

## INFORMAÇÃO SOBRE EXPECTATIVAS DE CONVERGÊNCIA DO ESCUDO CONTIDA NAS VOLATILIDADES IMPLÍCITAS DAS OPÇÕES CAMBIAIS\*

Bernardino Adão\*\*

Nuno Cassola\*\*

Jorge Barros Luís\*\*

### 1. INTRODUÇÃO

No dia 1 de Janeiro de 1999 uma nova moeda internacional — o euro — nascerá e as moedas dos Estados Membros da União Europeia participantes na Terceira fase da União Económica e Monetária (UE-11) deixarão de existir. Reflectindo o Tratado da União Europeia e outras disposições relativas à introdução do euro, as taxas de conversão entre o euro e as moedas participantes só serão conhecidas no último dia de mercado, em Dezembro de 1998. Contudo, tal como foi anunciado em 3 de Maio de 1998, as actuais paridades centrais bilaterais do Mecanismo de Taxas de Câmbio do Sistema Monetário Europeu (MTC-SME) serão utilizadas para o cálculo das taxas de conversão irrevogáveis em euro. Partindo do princípio de que o anúncio dos países participantes e a regra de conversão em euro são creíveis, várias implicações resultam para o comportamento das taxas de juro e de câmbio, no processo de transição para a União Económica e Monetária (UEM).

No que diz respeito às taxas de juro de curto prazo, deverá observar-se necessariamente a convergência plena das taxas de juro nos mercados monetários da UE-11, o mais tardar, no primeiro dia de mercado do euro, em Janeiro de 1999. Tal facto deverá traduzir-se, desde já, na convergência das taxas de juro a prazo (*forward*) para o horizonte de 1 de Janeiro de 1999. Por sua vez, as taxas de câmbio bilaterais de mercado deverão convergir para as respectivas paridades centrais até ao últi-

mo dia de Dezembro de 1998. Este facto deverá traduzir-se, desde já, na igualdade entre a taxa de câmbio a prazo (*forward*) para o horizonte de 31 de Dezembro de 1998 e a paridade central.

O anúncio da regra de conversão e a necessidade das taxas de câmbio bilaterais convergirem para os valores anunciados em 31 de Dezembro de 1998, condicionam as trajectórias de mercado das taxas de câmbio bilaterais das moedas dos Estados Membros participantes. Estas taxas de mercado deverão registar uma trajectória cada vez menos sensível aos choques aleatórios sobre os fundamentos económicos que as determinam<sup>(1)</sup>. Daqui resulta uma outra implicação, a de que se deverá assistir, na transição para a UEM, a um aumento da correlação entre os movimentos das taxas de câmbio das moedas da UE-11 e as de terceiros países, nomeadamente, o dólar dos EUA.

O principal objectivo deste artigo é o de apresentar evidência empírica sobre a evolução das expectativas de mercado relativas à participação de Portugal na UEM, no período entre 26 de Julho de 1996 e 30 de Abril de 1998, a partir da informação contida nas volatilidades implícitas das opções cambiais. Pretende-se testar empiricamente as três implicações da credibilidade perfeita acima enunciadas:

- i) a crescente correlação entre os movimentos da taxa de câmbio do dólar contra o marco e os movimentos da taxa de câmbio do dólar contra o escudo até à data de início da UEM ( $\rho_{i,T}$ ). Formalmente:

\* As opiniões expressas no artigo são da inteira responsabilidade dos autores e não coincidem necessariamente com a posição do Banco de Portugal.

\*\* Departamento de Estudos Económicos.

(1) Para uma demonstração formal ver Cassola e Santos (1998).

$$\rho_{t,T} \rightarrow 1(T \rightarrow 0) \quad (1)$$

sendo  $t$  o momento em que se forma a expectativa e  $t+T = 1$  de Janeiro de 1999.

- ii) a convergência das taxas de juro a prazo (*forward*) para o horizonte de 1 de Janeiro de 1999. Formalmente:

$$j_{t+T, t+T} - j_{t+T, t+T}^* = 0, \quad (2)$$

onde  $j_{t+T, t+T}$  e  $j_{t+T, t+T}^*$  são, respectivamente, as taxas de juro a prazo *overnight* do escudo e do marco alemão para  $t+T = 1$  de Janeiro de 1999, designando  $t$  o momento corrente.

