

Faculdade de Economia da Universidade de Coimbra

Grupo de Estudos Monetários e Financeiros (GEMF)

Av. Dias da Silva, 165 – 3004-512 COIMBRA, PORTUGAL

<http://www2.fe.uc.pt/~gemf/> - gemf@sonata.fe.uc.pt

HELDER MIGUEL C. V. SEBASTIÃO

**A COBERTURA ESTÁTICA E DINÂMICA
ATRAVÉS DO CONTRATO DE FUTUROS PSI-20
ESTIMAÇÃO DAS RÁCIOS
E EFICÁCIA EX POST E EX ANTE**

ESTUDOS DO GEMF

N.º 5

1999

**PUBLICAÇÃO CO-FINANCIADA PELA
FUNDAÇÃO PARA A CIÊNCIA E TECNOLOGIA**



A Cobertura Estática e Dinâmica através do Contrato de Futuros *PSI-20*. Estimação das Rácios e Eficácia *Ex Post* e *Ex Ante*.

Helder Miguel C. V. Sebastião*

Grupo de Estudos Monetários e Financeiros

I. INTRODUÇÃO

O primeiro contrato de futuros sobre índices accionistas, o futuro sobre o *Value Line Composite Index*, surgiu em 24 de Fevereiro de 1982 nos EUA. A sua criação é algo paradoxal porquanto a proposta do novo instrumento enunciada pela *Kansas City Board of Trade*, uma pequena bolsa de comércio vocacionada para as transacções de cereais, demorou cerca de cinco anos a ser aprovada pela *Commodity Futures Trading Commission*. Tão-somente, o potencial dos contratos de futuros sobre índices accionistas tornou-se imediatamente evidente com o sucesso do futuro *S&P 500*, criado pela *Chicago Mercantile Exchange* em 21 de Abril de 1982.

De 1982 até aos nossos dias os mercados de futuros sobre índices accionistas sofreram uma expansão global a um ritmo verdadeiramente exponencial, marcada por um aumento do número de contratos autorizados, pelo crescimento do volume total de transacção e por processos de internacionalização e especialização do índice subjacente (Brodsky, 1994). Esta expansão só pode ser compreendida pelo facto destes instrumentos financeiros providenciarem funções económicas relevantes.

Os contratos de futuros sobre índices accionistas aumentam o número de estratégias disponíveis para a gestão dos portefólios accionistas, alargando o alcance dessas operações ao âmbito internacional, já que estes activos possibilitam a tomada imediata de posições a prazo sobre portefólios nacionais bem diversificados. Principalmente, os futuros sobre índices accionistas permitem uma gestão individual e social do risco sistemático mais eficiente do que a tradicional gestão do beta do portefólio através de transacções sobre acções individuais. A superioridade dos contratos de futuros resulta de vários factores. Nomeadamente, estes activos: garantem um elevado grau de diversificação; permitem manter em carteira títulos dos quais se espera uma *performance* superior; produzem uma poupança assinalável de custos

* Assistente da Faculdade de Economia da Universidade de Coimbra. FEUC, Av. Dias da Silva, 165, 3004-512 Coimbra-Portugal.

Tel: +351 (0)39 790578, E-mail: helderse@sonata.fe.uc.pt

O presente trabalho começou a esboçar-se durante a realização da minha tese de mestrado, posteriormente publicada pela *BDP* - Sebastião (1998) - e usufruiu, em génese, das várias conversas tidas com José Soares da Fonseca. O autor gostaria ainda de agradecer a João Sousa Andrade e a Pedro Bação pelas sugestões e comentários, e a Pedro Godinho pela inestimável e sempre presente colaboração.

Obviamente que quaisquer erros e omissões são da exclusiva responsabilidade do autor.

operacionais; e, devido ao seu elevado grau de alavancagem financeira e à facilidade de abertura de posições negativas nestes mercados, o beta-alvo deixa de se encontrar limitado, como anteriormente acontecia na prática, a valores positivos não muito superiores à unidade (Morris,1989).

A racionalidade económica clássica evidencia que, devido ao seu elevado grau de liquidez, ao negligenciável risco de incumprimento e à possibilidade de manutenção da posição no mercado *spot*, os contratos de futuros sobre mercadorias permitem a transferência efectiva e pouco onerosa do risco de preço. Assim, aqueles investidores que, estando envolvidos na produção e comercialização das mercadorias, não desejam suportar o risco de preço podem transferi-lo para os especuladores, cuja actividade económica se prende com a formulação de expectativas acerca da evolução futura dos preços. A extrapolação directa de que este objectivo de eliminação do risco de preço seria também o principal móbil dos investidores no mercado de futuros sobre índices accionistas é no entanto algo controverso, pois os activos subjacentes a estes contratos não pertencem à esfera real da economia e são detidos sobretudo devido aos potenciais ganhos resultantes da evolução dos seus preços.

Num ambiente média-variância, a procura individual de contratos de futuros pode ser decomposta em duas parcelas: uma procura especulativa pura e uma procura de cobertura pura. Apesar desta duplicidade de objectivos na procura de futuros, a literatura focalizou-se no caso extremo da minimização do risco, ao que não está alheia a dificuldade em modelar a procura especulativa, por esta ser intrinsecamente subjectiva (Anderson e Danthine, 1981 e Duffie,1989: 91-96, 214-215).

Neste contexto mais restrito, os contratos de futuros permitem a redução do risco de preço do activo subjacente mas não a sua eliminação completa, visto que usualmente a alteração do preço do futuro não é igual à alteração do preço do activo subjacente. Isto significa que o *hedger* encontra-se exposto ao risco de base.

O risco de base dos contratos de futuros sobre índices accionistas pode ser causado por vários factores. As imperfeições de mercado, tais como os custos de transacção, tratamento fiscal diferenciado das perdas e ganhos no mercado accionista e no mercado de futuros, a diferença entre taxas de juro activas e passivas, as restrições, institucionais ou operacionais, às vendas a descoberto dos títulos accionistas, ou ainda as restrições artificiais ao livre funcionamento do mercado de futuros, tais como os limites de preços, as quebras do processo de transacção ou os limites das posições individuais, inibem a arbitragem e diluem a conexão entre o mercado de futuros e o mercado subjacente. O risco de base também é originado pela incerteza acerca das suas determinantes fundamentais, nomeadamente pelo risco de taxa de juro, o que é acentuado pelo facto dos contratos de futuros serem marcados-ao-mercado, e ao risco de dividendo, uma vez que o contrato de futuros não dá usualmente direito ao recebimento de dividendos¹

A expansão dos futuros sobre índices accionistas tem sido acompanhada por um crescente interesse pelas questões teóricas e empíricas relacionadas com a minimização do risco de base e em particular com a rácio de cobertura, isto é, a posição relativa no mercado de futuros que minimiza a variância do portefólio coberto. O primeiro modelo dirigido a esta problemática foi desenvolvido por Johnson 1960, Stein, 1961, e Ederington, 1979, no contexto da teoria do portefólio. Estes autores sugerem que a rácio de cobertura deve ser igual à inclinação da recta de regressão das alterações absolutas ou relativas do preço do portefólio cujo risco se deseja cobrir sobre as

¹ Acerca das operações de arbitragem nos mercados de futuros sobre índices accionistas vide, por exemplo Yadav e Pope, 1990, Chung, 1991, e Sebastião, 1998: cap. II.

alterações do preço do contrato de futuros. A estimação deveria ser efectuada pelo método dos mínimos quadrados ordinários (*MMQO*), sendo a eficácia da cobertura *ex post* medida pelo coeficiente de determinação da regressão.

Estas proposições são intuitivamente apelativas, uma vez que o *MMQO* minimiza, por definição, a variância incondicional da rentabilidade do portefólio coberto. Tão-somente, parecem existir dois problemas prementes na aplicação empírica desta técnica de cobertura:

Primeiro, a estimação das rácios de cobertura deve contemplar toda a informação relevante (Myers e Thompson, 1989). Mais especificamente, como avança Ghosh e Clayton, 1996, se os preços do portefólio accionista e do contrato de futuros são cointegrados, então o modelo convencional encontra-se mal especificado porque envolve uma sobre-diferenciação, o que obscurece a relação de equilíbrio de longo prazo, além de que não considera razoavelmente as dinâmicas de curto prazo ao não incluir valores desfasados das variáveis.

Segundo, o modelo convencional assume implicitamente que o risco no mercado *spot* e no mercado de futuros é constante ao longo do tempo e, conseqüentemente, a rácio de cobertura que minimiza o risco é independente do tempo. É, no entanto, mais realista considerar que o risco de cada activo se altera à medida que nova informação chega aos mercados. Por exemplo, de acordo com a hipótese de Samuelson, a volatilidade nos mercados de futuros deve aumentar à medida que o contrato se aproxima da sua data de vencimento, porque estando o mercado de futuros mais próximo do mercado subjacente, a informação acerca deste mercado é recebida a um ritmo cada vez maior. Os estudos empíricos acerca da estabilidade das rácios de cobertura, como, por exemplo, Figlewski, 1984, 1985, Holmes, 1996, e Boveroux e Minguet, 1998, têm vindo a confirmar a hipótese de que a distribuição conjunta dos preços do índice e do futuro é dependente do tempo, e logo, os primeiros e segundos momentos assim como os momentos-cruzados são variáveis. Pode-se portanto deduzir que, se se confirmar a hipótese de que a distribuição conjunta dos preços é dependente do tempo, então a rácio de cobertura convencional é uma média das verdadeiras rácios de cobertura de variância mínima que sucessivamente se vão afirmando. Neste sentido, recentemente foram efectuados vários estudos considerando modelos *BGARCH* (bivariate generalized autoregressive conditional heteroscedasticity). Por exemplo, Cecchetti et. al., 1988, consideram os futuros sobre taxas de juro, Kroner e Sultan, 1993, analisam os futuros sobre divisas Bera et. al., 1997, estudam os futuros sobre mercadorias, e, Park e Switzer, 1995, e Gagnon e Lypny, 1997, investigam os futuros sobre índices accionistas.

O presente estudo é dirigido a algumas problemáticas inerentes às operações de cobertura realizadas através do contrato de futuros *PSI-20* (*Portuguese Stock Index*). Este contrato de futuros foi estabelecido em Junho de 1996 pela Bolsa de Derivados do Porto, e incide sobre um índice aritmético de capitalização bolsista constituído pelas vinte acções mais líquidas transaccionadas na Bolsa de Valores de Lisboa. Estes contratos encontram-se sujeitos a um processo de negociação automática através do *SEND* (Sistema Electrónico de Negociação de Produtos Derivados). Cada *tick* do contrato tem actualmente um valor monetário de 1 Euro, sendo o limite de variação máxima de ± 400 *ticks*. Em cada momento encontram-se disponíveis três contratos de futuros com vencimento no mês corrente, no mês seguinte e no mês mais próximo do ciclo Março, Junho, Setembro e Dezembro. O último dia de negociação ocorre na terceira Sexta-feira do mês de vencimento. Estes contratos encontram-se sujeitos a liquidação financeira que ocorre no dia útil a seguir ao último dia de negociação.

O contrato *PSI-20*, cuja dimensão possibilita quer a intervenção de investidores institucionais quer de investidores individuais nacionais, foi bem aceite pelo mercado, o que se espelha no aumento gradual quer do volume de transacção quer no valor do *open interest*. O volume de transacção médio diário foi de aproximadamente 620 contratos em 1996, aumentando para 8620 contratos em 1998. Durante o período de Junho de 1996 a Dezembro de 1998, o *open interest* e o montante de transacção médios diários, cifraram-se em 10650 contratos e 5240 milhões de escudos respectivamente. Até 22 de Janeiro de 1999, o contrato de Outubro de 1998, foi o mais transaccionado, com um máximo de transacção de 22886 contratos e um máximo de *open interest* de 22398 contratos.

