{bmatrix} \sigma_{11} & \dots & \sigma_{1i} & \dots & \sigma_{1N} \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ \sigma_{li} & \dots & \sigma_{ii} & \dots & \sigma_{iN} \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ \sigma_{iN} & \dots & \sigma_{iN} & \dots & \sigma_{NN} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} X_1^k \\ \dots \\ X_i^k \\ \dots \\ X_N^k \end{bmatrix} \quad (\text{A1.8}),$$

A partir das condições representadas em (A1.8) podemos, por inversão matricial, determinar a quantidade procurada de cada ativo:

$$d_i^k = X_i^k W^k = -\frac{U_W^k}{U_{WW}^k} \sum_{j=1}^N (\mu_j - r_f) v_{ij} \quad i=1, \dots, N \quad (\text{A1.9})$$

onde v_{ij} são elementos da inversa da matriz das variâncias-covariâncias da rentabilidade dos ativos, $[\sigma_{ij}]$.

Agregando as quantidades procuradas do ativo por todos os m investidores existentes na economia, obtemos:

$$D_i = \sum_{k=1}^m X_i^k W^k = A \sum_{j=1}^N (\mu_j - r_f) v_{ij} \quad i=1, \dots, N \quad (\text{A1.10}),$$

onde $A = \sum_{k=1}^m -\frac{U_W^k}{U_{WW}^k}$ é o inverso da medida de aversão pelo risco.

A procura agregada de ativos com risco é o valor do portefólio de mercado, $\sum_{i=1}^N D_i = M$, cuja variação é dada por:

$$dM = \sum_{i=1}^N D_i \frac{dP_i}{P_i} \quad (\text{A1.11}).$$

Tendo em conta que as proporções dos ativos individuais neste portefólio são $X_1 = \frac{D_1}{M}, \dots, X_i = \frac{D_i}{M}, \dots, X_N = \frac{D_N}{M}$, podemos substituí, em (A1.10), D_i por $X_i M$, o que nos permite chegar à seguinte relação entre a rentabilidade e o risco, para cada ativo:

$$\mu_i - r_f = \frac{M}{A} \sum_{j=1}^N X_j \sigma_{ij} \quad (\text{A1.12}).$$

Por outro lado, a partir da covariância entre o ativo i e o portefólio de mercado, a seguir representada:

$$\sigma_{iM} = \sum_{j=1}^N X_j \sigma_{ij} \quad (\text{A1.13}),$$

podemos dar à equação (A1.12) a seguinte representação alternativa:

$$\mu_i - r_f = \frac{M}{A} \sigma_{iM} \quad (\text{A1.14}).$$

Dado que esta última relação é válida tanto para ativos individuais como para portefólios, e atendendo a que a rentabilidade esperada e o risco do portefólio de mercado são representadas respetivamente por:

$$\mu_M = \sum_{i=1}^N X_i \mu_i \quad (\text{A1.15})$$

e por:

$$\sigma_M^2 = \sum_{i=1}^N X_i \sigma_{iM} \quad (\text{A1.16})$$

podemos dar a seguinte representação à equação equivalente a (A1.14), para o portefólio M :

$$\mu_M - r_f = \frac{M}{A} \sigma_M^2 \quad (\text{A1.17}).$$

Se, em seguida, utilizarmos (A1.17), para substituir M/A em (A1.14), chegamos à seguinte equação de equilíbrio:

$$\mu_i - r_f = \frac{\sigma_{iM}}{\sigma_M^2} (\mu_M - r_f) \quad (\text{A1.18}).$$

Fica demonstrado, com este procedimento alternativo de dedução desta equação de equilíbrio, que ela traduz uma situação de mercado em que todos os investidores estão a maximizar a sua utilidade.

(Página deixada propositadamente em branco)

**APÊNDICE II: DEDUÇÃO DO MODELO
INTERTEMPORAL DE EQUILÍBRIO DE MERTON**

No modelo de Merton (1973), os processos estocásticos seguidos pelas variáveis de estado são representados por equações do tipo:

$$dV_h = \eta_h(V_t, t)dt + \varpi_h(V_t, t)dz_h \quad (\text{A2.1}),$$

onde $\eta_h(V_t, t)$ e $\varpi_h(V_t, t)$ são, respetivamente, a componente determinista e a componente aleatória do processo estocástico seguido pela variável de estado h , e dz_h é um processo *standard* de Wiener.

Neste contexto, os preços dos ativos financeiros seguem processos estocásticos dependentes das variáveis de estado, cuja representação é a seguinte:

$$\frac{dP_i}{P_i} = \mu_i(V_t, t)dt + \sigma_i(V_t, t)dz_i \quad (\text{A2.2}).$$

O coeficiente de correlação entre os processos estocásticos seguidos pelo ativo i e pela variável de estado h é representado, nos desenvolvimentos seguintes, por ρ_{ih} , e o coeficiente de correlação entre os processos estocásticos seguidos por duas variáveis de estado, h e q , é representado por ν_{hq} . O processo estocástico seguido pela riqueza do investidor k é idêntico ao que foi representado em (A1.2). A função de utilidade esperada de cada investidor é, por sua vez, idêntica à representada em (A1.3), e a respetiva função de controlo estocástico é idêntica à representada em (A1.4). Por outro lado, as condições de maximização da função de utilidade intertemporal são, neste modelo, influenciadas pelas variáveis de estado. Daí resulta que a derivação de (A1.4), por aplicação do lema

de Ito, para que essas condições de maximização sejam satisfeitas, conduz à verificação da seguinte igualdade:

$$\begin{aligned}
0 = \max_{(c, W)} & \left\{ U^k(C_t^k, t) + J_t^k + J_W^k \left(W^k \left[\sum_{i=1}^N X_i^k (\mu_i - r_f) + r_f \right] - C^k \right) \right. \\
& + \sum_{h=1}^S J_{V(h)}^k \eta_h + \frac{1}{2} J_{WW}^k (W^k)^2 \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N X_i^k X_j^k \sigma_{ij} \\
& \left. + \sum_{i=1}^N \sum_{h=1}^S J_{WV(h)}^k X_i^k W^k \sigma_i \varpi_h \rho_{ih} + \frac{1}{2} \sum_{h=1}^S \sum_{q=1}^S J_{V(h)V(q)}^k \varpi_h \varpi_q \nu_{hq} \right\} \quad (A2.3),
\end{aligned}$$

onde J_t^k e J_W^k são, respetivamente, as derivadas de primeira ordem de $J^k(W_t^k, t)$ em ordem ao tempo e à riqueza, $J_{V(h)}^k$ é a derivada de primeira ordem relativa à variável de estado h , J_{WW}^k é a derivada de segunda ordem em relação à riqueza, $J_{WV(h)}^k$ é a derivada cruzada de segunda ordem em relação à riqueza e à variável de estado h , e $J_{V(h)V(q)}^k$ é a derivada cruzada de segunda ordem em relação às variáveis de estado h e q . As condições necessárias de primeira ordem para a obtenção de um máximo da função de utilidade, a partir de (A2.3) são as seguintes:

$$0 = U_C^k(C_t, t) - J_W^k(W_t, t) \quad (A2.4)$$

e

$$\begin{aligned}
J_W^k \begin{bmatrix} \mu_1 - r_f \\ \dots \\ \mu_1 - r_f \\ \dots \\ \mu_N - r_f \end{bmatrix} &= -J_{WW}^k W^k \begin{bmatrix} \sigma_{11} & \dots & \sigma_{1i} & \dots & \sigma_{1N} \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ \sigma_{i1} & \dots & \sigma_{ii} & \dots & \sigma_{iN} \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ \sigma_{iN} & \dots & \sigma_{iN} & \dots & \sigma_{NN} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} X_1^k \\ \dots \\ X_i^k \\ \dots \\ X_N^k \end{bmatrix} \\
&- \begin{bmatrix} \sigma_1 \varpi_1 \rho_{11} & \dots & \sigma_1 \varpi_h \rho_{1h} & \dots & \sigma_1 \varpi_S \rho_{1S} \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ \sigma_1 \varpi_1 \rho_{i1} & \dots & \sigma_1 \varpi_h \rho_{ih} & \dots & \sigma_1 \varpi_S \rho_{iS} \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ \sigma_N \varpi_1 \rho_{N1} & \dots & \sigma_N \varpi_h \rho_{Nh} & \dots & \sigma_N \varpi_S \rho_{NS} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} J_{V(t)W} \\ \dots \\ J_{V(h)W} \\ \dots \\ J_{V(S)W} \end{bmatrix} \quad (A2.5)
\end{aligned}$$

ou, de forma mais sintética:

$$J_W^k(\mu_i - r_f) = -J_{WW}^k W^k \sum_{j=1}^N X_j^k \sigma_{ij} - \sum_{h=1}^S J_{V(h)W}^k \sigma_i \varpi_h \rho_{ih} \quad , \quad i=1, \dots, N \quad (A2.5')$$

Por inversão matricial podemos, a partir de (A2.5), determinar a função de procura do ativo i pelo investidor k :

$$d_i^k = X_i^k W^k = A^k \sum_{j=1}^N (\mu_j - r_f) v_{ij} + \sum_{h=1}^S \sum_{j=1}^N H_h^k \sigma_j \varpi_h \rho_{jh} v_{ij} \quad , \quad i=1, \dots, N \quad (A2.6)$$

onde v_{ij} são elementos da inversa da matriz das variâncias-covariâncias das rentabilidades dos ativos, $[\sigma_{ij}]$, $A^k = -\frac{J_W^k}{J_{WW}^k}$ e $H_h^k = -\frac{J_{WV(h)}^k}{J_{WW}^k}$.