- iii) a igualdade entre a taxa de câmbio a prazo (*forward*) para o horizonte de 31 de Dezembro de 1998 e a paridade central. Formalmente:

$$E_t(s_{t+(T-1)}) = f_{t+(T-1)} = s^*, \quad (3)$$

onde  $S_{t+(T-1)}$  designa o logaritmo da taxa de câmbio bilateral na data  $t+(T-1)$ ;  $f_{t+(T-1)}$  designa o logaritmo da taxa de câmbio a prazo contratada em  $t$  para  $t+(T-1)$  (31 de Dezembro de 1998);  $E_t(\cdot)$  é o operador de expectativas condicionadas na informação disponível no momento  $t$ ;  $s^*$  é o logaritmo da paridade central bilateral;

O artigo tem a seguinte estrutura: na secção seguinte, expõe-se a metodologia de cálculo das correlações implícitas nos prémios das opções que permitirá analisar a implicação (i); na terceira secção apresentam-se métodos de análise da credibilidade de uma banda cambial utilizando cotações de opções, que permitem testar a implicação (iii); na quarta secção descrevem-se os dados utilizados e os resultados obtidos; as principais conclusões são apresentadas no final.

## 2. CÁLCULO DE CORRELAÇÕES CAMBIAIS A PARTIR DE VOLATILIDADES IMPLÍCITAS

Os prémios das opções contêm informação relevante sobre as expectativas do mercado relativamente à evolução futura dos preços dos activos financeiros e permitem a estimação de funções densidade de probabilidade neutras ao risco (FDPNR)

para os preços dos activos subjacentes. Este tema tem sido analisado em diversos artigos, designadamente em Abken (1995), Bahra (1996), Neuhaus (1995) e Söderlind e Svensson (1997). As opções cambiais permitem, adicionalmente, obter informação sobre as expectativas de correlações entre as taxas de câmbio, bem como aferir da percepção do mercado em relação à credibilidade de bandas cambiais.

Assumindo a inexistência de oportunidades de arbitragem, a taxa de câmbio entre duas moedas  $X$  e  $Y$  no momento  $t$ , designada por  $S_{1,t}$ , pode ser escrita como:

$$S_{1t} = S_{2,t} \cdot S_{3,t} \quad (4)$$

onde  $S_{2,t}$  e  $S_{3,t}$  são as taxas de câmbio, respectivamente, entre  $X$  e uma terceira moeda  $Z$  e entre  $Z$  e  $Y$ . Seja  $s_{i,t} = \ln(S_{i,t})$ , com  $i = 1, 2, 3$ .

$$s_{1t} = s_{2,t} + s_{3,t} \quad (5)$$

Representando a taxa de variação diária

$s_{i,t} - s_{i,t-1}$  por  $r_{i,t}$ , tem-se:

$$r_{1t} = r_{2,t} + r_{3,t} \quad (6)$$

Sejam  $\sigma_{i,t,T}$  o desvio-padrão das taxas de variação diária num período entre  $t$  e  $t+T$ , com  $i = 1, 2, 3$ , e  $Cov(r_{2,t,T}, r_{3,t,T})$  a covariância entre  $r_{2,t}$  e  $r_{3,t}$  no mesmo período. A variância de  $r_{1t}$  entre  $t$  e  $t+T$  é dada por:

$$\sigma_{1,t,T}^2 = \sigma_{2,t,T}^2 + \sigma_{3,t,T}^2 + 2 \cdot Cov(r_{2,t,T}, r_{3,t,T}). \quad (7)$$

Uma vez que  $Cov(r_{2,t,T}, r_{3,t,T}) = \rho_{t,T} \sigma_{2,t,T} \sigma_{3,t,T}$ , onde  $\rho_{t,T}$  é o coeficiente de correlação entre  $r_{2,t}$  e  $r_{3,t}$ , resolvendo (7) em ordem a  $\rho_{t,T}$  obtém-se:

$$\rho_{t,T} = \frac{\sigma_{1,t,T}^2 - \sigma_{2,t,T}^2 - \sigma_{3,t,T}^2}{2\sigma_{2,t,T}\sigma_{3,t,T}} \quad (8)$$

De acordo com (8), o coeficiente de correlação entre as taxas de variação diárias de duas moedas face a uma terceira pode ser obtido a partir da va-

(2) Note-se que é irrelevante a forma como as taxas de câmbio são expressas, uma vez que a variância da taxa de crescimento de uma variável é igual à variância da taxa de crescimento da sua inversa.

riância das taxas de variação diárias das taxas de câmbio<sup>(2)</sup>.

O coeficiente de correlação pode ser estimado de diversas formas a partir da informação disponível em  $t$ . O modo mais simples de o fazer consiste no cálculo da correlação histórica num período de  $t-T$  dias. Em alternativa às correlações históricas simples, pode-se utilizar uma média móvel de diversas correlações históricas para previsão da correlação futura, atribuindo pesos iguais ou diferentes a cada correlação histórica<sup>(3)</sup>.

