

## INCERTEZA NA REGRA DE TAYLOR E AVALIAÇÃO DA POLÍTICA MONETÁRIA\*

*Fernando Martins\*\**

*Paulo Soares Esteves\*\**

### 1. INTRODUÇÃO

Recentemente, tem-se assistido a um crescente interesse na forma de condução da política monetária e, em particular, sobre as chamadas regras de política monetária. Diversas razões parecem justificar esta tendência, entre elas o facto de, desde os finais dos anos 80, um vasto conjunto de literatura apontar no sentido de a política monetária influenciar significativamente o desempenho da actividade económica no curto prazo. Uma parte desta literatura procura identificar regras de política monetária simples que permitam reduzir a probabilidade de ocorrência de choques inflacionistas semelhantes aos dos anos 70.

A abordagem convencional consiste na estimação de funções de reacção para a autoridade monetária (a Reserva Federal norte-americana, na maioria dos casos) em que uma taxa de juro nominal de referência é ajustada em resposta a desvios da inflação (verificada ou esperada) e do produto face aos respectivos objectivos. Estas funções de reacção, usualmente designadas por regras de Taylor, na sequência do artigo pioneiro publicado por John Taylor, em 1993, são compatíveis com um conjunto de princípios normativos avançado na li-

teratura para as regras de política monetária óptimas<sup>(1)</sup>.

Neste sentido, as indicações dadas por estimacões da regra de Taylor têm sido utilizadas para sustentar posições sobre a orientação actual e prospectiva da política monetária, tendo vindo a tornar-se um importante instrumento de análise para a política monetária. No entanto, os resultados obtidos devem ser interpretados com alguma prudência. É que essas indicações são normalmente apresentadas sob a forma de uma estimativa pontual para a taxa de juro, o que traduz um rigor excessivo e parece negligenciar a incerteza e as dificuldades operacionais que estão subjacentes ao processo de estimação. Com efeito, como em qualquer estimação, existe incerteza tanto em relação aos parâmetros estimados como às hipóteses assumidas para as variáveis explicativas [veja-se Martins (2000)].

Este trabalho visa obter uma metodologia que permita estimar uma função de densidade de probabilidade para a taxa de juro que resulta da apli-

\* 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. Um especial agradecimento tem de ser feito a José Ferreira Machado pelo seu contributo decisivo para a realização deste trabalho. Os autores agradecem também a Francisco Dias, Isabel Gameiro, Marta Abreu e Maximiano Pinheiro. Todos os eventuais erros deverão ser imputados aos autores.

(1) A utilidade das regras de Taylor enquanto instrumento de análise da política monetária é sustentada quer do ponto de vista normativo, com vários trabalhos a concluírem que as regras de política monetária simples possuem propriedades estabilizadoras próximas das regras de política óptima, quer do ponto de vista positivo, na medida em que regras com este tipo de formulação parecem descrever de forma bastante aproximada a forma como as principais autoridades têm conduzido a política monetária. Para um enquadramento da regra de Taylor na literatura económica e uma avaliação das principais limitações e dificuldades operacionais relacionadas com a obtenção e utilização deste instrumento de análise, veja-se Martins (2000).

cação de uma regra de Taylor, assumindo-se incerteza quer em relação às variáveis explicativas, quer em relação aos próprios parâmetros da regra de Taylor. Para tal, é utilizada a abordagem seguida pelo Banco de Inglaterra (Whitley (1997) e Britton *et al.* (1998)) e pelo Banco da Suécia (Blix e Selin (1998)) nos respectivos exercícios de previsão de inflação. Trata-se de uma abordagem de inspiração Bayesiana, na medida em que comporta uma forte componente de julgamento, através de uma permanente avaliação subjectiva do estado da economia. Essa avaliação subjectiva é traduzida na adopção de distribuições normais segmentadas tanto para as variáveis explicativas como para os próprios coeficientes da regra de Taylor. No entanto, e contrariamente à abordagem seguida pelos autores acima referidos, a distribuição resultante para a taxa de juro de Taylor é derivada por simulação numérica em linha com Esteves, Machado e Martins (2001).

Este trabalho encontra-se estruturado do seguinte modo. A secção 2 apresenta de uma forma sumária a regra de Taylor e descreve o procedimento subjacente ao cálculo da distribuição da taxa de juro de Taylor. Na secção 3 é feita uma aplicação desse procedimento à área do euro. Finalmente, as principais conclusões são apresentadas na secção 4.