Aplicando o teorema da função implícita a (A2.5) obtemos:

$$\frac{J_W^k}{J_{WW}^k} = \frac{U_C^k}{U_{CC}^k C_W^k} \quad (A2.7),$$

e

$$\frac{J_{WV(h)}^k}{J_{WW}^k} = \frac{U_{CC}^k C_{V(h)}^k}{U_{CC}^k C_W^k} = \frac{C_{V(h)}^k}{C_W^k} \quad \text{para } h= 1, \dots, S \quad (A2.8),$$

onde C_W^k é a derivada de primeira ordem do consumo em relação à riqueza, e $C_{V(h)}^k$ é a derivada de primeira ordem do consumo relativamente à variável de estado b . A partir de (A2.7) e (A2.8) podemos interpretar a função de procura do ativo i pelo investidor k como sendo determinada, por um lado, pelo seu grau de aversão pelo risco, representado por: $A^k \sum_{j=1}^N (\mu_j - r_f) v_{ij}$, e, por outro lado, pelo objetivo de utilizar o ativo como proteção contra as alterações desfavoráveis no investimento, representada por: $\sum_{h=1}^S \sum_{j=1}^N H_h^k \sigma_j \varpi_h \rho_{jh} v_{ij}$. Um procedimento semelhante ao que está representado nas equações (A1.6) a (A1.14) para o modelo de equilíbrio *standard*, permite chegar a uma equação de equilíbrio para o modelo intertemporal. Tomemos, para o demonstrar, o caso em que a taxa de juro sem risco é a única variável de estado, tal como faz Merton (1973). O investidor cobre o risco numa evolução desfavorável da variável de estado, comprando um ativo cujo coeficiente de correlação com essa variável seja igual a -1. Designemos por N o ativo cujo coeficiente de correlação com r_f é

$\rho_{Nr} = -1$. Dado que a taxa de juro sem risco é a única variável de estado, a equação de procura de ativos financeiros toma a seguinte representação:

$$d_i^k = X_i^k W^k = A^k \sum_{j=1}^N (\mu_j - r_f) v_{ij} + H_{rf}^k \sum_{j=1}^N \sigma_{jr} v_{ij} \quad , i = 1, \dots, N \quad (A2.9).$$

Tendo em conta que o coeficiente de correlação entre o rendimento do ativo N e a taxa de juro sem risco é igual a -1, o coeficiente de correlação entre o ativo j e taxa de juro sem risco é: $\rho_{jr} = -\rho_{jN}$ e, por conseguinte, a covariância $\sigma_{jr} = \rho_{jr} \sigma_j \overline{w}_r$ pode tomar a seguinte representação:

$$\begin{aligned} \sigma_{jr} &= -\frac{\rho_{jN} \sigma_j \overline{w}_r \sigma_N}{\sigma_N} \\ &= -\frac{\sigma_{jN} \overline{w}_r}{\sigma_N} \end{aligned} \quad (A2.10).$$

A componente $\sum_{j=1}^N \sigma_{jr} v_{ij}$ do segundo termo da função de procura representada em (A2.9) pode ter a seguinte representação: $-\frac{\sum_{j=1}^N \sigma_{jN} v_{ij}}{\sigma_N \overline{w}_r}$, a qual é igual a zero para $i \neq N$ e igual a $-\frac{\overline{w}_r}{\sigma_N}$ para $i=N$, permitindo dar as seguintes representações às funções de procura dos ativos financeiros:

$$d_i^k = X_i^k W^k = A^k \sum_{j=1}^N (\mu_j - r_f) v_{ij} \quad i = 1, \dots, N-1 \quad (A2.11)$$

e

$$d_N^k = X_N^k W^k = A^k \sum_{j=1}^N (\mu_j - r_f) v_{Nj} - H_{rf}^k \frac{\overline{w}_r}{\sigma_N} \quad (A2.12)$$

A procura agregada de cada ativo, feita por todos os m investidores na economia, obtém-se agregando as procuras individuais, donde resulta a seguinte expressão:

$$D_i = \sum_{k=1}^m X_i^k W^k = A \sum_{j=1}^N (\mu_j - r_f) v_{ij} \quad (A2.13)$$

para $i=1, \dots, N-1$ e

$$D_N = \sum_{k=1}^m X_N^k W^k = A \sum_{j=1}^N (\mu_j - r_f) \nu_{Nj} - H_{rf} \frac{\bar{w}_r}{\sigma_N} \quad (\text{A2.14}),$$

para $i=N$, onde $A = \sum_{k=1}^m A^k$ e $H_{rf} = \sum_{k=1}^m H_{rf}^k$.

Sendo a riqueza global representada pelo portefólio de mercado, M , no qual as proporções dos ativos individuais são $X_1 = \frac{D_1}{M}, \dots, X_i = \frac{D_i}{M}, \dots, X_N = \frac{D_N}{M}$, através da substituição, em (A2.13), de D_i por $X_i M$, podemos chegar à seguinte relação entre a rentabilidade esperada e o risco de cada ativo:

$$\mu_i - r_f = \frac{M}{A} \sum_{j=1}^N X_j \sigma_{ij} + \frac{H_{rf}}{A} \bar{w}_r \frac{\sigma_{iN}}{\sigma_N} \quad \text{para } i=1, \dots, N, \quad (\text{A2.15}),$$

a qual, tendo em conta que $\sigma_{iM} = \sum_{j=1}^N X_j \sigma_{ij}$, pode também tomar a seguinte representação:

$$\mu_i - r_f = \frac{M}{A} \sigma_{iM} + \frac{H_{rf}}{A} \bar{w}_r \frac{\sigma_{iN}}{\sigma_N} \quad (\text{A2.16}).$$

Esta relação verifica-se igualmente para o portefólio de mercado M :

$$\mu_M - r_f = \frac{M}{A} \sigma_M^2 + \frac{H_{rf}}{A} \bar{w}_r \frac{\sigma_{MN}}{\sigma_N} \quad (\text{A2.17}).$$

No caso do ativo N esta relação toma a seguinte representação particular:

$$\mu_N - r_f = \frac{M}{A} \sigma_{NM} + \frac{H_{rf}}{A} \bar{w}_r \sigma_N \quad (\text{A2.18}).$$

Fazendo em (A2.16) as substituições adequadas de M/A e H_{rf}/A a partir de (A2.17) e (A2.18), é possível chegar-se à seguinte relação de equilíbrio entre o excesso da rentabilidade esperada de cada ativo relativamente à taxa de juro sem risco, e as medidas de risco do ativo:

$$\mu_i - r_f = \beta_{iM} (\mu_M - r_f) + \beta_{iN} (\mu_N - r_f) \quad (\text{A2.19}),$$

onde

$$\beta_{iM} = \frac{\sigma_i (\rho_{iM} - \rho_{iN} \rho_{NM})}{\sigma_M (1 - \rho_{NM}^2)} \quad (\text{A2.20})$$

e

$$\beta_{iN} = \frac{\sigma_i (\rho_{iN} - \rho_{iM} \rho_{NM})}{\sigma_N (1 - \rho_{NM}^2)} \quad (\text{A2.21}).$$

Esta relação de equilíbrio pode ser generalizada para qualquer número de variáveis de estado, mediante a criação, em relação a cada variável, dum portefólio que com ela tenha uma correlação igual a -1, chegando-se à seguinte representação da equação de equilíbrio no caso de S variáveis de estado:

$$\mu_i - r_f = \beta_{iM} (\mu_M - r_f) + \sum_{h=1}^S \beta_{ih} (\mu_h - r_f) \quad (\text{A2.22})$$

III. A INTEGRAÇÃO DOS MERCADOS FINANCEIROS

A análise da integração dos mercados financeiros pode ser decomposta em dois grandes tipos de abordagens: uma que assenta nos modelos de avaliação dos ativos financeiros, e outra assente no estudo da interdependência dos preços dos ativos negociados em diferentes mercados. O primeiro destes dois tipos de análise tem por objetivo determinar se um modelo internacional de avaliação dos ativos financeiros pode ser aplicado a um determinado mercado nacional. A abordagem à integração financeira que põe a tónica na análise da interdependência dos preços tem como objetivo essencial determinar o grau de interdependência entre um certo número de mercados nacionais. Na primeira secção deste capítulo são apresentados os principais estudos que tomam os modelos de equilíbrio para a avaliação dos ativos financeiros como ponto de partida para a análise da integração dos ativos financeiros. A segunda secção é dedicada às abordagens que utilizam a cointegração e os modelos VAR (*Vector Autoregressive*) para analisar a interdependência dos mercados financeiros. A terceira secção é dedicada à apresentação de três estudos sobre a integração dos mercados financeiros da zona euro e da Europa em geral.