Ao contrário da maioria dos mercados de futuros sobre índices accionistas anglo-saxónicos, que têm um ciclo de vencimentos trimestrais, o *hedger* que intervém no mercado de futuros *PSI-20* pode sempre utilizar contratos cuja maturidade é inferior a um mês, mesmo quando efectua o *roll over* para outro contrato. Em qualquer momento, o contrato "mais próximo" é sempre aquele que possui uma liquidez nitidamente superior, além de que usufrui dum menor risco de base, já que quanto menor é a vida residual do contrato menor é a incerteza das determinantes fundamentais da base e consequentemente menores e menos persistentes devem ser os desvios de arbitragem. Daqui resulta, em última análise, que as operações de cobertura através do futuro *PSI-20* devem ser mais eficazes do que aquelas realizadas nos mercados anglo-saxónicos. Neste sentido, o presente estudo é algo original, porquanto o contrato de futuros em análise tem características temporais diferentes da maioria dos contratos analisados na literatura.

O presente trabalho pretende estudar : (1) a sensibilidade das rácios de cobertura variáveis em relação às diversas especificações alternativas da matriz de variâncias-covariâncias, e os testes que podem ser utilizados para seleccionar o modelo mais apropriado; (2) os padrões temporais das rácios e da medida de eficácia da cobertura; e, finalmente, (3) o efeito de diminuição da variância do portefólio coberto, *ex post* e *ex ante*, produzido pelas rácios variáveis em relação às rácios de cobertura constantes e o seu significado económico.

Este artigo encontra-se estruturado da seguinte forma: na secção II são apresentadas as várias teorias da cobertura num contexto média-variância e as técnicas alternativas para a modelação da matriz variâncias-covariâncias; na secção III os dados são discutidos e é efectuada uma análise preliminar sobre a distribuição empírica dos preços do índice e do futuro; na secção IV são analisados os impactos do "amadurecimento" do mercado, da maturidade do contrato e da duração da cobertura sobre as rácios e a eficácia da cobertura, é também apresentada a estimação dos vários modelos, assim como os resultados da sua aplicação em termos de eficácia de cobertura; na secção V são sumariadas as principais conclusões.

II. AS TEORIAS SOBRE AS OPERAÇÕES DE COBERTURA

O MODELO MÉDIA-VARIÂNCIA E A COBERTURA DINÂMICA

Os modelos de cobertura podem ser construídos através da modelação dum problema de decisão de investimento a dois períodos, baseado no objectivo individual da maximização da utilidade esperada e assumindo que o único instrumento de cobertura disponível é o contrato de futuros em análise.

Como os preços do contrato de futuros e do índice subjacente estão intimamente relacionados, a cobertura duma determinada posição *spot* implica a abertura duma posição de sentido contrário sobre um determinado número de contratos de futuros, porquanto os ganhos (perdas) neste mercado compensam as perdas (ganhos) não antecipadas no activo subjacente. A cobertura será *ex post* perfeita se a compensação for total, originando dessa forma um portefólio coberto com risco nulo e um resultado igual à base no momento de iniciação da operação de cobertura. Isto significa que a variável de decisão é o número de contratos a transaccionar, ou de outra forma, a rácio de cobertura, que não é mais do que a posição relativa no mercado de futuros.

Sejam F_t e F_{t+1} os logaritmos naturais dos preços do contrato de futuros no momento t e no momento $t+1$, e S_t e S_{t+1} os logaritmos naturais dos preços do portefólio subjacente no momento t e $t+1$, respectivamente. Suponha-se que um determinado investidor tem uma posição longa de uma unidade no mercado *spot*, que se mantém fixa ao longo do tempo, e uma posição curta de $-b$ unidades no mercado de futuros. A rentabilidade do portefólio coberto no momento $t+1$ é dada por:

$$R_{t+1} = s_{t+1} - b_t \cdot f_{t+1} \quad (1)$$

onde $s_{t+1} = S_{t+1} - S_t$ e $f_{t+1} = F_{t+1} - F_t$ são, respectivamente, as taxas de rentabilidade instantâneas do activo *spot* e do contrato de futuros e b_t é a rácio de cobertura utilizada no momento t .²

Considerando que as preferências do investidor podem ser modeladas através da seguinte função de utilidade esperada média-variância:

$$E[U(R_{t+1} | \mathbf{f}_t)] = E(R_{t+1} | \mathbf{f}_t) - \frac{1}{2} \text{Var}(R_{t+1} | \mathbf{f}_t) \quad (2)$$

onde $\frac{1}{2}$ é o grau de aversão ao risco do investidor, tal que $\frac{1}{2} > 0$, e \mathbf{f}_t é o conjunto de informação existente no momento t , então a procura relativa de contratos de futuros que maximiza a utilidade é:

$$b_t^* = \frac{\text{Cov}(s_{t+1}, f_{t+1} | \mathbf{f}_t)}{\text{Var}(f_{t+1} | \mathbf{f}_t)} - \frac{1}{2} \frac{E(f_{t+1} | \mathbf{f}_t)}{\text{Var}(f_{t+1} | \mathbf{f}_t)} \quad (3)$$

A expressão (3) coloca em foco dois aspectos essenciais. Primeiro, a rácio de cobertura pode variar ao longo do tempo à medida que nova informação chega ao mercado, e, segundo, o investidor apenas é um *hedger* puro se se avançar a hipótese bastante restritiva de aversão infinita ao risco, ou então que o preço do contrato de futuros segue uma martingala, isto é, $E(f_{t+1} | \mathbf{f}_t) = 0$.³ Neste caso, a rácio de cobertura óptima coincide com a rácio de variância mínima condicional à informação relevante:

$$b_t^* = b_t^{vm} = \frac{\text{Cov}(s_{t+1}, f_{t+1} | \mathbf{f}_t)}{\text{Var}(f_{t+1} | \mathbf{f}_t)} \quad (4)$$

Se as preferências são temporalmente aditivas, a decisão multi-períodos pode ser expressa como uma sequência de escolhas a um período, o que se encontra inerente à realização duma estratégia de cobertura dinâmica, de acordo com a qual se procede a reajustamentos da rácio de cobertura em cada período de decisão. Mas se a distribuição conjunta dos preços do índice e do futuro é constante ao longo do tempo, então a

² A definição da rentabilidade do portefólio coberto dada por (1) assume implicitamente que o portefólio accionista não recebe dividendos. A abstracção desta parte dos rendimentos *spot* é justificada quer pelo facto de que os dividendos são historicamente estáveis, apresentando uma dimensão reduzida relativamente às alterações dos preços, além de que normalmente são anunciados alguns dias antes da sua distribuição (Figlewski, 1984).

³ Sobre a problemática do prémio de risco nos mercados de futuros sobre índices accionistas vide Sebastião, 1998: cap. IV.

sequência de rácios de cobertura para todo o período de gestão do portefólio, definida por $\{b_t^{mv}, b_{t+1}^{mv}, \dots, b_T^{mv}\}$ resulta em $b_i^{vm} = b_j^{vm}, \forall i, j \in [t, T]$, e, como tal, perante o problema da maximização da utilidade esperada, os modelos que produzem rácios de cobertura constantes são, os indicados para estimar a variável de decisão (Kroner e Sultan, 1993).

Cumulativamente, se, por hipótese, $s_{t+1} = f_{t+1}, \forall t$, isto é, se a base é constante ao longo do tempo, então o *hedger* deve adoptar uma rácio de cobertura unitária (*equal and opposite hedge*). Esta prescrição clássica, que vigorou antes da hipótese da especulação sobre a base de Working (1953, 1962), ganhou a denominação de *cobertura naïfe*.

O MODELO GERAL E A ESPECIFICAÇÃO DOS MODELOS BGARCH

De acordo com Engle e Granger, 1987, duas variáveis, x_t e y_t , são cointegradas de ordem $CI(1,1)$ se são integradas de ordem $I(1)$ e se existe uma combinação linear $z_t = y_t - a - c x_t$, que é $I(0)$. O que implica, e é implicado, que a dinâmica de curto prazo das variáveis deve incorporar a relação de equilíbrio de longo prazo. Desta forma, as variáveis, x_t e y_t , partilham o mesmo *trend* estocástico de longo prazo, embora as séries univariadas possam seguir processos estocásticos de curto prazo diferenciados.⁴ Assim, no presente trabalho, parte-se da hipótese de cointegração entre os preços do índice e do futuro e, a modelação da média condicional das variáveis é efectuada considerando um *VECM* (*vector error correction model*):

$$s_t = \mathbf{b}_{0s} + \mathbf{b}_{1s}(S_{t-1} - c F_{t-1}) + \sum_{i=1}^{n_s} g_{is} s_{t-i} + \sum_{j=1}^{m_s} l_{js} f_{t-j} + \mathbf{e}_{st} \quad (5)$$

$$f_t = \mathbf{b}_{0f} + \mathbf{b}_{1f}(S_{t-1} - c F_{t-1}) + \sum_{i=1}^{n_f} g_{if} s_{t-i} + \sum_{j=1}^{m_f} l_{jf} f_{t-j} + \mathbf{e}_{ft}$$

$$\mathbf{e}_t / \mathbf{f}_{t-1} \sim BN(0, H_t), \text{ com } \mathbf{e}_t = \begin{bmatrix} \mathbf{e}_{st} \\ \mathbf{e}_{ft} \end{bmatrix} \text{ e } H_t = \begin{bmatrix} h_{ss,t} & h_{sf,t} \\ h_{fs,t} & h_{ff,t} \end{bmatrix} \quad (6)$$

A motivação por detrás da aplicação dos modelos *BGARCH* é que estes permitem modelar, não só os segundos momentos condicionais, mas também os momentos cruzados, com especial relevância, neste caso, para a covariância contemporânea entre os preços do índice e do futuro. Assim, em (6) o vector dos termos de erro condicionais à informação disponível em $t-1$ segue uma lei normal bivariada, sendo H_t a matriz de variâncias-covariâncias dependente do tempo, que, por definição, é definida positiva.⁵

A constante c é denominada parâmetro de cointegração e é igual á inclinação da seguinte recta de regressão de longo prazo:

$$S_t = a + c F_t + e_t \quad (7)$$

Esta relação de longo prazo é justificada teoricamente pelo facto de que, devido às operações de arbitragem, os preços contemporâneos do futuro e do índice não podem estar muito distanciados. Portanto, a equação (7) corresponde à relação de equilíbrio do modelo *cost-of-carry* para os contratos de futuros sobre índices accionistas, na hipótese de que as determinantes fundamentais da base são estacionárias (Park e Switzer, 1995).

⁴ A apoiar estas assumções encontram-se vários estudos empíricos, por exemplo Stoll e Whaley, 1990, Chan, 1992, e Martikainen et al, 1995, que documentam a existência de relações *leads/lags* entre o mercado accionista e o mercado de futuros sobre índices accionistas.

⁵ Este modelo assume implicitamente um prémio de risco constante quer no mercado de futuros quer no mercado do índice, incluindo um processo martingala para os contratos de futuros, isto é, por hipótese, estes activos têm um risco nulo.