## 2. REGRA DE TAYLOR: DISTRIBUIÇÃO DAS VARIÁVEIS EXPLICATIVAS E SIMULAÇÃO DA DISTRIBUIÇÃO CONJUNTA

Na sua formulação original, a regra de Taylor é apresentada da seguinte forma:

$$i_{Tt} = r^* + \pi^* + \beta(\pi_t - \pi^*) + \theta X_t \quad (1a)$$

onde  $i_{Tt}$  é a taxa de juro considerada “apropriada” de acordo com a utilização da regra de Taylor (taxa de juro de Taylor),  $\pi_t$  a taxa de inflação média nos últimos quatro trimestres (medida pelo deflator do PIB),  $\pi^*$  o objectivo para a taxa de inflação,  $X_t$  o hiato do produto (definido como o desvio percentual do PIB em relação ao seu nível potencial) e  $r^*$  a taxa de juro real neutra ou de equilíbrio<sup>(2)</sup>.

A formulação (1a) considera apenas a inflação e o hiato do produto contemporâneos, não tendo em conta a natureza essencialmente prospectiva da política monetária. Para resolver este problema,

considera-se uma versão prospectiva da regra de Taylor, em linha com o trabalho de Clarida, Gali e Gertler (1997):

$$i_{Tt} = r^* + \pi^* + \beta(\pi_{t+2}^e - \pi^*) + \theta X_{t+1}^e \quad (1b)$$

A consideração de previsões para a inflação a dois anos e para o hiato do produto a um ano tem subjacente o facto estilizado de que, pelo menos em economias de maior dimensão e relativamente fechadas, a política monetária afecta mais depressa o nível de actividade do que a inflação [veja-se Ball (1997)].

Como anteriormente referido, a estimação de uma regra de Taylor envolve problemas de incerteza tanto em relação aos parâmetros ( $\beta$  e  $\theta$ ) como às hipóteses assumidas para a evolução das variáveis explicativas. Deste modo, neste trabalho é assumido que, exceptuando o objectivo de inflação, todos os argumentos da regra de Taylor, incluindo os coeficientes, são variáveis aleatórias. É ainda considerado que o comportamento probabilístico de cada uma destas variáveis pode ser caracterizado por uma distribuição normal segmentada (NS)<sup>(3)</sup>. Esta distribuição, também utilizada pelo Banco de Inglaterra e pelo Banco da Suécia nos respectivos exercícios de previsão de inflação, permite introduzir considerações de assimetria na análise de uma forma expedita.

De forma genérica, uma variável aleatória  $W$  tem uma distribuição NS se a respectiva função densidade de probabilidade for dada por:

$$f(W; \mu_w; \sigma_{w,1}) = C \exp\left[-\frac{1}{2\sigma_{w,1}^2} (W - \mu_w)^2\right], W \leq \mu_w \quad (2a)$$

$$f(W; \mu_w; \sigma_{w,2}) = C \exp\left[-\frac{1}{2\sigma_{w,2}^2} (W - \mu_w)^2\right], W > \mu_w \quad (2b)$$

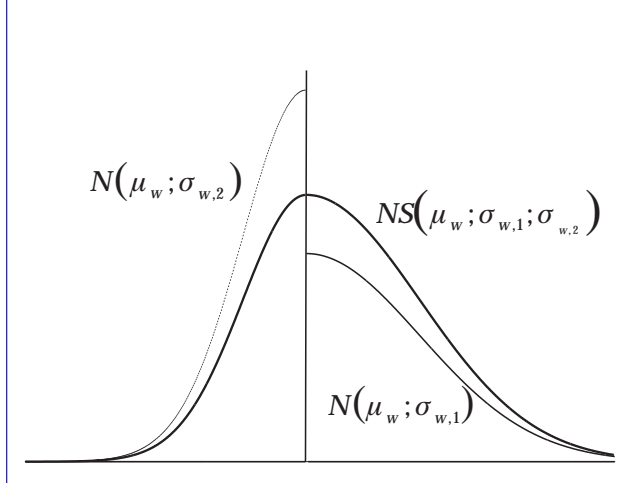
$$\text{com } C = \sqrt{\frac{2}{\pi}} (\sigma_{w,1} + \sigma_{w,2})^{-1}.$$