III.1. A abordagem da integração dos mercados financeiros baseada nos modelos de avaliação dos ativos financeiros

Os três casos possíveis, no que diz respeito ao grau de integração dum mercado financeiro nacional no mercado mundial são: 1) a integra-

ção perfeita; 2) a integração imperfeita (ou segmentação imperfeita); 3) a segmentação perfeita. No primeiro caso não só desapareceram todos os tipos de obstáculos aos movimentos de capitais entre o país e o exterior, como também o enviesamento doméstico está ausente. Neste caso os preços dos ativos no mercado doméstico são determinados pelas mesmas variáveis que afetam o mercado internacional e, por consequência, o modelo internacional de avaliação dos ativos financeiros aplica-se também aos ativos do país. Quando, pelo contrário, há segmentação perfeita, os preços dos ativos financeiros domésticos são influenciados apenas por variáveis específicas do país, pelo que no modelo de avaliação doméstico, apenas estas variáveis intervêm. O caso intermédio ocorre quando nem os obstáculos aos movimentos internacionais de capitais, nem o enviesamento doméstico, impedem que haja algum grau de dependência dos preços dos ativos nacionais relativamente ao mercado internacional. Nestas circunstâncias, a avaliação dos ativos financeiros do país deve ter em conta tanto variáveis nacionais como variáveis externas.

III.1.1 O modelo de Stehle

O primeiro modelo empírico que teve por objetivo o estudo da segmentação dos mercados foi o de Stehle (1977). Este modelo admite que o mercado doméstico desempenha o papel dominante na avaliação dos ativos financeiros, enquanto o mercado mundial é um “ator secundário”. Isso significa que este modelo admite a possibilidade de o mercado financeiro dum país estar imperfeitamente integrado no mercado financeiro internacional, mas exclui a possibilidade de integração perfeita. O procedimento usado por Stehle na sua análise empírica, baseada na abordagem de Fama e Macbeth (1973) ao modelo de equilíbrio de Sharpe, Lintner e Mossin, é composto por dois estágios. No primeiro estágio, a componente do portefólio mundial não correlacionada com o portefólio doméstico é estimada através duma regressão linear com a seguinte representação:

$$\tilde{R}_W = \alpha_{WD} + \beta_{WD} \tilde{R}_D + \tilde{u}_W \quad (3.1)$$

onde \tilde{R}_W é a rentabilidade do portefólio de mercado mundial, \tilde{R}_D é a rentabilidade do portefólio doméstico e \tilde{v}_W (variável residual da regressão) é a componente da rentabilidade do primeiro destes portefólios que não está correlacionada com o segundo. Uma segunda regressão faz parte do primeiro estágio, e tem como objetivo a estimação dos coeficientes beta de cada ativo doméstico individual i , relativamente ao índice doméstico e à componente \tilde{v}_W do índice mundial:

$$\tilde{R}_i = \alpha_i + \beta_{iD} \tilde{R}_D + \beta_{iv} \tilde{v}_W + \tilde{\varepsilon}_i \quad (3.2)$$

O segundo estágio é composto pela regressão do excesso de rentabilidade dos ativos individuais relativamente à taxa de juro sem risco, sobre os dois coeficientes beta, e tem por objetivo a estimação da seguinte relação de equilíbrio:

$$\mu_i - r_f = \beta_{iD} \lambda_D + \beta_{iv} \lambda_v \quad (3.3)$$

onde μ_i é a rentabilidade esperada do ativo i , e λ_D e λ_v são, respetivamente, os preços de mercado do risco do portefólio de mercado doméstico e da componente da rentabilidade do portefólio mundial não correlacionada com o portefólio doméstico. Segundo Stehle, o mercado financeiro doméstico está parcialmente integrado no mercado mundial se $\lambda_v \neq 0$, e está completamente segmentado se $\lambda_v = 0$.

III.1.2. O modelo de Jorion e Schwartz

Jorion e Schwartz (1986) propuseram um modelo onde a integração perfeita e a segmentação total são os dois casos extremos. Estes autores efectuaram dois tipos de testes empíricos complementares: o teste de integração e os teste de segmentação, ambos compostos por dois estágios, sendo o segundo desses testes idêntico ao de Stehle. O primeiro estágio do teste de integração tem como objetivo isolar a componente do rendimento do portefólio de mercado doméstico que não depende do portefólio mundial, através da seguinte regressão:

$$\tilde{R}_D = \alpha_{DW} + \beta_{DW} \tilde{R}_W + \tilde{\gamma}_D \quad (3.4),$$

cuja variável residual, $\tilde{\gamma}_D$, é a componente da rentabilidade que se pretende isolar. A segunda regressão deste primeiro estágio tem por objetivo estimar dois coeficientes beta diferentes para cada ativo individual i : um coeficiente beta relativo ao portefólio mundial, β_{iW} , e um outro relativo à componente independente do portefólio doméstico, $\beta_{i\gamma}$, através da seguinte regressão:

$$\tilde{R}_i = \alpha_i + \beta_{iW} \tilde{R}_W + \beta_{i\gamma} \tilde{\gamma}_W + \tilde{\varepsilon}_i \quad (3.5)$$

O segundo estágio tem por objetivo estimar a seguinte equação de equilíbrio:

$$\mu_i - r_f = \beta_{iW} \lambda_W + \beta_{i\gamma} \lambda_\gamma \quad (3.6)$$

onde onde μ_i é a rentabilidade esperada do ativo i , e λ_W e λ_γ são, respetivamente, o preço de mercado do risco do portefólio mundial e da componente residual do portefólio doméstico residual. O mercado financeiro doméstico está perfeitamente integrado no mercado mundial quando $\lambda_\gamma = 0$, e não está perfeitamente integrado no caso contrário.

O teste de segmentação é idêntico ao teste de Stehle, e serve, tal como este, para verificar se o mercado financeiro de um determinado país está totalmente segmentado do mercado financeiro internacional, o que acontece quando o preço de mercado do risco da componente da rentabilidade do portefólio mundial não correlacionada com o portefólio doméstico, atrás representado por λ_γ , for nulo. Pelo contrário, o mercado doméstico está apenas parcialmente isolado do mercado mundial se esse preço de mercado do risco for diferente de zero.

No segundo estágio dos dois tipos de testes, Jorion e Schwartz utilizaram um procedimento de máxima verosimilhança, o qual permite ter em conta, nas estimações, os desvios da rentabilidade efetiva relativamente à rentabilidade esperada, tanto no que diz respeito à

variável dependente (o ativo doméstico individual) como das duas variáveis explicativas (o índice com componente nacional e o índice com componente externa). Estes autores aplicaram o seu modelo ao estudo da integração do mercado acionista canadiano no mercado americano, e concluíram que o primeiro se encontrava, em relação ao segundo, numa situação intermédia entre a integração perfeita e a segmentação total. Rangunathan, Faff e Brooks (1999) efetuaram testes semelhantes aos de Jorion e Schwartz sobre a integração do mercado financeiro australiano no mercado financeiro americano, tendo acrescentado ao modelo original destes autores um conjunto de variáveis *dummy* representativas do estado do ciclo económico. A inclusão destas variáveis adicionais permitiu a Rangunathan, Faff e Brooks verificarem que a integração internacional do mercado financeiro australiano é mais acentuada nas fases de expansão do que nas fases de recessão.

III.1.3. Os testes de Wheatley sobre o modelo baseado na função consumo de Stulz

Wheatley (1988) testou empiricamente o modelo de Stulz apresentado no capítulo anterior, definindo, como medida do risco, a covariância da rentabilidade real de cada ativo com a taxa de crescimento do consumo real. Nos seus testes, Wheatley utilizou uma amostra de 18 países, e efetuou regressões, separadas para cada país, da rentabilidade do respetivo índice acionista sobre a variação do logaritmo do consumo. O critério utilizado por este autor para avaliar o grau de integração financeira foi o da proximidade das retas de regressão dos diferentes países. Os resultados que obteve conduziram à rejeição da integração internacional dos mercados acionistas desses países e, por conseguinte, à impossibilidade de aplicar um único modelo de avaliação dos ativos financeiros a esses países. Contudo, o autor sublinhou que a hipótese de não integração não podia ser sustentada de forma clara, por considerar que os seus resultados não eram suficientemente robustos.

III.1.4. Os modelos de equilíbrio baseados na covariância condicional

Harvey (1991) fez o primeiro estudo sobre a integração financeira que utiliza a covariância condicional, baseada no modelo de equilíbrio para a avaliação dos ativos financeiros com covariâncias variáveis, proposto por Bollerslev, Engle e Wooldridge (1988), tendo aplicado este método ao estudo da integração internacional dos mercados financeiros de dezasseis países desenvolvidos. Nesse estudo, a covariância condicional é estimada a partir de modelos M-GARCH (*Multivariate GARCH*). Bekaert e Harvey (1995) modificaram o método original de Harvey, com o objetivo de incluir a possibilidade de mudança de regime traduzida na passagem do estado de não integração no mercado mundial, para o estado de integração, ou vice-versa. Para esse efeito, estes autores recorreram a uma função de probabilidade determinada por um conjunto de variáveis económicas. A abordagem baseada no método das covariâncias variáveis foi também utilizada por De Santis e Gerard (1997) para avaliar o grau de integração no mercado mundial dos oito mercados financeiros nacionais de maior dimensão (os membros do grupo G7 mais a Suíça). Para testar a hipótese de que o preço de mercado do risco do portefólio mundial é variável, estes mesmos autores incluíram nas estimações um conjunto de variáveis instrumentais: uma variável *dummy* para o mês de janeiro, um rácio de dividendos e ainda taxas de juro de títulos de curto prazo e do mercado obrigacionista.