Outra forma de obter estimativas do desvio-padrão é a partir dos prémios das opções cambiais de compra ou de venda. Assumindo a hipótese de log-normalidade da taxa de câmbio ( $S$ ), tem-se:<sup>(4)</sup>

$$\ln S_{tT} \sim N \left[ \ln S_t + \left( \mu - \frac{\sigma^2}{2} \right) T, \sigma \sqrt{T} \right] \quad (9)$$

onde:  $\mu$  é a taxa de variação instantânea da taxa de câmbio;  $\sigma^2$  é a variância instantânea da taxa de variação da taxa de câmbio, sendo  $\sigma$  habitualmente designado por volatilidade. As variâncias utilizadas no cálculo de  $\rho_{tT}$  em (8) correspondem a  $\sigma^2 T$ .

Conhecendo-se os prémios das opções de compra ( $C(X)$ ) ou de venda ( $P(X)$ ), pode-se calcular a volatilidade implícita nesses prémios, resolvendo em ordem a  $\sigma$  as fórmulas de valorização de Garman e Kohlhagen (1983):

$$C(X) = Se^{-j^*T} N(d_1) - Xe^{-jT} N(d_2) \quad (10)$$

$$P(X) = Xe^{-jT} N(-d_2) - Se^{-j^*T} N(-d_1) \quad (11)$$

com

$$d_1 = \frac{\ln(S/X) + (j - j^* + \sigma^2/2)T}{\sigma \sqrt{T}}$$

$$d_2 = d_1 - \sigma \sqrt{T};$$

onde  $S$  é a taxa de câmbio à vista,  $X$  é o preço de exercício,  $j$  é a taxa de juro interna para o prazo

para vencimento da opção;  $j^*$  é a taxa de juro externa correspondente, da moeda em relação à qual se define a taxa de câmbio subjacente à opção;  $N(d)$  ( $i = 1, 2$ ) representa o valor da função distribuição normal estandardizada.

Quando se trata de opções transaccionadas no mercado de balcão (*over-the-counter*, *OTC*), por convenção de mercado é mais frequente conhecerem-se apenas os prémios de opções para o preço de exercício correspondente à taxa de câmbio a prazo (opções *at-the-money forward*).

Dada a natureza *forward-looking* das volatilidades implícitas, as estimativas das correlações obtidas por esta forma não são afectadas por eventuais quebras de estrutura, como acontece com estimativas provenientes de modelos estruturais ou de séries temporais. Este aspecto é particularmente relevante no caso em estudo, atendendo a que a UEM implica uma alteração no padrão de correlações cambiais.

### 3. INDICADORES DE CREDIBILIDADE DE UMA BANDA CAMBIAL

A credibilidade de bandas de flutuação cambial tem sido analisada através de diversos indicadores construídos, designadamente, a partir dos diferenciais de taxas de juro à vista e das taxas de câmbio à vista e a prazo<sup>(5)</sup>. Contudo, pode igualmente utilizar-se para este efeito informação de prémios do mercado de opções.

#### 3.1 Função densidade de probabilidade neutra ao risco

A análise mais simples pode ser efectuada através da dedução da FDPNR, em particular quantificando a probabilidade atribuída aos limites da banda. Uma forma acessível de obter a FDPNR a partir de cotações de opções cambiais baseia-se na utilização das cotações *over-the-counter* de volatilidades implícitas para calcular o desvio-padrão da distribuição,<sup>(6)</sup> assumindo-se a hipótese de log-normalidade da distribuição da taxa de câmbio,

(3) As médias móveis simples têm a desvantagem de evidenciar e dissipar lentamente os efeitos de perturbações do mercado. Para evitar estes inconvenientes, uma das técnicas mais utilizadas é a de médias móveis ponderadas exponencialmente, que atribui maior peso às observações mais recentes no cálculo dos desvios-padrões e das covariâncias.

(4) No caso de bandas cambiais com credibilidade imperfeita, a hipótese de log-normalidade da taxa de câmbio pode não ser a mais correcta. Ver Malz (1996).

(5) Ver Svensson (1991; 1993).

(6) No mercado OTC, por convenção, são cotadas as volatilidades (em percentagem anual) e não os prémios das opções.

conforme (9), e considerando a taxa de câmbio a prazo como o valor esperado<sup>(7)</sup>.

Neste caso as equações (10) e (11) podem ser simplificadas da seguinte forma:

$$C(X) = e^{-jT} [FN(d_1) - XN(d_2)] \quad (12)$$

$$P(X) = e^{-jT} [XN(-d_2) - FN(-d_1)] \quad (13)$$

com

$$d_1 = \frac{\ln(F/X) + (\sigma^2/2)T}{\sigma\sqrt{T}};$$

$$d_2 = d_1 - \sigma\sqrt{T}.$$

A utilização de opções OTC oferece também a vantagem de não obrigar à correcção do efeito de aproximação da data de vencimento, uma vez que o seu prazo para vencimento é constante, simplificando a interpretação das FDPNR. No caso de opções cambiais, há ainda a vantagem adicional das opções OTC terem habitualmente maior liquidez do que as opções transaccionadas em bolsa<sup>(8)</sup>.