Em termos intuitivos, esta distribuição pode ser entendida como uma junção de duas distribuições

(2) Note-se que se  $\beta > 1$  e  $\theta > 0$ , a taxa de juro real ajusta-se de modo a estabilizar a inflação e o produto; se  $\beta < 1$ , alguma inflação é acomodada. Neste último caso, a variação da taxa de juro nominal não é suficiente para provocar uma variação no mesmo sentido da taxa de juro real. O mesmo tipo de raciocínio aplica-se em relação a  $\theta$ , que deverá ser não negativo para a regra ser estabilizadora. No trabalho original de Taylor (1993), os valores definidos foram  $\beta = 1.5$ ,  $\theta = 0.5$ ,  $\pi^* = 2$  e  $r^* = 2$ .

(3) Veja-se Johnson, Kotz e Balakrishnan (1994) para uma apresentação mais detalhada desta distribuição.

Gráfico 1  
**FUNÇÃO DENSIDADE DE PROBABILIDADE  
 DE UMA DISTRIBUIÇÃO NORMAL  
 SEGMENTADA**  
 $(\sigma_{w,1} < \sigma_{w,2})$



normais com a mesma moda ( $\mu_w$ ) mas com desvios-padrão diferentes ( $\sigma_{w,1}; \sigma_{w,2}$ ), que foram ajustadas de modo a que  $f(\mu_w)$  seja comum<sup>(4)</sup>. O Gráfico 1 apresenta uma ilustração com  $\sigma_{w,1} < \sigma_{w,2}$ . Neste caso, a massa de probabilidade à esquerda da moda é inferior à massa de probabilidade à direita, pelo que a média e a mediana excedem a moda da distribuição (assimetria positiva).

O valor esperado e a variância desta distribuição são dados por:

$$E(W) = \mu_w + \sqrt{\frac{2}{\pi}}(\sigma_{w,2} - \sigma_{w,1}) \quad (3)$$

$$\text{Var}(W) = \left(1 - \frac{2}{\pi}\right)(\sigma_{w,2} - \sigma_{w,1})^2 + \sigma_{w,1}\sigma_{w,2} \quad (4)$$

Na nossa análise,  $W$  representa cada um dos argumentos da regra de Taylor: inflação esperada, previsão para o hiato do produto,.... Para se obter os três parâmetros da distribuição de  $W(\mu_w, \sigma_{w,1}, \sigma_{w,2})$  é necessário postular valores para:

- (i)  $\mu_w$ , que corresponde ao cenário central habitualmente assumido;

(4) O factor de ajustamento aplicado à distribuição normal é  $2\sigma_{w,1}/(\sigma_{w,1} + \sigma_{w,2})$  à esquerda e  $2\sigma_{w,2}/(\sigma_{w,1} + \sigma_{w,2})$  à direita para garantir que a função seja contínua e o respectivo integral seja igual a 1.

- (ii)  $\omega_w = h_w\sigma_w$ , que corresponde ao desvio-padrão histórico ( $\sigma_w$ ) escalado por um factor de incerteza adicional ( $h_w$ );
- (iii)  $P_w$ , que é a probabilidade subjectiva do valor de  $W$  se situar abaixo do respectivo cenário central – o chamado risco descendente<sup>(5)</sup>. Este valor assume um papel crucial na análise, sendo responsável pela assimetria da distribuição. Note-se que se  $P_w = 0.5$ , então  $W$  segue a distribuição normal habitual.

Dada a distribuição para as variáveis explicativas e respectivos coeficientes, coloca-se a questão central de determinar a distribuição para a própria taxa de juro de Taylor. Ao contrário com o sucedido quando as variáveis aleatórias seguem uma distribuição normal, a variável aleatória resultante da agregação de variáveis com distribuições normais segmentadas não tem qualquer distribuição conhecida. Assim, contrariamente à abordagem do Banco de Inglaterra e do Banco da Suécia, neste trabalho a distribuição da taxa de juro de Taylor é obtida por simulação numérica, em linha com Esteves, Machado e Martins (2001).