III.2. A abordagem da interdependência entre diferentes mercados financeiros nacionais baseada na metodologia da cointegração

Tanto os modelos com coeficientes beta constantes como os modelos de covariância variável permitem estimar a integração dum mercado nacional num mercado de maior dimensão, representado por um portefólio regional ou mundial. Quando, pelo contrário, se pretende analisar a interdependência entre vários mercados financeiros nacionais, torna-se mais adequado recorrer à análise das correlações e aos métodos de cointegração.

Os modelos de cointegração, cujos principais métodos de estimação são o de Engle e Granger (1987), e o de Johansen (1988, 1991), permitem ter em conta, simultaneamente, a relação de longo prazo, entre os preços dos ativos financeiros em mercados diferentes, e o efeito dessa relação sobre as variações desses preços no curto prazo. O método de Engle e Granger estima, num primeiro estágio, a relação de longo prazo entre as variáveis e, num segundo estágio, o modelo VAR (*Vector Autoregressive*) das variações, que inclui a relação de longo prazo como variável explicativa exógena. O método de Johansen, pelo contrário, inclui a estimação da relação de longo prazo no modelo VAR das variações. Um dos primeiros estudos sobre integração de mercados financeiros, utilizando a metodologia de cointegração de Johansen, foi efetuado por Kasa (1992) que estimou o número de *trends* estocásticos comuns a cinco mercados de ações: Estados Unidos, Japão, Reino Unido, Alemanha e Canadá. Arshanapalli e Doukas (1993) testaram, recorrendo ao método de Engle e Granger, a interdependência entre os índices de ações do Japão, França, Reino Unido e Alemanha, relativamente a um índice de ações dos Estados Unidos, antes e depois do *crash* bolsista de 1987. Richards (1995) estimou, recorrendo também ao método de Engle e Granger, a cointegração entre 16 índices de ações nacionais, tomadas individualmente, e um índice mundial. O primeiro estudo sobre a integração de mercados financeiros europeus com recurso à cointegração foi o de Rangvid (2001) que, através da utilização do método de Johansen, efetuou testes recursivos sobre a integração de três índices de ações de três países europeus, antes da criação do euro: França, Alemanha e Reino Unido. Este estudo foi continuado por Pascual (2003), que efetuou testes sobre os índices usados por Rangvid, utilizando a mesma metodologia e em referência ao mesmo período. Complementarmente, Pascual avaliou a interdependência dos índices através da evolução dos seus coeficientes de ajustamento à relação de longo prazo. Miloudi (2003), recorrendo igualmente ao método de Johansen, analisou a integração entre 16 índices de ações europeus, antes e após a criação do euro, constituindo, com esses índices, dois grupos que foram objeto de tratamento separado: um grupo compreendendo os países que aderiram

ao euro, e um segundo grupo que engloba os países da União Europeia não aderentes ao euro e outros países europeus.

III.3. Metodologias e conclusões de três estudos sobre a integração dos mercados financeiros europeus

Nesta terceira parte deste último capítulo do livro apresentamos a metodologia e as conclusões de três estudos nossos, sobre a integração de mercados financeiros europeus. O primeiro desses estudos, Fonseca (2008), utiliza metodologias de cointegração para estudar a integração internacional de dezasseis mercados financeiros europeus, pertencentes e não pertencentes à área do euro, e alguns deles exteriores à própria União Europeia, durante o período entre 2001 e 2005. O segundo estudo, Fonseca (2010), combina a estimação de modelos de mercado com o cálculo de rácios de Sharpe, usados como *proxies* dos preços de mercado do risco, para estudar a integração entre os mesmos dezasseis mercados financeiros europeu, durante o período que vai do início de 2001 ao fim de 2009. O terceiro estudo, Fonseca (2013), assenta igualmente na estimação de modelos de mercado, e no cálculo de rácios de Treynor, tomados também como *proxies* dos preços de mercado do risco, e igualmente usados para estudar a integração internacional dos cinco maiores mercados financeiros da zona euro. Este último estudo usa uma abordagem de *market timing* para estimar os modelos de mercado.

III.3.1 Um estudo sobre a integração internacional mercados acionistas europeus interiores e exteriores à área do euro, usando metodologias de cointegração

O estudo de Fonseca (2008) incide sobre a integração dos mercados acionistas de dezasseis países europeus, estimando a cointegração de cada desses mercados com dois índices acionistas internacionais: um

índice europeu e um índice mundial. Os países cujos mercados acionistas foram incluídos neste estudo são a Áustria, a Alemanha, a Bélgica, a Dinamarca, a Espanha, a Finlândia, a França, a Grécia, a Holanda, a Irlanda, a Itália, a Noruega, Portugal, Reino Unido, Suécia e Suíça. Neste estudo foi usada uma base de dados diários, cobrindo o período de 2 de Janeiro de 2001 a 31 de Dezembro de 2005. A análise empírica do estudo utilizou dois métodos diferentes para estimar a relação de longo prazo entre cada índice acionista nacional e um dos índices acionistas internacionais. O primeiro desses métodos foi o de Engle e Granger, cuja representação é a seguinte:

$$P_{i,t} = \alpha_i + \beta_i P_{g,t} + \varepsilon_t \quad (3.7)$$

onde $P_{i,t}$ é o logaritmo do índice do país i e $P_{g,t}$ é o logaritmo do índice internacional (europeu ou mundial). O teste de estacionariedade de Mackinnon (1991) foi em seguida aplicado aos resíduos, ε_t , desta regressão, tendo os seus resultados demonstrado que o modelo de Engle e Granger não produz qualquer relação estacionária entre os índices nacionais e os índices internacionais.

O segundo método utilizado para estimar a relação de longo prazo foi o de Gregory e Hansen (1996), que tem por objetivo verificar se a ausência de estacionariedade observada nas estimações baseadas no método de Engle e Granger era consequência de *quebras de nível* nas relações de longo prazo, *quebras de nível* acompanhadas de uma componente de *tendência* na evolução da variável, ou ainda de *mudanças de regime* (que combinam *quebras de nível* com *quebras de inclinação* na trajetória de evolução da variável). O recurso aos modelos de Gregory e Hansen fundamentou-se no facto de, durante o período estudado, duas tendências diferentes terem sido observadas neste conjunto de mercados acionistas. Com efeito, o primeiro subperíodo, de janeiro de 2001 a março de 2003, foi dominado pela tendência decrescente nas cotações, enquanto a tendência oposta foi observada na segunda parte do período usado nesse estudo. A possibilidade de quebra de nível na relação de longo prazo toma a seguinte representação:

$$P_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \varphi_\tau + \beta P_{g,t} + \varepsilon_t \quad (3.8),$$

cuja diferença relativamente ao modelo *standard* de Engle e Granger consiste na inclusão da variável *dummy*, φ_τ , que representa a quebra de nível ocorrida na data τ . A possibilidade de quebra de nível, acompanhada de uma variável de tendência, na relação de longo prazo, toma a seguinte representação:

$$P_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \varphi_\tau + \beta P_{g,t} + \mu t + \varepsilon_t \quad (3.9),$$

onde μ é o coeficiente da variável de tendência t . Finalmente, a hipótese de quebra conjunta de nível e de inclinação toma a seguinte representação:

$$P_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \varphi_{1\tau} + \beta_1 P_{g,t} + \beta_2 \varphi_{2\tau} P_{g,t} + \varepsilon_t \quad (3.10),$$

onde $\varphi_{1\tau}$ e $\varphi_{2\tau}$ são as variáveis *dummy* que representam, respetivamente, a quebra de nível e a quebra de inclinação.

A estimação dos modelos de Gregory e Hansen foi seguida dos testes à estacionariedade das séries dos termos de erro, usando as estatísticas de Mackinnon adaptadas por aqueles autores para os seus modelos. De acordo com os valores calculados para as estatísticas de Gregory e Hansen, estes modelos apenas sugerem a possibilidade de cointegração entre os índices nacionais e o índice europeu num número reduzido de casos. Com efeito, apenas nos casos de Espanha, França Noruega e Reino Unido, qualquer dos três modelos de quebra de estrutura parece ser capaz de explicar a falta de estacionariedade na relação de longo prazo com o índice europeu. Quando tomamos em consideração apenas o modelo com quebra de nível, a hipótese de estacionariedade na relação de longo prazo pode, adicionalmente, ser aceite nos casos da Finlândia, Grécia e Suécia. Pelo contrário, nos casos da Áustria, Bélgica, Dinamarca, Holanda, Irlanda, Itália, Portugal e Suíça, nenhum dos modelos de Gregory e Hansen contribuiu para a explicação da ausência de relações estacionárias de longo prazo entre estes índices e o índice acionista europeu.