### 3.2 Indicador de credibilidade da banda

A credibilidade de bandas cambiais pode ser analisada de um modo mais rigoroso, através da construção de indicadores que se baseiam nas restrições sobre os prémios das opções implícitas na hipótese de credibilidade perfeita (ver Malz (1996), Campa e Chang (1996) e Campa, Chang e Reider (1997)).

Considere-se uma banda cambial com limites máximo e mínimo respectivamente  $\bar{S}$  e  $\underline{S}$  e que a taxa de câmbio está cotada ao incerto. Em primeiro lugar, considere-se o caso extremo do preço de exercício de uma opção de compra da moeda estrangeira ser igual ou superior ao limite superior da banda ( $X \geq \bar{S}$ ). Com credibilidade perfeita a opção de compra tem nesse caso valor zero, visto ser nula a probabilidade de expirar *in-the-money*. Considere-se agora o outro caso extremo em que o preço de exercício de uma opção de venda da moeda estrangeira é igual ou inferior ao limite inferior da banda ( $X \leq \underline{S}$ ). Neste caso a opção de venda

(7) Pela paridade coberta das taxas de juro, a taxa de câmbio a prazo ( $F$ ) pode ser expressa como  $F = Se^{(j-j^*)T}$ .

(8) De acordo com BIS (1996), o mercado OTC é responsável por 97 por cento do valor das posições abertas em opções cambiais à escala mundial.

tem também valor zero, visto ser nula a probabilidade de expirar *in-the-money*.

Assim, no caso de credibilidade perfeita, aplicando a paridade entre os dois tipos de opções, o prémio de uma opção de compra com preço de exercício igual ou inferior a  $\underline{S}$  será igual a  $S_0 e^{-j^*T} - X e^{-jT}$  (9), onde  $S_0$  designa a taxa de câmbio à vista corrente e  $j^*$  e  $j_t$  as taxas de juro externa e interna, respectivamente, correspondentes ao prazo para vencimento da opção<sup>(10),(11)</sup>.

Para preços de exercício dentro da banda o valor máximo do prémio da opção de compra será dado por  $(\bar{S} - X)e^{-j^*T}$ , valor só atingido quando é esperado, com probabilidade de um, que a taxa de câmbio atinja o tecto da banda na data de vencimento. Daqui resulta que a credibilidade da banda é rejeitada quando o valor corrente do prémio de uma opção de compra, com preço de exercício  $X$ , excede o valor máximo que o prémio da opção pode assumir sob a hipótese de que a taxa de câmbio futura estará dentro da banda:

$$C(X) > (\bar{S} - X)e^{-j^*T} \Rightarrow \text{Rejeição de credibilidade.} \quad (14)$$

A outra restrição sobre o prémio das opções numa banda cambial credível, resulta da relação de convexidade que existe entre o prémio da opção e o preço de exercício. O argumento pode ser apresentado em dois passos. Primeiro, o aumento de uma unidade no preço de exercício reduz o valor das opções de compra que expiram *in-the-money*, no máximo, pelo valor actual dessa unidade (quando a probabilidade atribuída é 1). Segundo, quanto mais elevado for o preço de exercício, menos provável é que a opção de compra expire *in-the-money* e por isso menor será o decréscimo do valor da opção de compra por cada unidade de acréscimo no preço de exercício. Tem-se então:

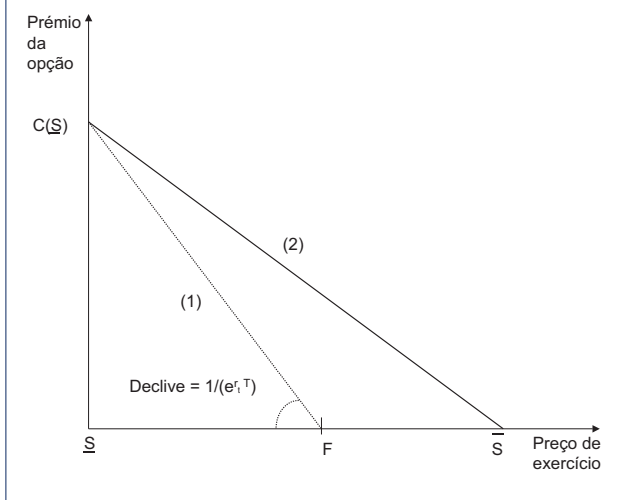
(9) Pode demonstrar-se que o valor intrínseco de  $C(S)$  (máximo entre zero e o valor da opção caso fosse exercida imediatamente) será igual a:

$$(F - \underline{S})e^{-jT} = \left( \frac{S_0 e^{j^*T}}{e^{jT}} - \underline{S} \right) e^{-jT} = S_0 e^{-j^*T} - \underline{S} e^{-jT}$$

(10) Relembre-se que a paridade entre as opções de compra e de venda estabelece que  $P = C - (F - X)e^{-(j-j^*)T}$ , onde  $F$  é a taxa de câmbio a prazo e sendo  $P=0$  no caso de  $X \leq \underline{S}$ .