Um dos problemas que se apresenta à simulação numérica é a da eventual dependência estatística entre os argumentos da regra de Taylor. Se em relação à maioria destes é razoável assumir a hipótese de independência, tal não o é em relação à inflação esperada e à previsão para o hiato do produto. Para modelar de forma expedita a dependência estatística entre estas duas variáveis, considerou-se que a inflação esperada ( $\pi^e$ ) pode ser expressa como uma combinação linear entre duas variáveis aleatórias  $\pi_1^e$  e  $\pi_2^e$ , independentes da previsão do hiato do produto ( $X^e$ ), e que seguem distribuições normais segmentadas

$$\pi^e = \pi_1^e I(X^e > \mu_x) + \pi_2^e I(X^e < \mu_x) \quad (5)$$

(5) É possível demonstrar que  $P_w$  é dado por  $P_w = \int_{-\infty}^{\mu} f(x)dx = \frac{\sigma_1}{\sigma_1 + \sigma_2}$  e os desvios-padrão da distribuição normal segmentada por :

$$\sigma_{1,w}^2(\sigma_w, P_w) = h_w^2 \sigma_w^2 \left[ \left(1 - \frac{2}{\pi}\right) \left(\frac{1 - 2P_w}{P_w}\right)^2 + \left(\frac{1 - P_w}{P_w}\right)^2 \right]^{-1}$$

$$\sigma_{2,w}^2(\sigma_w, P_w) = h_w^2 \sigma_w^2 \left[ \left(1 - \frac{2}{\pi}\right) \left(\frac{1 - 2P_w}{1 - P_w}\right)^2 + \left(\frac{P_w}{1 - P_w}\right)^2 \right]^{-1}$$

Quadro 1

**TAXA DE JURO DE TAYLOR PARA A ÁREA DO EURO: CENÁRIO CENTRAL  
E AVALIAÇÃO SUBJECTIVA DE RISCOS**

	Taxa de juro real de equilíbrio ( $r^*$ )	Objectivo de inflação ( $\pi^*$ )	Inflação esperada ( $\pi^e$ )	Hiato do produto ( $X^e$ )	Coefficiente do desvio de inflação ( $\beta$ )	Coefficiente do hiato do produto ( $\theta$ )
<b>Hipóteses:</b>						
Cenário central ( $\mu_w$ )	3.00	1.50	1.90	0.30	1.31	0.25
Desvio padrão corrigido ( $\omega_w$ )	0.21	-	0.75	1.21	0.09	0.04
Desvio padrão histórico ( $\sigma_w$ )	0.19	-	0.75	1.10	0.09	0.04
Incerteza adicional ( $h_w$ )	1.10	-	1.00	1.10	1.00	1.00
Avaliação de riscos			$\pi_1^e$ $\pi_2^e$			
Ascendente ( $1-P_w$ )	0.60	-	0.60   0.40	0.45	0.60	0.70
Descendente ( $P_w$ )	0.40	-	0.40   0.60	0.55	0.40	0.30
<b>Por memória:</b>						
Valor esperado	3.07	1.50	1.83 <sup>(a)</sup>	0.11	1.34	0.27

Nota:

(a) Derivada por simulação numérica.

onde  $I(.)$  representa a função indicatriz. Adicionalmente, é assumido que  $\sigma_{\pi_1^e,2} > \sigma_{\pi_2^e,2}$ , ou seja,  $\pi_1^e$  é relativamente mais assimétrica à direita do que  $\pi_2^e$ . Deste modo, se a previsão para o hiato do produto se encontrar acima (abaixo) do respectivo cenário central, uma proporção superior (inferior) de agentes terá expectativas mais pessimistas (optimistas) em relação à evolução futura da inflação, ou seja, a inflação esperada apresentará uma distribuição com maior massa de probabilidade à direita (esquerda) da moda. Em termos simples, “boas notícias” em matéria de produto/desemprego levam a que uma proporção maior de agentes se torne mais pessimista em matéria de inflação.