Os mesmos tipos de modelos, de Engle e Granger, e de Gregory e Hansen, foram em seguida estimados relativamente ao índice acionista mundial, acompanhados dos respetivos testes de estacionariedade. O objetivo deste segundo grupo de testes era o de verificar se o índice mundial poderia explicar uma parte da integração internacional dos mercados acionistas europeus, nomeadamente nos casos em que as estimações em que o índice europeu foi usado não evidenciaram qualquer tipo de relação estacionária de longo prazo. Tal como aconteceu relativamente ao índice europeu, também em relação ao índice acionista mundial a estimação modelo de Engle e Granger não pôs em evidência qualquer relação estacionária de longo prazo, de acordo com as estatísticas de Mackinnon. As estimações do modelo de Gregory e Hansen com quebra de nível revelaram relações de longo prazo estacionárias com o índice acionista mundial nos casos da Alemanha, Espanha, França, Holanda, Suécia, Suíça e Reino Unido. As estimações do modelo com quebra de nível e tendência, pelo contrário, não produziram qualquer relação de longo prazo estacionária. Nas estimações do modelo com quebras de nível e de inclinação foram obtidas relações de longo prazo estacionárias nos casos da Alemanha, França, Reino Unido e Suíça. Assim, de acordo com este conjunto de resultados, o índice mundial não mostrou melhor capacidade do que o índice europeu para explicar a integração internacional deste conjunto de mercados accionistas europeus. Por fim, todos os modelos anteriormente descritos foram estimados considerando duas variáveis internacionais: o índice europeu e uma segunda variável representado o mercado acionista mundial expurgado da componente europeia. Essa variável consiste na diferença entre o logaritmo do índice mundial e o logaritmo do índice europeu. Dado que aos dois índices originais foi atribuída a base 100 em 2 de janeiro de 2001, a nova variável mede as diferenças entre as respectivas taxas de crescimento desde aquela data. Esta decomposição do índice mundial, tendo por objetivo separar a sua componente não europeia, permitiu chegar a resultados mais claros quanto à integração internacional deste conjunto de mercados financeiros. A equação da relação de longo prazo, com esta nova abordagem, toma a seguinte representação relativamente ao modelo de Engle e Granger:

$$P_{i,t} = \alpha + \beta_1 P_{E,t} + \beta_2 P_{NE,t} + \varepsilon_t \quad (3.11)$$

onde $P_{i,t}$ é o logaritmo do índice do país i e $P_{E,t}$ é o logaritmo do índice europeu e $P_{NE,t}$ é a componente não europeia do logaritmo do índice mundial. As estatísticas de Mackinnon referentes a este modelo mostraram que todas as relações de longo prazo estimadas são estacionárias, o que demonstra que a inclusão de duas variáveis internacionais tornou este modelo capaz de explicar a integração internacional deste conjunto de dezasseis mercados financeiros europeus. Não obstante o carácter bastante satisfatório dos resultados obtidos com estas estimações, repetimos igualmente as estimações dos três modelos de Gregory e Hansen, incluindo agora as duas variáveis internacionais. No entanto, os resultados das estatísticas dos testes de estacionariedade a estes modelos, mostraram que a inclusão de quebras nas relações de longo prazo, só em muito poucos casos pôs em evidência relações estacionárias. Esses casos foram a Dinamarca e a França, nos três modelos, o Reino Unido, no modelo com quebra de nível, e a Espanha no modelo com quebra de nível e tendência.

Em resumo, foi a inclusão de duas variáveis representativas do mercado accionista internacional em estimações do modelo de Engle e Granger que permitiu observar relações de longo prazo estacionárias para o conjunto dos dezasseis países europeus considerados neste estudo. De acordo com estes resultados, foram estas estimações as escolhidas para a segunda parte dos testes de cointegração, os quais consistem na estimação do modelo de correcção do erros, cuja representação é a seguinte:

$$\Delta P_{i,t} = a_1 + a_{i,e} e_{t-1} + \sum_{j=1}^L a_{i,i}(j) \Delta P_{i,t-j} + \sum_{j=1}^L a_{i,E}(j) \Delta P_{E,t-j} + \sum_{j=1}^L a_{i,NE}(j) \Delta P_{NE,t-j} + \varepsilon_{i,t} \quad (3.12)$$

e na qual $\Delta P_{i,t}$ é a variação corrente do índice nacional do país i , e_{t-1} é o termo de erro da relação de longo prazo desfasado, $\Delta P_{i,t-j}$ ($j=1, \dots, L$), são as variações desfasadas do índice nacional, $\Delta P_{E,t-j}$ ($j=1, \dots, L$), são as variações desfasadas do índice europeu, $\Delta P_{NE,t-j}$ ($j=1, \dots, L$) são as variações desfasadas da variável internacional não europeia, e $\varepsilon_{i,t}$ é o termo de erro. O número ótimo de desfasamentos, L , foi calculado usando o critério do menor valor da estatística informativa de Akaike, de acordo com a qual, $L=1$ em todas as

estimações. O valor do estimador de a_{ie} , e o seu nível de significância são os resultados mais importantes das estimações do modelo de correcção dos erros. Com efeito, o valor desse estimador mede a elasticidade de retorno do valor do índice nacional para a sua relação de longo prazo com as variáveis internacionais. Deste modo, o valor desse estimador é um indicador do grau de dependência das variações correntes do índice nacional, relativamente à sua relação de longo prazo com o índice europeu e com a variável representativa do mercado financeiro extra europeu. Os valores estimados para a_{ie} , tendo em conta os respectivos níveis de significância, são significativamente diferentes de zero para todos os dezasseis países em análise neste estudo. Por conseguinte, os resultados da estimação do modelo de correcção dos erros confirmaram a importância da inclusão de duas variáveis internacionais, uma representativa do mercado financeiro europeu, e outra representativa do mercado financeiro do resto do mundo, na explicação da integração internacional destes dezasseis mercados financeiros europeus, durante o período entre 2001 e 2005. Outra conclusão a sublinhar deste estudo foi o facto de não se terem detetado diferenças de padrão de comportamento entre os países pertencentes à área do euro e os restantes. Tal evidência sugere que o contributo da União Monetária Europeia para a integração dos mercados financeiros dos países membros, se defrontou com outro tipo de influências sobre a integração financeira. Não podemos esquecer que outras causas contribuíram significativamente para a integração financeira internacional durante as últimas décadas. Uma dessas causas é a inovação tecnológica nos sistemas de negociação. Duas outras causas da integração financeira são a liberalização dos movimentos internacionais de capitais fora da área do euro e o desenvolvimento dos mercados emergentes.

III.3.2 Um estudo sobre a integração internacional de mercados acionistas europeus interiores e exteriores à área do euro, usando a estimação de modelos de mercado e rácios de Sharpe

O estudo de Fonseca (2010) incide sobre os dezasseis países europeus incluídos no estudo de Fonseca (2008), cobrindo uma base de dados

mais extensa, composta por dados diários entre o início de 2001 e o fim de 2009. Este estudo toma como ponto de partida a estimação, para cada um dos países em análise, dum modelo de mercado que relaciona o respetivo índice acionista, com o índice acionista europeu, e cuja representação é a seguinte:

$$R_{i,t} = \alpha_i + \beta_i R_{E,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (3.13)$$

onde $R_{i,t}$ e $R_{E,t}$ são as rentabilidades diárias, respetivamente, do índice acionista do país i e do índice europeu, e $\varepsilon_{i,t}$ é o termo de erro, o qual tem, por hipótese, média nula. Com base nesta hipótese, e recorrendo a operadores de esperança matemática, o modelo de mercado toma a seguinte representação:

$$E_t(R_i) = \alpha_i + \beta_i E_t(R_E) \quad (3.14)$$

onde $E_t(R_i)$ é a rentabilidade esperada do índice nacional e $E_t(R_E)$ é a rentabilidade esperada do índice europeu, ambas em referência ao período t . Nas estimações, foi adicionada ao modelo de mercado o modelo de correção dos erros de Engle e Granger, cuja representação é a seguinte:

$$\Delta p_{i,t} = a_{1t} + a_{i,e} (p_{i,t-1} - \varphi_0 - \varphi_1 p_{E,t-1}) + \sum_{j=1}^L a_{11,j} \Delta p_{i,t-j} + \sum_{j=1}^L a_{12,j} \Delta p_{E,t-j} + \varepsilon_{i,t} \quad (3.15),$$

a qual significa que a variação corrente do índice nacional, representado pelo seu logaritmo, $p_{i,t}$, são explicadas pelo desvio desfasado relativamente à sua relação de longo prazo com o índice europeu, também representado pelo seu logaritmo, $p_{E,t}$, bem como por um número L de variações desfasadas dos valores de ambos os índices. Tendo em conta que as variações dos logaritmos dos valores dos índices são as suas rentabilidades, o modelo de correção dos erros pode também tomar a seguinte representação:

$$R_{i,t} = a_{1t} + a_{i,e} (p_{i,t-1} - \phi_0 - \phi_1 p_{E,t}) + \sum_{j=1}^L a_{11,j} R_{i,t-j} + \sum_{j=1}^L a_{12,j} R_{E,t-j} + \varepsilon_{it} \quad (3.16).$$

Para a análise empírica deste estudo o modelo de mercado e o modelo de correção dos erros foram combinados na mesma equação, que toma a seguinte representação:

$$R_{i,t} = \omega_1 [\alpha_i + \beta_i R_{E,t}] + \omega_2 \left[a_1 + a_{i,e} (P_{i,t-1} - \Phi_0 - \Phi_1 P_{E,t}) + \sum_{j=1}^L a_{11,j} R_{i,t-j} + \sum_{j=1}^L a_{12,j} R_{E,t-j} \right] + \varepsilon_{it} \quad (3.17)$$

na qual ω_1 e ω_2 são os pesos, respetivamente, do modelo de mercado e do modelo de correção dos erros na explicação da rentabilidade diária do índice nacional. Esta combinação dos dois modelos foi estimada economicamente através da seguinte equação:

$$R_{i,t} = \alpha_i^* + \beta_i^* R_{E,t} + \varphi_1^* P_{i,t-1} + \varphi_2^* P_{E,t-1} + \sum_{j=1}^L a_{11,j}^* R_{i,t-j} + \sum_{j=1}^L a_{21,j}^* R_{E,t-j} + \varepsilon_{it} \quad (3.18).$$

Tendo em conta que, como salientou Adcock (2007), a combinação do modelo de mercado com processos auto-regressivos, tais como os que estão presentes nestas equações, torna recomendável a verificação da existência de efeitos ARCH ou GARCH nos resíduos das estimações, neste modelo foi admitida a hipótese de que os resíduos seguiam processos daquela natureza, e os resultados confirmaram que, em todas as estimações, esses processos eram GARCH(1,1) cuja representação é a seguinte:

$$h_t^2 = \alpha_\varepsilon + \beta_{1,\varepsilon} \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_{2,\varepsilon} h_{t-1}^2 \quad (3.19)$$

onde h_t^2 é a variância condicional no momento t , e ε_{t-1}^2 é o quadrado do termo de erro.