Uma forma de parametrização geral dum $BGARCH(p,q)$, apresentada por Bera et al., 1997, é a seguinte:

$$vech(H_t) = vech(K) + \sum_{i=1}^p \mathbf{G}_i vech(H_{t-1}) + \sum_{j=1}^q D_j vech(\mathbf{e}_{t-j} \mathbf{e}'_{t-j}) \quad (8)$$

Onde "vech" é a operação que transforma o triângulo inferior numa matriz simétrica numa coluna, K é uma matriz 2×2 simétrica, \mathbf{G}_i e D_j são matrizes 3×3 de coeficientes relacionados com os segundos momentos e momentos cruzados desfasados, centrados e não centrados respectivamente.

Esta parametrização geral não garante que H_t seja definida positiva sem se imporem restrições paramétricas não-lineares, além de que contém demasiados parâmetros. Para um $BGARCH(1,1)$, podemos considerar várias especificações simplificadoras alternativas.

De acordo com a parametrização sugerida por Engle e Kroner, 1995, e utilizada por Gagnon e Lypny, 1997, o primeiro modelo, denominado modelo de parametrização definida positiva (MDP) considera:

$$H_t = \begin{bmatrix} k_{ss} & k_{sf} \\ k_{fs} & k_{ff} \end{bmatrix}' \begin{bmatrix} k_{ss} & k_{sf} \\ k_{fs} & k_{ff} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \mathbf{g}_{ss} & \mathbf{g}_{sf} \\ \mathbf{g}_{fs} & \mathbf{g}_{ff} \end{bmatrix}' H_{t-1} \begin{bmatrix} \mathbf{g}_{ss} & \mathbf{g}_{sf} \\ \mathbf{g}_{fs} & \mathbf{g}_{ff} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \mathbf{d}_{ss} & \mathbf{d}_{sf} \\ \mathbf{d}_{fs} & \mathbf{d}_{ff} \end{bmatrix}' \mathbf{e}_{t-1} \mathbf{e}'_{t-1} \begin{bmatrix} \mathbf{d}_{ss} & \mathbf{d}_{sf} \\ \mathbf{d}_{fs} & \mathbf{d}_{ff} \end{bmatrix} \quad (9)$$

Neste modelo é garantido que H_t seja definida positiva e permite-se a existência de efeitos cruzados entre os vários momentos. A estimação do modelo envolve 11 parâmetros e é efectuada considerando a restrição adicional $k_{fs} = 0$.

Tendo por base esta parametrização é possível estipular três modelos restritos. Um segundo modelo, denominado modelo de parametrização definida positiva diagonal (MD), donde ainda resultam rácios de cobertura variáveis, mas onde se limitam as variâncias e a covariância a seguirem processos $ARMA$:⁶

$$H_t = \begin{bmatrix} k_{ss} & k_{sf} \\ 0 & k_{ff} \end{bmatrix}' \begin{bmatrix} k_{ss} & k_{sf} \\ 0 & k_{ff} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \mathbf{g}_{ss} & 0 \\ 0 & \mathbf{g}_{ff} \end{bmatrix}' H_{t-1} \begin{bmatrix} \mathbf{g}_{ss} & 0 \\ 0 & \mathbf{g}_{ff} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \mathbf{d}_{ss} & 0 \\ 0 & \mathbf{d}_{ff} \end{bmatrix}' \mathbf{e}_{t-1} \mathbf{e}'_{t-1} \begin{bmatrix} \mathbf{d}_{ss} & 0 \\ 0 & \mathbf{d}_{ff} \end{bmatrix} \quad (10)$$

O terceiro modelo, denominado modelo condicional à informação (MCI) é uma versão restrita do anterior, considerando uma matriz variâncias-covariâncias constante, de tal forma que:

$$H_t = \begin{bmatrix} k_{ss} & k_{sf} \\ 0 & k_{ff} \end{bmatrix}' \begin{bmatrix} k_{ss} & k_{sf} \\ 0 & k_{ff} \end{bmatrix}, \quad \forall t \quad (11)$$

Desta forma, a rácio de cobertura é constante, mas condicional à informação relevante, uma vez que as equações das médias são definidas por (5).

Se cumulativamente se impuserem restrições em relação às equações da média (5), nomeadamente que todos os parâmetros são nulos, com excepção de \mathbf{b}_{os} e \mathbf{b}_{of} ,

⁶ Outra forma bastante usual de especificação do modelo diagonal é a seguinte:

$$vech(H_t) = \begin{bmatrix} h_{ss,t} \\ h_{sf,t} \\ h_{ff,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} k_{ss} \\ k_{sf} \\ k_{ff} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \mathbf{g}_{ss} & 0 & 0 \\ 0 & \mathbf{g}_{sf} & 0 \\ 0 & 0 & \mathbf{g}_{ff} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} h_{ss,t-1} \\ h_{sf,t-1} \\ h_{ff,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \mathbf{d}_{ss} & 0 & 0 \\ 0 & \mathbf{d}_{sf} & 0 \\ 0 & 0 & \mathbf{d}_{ff} \end{bmatrix} \mathbf{e}_{t-1} \mathbf{e}'_{t-1}$$

Todavia, para que H_t seja definida positiva é necessário que:

$$k_{ss} > 0, k_{ff} > 0, k_{ss}k_{ff} - k_{sf}^2 > 0 \text{ e} \\ \mathbf{d}_{ss} > 0, \mathbf{d}_{ff} > 0, \mathbf{d}_{ss}\mathbf{d}_{ff} - \mathbf{d}_{sf}^2 > 0.$$

Infelizmente, para a base de dados em estudo não se verificam as condições anteriores, e como tal a aplicabilidade deste modelo é colocada em causa.

então o modelo é equivalente ao modelo convencional (*MC*) e servirá de padrão para a avaliação da eficácia da cobertura dos vários modelos.

De acordo com o modelo convencional, (vide Ederington, 1979) a rácio de cobertura que minimiza a variância é estimada através da aplicação do *MMQO* à seguinte recta de regressão:

$$s_t = \mathbf{b}_0 + \mathbf{b}_1 f_t + \mathbf{e}_t \quad (12)$$

onde $\mathbf{b}_1 = \hat{\rho}^{vm}$. A medida da eficácia da cobertura, e , seria dada pelo quadrado do coeficiente de correlação linear entre a rentabilidade do portefólio coberto e a rentabilidade do portefólio não coberto, isto é, do activo subjacente.

$$e = r_{sf}^2 = 1 - \frac{Var(R_{t+1})}{Var(s_{t+1})} \quad (13)$$

De acordo com a interpretação usual da regressão pelo *MMQO*, o coeficiente de determinação R^2 seria uma boa medida da eficácia da cobertura *ex post*, pois quanto maior for o valor de R^2 maior será a proporção da variância da rentabilidade do activo *spot* explicada pela rentabilidade do contrato de futuros, e logo melhor é a cobertura.

Além dos modelos anteriores, considera-se um quinto modelo, que impõe um coeficiente de correlação, entre as rentabilidades do índice e do futuro, constante (*MCC*), cuja especificação de H_t , avançada por Bollerslev, 1990, é a seguinte:

$$H_t = \begin{bmatrix} h_{ss,t} & h_{sf,t} \\ h_{fs,t} & h_{ff,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} h_{s,t} & 0 \\ 0 & h_{f,t} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 & r_{sf} \\ r_{sf} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} h_{s,t} & 0 \\ 0 & h_{f,t} \end{bmatrix} \quad (14.a)$$

onde r_{sf} (com $|r_{sf}| < 1$) é o coeficiente de correlação independente do tempo, e as variâncias individuais, $h_{s,t}^2$ e $h_{f,t}^2$, seguem processos *GARCH(1,1)* univariados:

$$\begin{aligned} h_{s,t}^2 &= k_{ss} + \mathbf{g}_{ss} h_{s,t-1}^2 + \mathbf{d}_{ss} \mathbf{e}_{s,t-1}^2 \\ h_{f,t}^2 &= k_{ff} + \mathbf{g}_{ff} h_{f,t-1}^2 + \mathbf{d}_{ff} \mathbf{e}_{f,t-1}^2 \end{aligned} \quad (14.b)$$

Esta definição apesar de apelativa, impõe a hipótese bastante forte da constância de r_{sf} . Efectivamente, vários estudos empíricos direccionados para a análise do risco de base nos mercados de futuros sobre índices accionistas constataam que, no longo prazo, os mercados do índice e do futuro se encontram melhor arbitrados à medida que este "amadurece", e, no curto prazo, encontram-se melhor arbitrados à medida que o contrato de futuros se aproxima da sua data de vencimento (vide, por exemplo, Merrick, 1988, e Figlewski, 1984, 1985). Isto significa que o coeficiente de correlação entre os preços do índice e do futuro sofre flutuações de curto prazo, embora possuindo uma tendência de longo prazo crescente. Daqui se conclui que a constância do coeficiente de correlação é essencialmente uma questão empírica, sob a qual pende a validade do modelo.

III. DADOS E ANÁLISE PRELIMINAR

DADOS

Quando se consideram os contratos de futuros sobre índices accionistas é razoável pressupor que na realidade, as intervenções dos *hedgers* envolvem operações de cobertura cruzada (*cross hedges*), na medida em que normalmente o portefólio cujo risco se deseja cobrir tem uma composição diferente do conjunto de acções que servem de base para o cálculo do índice subjacente. As coberturas cruzadas expõem o *hedger*

ao risco de correlação, pois, no momento de levantamento da cobertura, o preço do portfólio é diferente do preço do índice. Todavia, a rácio de cobertura que minimiza a variância para o índice é facilmente ajustada a qualquer portfólio através da multiplicação pelo seu beta em relação ao índice (Edwards e Ma, 1992: 249-251). Assim, de forma a manter a comparabilidade com estudos empíricos anteriores, e porque aquele procedimento bietápico é bastante pragmático, o presente estudo dirige-se à cobertura do portfólio accionista subjacente ao contrato de futuros *PSI-20*.

A base de dados deste estudo consiste nos preços de fecho diários do índice *PSI-20* e nos preços de referência diários do futuro *PSI-20*; ⁷ providenciados pela Bolsa de Derivados do Porto, para o período amostral de 24 de Junho de 1996 a 21 de Janeiro de 1999. A amostra é composta por 638 observações, assegurando-se que para cada dia de transacção existe o par de preços do índice e do futuro, ⁸ sendo 538 observações utilizadas na estimação dos vários modelos e as restantes em análises fora-da-amostra.

A periodicidade dos dados impõe a assunção de que o período de decisão é o dia de transacção, o que se coaduna com o padrão temporal do mecanismo de marcação-ao-mercado a que estão sujeitos os futuros (Duffie, 1989: 215-224). Assim, pressupõe-se que os *hedgers* revêm dia-a-dia as posições tomadas no mercado de futuros, tendo por base a evolução dos preços. Neste sentido existe uma separação nítida entre o horizonte de cobertura e o período de gestão do portfólio accionista.

Como os contratos de futuros *PSI-20* têm uma maturidade reduzida, além de que, em cada momento, se encontram disponíveis para transacção três contratos com maturidades diferentes, há que efectuar a “colagem” das séries dos preços de diferentes contratos, o que implica a escolha quer do contrato de futuros a utilizar quer do momento preciso da “colagem”. A metodologia a adoptar deve ser pautada por aquilo que se pensa ser o comportamento típico dos *hedgers*. Nomeadamente, (1) os *hedgers* devem utilizar o contrato mais líquido e com menor maturidade, porque é este que potencia a redução do risco de base; adoptando estratégias de *roll over* quando o seu horizonte de cobertura é superior à maturidade do contrato, e, (2) no modelo de estimação da rácio de cobertura não deve ser considerado o último dia de negociação, uma vez que o *hedger* sabe *a priori* que nesse dia, para uma cobertura diária, o risco de base é, por imposição institucional, nulo e a rácio de cobertura de variância mínima é necessariamente igual à unidade⁹.