A distribuição para a inflação esperada pode ser obtida por simulação numérica com base no modelo definido na equação (5). Para tal, é necessário, em primeiro lugar, postular valores para os parâmetros caracterizadores da distribuição de  $X^e$ : o cenário central ( $\mu_{X^e}$ ); o desvio-padrão histórico ( $\sigma_{X^e}$ ) e o respectivo factor de correcção ( $h_{X^e}$ ); e o risco descendente ( $P_{X^e}$ ). Relativamente, à inflação esperada é necessário assumir valores para o cenário central ( $\mu_{\pi^e}$ ); o desvio-padrão histórico ( $\sigma_{\pi^e}$ ) e o respectivo factor de correcção ( $h_{\pi^e}$ ); e os riscos descendentes  $P_{\pi_1^e}$  e  $P_{\pi_2^e}$  <sup>(6)</sup>. A simulação da função de densidade de probabilidade para a inflação espe-

rada admite, por hipótese, que  $\sigma_{\pi_1^e,1} = \sigma_{\pi_2^e,2} = \nu$ , sendo  $\nu$  uma constante a ser obtida com base nos parâmetros assumidos para a distribuição de  $\pi^e$  [veja-se Esteves, Machado e Martins (2001)].

Uma vez derivada a distribuição para a inflação esperada, que tem em conta a dependência entre esta e o hiato do produto, com base na equação (1b), é possível obter através de simulação numérica uma função de densidade de probabilidade para a taxa de juro de Taylor.

### 3. APLICAÇÃO À ÁREA DO EURO

Com base no procedimento descrito anteriormente, esta secção apresenta uma avaliação da orientação da política monetária da área do euro em Dezembro de 2000. O Quadro 1 apresenta o cenário central para cada uma das variáveis relevantes da regra de Taylor, assim como a incerteza associada e balanço de riscos. As hipóteses e os cálculos subjacentes à determinação da função de densi-

(6) Como decorre da equação (5), a relação entre os riscos descendentes é dada por:  $P_{\pi^e} = (1 - P_{X^e})P_{\pi_1^e} + P_{X^e}P_{\pi_2^e}$ . Deste modo, postular um valor para  $P_{\pi_1^e}$  e  $P_{\pi_2^e}$  é equivalente a postular um valor para  $P_{\pi^e}$  e outro para  $P_{X^e}$  ou  $P_{\pi_2^e}$ .

dade de probabilidade da taxa de juro de Taylor para a área do euro são explicados a seguir.

### 3.1 Coeficientes

O Quadro 2 apresenta diferentes valores estimados para os parâmetros  $\beta$  e  $\theta$ . Embora os resultados não sejam qualitativamente muito distintos, as conclusões obtidas com cada modelo poderão ser quantitativamente bastante diferentes. Para a construção do cenário central e dos respectivos desvios-padrão consideraram-se os valores estimados em Clarida, Galí e Gertler (1997) para a Alemanha, os quais estão muito perto dos obtidos em Peersman e Smets (1998). Não se considerou nenhum factor de incerteza adicional em relação ao passado. Atendendo ao facto dos diversos resultados obtidos para os EUA apontarem para coeficientes mais elevados, considerou-se uma probabilidade ascendente superior a 50 por cento (respectivamente 60 e 70 por cento para  $\beta$  e  $\theta$ ).

### 3.2 Taxa de juro real de equilíbrio

A taxa de juro real de equilíbrio admitida para a área do euro é igual a 3.0 por cento – um valor próximo das estimativas obtidas com uma função de reacção para o Bundesbank nas duas últimas décadas e da média das taxas de juro reais dos países do G7 nos últimos cinco anos<sup>(7)</sup>. Mais, de acordo com a regra de ouro da acumulação de capital, o produto marginal do capital, que em equilíbrio iguala a taxa de juro real, deverá ser superior à taxa de crescimento do produto (condição de eficiência dinâmica). Por exemplo, no caso da área do euro, as estimativas actuais para o produto potencial sugerem que a taxa de juro real de equilíbrio de longo prazo deverá ter como limite inferior um valor em torno de 2-2.5 por cento. Como desvio-padrão histórico para a taxa de juro real de equilíbrio considerou-se o valor estimado por Smets (1999) para uma regra de Taylor prospectiva

(7) O cálculo da taxa de juro real de equilíbrio para a área do euro com base na média das taxas de juro reais prevalentes durante, por exemplo, as duas últimas décadas apresenta muito provavelmente um enviesamento para cima. De facto, ao longo deste período, assistiu-se a um processo de desinflação na área do euro. Neste contexto, parece ser mais apropriado utilizar as taxas de juro passadas da Alemanha – um país que foi caracterizado por um maior estabilidade macroeconómica.