O modelo estimado permitiu obter valores da rentabilidade esperada ajustados diariamente, os quais, combinados com a variância condicional, permitiram calcular diariamente valores para o rácio de Sharpe, cuja definição é a seguinte:

$$S_{i,t} = \frac{E_t(R_i) - r_{f,t}}{h_{i,t}} \quad (3.20).$$

O rácio de Sharpe relaciona o excesso de rentabilidade esperada relativamente à taxa de juro sem risco¹, $r_{f,t}$, com o risco do índice nacional, medido pela seu desvio-padrão condicional $h_{i,t}$. Este rácio que é usualmente utilizado para medir o desempenho de carteiras de ativos financeiros, pode ser também definido como o preço de mercado do risco, quando aplicado a um índice de mercado nacional, como sustentaram Leland (1999) e Adcock (2007). Neste pressuposto, a comparação estatística dos rácios de Sharpe calculados para este conjunto de dezasseis países, permite tirar conclusões quanto à evolução da integração dos seus mercados financeiros. Essa comparação dos rácios de Sharpe, interpretados como os preços de mercado do risco dos mercados financeiros a que dizem respeito, fundamenta-se também nos estudos de Stehle (1977) e de Jorion e Schwartz (1986), anteriormente referidos, segundo os quais, um sinal da integração internacional dum mercado financeiro nacional, é a influência do preço internacional do risco na avaliação dos seus ativos financeiros. De forma equivalente, a proximidade estatística dos rácios de Sharpe de diferentes países, pode ser interpretada como uma evidência de que existe um preço de mercado do risco comum a esses mercados. A análise dos rácios de Sharpe dos diferentes mercados nacionais consistiu, em primeiro lugar, no cálculo das médias e variâncias, para todo o período em estudo e para diferentes subperíodos, e em testes de qui-quadrado à estabilidade dos valores médios ao longo dos diferentes subperíodos. O período total, entre 2001 e 2009, foi decomposto em quatro subperíodos, os três primeiros abrangendo dois anos cada, e o último abrangendo a restante parte da amostra. Durante o primeiro subperíodo (2001 e 2002) e o quarto (2007 a 2009), os mercados financeiros foram dominados por fases de contração das cotações, enquanto durante o segundo subperíodo (2003 e 2004) e o terceiro (2005 e 2006) as fases de expansão foram predominantes. Estas diferentes situações dos mercados financeiros traduziram-se em diferenças significativas nos rácios de Sharpe, cujos valores médios foram, em todos os países, mais

¹ A taxa de juro sem risco foi representada neste estudo pela taxa EONIA (European Overnight Interest Average)

elevados nos subperíodos dominados pelo crescimento dos valores dos índices, em comparação com os outros subperíodos.

Complementarmente foi calculada, diariamente, uma medida da dispersão dos rácios de Sharpe dos diferentes mercados financeiros nacionais (*Cross Section Dispersion Measure*) cuja definição é a seguinte:

$$CSDM_t = \sum_{i=1}^N (S_{i,t} - \bar{S}_t)^2 \quad (3.21)$$

onde \bar{S}_t é o rácio de Sharpe médio no dia t e N é o número de mercados incluídos no cálculo desta medida de dispersão. A análise estatística da série de valores da *CSDM*, ao longo dos subperíodos referidos anteriormente, dá-nos uma informação importante sobre a evolução temporal da proximidade dos desempenhos dos mercados financeiros em análise, e também da evolução do grau de integração entre eles, na medida em que, como foi referido antes, a proximidade dos rácios de Sharpe pode ser tomada como um indicador dessa integração. Foram calculadas duas séries de valores para a *CSDM*: uma para o conjunto dos dezasseis países em análise, e outra apenas para os onze países que pertenciam à área do euro. A análise estatística da *CSDM* foi efetuada não só para a totalidade da amostra, mas também, separadamente, para cada um dos subperíodos referidos anteriormente. Dado que esses subperíodos correspondem a fases diferentes da situação dos mercados financeiros, essa separação da análise estatística teve por objetivo chegar a conclusões sobre as diferenças de integração destes mercados financeiros nos períodos de expansão e nos períodos de contração. A análise estatística da *CSDM* englobou o cálculo das médias, variância e níveis de significância, bem como testes sobre a igualdade das médias entre os diferentes subperíodos. Os valores médios mais baixos das duas *CSDM* (a referente à totalidade dos países da amostra e a referente aos países do euro) foram observados no subperíodo 2003-2004, dominado por fases de expansão nos mercados financeiros, enquanto os valores médios mais elevados foram observados no subperíodo 2007-2009, que cobre, predominantemente o período posterior à crise financeira que emergiu em 2007. Estes resultados sugerem que a integração destes mercados financeiros não

evoluiu de forma regular, tendendo a ser mais elevada durante os períodos de expansão e mais reduzida durante os períodos de recessão. O facto de esta constatação se aplicar também aos países da área do euro mostra que a pertença à mesma zona monetária não elimina o efeito negativo exercido pela recessão nos mercados financeiros sobre a sua integração.

III.3.3 Um estudo sobre a integração internacional de mercados acionistas europeus da área do euro, usando a estimação de modelos de mercado e rácios de Treynor

A estimação de modelos de mercado, conjuntamente com a análise comparativa de rácios de Treynor foi efetuada por Fonseca (2013), com o objetivo de analisar o grau de integração entre os cinco maiores mercados financeiros da área do euro, os quais são os da Alemanha, Espanha, França, Holanda e Itália. Neste estudo foram utilizados dados diários, cobrindo o período que vai de 1 de janeiro de 2001 até 31 de dezembro de 2011. O modelo de mercado foi estimado, para os mercados acionistas de cada um destes países, relativamente a um índice acionista comum a toda a zona do euro. A especificação do modelo estimado é a seguinte:

$$R_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i + \beta_{i,t} (R_{E,t} - r_{f,t}) + \varepsilon_{i,t} \quad (3.22)$$

na qual $R_{i,t} - r_{f,t}$ é o excesso de rentabilidade do mercado acionista do país i relativamente à taxa de juro sem risco², $R_{E,t} - r_{f,t}$ é a medida equivalente de excesso de rentabilidade para o índice da zona euro, e $\varepsilon_{i,t}$ é o termo de erro. A hipótese de que o coeficiente $\beta_{i,t}$ varia com a rentabilidade do índice da zona euro foi admitida nas estimações com a inclusão da possibilidade de *market timing*. Esta hipótese de variabilidade do coeficiente beta, introduzida na literatura por Treynor e Mazuy (1966), traduz-se na seguinte especificação para o coeficiente beta:

² Representada neste estudo pela taxa EONIA (European Overnight Interest Average).

$$\beta_{it} = \beta_{i,0} + \beta_{i,1} (R_{E,t} - r_{f,t}) \quad (3.23),$$

de acordo com a qual este tem duas componentes, uma constante e outra proporcional ao excesso de rentabilidade do índice da zona euro. As estimações dos modelos de mercado foram efetuadas admitindo que a volatilidade dos termos de erro segue processos GARCH. Seguidamente, foi estimado um modelo VAR com os termos de erro das estimações dos modelos de mercado, padronizados pela variância condicional, e cujo objetivo era o de avaliar a transmissão das inovações que aqueles termos de erro representam, entre este grupo de mercados financeiros. Cada uma das cinco equações deste modelo VAR toma a seguinte representação:

$$\varepsilon_{i,t}^* = a_{i,0} + \sum_{k=1}^5 \sum_{j=1}^l a_{k,l} \varepsilon_{k,t-j}^* + \eta_{i,t} \quad i=1,\dots,5 \quad (3.24)$$

na qual $\varepsilon_{i,t}^* = \varepsilon_{i,t} / \sqrt{h_{i,t}}$ é o termo de erro da estimação do modelo de mercado para o país i , padronizado pela variância condicional, l é o número de defasamentos no modelo VAR, e $\eta_{i,t}$ é o termo residual. O número de defasamentos foi escolhido de acordo com um teste de rácio de verosimilhança baseado em Sims (1980), segundo o qual se constatou que o número ótimo de defasamentos é $l=1$. Os resultados da estimação deste modelo VAR demonstraram que, em geral, cada um destes mercados transmite as suas inovações a não mais do que dois ou três dos restantes mercados. Foram detetados apenas dois casos de transmissão recíproca dessas inovações: entre a Alemanha e a Holanda e entre a Alemanha e a Itália.