(11) Utilizando juros capitalizados em tempo contínuo. Campa e Chang (1996) consideram capitalização discreta.

Figura 1  
**PRÉMIOS DAS OPÇÕES NUMA  
 BANDA PERFEITAMENTE CREDÍVEL**  
 Teste de convexidade



$$-e^{-jT} \leq \partial C(X) / \partial X \leq 0 \text{ e } \partial^2 C(X) / \partial X^2 \geq 0.$$

Na Figura 1 ilustram-se as restrições sobre o comportamento do preço das opções numa banda cambial perfeitamente credível. A recta (1) representa a recta de maior declive que passa por  $C(\underline{S})$  (o prémio da opção de compra com preço de exercício correspondente a  $\underline{S}$ ), quando o aumento de uma unidade no preço de exercício reduz o prémio da opção pelo valor actualizado dessa unidade. Esse declive é igual ao simétrico do factor de desconto ( $-e^{-jT}$ )<sup>(12)</sup>. A recta (2) une os preços das opções com preços de exercício de  $\underline{S}$  e  $\bar{S}$ , sendo o valor de  $C(\bar{S})$  e de  $C(\underline{S})$ , respectivamente, zero e  $S_0 e^{jT} - \underline{S} e^{-jT}$  (13).

Dado que a relação entre o preço da opção e o preço de exercício é estritamente convexa, o preço da opção de compra deverá situar-se numa curva convexa entre (1) e (2), que passe pelos pontos  $(\underline{S}, C(\underline{S}))$  e  $(\bar{S}, 0)$  para qualquer preço de exercício entre  $\underline{S}$  e  $\bar{S}$ . Assim, a credibilidade de uma banda

(12) A recta passa pelo ponto  $F$  dado que o valor do declive é igual a  $\frac{-C(\underline{S})}{x - \underline{S}}$ , sendo  $x$  a abcissa na origem. Assim, igualando aquele quociente ao valor do declive da recta ( $-e^{-jT}$ ), obtém-se  $x = F$ .

(13) O valor de  $C(\underline{S})$  obtém-se substituindo  $X$  por  $\underline{S}$  na expressão do prémio de uma opção de compra com preço de exercício inferior ou igual a  $\underline{S}$  anteriormente referida.

cambial pode ser rejeitada sempre que exista um ponto na função preço da opção de compra (para  $X < \bar{S}$ ) onde o declive, em valor absoluto, da recta que une esse ponto a  $\bar{S}$ , seja superior ao declive da recta (2). Se isso acontecer, atendendo a que a função preço da opção de compra é estritamente convexa, o preço de uma opção de compra com preço de exercício superior a  $\bar{S}$  é maior do que zero, o que significa que a probabilidade da taxa de câmbio ultrapassar o limite superior da banda não é nula.

A rejeição de credibilidade perfeita corresponde então a verificar-se a seguinte condição de convexidade:<sup>(14)</sup>

$$C(X) > \frac{\bar{S} - X}{\bar{S} - \underline{S}} \cdot (S_0 e^{-jT} - \underline{S} e^{-jT}) \Rightarrow \text{Rejeição de credibilidade.} \quad (15)$$

Conforme se refere em Campa e Chang (1996), a condição (15) é mais exigente do que a condição (14) sempre que a taxa *forward* estiver dentro da banda cambial<sup>(15)</sup>.

No caso de bandas cambiais com grande amplitude, como acontece actualmente com o MTC do SME, é de esperar que os resultados apontem, em regra, para a não rejeição da credibilidade perfeita, pelo que o exercício não produz informação adicional relevante. No entanto, pode realizar-se um exercício mais interessante nestes casos, que consiste em utilizar (15) para calcular a menor dimen-

(14) O declive num ponto  $X$  da recta que o une a  $(\bar{S}, 0)$ , igual a  $\frac{C(X)}{\bar{S} - X}$ , deverá ser superior, em valor absoluto, ao declive da recta (2), igual a  $\frac{C(\underline{S})}{\bar{S} - \underline{S}}$ , para se rejeitar a credibilidade perfeita numa banda cambial, ou seja,

$$C(X) > \frac{\bar{S} - X}{\bar{S} - \underline{S}} \cdot C(\underline{S}) \Leftrightarrow C(X) > \frac{\bar{S} - X}{\bar{S} - \underline{S}} \cdot (S_0 e^{-jT} - \underline{S} e^{-jT}) \Leftrightarrow C(X) > \frac{\bar{S} - X}{\bar{S} - \underline{S}} \cdot C(\underline{S}).$$