Quadro 2

### PARÂMETROS $\beta$ e $\theta$

		Desvio de inflação	Hiato do produto
Taylor (1993) . . . . .	EUA	1.50	0.50
Taylor (1999) . . . . .	EUA	1.50	1.00
Ball (1997) . . . . .	EUA	1.50	1.00
Christiano (1999) . . . . .	EUA	3.00	0.50
Clarida, Galí e Gertler (1998) . . .	EUA	1.80	0.12
Clarida, Galí e Gertler (1997) . . .	Alemanha	1.31	0.25
Peersman e Smets (1998) . . . . .	Alemanha	1.30	0.28

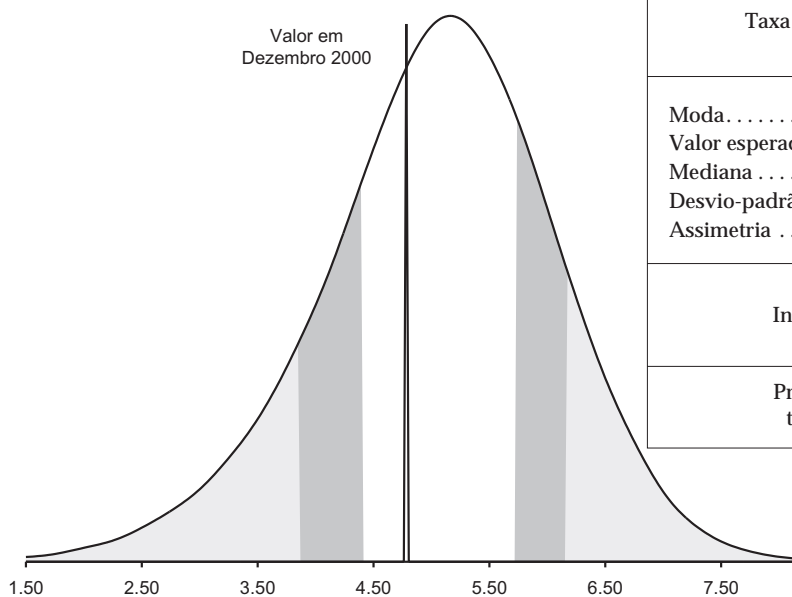
para a Alemanha. Neste trabalho, a taxa de juro real de equilíbrio implícita na regra de Taylor para um objectivo de inflação de 1.5 por cento é igualmente de 3.0 por cento. Em termos de “balanço de riscos”, as diferentes estimativas apresentadas na literatura para a taxa de juro real de equilíbrio na Alemanha situam-se esmagadoramente entre 2.5 e 3.5 por cento, com uma incidência ligeiramente maior na metade superior deste intervalo. Esta última evidência justifica o “balanço de riscos” apresentado (probabilidade ascendente de 60 por cento). Finalmente, os eventuais efeitos da designada “Nova Economia” induzem alguma incerteza nas actuais estimativas para o produto potencial e, conseqüentemente, para a taxa de juro real de equilíbrio da área do euro. Por esse motivo, foi decidido incluir um factor de incerteza adicional de 10 por cento.

### 3.3 Objectivo de inflação

Como objectivo de inflação admite-se o valor de 1.5 por cento. Recorde-se que no âmbito da estratégia de política monetária do Eurosistema, a estabilidade de preços é definida como um aumento anual do Índice Harmonizado de Preços no Consumidor (IHPC) inferior a 2 por cento na área do euro, e que o cálculo do valor de referência para a taxa de crescimento do agregado monetário M3 tem subjacente uma taxa de inflação igual a 1.5 por cento. Não se admite a existência de qualquer incerteza em relação a este valor.