Tendo em atenção os considerandos anteriores, neste estudo são utilizados os preços do contrato “mais próximo” até ao penúltimo dia de negociação.¹⁰ Independentemente do momento escolhido, a “colagem” de preços de diferentes contratos introduz descontinuidades nos preços que poderão ser não triviais; todavia, o exame dos preços dos futuros em torno dos pontos de “colagem” não revelou qualquer diferença apreciável em relação ao resto da amostra.

⁷ No presente estudo é assumido que todos os activos têm uma distribuição log-normal e conseqüentemente são analisados os logaritmos naturais dos preços.

⁸ Durante o período considerado faltavam os preços do futuro *PSI-20* para os dias 27/03/1997 e 09/04/1998.

⁹ Ainda sobre a problemática da colagem das séries dos futuros, vide Sebastião, 1998: 103-104, 110-111.

¹⁰ Deve-se frisar que ao contrário do que se passa com os contratos de futuros sobre índices nos países anglo-saxónicos, a liquidez do contrato de futuros *PSI-20* não diminui drasticamente na última semana em que o contrato se encontra disponível para transacção, vide por exemplo Park e Switzer, 1995, e Gagnon e Lypny, 1997.

ANÁLISE PRELIMINAR

De forma a classificar as séries quanto às suas propriedades temporais, nomeadamente no que respeita à existência de *trends*, *drifts* e raízes unitárias, foram efectuados os testes Augmented Dickey-Fuller, *ADF*, Phillips-Perron, *PP*, e Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shinn, *KPSS*, considerando para os três testes quatro desfasamentos. Em contraste com os testes *ADF* e *PP*, cuja hipótese nula é a de não estacionariedade, o teste *KPSS* assume a estacionariedade sob a hipótese nula. Utilizados conjuntamente, os três testes providenciam inferências robustas acerca da ordem de integração das séries. Conjuntamente, foi aplicado o teste de cointegração Engle-Granger. Os resultados são apresentados nas tabelas 1.1 e 1.2.

Os testes *ADF* e *PP*, aplicados aos logaritmos naturais dos preços, indicam a não rejeição da hipótese nula de raiz unitária, enquanto os testes *KPSS* rejeitam a hipótese nula de estacionariedade. A conclusão de que as séries são $I(1)$ é corroborada pelos testes aplicados às primeiras diferenças (taxas de rentabilidade instantâneas), com a excepção do teste *KPSS*, em torno dum *drift* e *trend*, h_t , que rejeita a hipótese de estacionariedade ao nível de 5% para o índice e para o futuro, mas não ao nível de 1%. De acordo com o procedimento sequencial desenvolvido por Holden e Perman, 1994: 62-66, podemos concluir que as séries dos logaritmos dos preços não possuem *trend* nem *drift* e têm uma raiz unitária. Existe no entanto algumas reservas quanto à existência de *drift* na série do índice, uma vez que, de acordo com os testes $PP(4)$, $Z(f_2)$ não é significativo quer ao nível de 1% quer ao nível de 5%, mas $Z(f_1)$ é significativo ao nível de 5% mas não ao nível de 1%.

Os resultados do teste de cointegração apontam no sentido da existência duma relação de equilíbrio de longo prazo, sendo o parâmetro de cointegração muito próximo da unidade, o que está em concordância com o resultado de vários estudos empíricos (vide, por exemplo, Park e Switzer, 1995) .

As características das séries univariadas das rentabilidades do índice e do futuro *PSI-20* são sumariadas na tabela 2. O valor do excesso de *kurtosis* sugere que as distribuições são leptocúrticas, o que indicia a existência de heteroescedasticidade.

ADF(4)		PP(4)		Valores críticos			
	Índice	Futuro		Índice	Futuro	1%	5%
t	2.69948 (-8.81950)	2.66018 (-9.31774)	$Z(t)$	3.02899 (-20.28613)	2.90701 (-19.5902)	-2.58	-1.95
t_m	-0.67700 (-9.24058)	-0.67712 (-9.73688)	$Z(t_m)$	-0.68054 (-20.60050)	-0.68118 (-19.8523)	-3.43	-2.86
t_t	-1.80132 (-9.23585)	-1.78540 (-9.73158)	$Z(t_t)$	-1.64658 (-20.58693)	-1.6956 (-19.8372)	-3.96	-3.41
f_1	3.95363 (42.70445)	3.84652 (47.41129)	$z(f_1)$	4.90568 (212.19846)	4.53935 (197.065)	6.43	4.59
f_2	3.61048 (28.46393)	1.64737 (31.59378)	$z(f_2)$	4.02532 (141.28912)	3.82873 (131.186)	6.09	4.86
f_3	1.67786 (42.68560)	3.51816 (47.38276)	$z(f_3)$	1.42040 (211.92551)	1.49606 (196.7718)	8.27	6.25
KPSS(4)							
			h_m	10.57107 (0.15683)	10.55565 (0.15072)	0.739	0.463
			h_t	0.45861 (0.15284)	0.48227 (0.14758)	0.216	0.146

Parâmetros		ADF(4)	PP(4)	Valores críticos	
a	c	t	$Z(t)$	1%	5%
-0.03444 (0.00617)	1.0039 (0.00069)	-4.62055	-10.03652	-3.92	-3.35

Na tabela 1.1 são apresentadas as diversas estatísticas dos testes de raízes unitárias quer para os logaritmos naturais dos preços quer para as taxas de rentabilidade instantâneas, que se encontram entre parênteses. Foram adoptados 4 desfasamentos, número esse que elimina a autocorrelação dos resíduos das regressões de ordem 2, 4, 8 e $T/4 \cong 135$, medida através do teste *LM*. Os valores críticos para os testes *ADF* e *PP* foram retirados de Enders, 1996: 198-201, e correspondem àqueles obtidos por Dickey-Fuller. Para os testes *KPSS* foram utilizados os valores críticos de Kwiatkowski et al., 1992. Nos testes *PP* e *KPSS* foi utilizada a janela de desfasamentos proposta por Newey e West, 1987, para assegurar a definição semipositiva da matriz de variâncias-covariâncias. Os testes denotados com t , t_m e t_t e os correspondentes $Z(\cdot)$, são obtidos considerando a ausência de *trend* e *drift*, com *drift*, e com *trend* e *drift*, respectivamente. Os testes f_1 , f_2 e f_3 , e correspondentes $Z(\cdot)$ são os testes conjuntos às varias combinações de *drift*, *trend* e raiz unitária. Os testes de cointegração, *ADF(4)* e *PP(4)*, apresentados na tabela 1.2 foram aplicados aos resíduos da equação (7), e consideram a inexistência de *trend* ou *drift*. Os valores críticos foram obtidos de Mackinnon, 1991. São também apresentados os valores dos parâmetros estimados pelo *MMQO* e respectivos desvios-padrão (entre parênteses).

Variável	Média	Desvio- -padrão	Assimetria	Excesso de Kurtosis	Mínimo	Máximo
s_t	0.0017	0.0115	-0.2892	6.8887	-0.0640	0.0694
f_t	0.0017	0.0122	-0.5875	4.1306	-0.0657	0.0436

As notações s_t e f_t representam as taxas de rentabilidade instantâneas do índice e do futuro *PSI-20* respectivamente. O excesso de *kurtosis* toma como padrão a distribuição normal.

IV. COMPARAÇÃO ENTRE AS TÉCNICAS DE COBERTURA

OS EFEITOS “AMADURECIMENTO” DO MERCADO, MATURIDADE DO CONTRATO E DURAÇÃO DA COBERTURA

Para um dado horizonte de cobertura, é de pressupor que existem vários factores que contribuem para a não estabilidade das rácios de cobertura. Em particular, para o período em estudo, que engloba os primeiros meses de transacção do futuro *PSI-20*.

É razoável considerar que durante o período de implantação do mercado o "ruído" é substancial, contribuindo para a existência de desvios de arbitragem, cuja importância tendencialmente diminui à medida que o mercado “amadurece”. Figlewski, 1984, avança que este "ruído" inicial seria a expressão da ineficiência informacional do mercado emergente, do comportamento irracional de alguns investidores, que se encontram ainda numa fase de aprendizagem, ou ainda da ineficiência institucional e da insuficiente oferta de capital de arbitragem. Ora, como salienta Merrick, 1988, a rácio de variância mínima é igual à multiplicação de duas componentes: uma, altamente previsível, que diz respeito à rácio que minimiza o risco no caso da relação de equilíbrio se verificar sempre, a outra refere-se ao factor de ajustamento respeitante à sub ou sobreavaliação dos contratos. Portanto, quanto menores e menos persistentes forem os desvios de arbitragem, *ceteris paribus*, maior deverá ser a rácio de cobertura e a eficácia da operação.

Na tabela 3.1 são estudadas as rácios e a eficácia da cobertura para subperíodos da amostra.¹¹ O efeito "amadurecimento" do mercado de futuros é confirmado, mas não de forma inequívoca. O penúltimo subperíodo apresenta o valor mais elevado para a rácio de cobertura e, paradoxalmente, um valor reduzido para a medida de eficácia *ex post*. Esta discrepância deve-se provavelmente ao comportamento anormalmente altista dos preços durante o segundo semestre de 97.

O facto da base, por força das operações de arbitragem *cash-and-carry*, convergir necessariamente para zero à medida que a data de vencimento do contrato se aproxima, implica que as rácios de cobertura são dependentes do tempo. Efectivamente, se quer o grau de incerteza respeitante às determinantes fundamentais da base, quer os desvios em relação ao seu valor de equilíbrio, tendem a diminuir, então o risco de base deve diminuir tendencialmente para zero à medida que a data de vencimento se aproxima. Castelino, 1989, 1990, e Castelino et al., 1991, concluem que a rácio de variância mínima é função do momento em que a cobertura se inicia, pelo efeito da maior ou menor previsibilidade da base, e, sobretudo, do momento em que é levantada. Logo, à medida que a data de vencimento do contrato se aproxima a rácio de cobertura deve tender para a unidade e a eficácia da cobertura deve aumentar.

A tabela 3.2 reporta o efeito maturidade do contrato. Verifica-se que, perante a partição das séries de acordo com a vida residual do contrato, a rácio e a eficácia da cobertura aumentam de 13% e 11.4%, respectivamente, quando se passa de dados a mais de uma semana para dados a cinco dias ou menos da expiração.

¹¹ Também foram efectuados testes de estacionariedade, *ADF(4)*, *PP(4)* e *KPSS(4)*, às séries das rácios de cobertura geradas pelo *MMQO* recursivos, considerando janelas móveis com uma dimensão de 50, 75, 100, 125 e 150. As rácios foram subsequentemente reestimadas para cada grupo consecutivo de observações deixando cair a primeira observação e acrescentando a observação seguinte. Esses testes não serão apresentados, todavia deve mencionar-se que todas séries obtidas eram nitidamente não estacionárias, o que contrasta marcadamente com os resultados de Holmes, 1996.