(15) Multiplicando e dividindo o segundo membro da inequação em (14) por  $e^{jT}$ , tem-se:

$$C(X) > \frac{\bar{S} - X}{\bar{S} - \underline{S}} \cdot e^{jT} \cdot e^{-jT} (S_0 e^{jT} - \underline{S} e^{-jT}) \Leftrightarrow C(X) > \frac{\bar{S} - X}{\bar{S} - \underline{S}} \cdot e^{-jT} \cdot (F - \underline{S}) \Leftrightarrow C(X) > [(\bar{S} - X) \cdot e^{-jT}] \left[ \frac{F - \underline{S}}{\bar{S} - \underline{S}} \right]$$

O primeiro factor do segundo membro desta inequação corresponde ao segundo membro da inequação em (14), pelo que (15) é uma condição mais restritiva quando o segundo factor é inferior a 1, ou seja, quando  $\underline{S} \leq F \leq \bar{S}$

são possível da banda que permitiria não rejeitar a sua credibilidade perfeita, ou seja, a dimensão mínima de uma banda perfeitamente credível ( $\alpha$ ).

Tendo em conta as perspectivas de integração monetária na UE este exercício permite identificar, a partir dos preços das opções, a banda na qual uma moeda se poderia mover sem forçar um realinhamento no horizonte do prazo para vencimento da opção, esperando-se que, com a aproximação do início da UEM a moeda se movimentasse num intervalo de amplitude cada vez menor.

Transformando (15) numa igualdade e utilizando o princípio da simetria de uma banda em torno da paridade central tem-se  $\underline{S} = S_c / (1 + \alpha)$  e  $\bar{S} = (1 + \alpha) S_c$  (sendo  $S_c$  a taxa central). Substituindo  $\underline{S}$  e  $\bar{S}$  por estas expressões, resolve-se a equação resultante de (15) em ordem a  $\alpha$  dado  $S_c$ .

#### 4. EVIDÊNCIA EMPÍRICA

Na análise empírica foram utilizadas volatilidades (cotações *ask*) de opções OTC *at-the-money forward* com horizonte de três meses, divulgadas publicamente pelo Banco Português do Atlântico (BPA)<sup>(16)</sup>, respeitantes ao período entre 26 de Julho de 1996 e 30 de Abril de 1998, para as taxas de câmbio entre o marco alemão e o escudo (PTE/DEM), o marco alemão e o dólar americano (USD/DEM) e o escudo e o dólar americano (PTE/USD)<sup>(17)</sup>.

Procedeu-se inicialmente à análise da implicação (i)  $\rho_{t,T} \rightarrow 1$  ( $T \rightarrow 0$ ), através do cálculo da correlação implícita entre as taxas de câmbio do escudo e do marco alemão face ao dólar americano, conforme (8), e considerando-se  $S_1$ ,  $S_2$  e  $S_3$  como as taxas de câmbio PTE/DEM, DEM/USD e PTE/USD, respectivamente<sup>(18)</sup>.

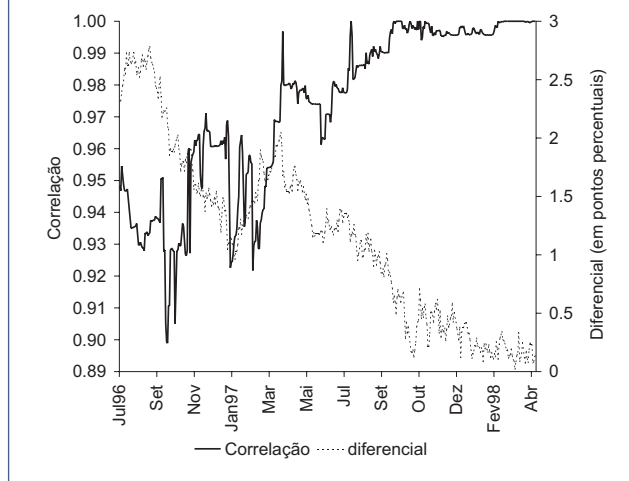
De acordo com o gráfico 1, a correlação entre as taxas de variação do marco alemão e do escudo, face ao dólar americano, tem aumentado desde o final do primeiro trimestre de 1997. Na segunda metade de 1997, a correlação implícita esteve consistentemente acima de 0.95 e aumentou de forma

(16) Através da página BPAI da Reuters.

(17) Os dados foram generosamente disponibilizados pelo Banco Português do Atlântico.

(18) De acordo com esta notação, uma correlação perfeita entre  $S_2$  e  $S_3$  corresponde a um coeficiente de correlação igual a -1. Os resultados serão apresentados em valor absoluto.