Um outro modelo VAR foi utilizado para estimar a transmissão de volatilidade entre este grupo de mercados financeiros, cuja especificação, representada através duma das suas cinco equações, é a seguinte:

$$\varepsilon_{i,t}^{*2} = a_{i,0} + \sum_{k=1}^5 \sum_{j=1}^l a_{k,l} \varepsilon_{k,t-j}^{*2} + \mu_{i,t} \quad i=1,\dots,5 \quad (3.25)$$

Também neste caso se recorreu ao teste de rácio de verosimilhança baseado em Sims (1980) para determinar o número ótimo de defasamentos, tendo os resultados do teste revelado que estes são $l=2$. Os resultados

referentes à transmissão da volatilidade são muito semelhantes aos que foram encontrados para a transmissão das inovações e, por assim dizer, igualmente decepcionantes, na perspetiva de quem espera que haja uma acentuada transmissão de informação entre os principais mercados financeiros da área do euro. Com efeito, em média, cada mercado transmite a sua volatilidade apenas a dois dos outros, e o único caso de transmissão recíproca encontrado foi entre a França e a Holanda.

Os rácios de desempenho propostos por Treynor (1965) para avaliar o desempenho de fundos de investimento, baseiam-se no modelo *standard* de equilíbrio, para a avaliação dos ativos financeiros, que foi apresentado no segundo capítulo, e a sua representação é a seguinte:

$$T_{i,t} = \frac{E(R_{i,t}) - r_{f,t}}{\beta_{i,t}} \quad (3.26),$$

a qual significa que estes rácios avaliam o desempenho dum fundo de investimento ou, tal como neste caso, dum índice acionista, dividindo o seu excesso de rentabilidade esperada relativamente à taxa de juro sem risco, pelo respetivo coeficiente beta. Os rácios de Treynor podem fornecer informação acerca do preço de mercado do risco da zona euro, dentro de condições restritivas. Com efeito, a diferença principal entre um rácio de Treynor e o preço de mercado do risco está no facto de o primeiro ser específico dum ativo ou duma carteira, enquanto o segundo é comum a todos os ativos num dado mercado. A hipótese sustentada por Adcock (2007) de que os rácios de Sharpe são *proxies* do preço de mercado do risco, quando aplicados a todo um mercado acionista, pode ser alargada aos rácios de Treynor. A interpretação dada por aquele autor ao rácio de Sharpe quando este se refere a um portefólio de mercado, deriva do facto de o cálculo daquele rácio se basear no risco total daquele portefólio. O rácio de Treynor, pelo contrário, tendo o coeficiente beta na sua base, só no âmbito dum modelo de mercado internacional como o que foi estimado neste estudo pode ser aplicado ao índice (ou portefólio de mercado) de um país. Por consequência, a capacidade dos rácios de Treynor para representar adequadamente o preço de mercado do risco comum a um grupo de mercados financeiros

nacionais, só existe quando esses rácios tomam valores dentro dum intervalo relativamente estreito.

O cálculo diário dos rácios de Treynor neste estudo utilizou os valores *ex post* das diferenças entre as rentabilidades dos índices nacionais e a taxa de juro sem risco. Para evitar o cálculo de valores negativos para os rácios de Treynor que daí poderiam advir, as rentabilidades *ex post* são substituídas, nestes rácios, pelas suas diferenças relativamente ao seu valor mínimo observado. Deste modo, a fórmula de cálculo dos rácios de Treynor transforma-se na seguinte:

$$T_{i,t} = \frac{R_{i,t}^* - \min(R^*)}{\beta_{i,t}} \quad (3.27),$$

onde, $R_{i,t}^* = R_{i,t} - r_{f,t}$, e $\min(R^*)$ é o valor mínimo daquele excesso de rentabilidade, observado. Os rácios de Treynor calculados situam-se, predominantemente, nos intervalos [0,05;0,1] e [0,1;0,15]. Os rácios referentes aos índices acionistas da Alemanha e de França situam-se maioritariamente no primeiro daqueles intervalos. Pelo contrário, os rácios calculados para os índices da Espanha, Holanda e Itália, situam-se predominantemente no segundo intervalo. O diferente agrupamento dos rácios de Treynor sugere que os cinco grandes mercados acionistas da zona euro não estiveram perfeitamente integrados durante a primeira década da União Monetária Europeia. O cálculo dos rácios de Treynor foi completado por um teste que consistiu na construção dum portefólio que explora as diferenças de desempenho entre os índices acionistas analisados neste estudo. A fórmula para calcular os pesos dos índices nacionais, baseada nos rácios de Treynor, é a seguinte:

$$w_{i,t} = \frac{T_{i,t}}{\sum_I T_{i,t}} \quad (3.28)$$

Da aplicação desta fórmula resulta, naturalmente, que na recomposição diária deste portefólio, entre 3 de janeiro de 2001 e 31 de dezembro de 2011, o maior peso é atribuído aos índices com maior rácio de Treynor nesse dia. A evolução do valor e da rentabilidade deste portefólio foram comparadas com as de um portefólio no qual estes cinco índices nacionais

entravam na mesma proporção, tendo os dois portfólios o mesmo valor inicial. Os resultados obtidos demonstraram que o portfólio baseado nos rácios de Treynor apresentou o valor mais elevado, ao longo de todo o período em análise, o que confirma a robustez da informação providenciada pelos rácios de Treynor usados neste estudo.

Conclusão

Os estudos empíricos, cujas metodologias e conclusões foram apresentados neste capítulo, evidenciaram a ausência de integração perfeita entre os mercados acionistas europeus. Essa constatação foi posta em evidência através de dois estudos abrangendo um conjunto alargado de dezasseis países europeus, membros e não membros da União Europeia, e de um terceiro estudo, abrangendo apenas os cinco maiores mercados financeiros da zona euro. Num dos estudos que abrangeu dezasseis países europeus, cobrindo o período de 2001 a 2005, e no qual são utilizadas metodologias de cointegração, verificou-se que nenhum dos índices nacionais apresentou uma relação estacionária de longo prazo com um índice europeu, sendo necessário juntar a este, nas estimações, uma variável representativa da componente não europeia do índice acionista mundial, para que essa relação estacionária fosse encontrada. No segundo estudo, sobre o mesmo grupo de países, cobrindo o período de 2001 a 2009, foi usada uma metodologia baseada na estimação de modelos de mercado, e no cálculo de rácios de Sharpe, os quais podem ser considerados como *proxies* dos preços de mercado do risco dos mercados financeiros nacionais. A dispersão dos índices de Sharpe entre os diferentes mercados variou inversamente com o ciclo do mercado financeiro, durante os anos abrangidos neste estudo, o que demonstra que a integração entre estes mercados europeus foi maior durante os períodos de expansão do mercado do que durante os períodos de recessão. Esta constatação foi observada não só para todo o conjunto dos países em análise, mas também para o subconjunto dos países da zona euro. O terceiro estudo relatado neste capítulo incidiu sobre os cinco maiores mercados acionistas da

zona euro, abrangendo o período de 2001 a 2011. Nele foram estimados modelos de mercado, e calculados rácios de Treynor que, se fossem estatisticamente próximos, poderiam ser interpretados como indicadores da existência de um preço de mercado do risco comum a todos estes mercados acionistas. Os resultados desse estudo mostraram, no entanto, que esses rácios se distribuem predominantemente em dois segmentos diferentes, um que engloba dois desses países (a Alemanha e a França), e outro que engloba os outros três (Espanha, Holanda e Itália). Deste modo, os resultados deste estudo sugerem que também os grandes mercados acionistas da zona euro não têm mantido, entre si, uma integração perfeita, contrariamente ao que seria de esperar atendendo ao facto de pertencerem à mesma união monetária.

(Página deixada propositadamente em branco)

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Adcock, C. (2007), "Measuring portfolio performance using a modified measure of risk", *Journal of Asset Management*, Vol. 7, 388-403.
- Adjaouté, K. e Danthine, J.P. (2001), "Portfolio Diversification: Alive and well in Euroland!", *Research Paper n°32*, International Center for Financial Asset Management and Engineering, Geneva.
- Adler, M. e Dumas, B. (1978), "Exchange Risk, Exposure, and the Relevance of Hedging", *Working Paper*, ESSEC, France.
- Adler, M. e Dumas, B. (1983), "International Portfolio Choice and Corporation Finance: A Synthesis", *The Journal of Finance*, Vol. XXXVIII, N°3, 925-984.
- Arshanapalli, B. e Doukas, J. (1993), "International stock market linkages: Evidence from the pre- and post-October 1987 period", *Journal of Banking and Finance*, Vol.17, 193-208.
- Asprem, M. (1989), "Stock Prices, Asset Portfolios and Macroeconomic Variables in Ten European Countries", *Journal of Banking and Finance*, Vol. 13, 589-612.
- Bakker, A. (1996), *The Liberalization of Capital Movements in Europe: the Monetary Committee and Financial Integration 1958-1994*, Kluwer Academic Publishers.
- Baxter, M. e Jerman, U. (1997), "The International diversification Puzzle is Worse than You Think", *American Economic Review*, Vol. 87, N° 1, 170-180.
- Bekaert G, e Harvey, C. (1995), "Time-Varying World Integration", *The Journal of Finance*, Vol. L, N°2, 403-444.
- Bollerslev, T., Engle, R. e Wooldridge (1988), "A Capital Asset Pricing Model with Time-varying Covariances", *Journal of Political Economy*, Vol. 96, N° 1, 116-131.
- Bonser-Neal, C., Brauer, G, Neal, R. e Wheatley (1990), "International Investment Restrictions and Closed-end Country Fund Prices", *The Journal of Finance*, Vol. N° XLV, N° 2, 523-547.
- Bracker, K., Docking, D. e Koch, P. (1999) "Economic Determinants of Evolution in International Stock Market Integration" *Journal of Empirical Finance*, Vol. N° 6, 1-27.
- Breeden, D. (1979), "An Intertemporal Asset Pricing Model With Stochastic Consumption and Investment Oortunities", *Journal of Financial Economics*, Vol. N° 7, 265-296.
- Brennan, M. J. e Cao, H.H. (1997) "International Portfolio Investment Focus", *Journal of Finance*, Vol. N° LII, 1851-1880.
- Chen, N. F., Roll e Ross (1983), "Economic forces and stock market: testing the arbitrage pricing theory and asset pricing theories", *Working Paper*, UCLA.
- Cho, D., Eun, C. e Senbet, L. (1986), "International Pricing Theory: An Empirical Investigation", *Journal of Finance*, Vol. N° XLI, 313-329.