Tabela 3.1

O efeito “amadurecimento” do mercado

Período de estimação	Nº de obs.	b^{vm}	desvio-padrão	R^2
24/06/96 a 31/12/96	131	0.70310	0.00211	0.66104
02/01/97 a 30/06/97	119	0.85637	0.00327	0.86105
01/07/97 a 31/12/97	126	0.91537	0.00646	0.77757
02/01/98 a 26/08/98	162	0.86573	0.00467	0.90536

Tabela 3.2

O efeito maturidade do contrato

Maturidade do contrato	Nº de obs	b^{vm}	desvio-padrão	R^2
> 1 semana	412	0.87884	0.00463	0.88024
≤ 1 semana	126	0.96775	0.00484	0.98058

Tabela 3.3

O efeito duração da cobertura

Duração da cobertura	Nº de obs	b^{vm}	desvio-padrão	R^2
diária	538	0.87394	0.00445	0.850961
semanal	114	0.95873	0.00552	0.958726

As tabelas anteriores apresentam os resultados da estimação da recta de regressão (12) pelo *MMQO*, considerando várias amostras. São apresentadas as estimativas das rácios de variância mínima, b^{vm} , o desvio-padrão dos resíduos e o coeficiente de determinação da estimação, R^2 . Na tabela 3.1 foi efectuada a partição da amostra em subperíodo. Na tabela 3.2 foram construídos dois conjuntos de dados, onde o primeiro engloba as séries das taxas de rentabilidade instantâneas para os dias de transacção de 4 a 1 semanas de calendário antes da expiração, e o segundo respeita às taxas que distam de 5 ou menos dias da expiração do contrato. Na tabela 3.3 foram efectuadas estimações sobre dados diários e sobre dados semanais, de Quarta-a-Quarta, para o período total de 24/06/1996 a 26/08/1998, considerando quando não existe transacção na Quarta-feira dada semana o dia útil anterior.

As rácios e a eficácia da cobertura dependem também da duração da operação. Se, logicamente, a variância das rentabilidades do futuro e do índice aumentam com o período de medição, então quanto maior for a duração da cobertura menor será o risco de base em relação ao risco total, o que aumenta o valor do coeficiente de correlação entre as duas rentabilidades, aumenta a rácio que minimiza a variância e a eficácia da cobertura (Holmes, 1996). Por outro lado, se os preços *spot* e do futuro são cointegrados, então cada série de preços pode ser decomposta numa componente transitória e numa componente permanente. Desta forma, a importância da parte permanente é função directa da duração da cobertura, e conseqüentemente as coberturas com uma duração maior usufruem duma rácio e duma eficácia superiores (Boveroux e Minguet, 1998).

Os resultados das estimações patentes na tabela 3.3 provam claramente que a cobertura semanal apresenta uma rácio e uma eficácia *ex post* bastante superiores aquelas verificadas para horizontes de cobertura diários.

A análise anterior vem confirmar que deve ser prestado algum cuidado aos dados utilizados na estimação da rácio de cobertura pelo modelo convencional. Nomeadamente, (1) devem ser utilizados dados cuja periodicidade seja igual ao horizonte temporal de cobertura, (2) os dados não devem estar muito afastados do momento em que deseja realizar a cobertura, assim como (3) devem ter o mesmo distanciamento em relação ao vencimento do contrato, que deve ser igual ao período que medeia o levantamento da cobertura e a expiração do contrato utilizado.

Em todo o caso, note-se que os desvios-padrão dos resíduos para todas as regressões são bastante reduzidos o que quer significar que o risco do portefólio coberto é diminuto, ou seja, o risco de base não é muito elevado para o futuro *PSI-20*.

ESTIMAÇÃO DOS MODELOS

Na secção II foram apresentadas várias técnicas de estimação da rácio de cobertura. A saber, três modelos que implicitamente propõem coberturas estáticas: (1) a cobertura *naife*, onde $b^* = 1$, (2) o modelo convencional (*MC*) e (3) o modelo condicional à informação (*MCI*); e outros três modelos que permitem a obtenção de rácios variáveis, apresentando cada um uma formulação alternativa para a matriz de variâncias-covariâncias: (4) o modelo com correlação constante (*MCC*), (5) o modelo com parametrização definida positiva diagonal (*MD*) e, por último, (6) o modelo com parametrização definida positiva (*MDP*) que engloba todos os modelos, excepto o modelo com correlação constante.

Estes modelos foram estimados através do método da máxima verosimilhança. Para gerar estimativas iniciais foi utilizado o método simplex e seguidamente foi aplicado o algoritmo *Berndt-Hall-Hall-Hausman*. A parametrização final das equações das médias condicionais foi obtida considerando o *MCI*, isto é, a constância da matriz de variâncias-covariâncias, os termos de correcção de erros para as duas equações e até 25 desfasamentos das rentabilidades instantâneas quer do futuro quer do índice. Este número de desfasamentos permite considerar processos com uma memória até um mês de transacção, que é precisamente o período máximo de maturidade do contrato “mais próximo”. Sucessivamente foram aplicados testes de rácio de verosimilhança, culminando com o teste para a exclusão conjunta de todas as variáveis retiradas a este modelo geral em relação ao modelo final para as médias.¹² Constatou-se que o termo de correcção dos erros para a equação respeitante à rentabilidade instantânea do futuro não é estatisticamente significativo, o que significa que apenas o índice responde ao desvio de longo prazo do período anterior. O coeficiente que reflecte a velocidade de ajustamento é igual a -0.1804, sendo portanto negativo como seria de esperar. Quanto às dinâmicas de curto prazo, conclui-se que estas são significativas para um máximo de 3 dias, não se vislumbrando qualquer padrão temporal em alguns desfasamentos que esporadicamente se apresentaram como significativos.

Os resultados da estimação dos vários modelos são apresentados na tabela 4, assim como o critério de informação de Akaike (*AIC*) e os testes da rácio de verosimilhança para a selecção dos modelos.

Apesar dalguns dos coeficientes estimados, nomeadamente para o *MCC* e *MDP*, serem estatisticamente não significativos, pode-se concluir facilmente, através dos testes de selecção, que o *MCI* possui um maior poder explicativo que o *MC*, sendo as rácios de cobertura de 0.87421 e 0.87394, respectivamente, e adicionalmente, que qualquer dos modelos *BGARCH* é superior ao *MCI*, significando que a hipótese de homoscedasticidade condicional deve ser rejeitada.

Comparando os modelos *BGARCH* entre si, parece que o melhor modelo é o *MDP*, seguido de muito perto pelo *MCC*, onde todos os parâmetros das equações das variâncias-covariâncias são significativos.

¹² Apesar de se provar que comumente a estimação dos vectores de cointegração pelo método de Johansen é superior a qualquer outra metodologia disponível, porque não depende da regra de normalização e considera a informação de curto prazo (vide Dickey et. al., 1994), aqui é utilizada a metodologia de Engle e Granger, 1987. A provável ineficiência desta metodologia não é tão acentuada no caso bivariado, ao que se adiciona o facto de que na presença de efeitos ARCH nos resíduos o procedimento de Johansen perde algum poder (vide Lucas, 1997)

Tabela 4
ESTIMAÇÃO DE MÁXIMA VEROSIMILHANÇA DOS MODELOS
(24/06/1996 a 26/08/1998)

Coeficientes	Modelos com H constante			BGARCH	
	MC	MCI	MCC	MD	MDP
b_{0s}	0.0017 (3.249)	0.0014 (2.810)	0.0016 (4.007)	0.0016 (3.455)	0.0010 (2.8556)
b_{0f}	0.0017 (3.036)	0.0014 (2.493)	0.0017 (4.252)	0.0017 (3.198)	0.0010 (2.638)
b_{1s}	-	-0.1804 (5.012)	-0.1377 (4.703)	-0.1291 (4.732)	-0.1178 (4.092)
g_{1s}	-	-0.3371 (8.426)	-0.1377 (2.828)	-0.1290 (2.613)	-0.1858 (3.873)
g_{2s}	-	0.2416 (2.087)	0.0379 (0.412)	0.2238 (2.332)	0.0325 (0.344)
g_{2f}	-	0.4628 (3.844)	0.1217 (1.2689)	0.4230 (3.895)	0.2196 (1.960)
g_{3f}	-	0.1829 (3.886)	0.1418 (2.948)	0.1313 (2.785)	0.1585 (3.32)
l_{1s}	-	0.4778 (10.573)	0.3985 (7.581)	0.3246 (6.143)	0.3844 (6.826)
l_{1f}	-	0.1547 (4.800)	0.2575 (5.832)	0.1500 (4.530)	0.1903 (4.869)
l_{2s}	-	-0.2309 (2.278)	-0.0380 (0.453)	-0.2328 (2.670)	-0.0013 (0.014)
l_{2f}	-	-0.4609 (4.463)	-0.1327 (1.557)	-0.4491 (4.787)	-0.1993 (2.087)
l_{3f}	-	-0.1784 (4.016)	-0.1200 (2.634)	-0.1191 (2.664)	-0.1391 (3.019)
k_{ss}	0.0116 (52.398)	0.0110 (49.728)	0.0000 (5.400)	0.0092 (11.578)	0.0026 (4.688)
k_{sf}	0.0115 (44.851)	0.0111 (43.203)	-	0.0116 (2.197)	-0.0001 (0.243)
k_{ff}	0.0047 (54.048)	0.0041 (49.281)	0.0000 (4.527)	0.0000 (0.000)	0.0000 (0.000)
g_{ss}	-	-	0.6514 (18.933)	0.4284 (2.608)	0.0933 (0.230)
g_{sf}	-	-	-	-	0.5022 (1.088)
g_{fs}	-	-	-	-	0.7055 (2.069)
g_{ff}	-	-	0.7398 (23.838)	0.2568 (1.585)	0.5227 (1.338)
d_{ss}	-	-	0.2324 (9.725)	0.2543 (6.300)	-0.2835 (3.610)
d_{sf}	-	-	-	-	-0.2033 (2.081)
d_{fs}	-	-	-	-	-0.1991 (1.948)
d_{ff}	-	-	0.1968 (7.374)	0.0405 (1.381)	-0.1039 (1.080)
r_{sf}	-	-	0.9327 (196.226)	-	-
L	4702.9614	4798.1633	4930.0201	4849.2845	4939.5410
AIC	-17.6284	-17.9481	-18.4278	-18.1249	-18.4486
RL	-	190.4038 ^a	263.7136	102.2424	282.7554
Val. críticos					
1%	-	23.2093	13.2767	13.2767	20.0902

Na tabela são apresentados os parâmetros estimados assim como os valores absolutos dos t estatísticos entre parênteses. São apresentados os valores da função de log-verosimilhança, L , e o valor do critério de informação de Akaike, $AIC = (-2 \times L + 2 \times k) / T$, onde T representa o número de observações e k o número de variáveis explicativas. Os testes de rácio de verosimilhança foram obtidos por $RL = 2(L_{nr} - L_r)$, onde L_{nr} e L_r são os valores da função de log-verosimilhança do modelo não-restrito e do modelo restrito, respectivamente. Estas estatísticas são assintoticamente distribuídas como χ^2 com p graus de liberdade, sendo p igual ao número de parâmetros adicionais do modelo não restrito. O teste a relaciona os modelos MC e MCI , os restantes testes relacionam os modelos MCC , MD e MDP com o modelo MCI .

Além da significância dos parâmetros, a escolha do melhor modelo carece doutros testes de diagnóstico (Bera et. al., 1997). Na tabela 5 são sumariados os resultados dos testes efectuados sobre os resíduos de *MC* e *MCI* e sobre os resíduos padronizados dos modelos *BGARCH*, dados por $\hat{H}_t^{-1/2} \hat{e}_t$.