Gráfico 1  
CORRELAÇÃO IMPLÍCITA ENTRE AS TAXAS DE VARIAÇÃO DAS COTAÇÕES DO MARCO ALEMÃO E DO ESCUDO FACE AO DÓLAR AMERICANO (HORIZONTE DE 3 MESES) E DIFERENCIAL ENTRE TAXAS DE JURO FORWARD OVERNIGHT DE PORTUGAL E DA ALEMANHA (HORIZONTE DE 1 DE JANEIRO DE 1999)



significativa em Setembro. A descida das cotações das ações nos mercados internacionais, em Outubro de 1997, não afectou a correlação implícita, a qual se manteve relativamente estável entre 0.98 e 0.99.

Em Março de 1998, na sequência do anúncio dos valores dos saldos orçamentais dos países da UE, a correlação implícita aumentou para 0.99. Nas vésperas da cimeira de Bruxelas de 1 a 3 de Maio, a correlação entre as variações das taxas de câmbio USD/DEM e USD/PTE situava-se já entre 0.99 e 1.

Os resultados obtidos a partir das correlações implícitas são consistentes com a ideia de que os participantes nos mercados financeiros esperavam a inclusão de Portugal no grupo dos membros fundadores do euro.

A relação entre o comportamento das correlações cambiais implícitas calculadas e as expectativas sobre a participação do escudo na área do euro parecem ser confirmadas pela análise da implicação (ii). De facto, as correlações cambiais entre as taxas de variação diária das cotações do escudo e do marco alemão face ao dólar americano e o diferencial entre as taxas de juro a prazo do *overnight*,

Gráfico 2  
FUNÇÕES DENSIDADE DE PROBABILIDADE  
PTE/DEM a 3 meses

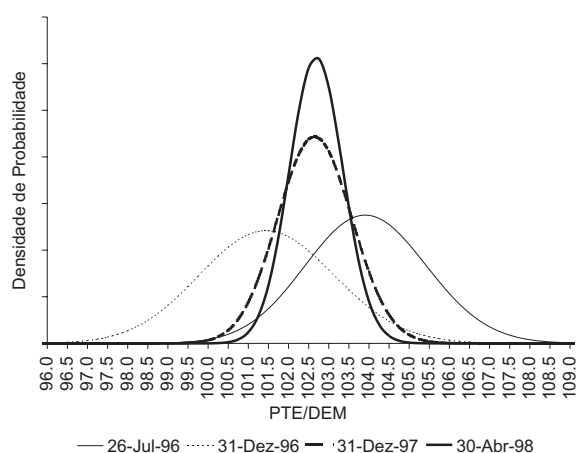
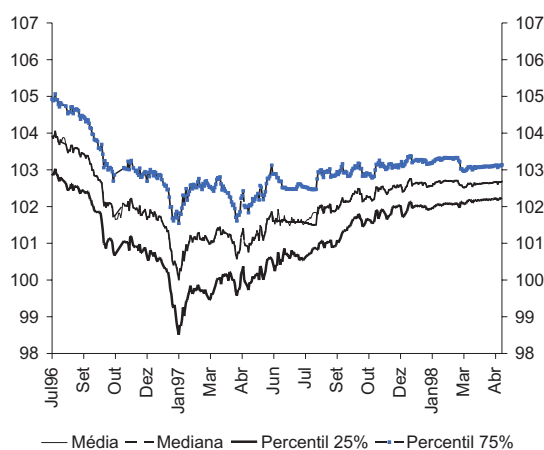


Gráfico 3  
DISTRIBUIÇÃO DA TAXA DE CÂMBIO  
PTE/DEM A 3 MESES  
Estatísticas descritivas

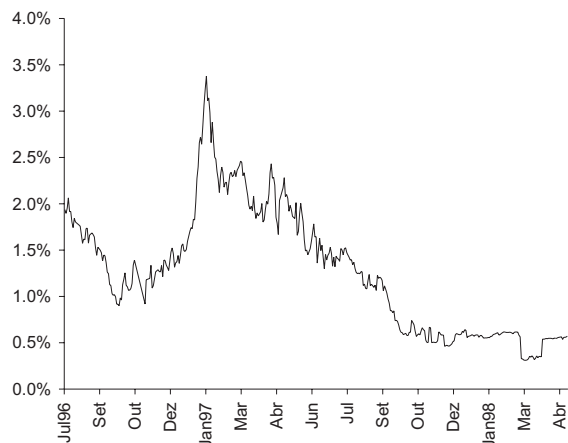


para o horizonte de 1 de Janeiro de 1999, do escudo e do marco alemão, evidenciam um padrão de evolução coerente com a expectativa de inclusão de Portugal (gráfico 1).