Gráfico 2  
FUNÇÃO DENSIDADE DE PROBABILIDADE DA TAXA DE JURO DE TAYLOR



Taxa de juro de referência do BCE (Dezembro de 2000)		4.75
Moda.....		5.14
Valor esperado.....		5.03
Mediana.....		5.06
Desvio-padrão.....		1.05
Assimetria.....		-0.10
Intervalo	50%	4.37 5.73
	75%	3.81 6.18
Probabilidade de subida da taxa de juro de referência		63%

### 3.4 Inflação esperada

Para a inflação esperada admite-se o ponto médio do intervalo da previsão do Eurosistema divulgada em Dezembro de 2000 relativamente ao crescimento do IHPC em 2002 – isto é, 1.9 por cento. Como desvio-padrão histórico considerou-se o facto do intervalo de previsão do Eurosistema (1.3, 2.5) corresponder a duas vezes o erro absoluto médio dos exercícios de previsão realizados ao longo dos últimos anos (BCE (2000)). Admitindo uma distribuição normal, este valor corresponde a um desvio-padrão de 0.75, sobre o qual não se considerou nenhum factor de incerteza adicional. Em termos de “balanço de riscos”, considera-se que a probabilidade de uma inflação mais baixa do que o cenário central seria igual a 60 por cento, se a previsão do hiato do produto se situar abaixo do seu valor mais provável, e igual a 40 por cento, quando a previsão do hiato do produto se situar acima do seu valor mais provável.

### 3.5 Previsão do hiato do produto

Como cenário central para a previsão do hiato do produto para a área do euro em 2001 admitiu-se um valor de 0.3 por cento. Este valor foi ob-

tido com um filtro Hodrick-Prescott, utilizando dados trimestrais desde 1977 e os valores anuais correspondentes ao ponto médio dos intervalos do exercício de previsão divulgado em Dezembro de 2000. Este valor corresponde igualmente às estimativas para 2001 tanto da Comissão Europeia como da OCDE divulgadas nos exercícios de previsão, respectivamente, em Outubro e Novembro de 2000. Como desvio-padrão, considerou-se um valor de 0.6, o qual foi obtido tomando em consideração o facto da magnitude do intervalo de previsão do Eurosistema para a taxa de crescimento do PIB para 2001 (2.6, 3.6) corresponder a duas vezes o erro médio absoluto das previsões efectuadas em vários anos. Atendendo a eventuais efeitos da chamada “Nova Economia” e às tradicionais dificuldades em estimar o hiato do produto no final da amostra<sup>(8)</sup>, considerou-se um factor de incerteza adicional de 1.1. Em termos de “balanço de riscos”, admitiu-se um risco descendente de 55 por

(8) As estimativas para o hiato do produto contemporâneo e prospectivo são particularmente incertas, porque os valores recentes para o PIB têm tradicionalmente um carácter preliminar, porque as previsões estão sujeitas a erros e porque grande parte das técnicas de estimação, nomeadamente os métodos univariados, como o filtro HP, apresentam problemas no final da amostra.

cento, tendo em conta a possibilidade de a desaceleração do crescimento nos Estados Unidos poder vir a ser superior às previsões dos organismos internacionais.

### 3.6 Resultados

Com estas hipóteses, as medidas de localização para a taxa de Taylor estariam todas acima do nível observado em Dezembro de 2000 para a taxa de juro de referência do Banco Central Europeu (veja-se Gráfico 2). Contudo, estas indicações estão sujeitas a importantes incertezas, atendendo à significativa variância estimada para a taxa de juro de Taylor. Com efeito, o intervalo de confiança a 50 por cento é de 4.37 a 5.73 por cento (de 3.82 a 6.19 por cento, no caso de se considerar um nível de confiança de 75 por cento).

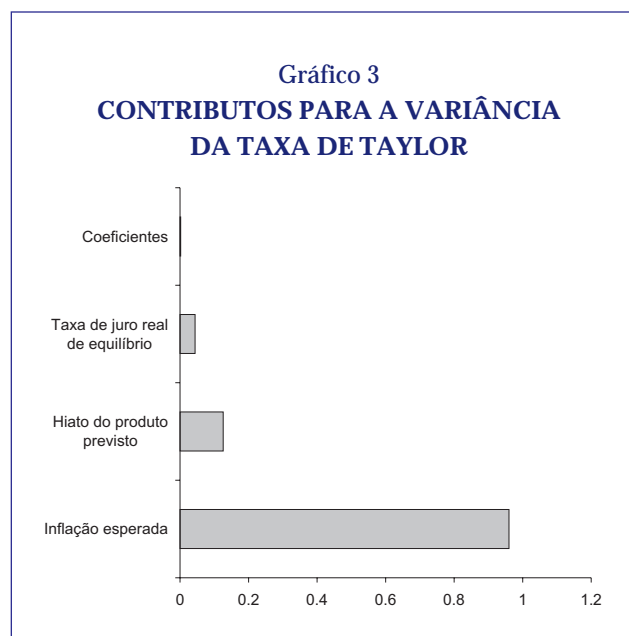
Tomando em consideração as várias hipóteses subjacentes à avaliação da variância da taxa de Taylor, verifica-se que o maior contributo é dado pela inflação esperada<sup>(9)</sup>. Em seguida, aparecem as incertezas relacionadas com o hiato do produto. Por contraste, as incertezas relacionadas com a especificação da regra de Taylor parecem ter um contributo reduzido (taxa de juro real de equilíbrio e coeficientes).