Tabela 5
TESTES DE ESPECIFICAÇÃO DOS MODELOS
Análise da autocorrelação, heteroscedasticidade e normalidade
(24/06/1996 a 26/08/1998)

<i>Resíduos</i>		<i>Q(5)</i>	<i>Q(25)</i>	<i>ARCH(5)</i>	<i>Q²(25)</i>	<i>D-H</i>
<i>MC</i>	e_{st}	10.167	19.345	101.365**	117.382**	
	e_{ft}	12.766*	30.080	42.637**	143.166**	1476.738**
<i>MCI</i>	e_{st}	2.975	12.136	435.488**	131.689**	
	e_{ft}	1.697	19.433	460.950**	179.666**	667.173**
<i>MCC</i>	e_{st}	7.307	27.896	8.468	17.116	
	e_{ft}	4.607	27.734	2.461	15.493	160.922**
<i>MD</i>	e_{st}	5.538	33.916	12.600*	16.628	
	e_{ft}	3.593	31.587	19.182**	99.915**	166.888**
<i>MDP</i>	e_{st}	5.871	37.024	3.405	13.136	
	e_{ft}	3.519	27.852	8.112	25.848	119.826**
<i>Valores críticos</i>	1%	15.086	44.314	15.0863	44.3141	13.2767
	5%	11.071	37.653	11.0705	37.6525	9.48773

Os testes Ljung-Box, *Q(5)* e *Q(25)*, estudam a hipótese nula da inexistência de autocorrelação, de ordem 5 e 25, respectivamente o teste *ARCH(5)* e o teste Portmanteau, isto é, o teste de Ljung-Box sobre o quadrado dos resíduos, *Q²(25)*, são dirigidos ao estudo da heteroscedasticidade, ou, mais especificamente à autocorrelação no quadrado dos resíduos de ordem 5 e 25. Por fim é efectuado o teste *D-H* (Doornik-Hansen, 1991), cuja hipótese nula é a de normalidade multivariada. A estatística *D-H* é assintoticamente distribuída como c^2 com $2n$ graus de liberdade, sendo n o número de variáveis consideradas. As estatísticas denotadas com ** são significativas ao nível de 1% e de 5%, aquelas denotadas com * são significativas ao nível de 5% mas não ao nível de 1%.

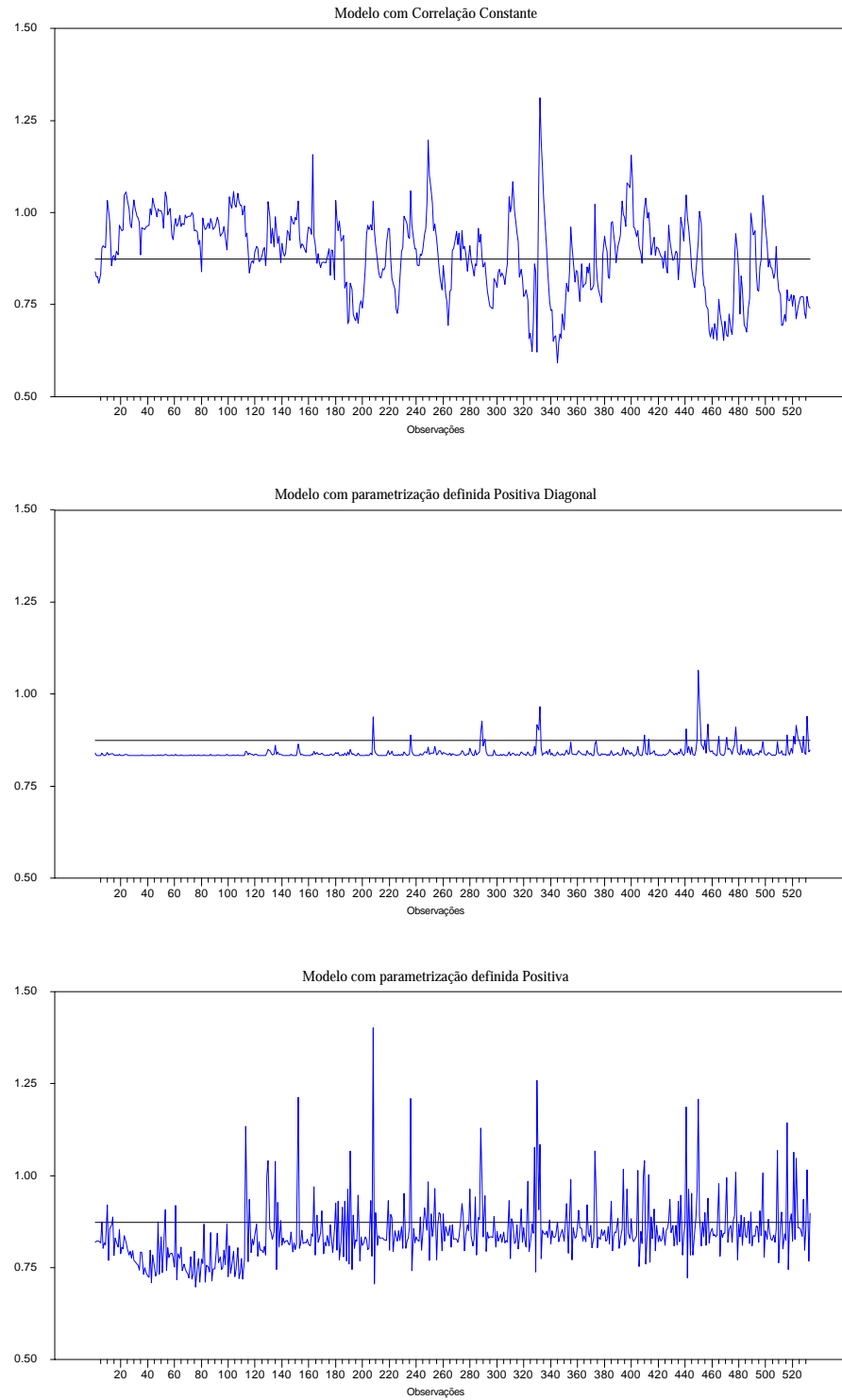
Os resultados apontam para a possível existência de autocorrelação em *MC*, a qual não persistirá nos restantes modelos. A heteroscedasticidade presente nos modelos com variâncias e covariância constantes desaparece nos modelos *MCC* e *MDP*, se bem que persista no *MD*. A estatística *D-H* demonstra claramente que a distribuição incondicional conjunta das séries é não normal, essencialmente porque existe excesso de *kurtosis* (vide tabela 2) sendo a não normalidade das distribuições conjuntas condicionais para os modelos *BGARCH* bastante reduzida em relação àquelas dos modelos *MC* e *MCI*. Daqui se infere que, provavelmente, o melhor modelo é o *MDP*, se bem que o *MCC* tenha características muito próximas, com a vantagem de ser mais parcimonioso.

As rácios de cobertura variáveis são apresentadas graficamente na figura 1, encontrando-se em cada gráfico também presente o valor da rácio do *MC*.

Note-se que o comportamento dos três rácios é bastante diferenciado. As rácios do *MCC* e *MDP* parecem mais sujeitas a choques, enquanto a rácio do *MD* é nitidamente estável. Por outro lado, parece existir o retorno mais rápido das rácios de *MD* e *MDP* aos seus “valores normais”.

Figura 1**RÁCIOS DE COBERTURA VARIÁVEIS**

01/07/1996 a 26/08/98



È de notar que para as primeiras 100 observações as rácios de cobertura apresentam um comportamento mais estável do que as restantes, o que se deve, muito provavelmente, ao facto daquelas observações respeitarem aos primeiros meses de transacção do futuro *PSI-20*, marcados pela estabilidade dos preços e pela reduzida liquidez do contrato

Na tabela 6 é apresentada uma análise das rácios de cobertura variáveis. Uma primeira observação diz respeito à média das rácios de cobertura: se os testes de diagnóstico e de selecção dos modelos parecem indicar que o *MCC* e o *MDP* estão próximos, por outro lado, em média, as rácios de cobertura são bastante diferentes. Na verdade, em média, a rácio de cobertura do *MCC* é ainda superior à rácio de cobertura do *MC*, o que indica que o *MCC* provavelmente produz uma sobre cobertura.

Tabela 6
ANÁLISE DAS RÁCIOS DE COBERTURA VARIÁVEIS
(01/07/1996 a 26/08/1998)

	<i>MCC</i>	<i>MD</i>	<i>MDP</i>
<i>Média</i>	0.8862	0.84136	0.8431
<i>Variância</i>	0.0115	0.0004	0.0067
<i>Autocorrelações</i>			
<i>Corr(1)</i>	0.8450	0.4235	-0.0306
<i>Corr(2)</i>	0.7134	0.2447	0.2861
<i>Corr(3)</i>	0.6174	0.1228	0.0986
<i>Corr(4)</i>	0.5085	0.1025	0.1728
<i>Corr(5)</i>	0.4163	0.1315	0.1794
$Z(t_t)$	-7.6420	-15.7163	-26.4274
h_t	0.0966	0.0521	0.37721
$Q_h(5)$	10.7439		
$Q_h(25)$	30.2638		

Na tabela 6 são reportadas a média, a variância e as autocorrelações até à ordem 5 das séries das rácios de cobertura variáveis. As estatísticas $Z(t_t)$ e h_t são os testes *PP(6)* e *KPSS(6)* em torno dum *drift* e *trend*, com seis desfasamentos. Considera-se um *trend* porque as rácios de cobertura aumentaram ao longo do tempo devido ao efeito “amadurecimento do mercado”. O número de desfasamentos considerados foi adoptado por eliminar a autocorrelação de ordem 2, 4, 8, e $T/4 \cong 135$ dos resíduos das regressões, medida pelo teste *LM*. As estatísticas $Q_h(5)$ e $Q_h(25)$ referem-se a testes Ljung-Box de ordem 5 e 25 aplicadas aos resíduos padronizados do *MCC* e que servem de teste sobre a constância do coeficiente de correlação (Sultan e Kroner, 1993).

Quanto à estacionariedade das séries, o teste $Z(t_t)$ revela que as séries das rácios são estacionárias, o que é corroborado pelo teste h_t para o *MCC* e *MD*; todavia, paradoxalmente, o mesmo não acontece para o *MDP*. Portanto, conclui-se, não sem algumas reservas, que as rácios de cobertura condicionais seguem processos de reversão à média, que muito provavelmente é variável, de tal forma que o impacto dum choque sobre esta variável torna-se eventualmente negligenciável. Os valores das autocorrelações para a rácio de cobertura do *MDP* também são algo paradoxais uma vez que indicam que, na ausência de choques, uma rácio de cobertura elevada será provavelmente seguida de rácios de pequena dimensão. Por fim os testes $Q_h(5)$ e $Q_h(25)$ não conseguem rejeitar a hipótese nula de correlações condicionais constantes.

EFICÁCIA DA COBERTURA

A análise *ex post* e *ex ante* dos benefícios das intervenções no mercado de futuros *PSI-20* prescritas pelas várias técnicas de cobertura, presente nas tabelas 7.1 e 7.2, é efectuada com recurso a várias metodologias. Não só se consideram os benefícios da cobertura pura, mas também a utilidade “média”, em mercados perfeitos e com a existência de custos de transacção, dada por:

$$E[U(R)] = E(R) - g \text{Var}(R) \quad (15)$$

onde R representa a rentabilidade do portefólio coberto.

Se o objectivo do investidor é exclusivamente a minimização do risco de preço então a comparação da eficácia da cobertura pode ser realizada através da análise da variância incondicional das rentabilidades instantâneas do portefólio coberto:

$$\text{Var}(R_{t+1}) = \text{Var}(s_{t+1} - b_t^* \cdot f_{t+1}) \quad (16)$$

onde as rácios de cobertura são obtidas através das várias técnicas, e, adicionalmente, pela comparação da medida de eficácia e , dado pela expressão (13).