- Cooper, I. e Kaplanis E.(1994), “Home Biases in Equity Portfolios, Inflation Hedging and International Capital Market Equilibrium”, *Review of Financial Studies*, No. 7, 45-60.
- Cooper, I. e Kaplanis E.(2000), “Home bias in Equity Portfolios”, *Advisors Guide to International Financial Research*, Cap. 3, 21-27, Ed. Joseph L. Rotman School of Management, University of Toronto.
- De Santis, G. e Gérard, B. (1997), “ International Asset Pricing and Portfolio Diversification with Time-Varying Risk”, *Journal of Finance*, Vol. N° LII, N° 5, 1881-1912.
- Dumas, B e Solnik. B.(1995), “ The World Price of Foreign Exchange Risk”, *The Journal of Finance* , Vol. L, n° 2, 445-479.
- Engle, R. e Granger, C. (1987), “Cointegration and Error-Correction: Representation, Estimation and Testing”, *Econometrica*, Vol. N° 55, 251-276.
- Fama, E. (1996), “Multifactor Portfolio Efficiency and Multifactor Asset Pricing”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 31, N° 4, 441-465.
- Fama , E. e Macbeth, J. D. (1973), “Risk, Return and Equilibrium: Empirical Tests”, *Journal of Political Economy*, Vol. 81, N° 3, 607-636.
- French, K e Poterba, J. (1991), “Investor Diversification and International Equity Markets”, *American Economic Review*, Vol. N°81i, 222-226.
- Fonseca, J.S. (2008), “The Co-integration of European Stock Markets after the Launch of the Euro”, *Panoeconomicus*, Vol. LV, N° 3, 309-324.
- Fonseca, J.S. (2010), “The performance of the European stock markets: a time-varying Sharpe ratio roach”, *The European Journal of Finance*, Vol. 16, N°s 7-8, 727-741.
- Fonseca, J.S.(2013), “Innovations in return transmission and performance comparison between the five biggest Euro area stock markets”, *International Economics and Economic Policy*, Vol. 10, N°3, 393-404.
- Glassment, D. A. e Riddick, L. (1996), “Why Empirical International Portfolio Models Fail: Evidence that Model Misspecification Creates Home Asset Bias”, *Journal of International Money and Finance*, N° 15, 275-312.
- Glassment, D. A. e Riddick, L. (2001), “What causes home bias and how should it be measured”, *Journal of Empirical Finance*, N° 8, 35-54.
- Grauer, R. e Hakansson, N. (1987), “Gains from International Diversification:1968-85 Returns on Portfolios of Stocks and Bonds” , *The Journal of Finance*, Vol. XLII, N° 3, 721-739.
- Gregory, A. M and Hansen, B. (1996), “Residual-based tests for co-integration in models with regime shifts”, *Journal of Econometrics*, N° 70, 99-126.
- Hardouvelis, G., Malliaropulos, D. e Priestley, R. (2001), “EMU and European Stock Market Integration”, *Working Paper CEPR*.
- Harvey, C.(1991), “The World Price of Covariance Risk”, *Journal of Finance*, Vol. XLVI(1), 111-157.
- Johansen, S. (1988), “ Statistical Analysis of Cointegration Vectors”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 12, 231-254.
- Johansen, S. (1991), “ Estimating and Hypothesis Testing of Cointegrating Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models”, *Econometrica*, Vol N°. 59, 1551-1580.
- Jorion, P. e Schwartz, E. (1986), “ Integration versus Segmentation in the Canadian Stock Market” *The Journal of Finance* ,Vol. XLI, N°3, 603-616.
- Karoly, G. e Stulz, R. (1996), “Why Do Markets Move Together? An Investigation of U.S. -Japan Stock Return Comovements”, *The Journal of Finance*, Vol LI, n° 3, 951-986.
- Kang, J.K. e Stulz, R. (1997), “ Why is there a home bias? An analysis of foreign equity ownership in Japan”, *Journal of Financial Economics*, Vol. 46, 3-28.

- Kasa, K. (1992) "Common stochastic trends in international stocks market", *Journal of Monetary Economics*, Vol. 29, 95-124.
- Klein, R e Bawa, V. (1976), "The Effect of Estimation of Risk on Optimal Portfolio Choice", *Journal of Financial Economics*, Vol. 3, N°3, 215-231.
- Lewis, K. (1999), "Trying to Explain Home Bias in Equities and Consumption", *Journal of Economic Literature*, Vol XXXVII, 571-608.
- Lintner, J. (1965), "The Valuation of Risky Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets", *Review of Economics and Statistics*, Vol.47, 13-37.
- Longin, F. e Solnik, B.(1995), " Is the correlation in international equity returns constant.1960-1990?", *Journal of International Money and Finance*, Vol. 14, n° 1, 3-26.
- Markowitz, H. (1952), "Portfolio Selection", *The Journal of Finance*, Vol. VII, N°1, 77-91.
- Merton, R. (1973), " An Intertemporal Capital Asset Pricing Model", *Econometrica*, N° 41, 867-887, reeditado em Merton (1990) (Cap 15).
- Merton, R. (1990), *Continuous Time Finance*, Ed. B. Blackwell.
- Miloudi, A. (2003), "Interdépendances entre Places Financières Européennes: une Analyse en terme de Cointégration et de Causalité", *document de recherche*, ATER en Finance, Université de Rennes.
- Mossin, J.(1966), "Equilibrium in a Capital Asset Market", *Econometrica*, Vol. 34, N° 4, 768-83.
- Pascual, A. (2003), "Assessing European stock markets (co)integration", *Economic Letters*, Vol.78, 197-203.
- Ragunathan, V., Faff, e Brooks, R., (1999) "Correlations, business cycles and integration", *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, Vol. 9, 75-95.
- Rangvid, J. (2001), "Increasing convergence among European stock markets? A recursive common stochastic trends analysis", *Economics Letters*, Vol. 7, 383-389.
- Richards, A. (1995), "Comovements in national stock markets returns: Evidence of predictability, but not cointegration", *Journal of Monetary Economics*, Vol. N° 36, 631-654.
- Ross, S. (1976), " The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing", *Journal of Economic Theory*, Vol. N° 13, 341-360.
- Sercu, P.(1977), "A Generalization of the International Asset Pricing Model", *Revue de l'Association Française de Finance*, Vol. 1(1), 91-135
- Sharpe, W. (1964), "Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium Under Conditions of Risk", *The Journal of Finance* ,Vol. XIX, N°3, 425-442.
- Solnik, B. (1974), "An Equilibrium Model of International Capital Market", *Journal of Economic Theory*, Vol. N° 8, 500-524.
- Solnik, B. (1978), "International Parity Conditions and Exchange Risk", *Journal of Banking and Finance*, Vol. N° 2, 281-293.
- Solnik, B. (1983), "International Arbitrage Pricing Theory", *The Journal of Finance*, Vol. XXXVIII, N°2, 449-457.
- Stehle, R. (1977), "An Empirical Test of the Alternative Hypothesis of National and International Pricing of Risky Assets", *The Journal of Finance* ,Vol. XXXII, N°2, 493-502.
- Stulz, R. (1981), "A Model of International Asset Pricing", *Journal of Financial Economics*, Vol. 9(4), 383-406.
- Strong, N. e Xu, X. (2002), "Understanding the equity home bias: evidence from survey data", *Working Paper*, University of Manchester.

- Tesar, L. e Werner, I. (1995), "Home bias and high turnover", *Journal of International Money and Finance*, Vol . 14, N° 4, 467-492.
- Ual, R. (1993), "A General Equilibrium Model of International Portfolio Choice", *The Journal of Finance*, Vol. XLVIII, N°2, 529-553.
- Wheatley, S.(1988), "Some Tests of International Equity Integration", *Journal of Financial Economics*, Vo. N° 21, 177-212.
- Zhou, C. (1998), "Dynamic portfolio choice and asset pricing with differential information", *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. N° 22, 1027-1051.

(Página deixada propositadamente em branco)

Série Investigação

•

Imprensa da Universidade de Coimbra

Coimbra University Press

2014