No que respeita à implicação (iii)

$E_t(s_{t+(t-1)}) = f_{t,t+(t-1)} = s^*$ , conforme se ilustra nos gráficos 2 e 3, a evolução da FDPNR da taxa de câmbio PTE/DEM, deduzida de acordo com (9), evidenciou uma crescente aproximação da média, moda e mediana à paridade central bilateral (102.505 PTE/DEM), e uma redução da massa de probabilidade atribuída aos valores nas abas da

Gráfico 4  
DIMENSÃO MÍNIMA DE UMA BANDA  
PERFEITAMENTE CREDÍVEL  
PTE/DEM a 3 meses



distribuição. O intervalo interquartis diminuiu de 2 para 0.9 escudos.

As expectativas de participação na UEM são igualmente visíveis na evolução da dimensão mínima da banda perfeitamente credível face ao marco alemão, correspondente à solução de (15) em ordem a  $\alpha$ . De acordo com o gráfico 4, esta variável reduziu-se substancialmente desde Julho de 1996, tendo passado de valores situados acima de 3 por cento para cerca de 0.5 por cento. Esta evolução é consistente com a alteração de expectativas no sentido de uma menor depreciação do escudo face à moeda alemã e, simultaneamente, de uma menor incerteza do mercado relativamente aos valores futuros do PTE/DEM.

## 5. CONCLUSÕES

Os prémios das opções cambiais fornecem informação relevante sobre as expectativas dos agentes económicos. Quando comparadas com as medidas de correlação calculadas com base em valores observados no passado, as correlações implícitas nos preços das opções cambiais têm a vantagem de ser um “indicador avançado”, especialmente útil durante períodos em que são esperadas mudanças de regime. Em particular, as correlações implícitas permitem avaliar as expectativas do mercado quanto ao grau de convergência das moedas participantes na UEM.

Os resultados obtidos são consistentes com a ideia de que a expectativa da participação do escudo na área do euro foi aumentando de forma persistente ao longo do ano de 1997, e sugerem também que o mercado atribuiu uma elevada credibilidade à paridade central bilateral anunciada na cimeira europeia de 1 a 3 de Maio de 1998.

Por um lado, nas vésperas da cimeira, os participantes no mercado esperavam uma correlação quase perfeita entre os movimentos do marco alemão e do escudo face ao dólar americano. Por outro lado, os momentos centrais da FDPNR da taxa de câmbio PTE/DEM aproximaram-se da paridade central e a incerteza quanto aos valores futuros do PTE/DEM reduziu-se de forma acentuada.

### REFERÊNCIAS

- Abken, Peter A. (1995), "Using Eurodollar Futures and Options: Gauging the Market's View of Interest Rate Movements", Federal Reserve Bank of Atlanta *Economic Review*, March/April: 10-30.
- Bahra, Bhupinder (1996), "Implied Risk-Neutral Probability Density Functions from Option Prices: Theory and Application", Bank of England *Economic Bulletin*, August 1996.
- BIS (1996), "Central Bank Survey of Foreign Exchange and Derivatives Market Activity 1995".
- Campa, José M. e P. H. Kevin Chang (1997), "The Forecasting Ability of Correlations Implied in Foreign Exchange Options", NBER *Working Paper Series*, Working Paper 5974.
- Campa, José Manuel e P. H. Kevin Chang (1996), "Arbitrage-based Tests of Target-Zone Credibility: Evidence from ERM Cross-Rate Options", *American Economic Review*, Vol. 86, No.4, September 1996.
- Campa, José Manuel, P. H. Kevin Chang and Robert L. Reider (1997), "ERM bandwidths for EMU and after: evidence from foreign exchange options", *Economic Policy*, No. 24, Abril, pp. 55-89.
- Cassola, Nuno e Carlos Santos (1998), "EMU, Exchange Rate Volatility and Bid-Ask Spreads", *Working Paper 5/98*, Banco de Portugal.
- Garman, Mark M. e Steven W. Kohlhagen (1983), "Foreign Currency Option Values", *Journal of International Money and Finance*, 2 (December 1983), pp. 231-37.
- Malz, Allan M. (1996), "Using Option Prices to Estimate Realignment Probabilities in the European Monetary System: the case of sterling-mark", *Journal of International Money and Finance*, Vol. 15, No. 5, pp. 717-748.
- Neuhaus, Hans (1995), "The information content of derivatives for monetary policy: implied volatilities and probabilities", Deutsche Bundesbank *Economic Research Group*, discussion paper No. 3/95.
- Svensson, Lars E. (1993), "Assessing target zone credibility: mean reversion and devaluation expectations in the EMS 1973-1992", *European Economic Review*, 37, pp. 763-802.
- Svensson, Lars E. (1991), "The Simplest Test of Target Zone Credibility", *International Monetary Fund Staff Papers*, Vol. 38, pp. 655-665.
- Söderlind, Paul e Lars E.O. Svensson (1997), "New Techniques to Extract Market Expectations from Financial Instruments", *Journal of Monetary Economics*, 40, pp. 383-429.