Para coberturas diárias,¹³ qualquer das técnicas de cobertura permite reduções percentuais na variância das rentabilidades do portefólio coberto bastante elevadas. Por exemplo, mesmo a estratégia *naife* possibilita a construção dum portefólio coberto cuja variância é aproximadamente 17% da variância das rentabilidades *spot*.

Dentro da amostra, a eficácia das coberturas, dada pela medida e , é um pouco superior a 85% para os modelos com rácio constante e apenas o *MDP* permite uma redução razoável na variância do portefólio coberto em relação ao *MC* na ordem dos 6%. Obviamente a cobertura *naife* apresenta-se como a pior estratégia e, como é de esperar, o *MC* produz diminuições semelhantes ao *MCI*, porque por definição minimiza a variância incondicional dentro da amostra.

Mais realisticamente, dada a hipótese de que os preços dos futuros seguem uma martingala, as reduções da variância incondicional do portefólio coberto originadas pelos vários modelos de cobertura dinâmica, em relação às coberturas estáticas apenas são economicamente significativas se os acréscimos na utilidade esperada, em mercados perfeitos, forem superiores aos custos de transacção resultantes das intervenções de rebalanceamento das posições no mercado de futuros, isto é, se:

$$g[\text{Var}(R_{const}) - \text{Var}(R_{dinam})] > CT \quad (17)$$

onde CT representa os custos de transacção resultantes do ajuste diário da posição no mercado de futuros como percentagem do valor do contrato e *const* e *dinam* dizem respeito ao tipo de cobertura, constante e dinâmica, respectivamente.

¹³ Além da análise dos dados diários foram efectuadas todas as análises anteriores para os dados semanais, de Quarta-a-Quarta, cujos resultados não serão apresentados. Todavia evidenciam-se as principais conclusões: (1) as séries dos logaritmos naturais dos preços semanais são cointegradas de ordem $CI(1,1)$; (2) nas equações da média condicional, os desfasamentos das rentabilidades instantâneas não são significativos e apenas o termo de correcção dos erros para a equação respeitante à taxa de rentabilidade do índice é significativo, tal como acontecia para os dados diários; (3) os resíduos do *MC* e *MCI* não apresentam autocorrelação e apenas leves indícios de heteroscedasticidade, que desaparece considerando processos *BARCH(1)*. Os resultados dos vários testes de especificação parecem indicar que o melhor método de cobertura é aquele que utiliza rácios de cobertura constantes, o que é apoiado pela análise da variância do portefólio coberto. Ressalve-se que estes resultados provavelmente devem-se à pequena dimensão da amostra.

Tabela 7.1
COMPARAÇÃO DA EFICÁCIA *EX POST* DAS TÉCNICAS DE COBERTURA
(01/07/1996 a 26/08/1998)

	Portafólio		
	Média	Variância	Índice <i>e</i>
<i>Spot</i>	170.6745	13.3863	-
<i>Naiife</i>	1.4946	2.2166	83.4413
<i>MC</i>	22.6623	1.9833	85.1841
<i>Residual</i>	29.9873	2.1375	84.0322
<i>MCI</i>	22.7754	1.9833	85.1841
<i>MCC</i>	4.9582	1.9762	85.2371
<i>MD</i>	26.8351	1.9180	85.6719
<i>MDP</i>	20.2639	1.8732	86.0066

Tabela 7.2
COMPARAÇÃO DA EFICÁCIA *EX ANTE* DAS TÉCNICAS DE COBERTURA
(27/08/1998 a 22/01/1999)

		Portafólio		
		Média	Variância	Índice <i>e</i>
<i>Spot</i>		-1.1756	50.6933	-
<i>Naiife</i>		-0.3128	8.6228	82.9903
<i>MC</i>	<i>b const</i>	-0.4208	5.4045	89.3388
	<i>b var</i>	8.2379	5.0449	90.0482
<i>Residual</i>		0.6855	6.0460	88.0734
<i>MCI</i>	<i>b const</i>	-0.4213	5.3938	89.3599
	<i>b var.</i>	12.2627	4.9983	90.1401
<i>MCC</i>		-98.4568	8.7037	82.8307
<i>MD</i>		31.7148	6.3268	87.5195
<i>MDP</i>		59.2356	5.4284	89.2917

A média e a variância das rentabilidades dos portafólios estão expressas em 10^{-5} . O índice *e* equivale à medida de eficácia da cobertura dada pela expressão (13) e está estipulado em percentagem. As linhas *spot* dizem respeito ao índice *PSI-20*. Para o *MC* e o *MCI* foram utilizadas as rácios de cobertura estimadas para o período de 01/07/1996 a 26/08/1998 (*b const*) assim como foram obtidas rácios de cobertura variáveis através da estimação recursiva dos modelos após a inclusão de mais uma observação (*b var*). O modelo denominado *Residual* faz uso das rácios de cobertura estimadas, tendo em consideração a vida residual dos contratos, e que estão reportados na tabela 7.2. Este modelo pode ser encarado como uma aproximação aos modelos *BGARCH* (Boveroux e Minguet, 1998).

Dada a pequena dimensão das médias e das variâncias incondicionais durante o período da amostra de estimação, as reduções das variâncias produzidas pelos modelos *BGARCH* assumem um cariz algo marginal, e o seu significado económico é diluído pela existência de custos de transacção resultantes do rebalanceamento da posição no mercado de futuros. Se os custos de transacção percentuais no mercado de futuros *PSI-20* são em média de 0.118%,¹⁴ tal implica que durante o período de 01/07/1996 a 26/08/1998 só é possível explicar a realização de coberturas dinâmicas, neste quadro de análise, através duma aversão ao risco muito superior àquilo que resulta do que se pensam ser as características subjectivas “típicas” dos investidores.¹⁵

Todavia, mais do que saber como o *hedger*, no passado, teria beneficiado se adoptasse uma determinada estratégia de cobertura, interessa saber em que medida o *hedger* pode, através duma determinada técnica, potenciar a redução do risco.

À medida que os dias de transacção vão decorrendo, os *hedgers* devem integrar no seu conjunto de informação os novos pares de preços que diariamente se vão formando, ou seja, estes dados devem ser recursivamente utilizados na estimação da rácio de cobertura. Em contraste, numa perspectiva completamente estática, o *hedger* pode manter constante a rácio de cobertura durante todo o período. Na verdade estes são os casos limite, visto que os *hedgers*, na prática, devem fazer um rebalanceamento do seu portefólio coberto, todavia para períodos superiores ao dia.

Assim, a análise *ex ante* da eficácia de cobertura entra em linha de conta com o comportamento prático do *hedger*: primeiro é estimado o modelo e de seguida é aplicada a rácio de cobertura prevista ao dia seguinte ao final da amostra utilizada na estimação. A análise da eficácia *ex ante* foi efectuada para o período de 27/08/1998 a 22/01/1999, período esse marcado por alterações significativas e em baixa dos preços.

Os resultados *ex ante* mostram que a eficácia da cobertura para qualquer modelo é superior àquela verificada para o período de estimação, excepto para a cobertura *naife* e para o *MCC*, que se apresenta como um modelo bastante pobre. Todavia, se o objectivo do investidor é a minimização do risco, os modelos *BGARCH* são mesmo inferiores ao *MC* com rácio de cobertura estática. Na verdade, para as estratégias de cobertura dinâmicas, a estimação recursiva do *MCI*, é o melhor método, produzindo uma variância incondicional do portefólio coberto de 0.0049983%, seguida de muito perto pelo *MC*. Todavia, mais uma vez se confirma que os custos de transacção obliteram os ganhos de utilidade marginais das estratégias de cobertura dinâmicas, e neste sentido, perante a existência de custos de transacção, estas são sempre inferiores às estratégias de cobertura estáticas.

Interessante é, no entanto, observar os valores da média das rentabilidades do portefólio coberto através do *MD* e do *MDP*, visto que estes modelos permitem obter rentabilidades na ordem dos 0.0317% e 0.0592%, quando o mercado accionista se encontra em baixa. Assim, a existir alguma superioridade dos modelos anteriores, esta diz respeito, não à minimização da variância, mas sim à maximização da rentabilidade.

¹⁴ Os custos de transacção respeitam ao pagamento de 120 escudos de taxa de operações, 130 escudos de comissões de corretagem, 150 escudos de taxas de compensação e liquidação, ao que se acresce metade do *spread bid-ask* médio no final do dia de transacção para o contrato “mais próximo” no valor de 700 escudos. Na aferição dos custos de transacção percentuais médios foi utilizado o preço médio do contrato de futuros “mais próximo”, que, durante todo o período, cifrou-se em 847600 escudos.

¹⁵ De acordo com os estudos citados por Kroner e Sultan (1993) o parâmetro de aversão ao risco deve-se situar entre 3 e 7.

V. CONCLUSÃO

O presente estudo testemunha que apesar dos preços diários do índice e do futuro *PSI-20* estarem cointegrados e apresentarem distribuições conjuntas variáveis, a utilização de técnicas econométricas mais avançadas para a estimação das rácios de cobertura não parecem surtir resultados muito superiores ao modelo convencional, mais parcimonioso e cuja estimação é assaz simples. A dimensão bastante reduzida da base, os custos de transacção do rebalanceamento do portefólio e a indivisibilidade dos contratos de futuros apontam precisamente no sentido da manutenção da rácio durante o período de gestão do portefólio accionista.

Logicamente, o bom senso dita que o *hedger* deve acompanhar o mercado e captar o máximo de informação disponível, de forma a rever ocasionalmente a estimativa da rácio de cobertura, decidindo-se pela sua alteração quando o benefício da redução da variância do portefólio coberto for superior aos custos inerentes às contingências práticas da actuação no mercado de futuros. A constatação empírica da acutilância e eficácia dessas revisões carece no entanto duma base de dados mais dilatada de forma a considerar horizontes de cobertura superiores ao dia.