## 4. CONSIDERAÇÕES FINAIS

A evidência empírica tem mostrado que as regras de Taylor descrevem razoavelmente bem o comportamento das principais autoridades monetárias, nomeadamente da Reserva Federal norte-americana e do Bundesbank, ao longo das duas últimas décadas – um período em que a actuação da política monetária é geralmente considerada como tendo sido bastante bem sucedida na redução da inflação. Neste contexto, parece razoável argumentar que uma regra de Taylor poderá constituir uma referência útil para o debate sobre política monetária.

Porém, tendo em conta o conjunto de dificuldades operacionais e limitações associadas ao processo de estimação, a prática habitual de apresentar os resultados decorrentes da utilização da regra de

(9) O contributo de cada variável é dado pela variância da taxa de juro de Taylor obtida com a hipótese de que a incerteza para as restantes variáveis é igual a zero.



Taylor sob a forma de uma estimativa pontual parece pouco prudente. Em particular, a utilização desta regra em termos prospectivos obriga à utilização de previsões no horizonte relevante para a transmissão dos efeitos da política monetária. Atendendo aos erros de previsão cometidos no passado, esta necessidade acarreta uma importante fonte de incertezas.

Neste trabalho, o conteúdo informativo da regra de Taylor foi apresentado sob a forma de uma função de densidade de probabilidade. Esta abordagem torna claro que as decisões de política monetária são tomadas num contexto de incerteza, pelo que a avaliação da orientação da política monetária deverá ter em conta de forma explícita esse contexto.

## REFERÊNCIAS

- Ball, L. (1997) “Efficient rules for monetary policy”, National Bureau of Economic Research, *Working Paper* 5952.
- BCE (2000), *Boletim Mensal*, Dezembro.
- Blix, M. e Sellin, P. (1998) “Uncertainty bands for inflation forecasts”, *Working Paper Series*, Sveriges Riksbank, 65.
- Britton E., Fisher P. e Whitley (1998) “The inflation report projections: Understanding the fan chart”, *Quarterly Bulletin*, Banco de Inglaterra, Fevereiro.
- Christiano, L. e Gust, C. (1999) “Taylor rules in a limited participation model”, *mimeo*.

- Clarida, R., Galí, J e Gertler, M. (1997) "Monetary policy rules in practice: some international evidence", Centre for Economic Policy Research, *Discussion Paper* 1750.
- Clarida, R. e Gertler, M. (1998) "Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: Evidence and Some Theory", National Bureau of Economic Research, *Working Paper* 6442.
- Esteves, Machado e Martins (2001) "A simple method to estimate a distribution for the Taylor rule", Banco de Portugal, *Working paper*, *forthcoming*.
- Johnson, N., Kotz, S. e Balakrishnan, N. (1994) "Continuous univariate distributions", segunda edição, Wiley.
- Martins, F. (2000) "Regras de Taylor", Banco de Portugal, *Boletim Económico*, Março.
- Peersman, G. e Smets, F. (1998) "The Taylor rule: a useful monetary policy guide for the ECB?", *mimeo*.
- Smets, F. (1999) "The equilibrium real interest rate", Banco Central Europeu, *mimeo*, Março.
- Taylor, J.B. (1993) "Discretion versus policy rules in practice", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 39.
- Taylor, J.B. (1999) "The robustness and efficiency of monetary policy rules as guidelines for interest rate setting by the European Central Bank", *Journal of Monetary Economics*, Volume 43, N°3, Junho.
- Wallis, K. (1999) "Asymmetric forecasts of inflation and the Bank of England's fan chart", *National Institute of Economic Review*, Janeiro.
- Whitley, J. (1997) "Forecast uncertainty", Banco de Inglaterra, *mimeo*.