Estas conclusões contrastam com aquelas dos estudos empíricos mais recentes efectuados sobre os mercados de futuros sobre índices accionistas anglo-saxónicos, confirmando as inferências de Boveroux e Minguet, 1998, cujo objecto de estudo é o futuro *CAC-40*, transaccionado no *MATIF*. Tal facto evidencia que deve ser precisamente o padrão temporal da datas de vencimento o grande factor que contribui para a eficácia do modelo convencional na obtenção de rácios de cobertura no mercado de futuros *PSI-20*. Por outras palavras, não se impõe a implantação de técnicas econométricas complexas na aferição das rácios de cobertura porque o próprio contrato de futuros *PSI-20*, transaccionado na *BDP*, pelas suas características temporais, providencia intrinsecamente um meio efectivo e eficaz de cobertura do risco do mercado accionista português.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ANDERSON, R. W e DANTHINE, J.-P. (1981) "Cross Hedging", *Journal of Political Economy*, vol. 89, nº 6, Dec., 1182-1196.
- BERA, A. K.; GARCIA, P. e ROH, J.-S. (1997) "Estimation of Time-Varying Hedge Ratios for Corn and Soybeans: BGARCH and Random Coefficient Approaches", *OFOR Working Paper*, nº 97-06, Dec..
- BOLLERSLEV, T. (1990) "Modelling the Coherence in Short-Run Nominal Exchange Rates: A Multivariate Generalised ARCH Approach", *Review of Economics and Statistics*, vol. 72, 498-505.
- BOVEROUX, P. e MINGUET, A. (1998) "L'Efficacité Ex Ante et Ex Post d'une Couverture. Le Contrat sur l'Indice CAC 40 du MATIF", *Finance*, vol. 19, nº 1, Jan., 71-92.
- BRODSKY, W. J. (1994) "The globalisation of stock index futures: A summary of the market and regulatory developments in stock index futures and the regulatory hurdles which exist for foreign stock index futures in the United States", *North-western Journal of International Law & Business*, vol. 15, 248-302.
- CASTELINO, M. G. (1989) "Basis volatility: implications for hedging", *The Journal of Financial Research*, vol. 12, nº 2, summer, 157-172.
- CASTELINO, M. G. (1990) "Minimum-variance hedging with futures revisited", *The Journal of Portfolio Management*, vol. 16, spring, 74-80.
- CASTELINO, M. G.; FRANCIS, J. C. e WOLF, A. (1991) "Cross-hedging: basis risk and choice of the optimal hedging vehicle", *The Financial Review*, vol. 26, nº 2, May, 179-210.
- CECCHETTI, S. G.; FRANCIS, J. C. e FIGLEWSKI, S. (1988) "Estimation of the Optimal Futures Hedge", *The Review of Economics and Statistics*, vol. 70, nº 4, Nov., 623-630.
- CHAN, K. (1992) "A Further Analysis of the Lead-Lag Relationship Between the Cash Market and Stock Index Futures Market", *The Review of Financial Studies*, vol. 5, nº 1, 123-152.
- CHUNG, Y. P. (1991) "A Transactions data Test of Stock Index Futures Market Efficiency and Index Arbitrage Profitability", *The Journal of Finance*, vol. 46, nº 5, Dec., 1791-1809.
- DICKEY, D. A. ; JANSEN, D. W. e THORNTON, D. L. (1994) "A Primer on Cointegration with an Application to Money and Income" in *Cointegration for the Applied Economist*, eds. B. Bhaskara Rao, New York, 9-45.
- DOORNIK, J. A. e HANSEN, H. (1991) "An Omnibus Test for Univariate and Multivariate Normality", Working Paper nº 4 & 91, Nuffield College, Oxford.
- DUFFIE, D. (1989) *Futures Markets*, Prentice Hall, Englewood Cliffs, New Jersey.
- EDERINGTON, L. H. (1979) "The Hedging Performance of the New Futures Markets", *The Journal of Finance*, vol. 34, nº 1, Mar., 157-170.
- EDWARDS, F. R. e MA, C. W. (1992) *Futures and Options*, McGraw-Hill, Singapore.
- ENDERS, W. (1996) *Rats Handbook for Econometric Time Series*, John Wiley & Sons, New York.
- ENGLE, R. F. e GRANGER, C. W. J. (1987) "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing", *Econometrica*, vol. 55, Mar., 251-276.

- ENGLE, R. F. e KRONER, K. F. (1995) "Multivariate Simultaneous Generalised ARCH", *Economic Theory*, vol. 11, 122-150.
- FIGLEWSKI, S. (1984) "Hedging Performance and Basis risk in Stock Index Futures", *The Journal of Finance*, vol. 39, nº3, Jul., 657-669.
- FIGLEWSKI, S. (1985) "Hedging with Stock Index Futures: Theory and Application in a New Market", *The Journal of Futures Markets*, vol. 5, nº 2, 183-199.
- GAGNON, L. e LYPNY, G. (1997) "The Benefits of Dynamically Hedging the Toronto 35 Stock Index", *Canadian Journal of Administrative Sciences*, vol. 14, nº 1, 69-78.
- GHOSH, A e CLAYTON, R. (1996) "Hedging with International Stock Index Futures: An Intertemporal Error Correction Model", *The Journal of Financial Research*, vol. 19, nº 4, 477-491.
- HOLDEN, D. e PERMAN, R. (1994) "Unit Roots and Cointegration for the Economist", in *Cointegration for the Applied Economist*, eds. B. Bhaskara Rao, New York, 47-112.
- HOLMES, P. (1996) "Stock Index Futures Hedging: Hedging Estimation, Duration Effects and Hedge Ratio Stability", *Journal of Business, Finance & Accounting*, vol. 23, nº1, Jan., 63-77.
- JOHNSON, L. L. (1960) "The Theory of Hedging and Speculation in Commodity Futures", *The Review of Economic Studies*, vol. 27, nº 3, Jun., 139-151.
- KRONER, K. F. e SULTAN, J. (1993) "Time-Varying Distributions and Dynamic Hedging with Foreign Currency Futures", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol. 28, nº 4, Dec., 535-551.
- LUCAS, A. (1997) "Cointegration Testing using Pseudo Likelihood Ratio Testes", *Econometric Theory*, vol. 13, 149-169.
- KWIATKOWSKI, D.; PHILLIPS, P. C. B.; SCHMIDT, P. e SHIN, Y. (1992) "Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root – How Sure are We that Economic Time Series Have a Unit Root?", *Journal of Econometrics*, vol. 54, nº 1-3, Oct/Dec., 159-178.
- MACKINNON, J. (1991) "Critical Values for Cointegration Tests", in *Long-Run Economic Relationships Readings in Cointegration*, eds. R. Engle e C. Granger, Oxford University Press, New York, 267-276.
- MARTIKAINEN, T.; PERTTUNEN, J. e PUTTONEN, V. (1995) "On the Dynamics of Stock Index Futures and Individual Stock Returns", *Journal of Business, Finance & Accounting*, vol. 22, nº1, Jan. 87-100.
- MERRICK, Jr., J. J. (1988) "Hedging with Mispriced Futures", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol. 23, nº 4, Dec., 451-464.
- MORRIS, C. S. (1989) "Managing Stock Market Risk with Stock Index Futures", *Federal Bank of Kansas City Economic Review*, vol. 74, nº 6, Jun., 3-16.
- MYERS, R. J. e THOMPSON, S. R. (1989) "Generalised Hedge Ratio Estimation", *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 71, nº 4, 858-867.
- NEWAY, W. K. e WEST, K.D. (1987) "A Simple Positive Definite Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix", *Econometrica*, vol. 55, 703-708.
- PARK, T. H. e SWITZER, L. N. (1995) "Time-Varying Distributions and the Optimal Hedge Ratios for Stock Index Futures", *Applied Financial Economics*, vol. 5, 131-137.
- SEBASTIÃO, H. M. C. V. (1998) *OS Contratos de Futuros sobre Índices Accionistas*, série Moderna Finança, nº 5, BDP, Porto.

STOLL, H. R. e WHALEY, R. E. (1990) "The Dynamics of Stock Index and Stock Index Futures Returns", *Journal of Finance and Quantitative Analysis*, vol. 25, nº 4, Dec., 441-468.

WORKING, H. (1953) "Futures Trading and Hedging", *The American Economic Review*, vol. 43, nº 3, 314-343.

WORKING, H. (1962) "New Concepts concerning Futures Markets and Prices", *The American Economic Review*, vol. 52, nº3, 431-459.

YADAV, P. K. e POPE, P. F. (1990) "Stock Index Futures Arbitrage: International Evidence", *The Journal of Futures Markets*, vol. 10, nº 6, Dec., 573-603.

ESTUDOS DO G.E.M.F.

1999

- Nº. 5 *A Cobertura Estática e Dinâmica através do Contrato de Futuros PSI-20. Estimação das Rácios e Eficácia Ex Post e Ex Ante*
- Helder Miguel C. V. Sebastião
- Nº. 4 *Mobilização de Poupança, Financiamento e Internacionalização de Carteiras*
- João Sousa Andrade
- Nº. 3 *Natural Resources and Environment*
- Adelaide Duarte
- Nº. 2 *L'Analyse Positive de la Politique Monétaire*
- Chistian Aubin
- Nº. 1 *Economias de Escala e de Gama nos Hospitais Públicos Portugueses: Uma Aplicação da Função de Custo Variável Translog*
- Carlos Carreira

1998

- Nº. 11 *Equilíbrio Monetário no Longo e Curto Prazos - Uma Aplicação à Economia Portuguesa*
- João Sousa Andrade
- Nº. 10 *Algumas Observações Sobre o Método da Economia*
- João Sousa Andrade
- Nº. 9 *Mudança Tecnológica na Indústria Transformadora: Que Tipo de Viés Afinal?*
- Paulino Teixeira
- Nº. 8 *Portfolio Insurance and Bond Management in a Vasicek's Term Structure of Interest Rates*
- José Alberto Soares da Fonseca
- Nº. 7 *Financial Innovation and Money Demand in Portugal: A Preliminary Study*
- Pedro Miguel Avelino Bação
- Nº. 6 *The Stability Pact and Portuguese Fiscal Policy: the Application of a VAR Model*
- Carlos Fonseca Marinheiro
- Nº. 5 *A Moeda Única e o Processo de Difusão da Base Monetária*
- José Alberto Soares da Fonseca
- Nº. 4 *La Structure par Termes et la Volatilité des Taux d'intérêt LISBOR*
- José Alberto Soares da Fonseca
- Nº. 3 *Regras de Comportamento e Reformas Monetárias no Novo SMI*
- João Sousa Andrade
- Nº. 2 *Um Estudo da Flexibilidade dos Salários: o Caso Espanhol e Português*
- Adelaide Duarte e João Sousa Andrade
- Nº. 1 *Moeda Única e Internacionalização: Apresentação do Tema*
- João Sousa Andrade

1997

- Nº. 9 *Inovação e Aplicações Financeiras em Portugal*
- Pedro Miguel Avelino Bação
- Nº. 8 *Estudo do Efeito Liquidez Aplicado à Economia Portuguesa*
- João Sousa Andrade
- Nº. 7 *An Introduction to Conditional Expectations and Stationarity*
- Rui Manuel de Almeida
- Nº. 6 *Definição de Moeda e Efeito Berlusconi*
- João Sousa Andrade
- Nº. 5 *A Estimação do Risco na Escolha dos Portafólios: Uma Visão Selectiva*
- António Alberto Ferreira dos Santos
- Nº. 4 *A Previsão Não Paramétrica de Taxas de Rentabilidade*
- Pedro Manuel Cortesão Godinho
- Nº. 3 *Propriedades Assintóticas de Densidades*
- Rui Manuel de Almeida
- Nº. 2 *Co-Integration and VAR Analysis of the Term Structure of Interest Rates: an empirical study of the Portuguese money and bond markets*
- João Sousa Andrade e José Soares da Fonseca
- Nº. 1 *Repartição e Capitalização. Duas Modalidades Complementares de Financiamento das Reformas*
- Maria Clara Murteira

1996

- Nº. 8 *A Crise e o Ressurgimento do Sistema Monetário Europeu*
- Luis Manuel de Aguiar Dias
- Nº. 7 *Housing Shortage and Housing Investment in Portugal a Preliminary View*
- Vítor Neves
- Nº. 6 *Housing, Mortgage Finance and the British Economy*
- Kenneth Gibb e Nile Istephan
- Nº. 5 *The Social Policy of The European Community, Reporting Information to Employees, a U.K. perspective: Historical Analysis and Prognosis*
- Ken Shackleton
- Nº. 4 *O Teorema da Equivalência Ricardiana: aplicação à economia portuguesa*
- Carlos Fonseca Marinheiro
- Nº. 3 *O Teorema da Equivalência Ricardiana: discussão teórica*
- Carlos Fonseca Marinheiro
- Nº. 2 *As taxas de juro no MMI e a Restrição das Reservas Obrigatórias dos Bancos*
- Fátima Assunção Sol e José Alberto Soares da Fonseca
- Nº. 1 *Uma Análise de Curto Prazo do Consumo, do Produto e dos Salários*
- João Sousa Andrade