

SITUAÇÃO MONETÁRIA E CAMBIAL NO SEGUNDO SEMESTRE DE 1997

1. EVOLUÇÃO DOS PRINCIPAIS MERCADOS FINANCEIROS INTERNACIONAIS

1.1 Enquadramento macroeconómico

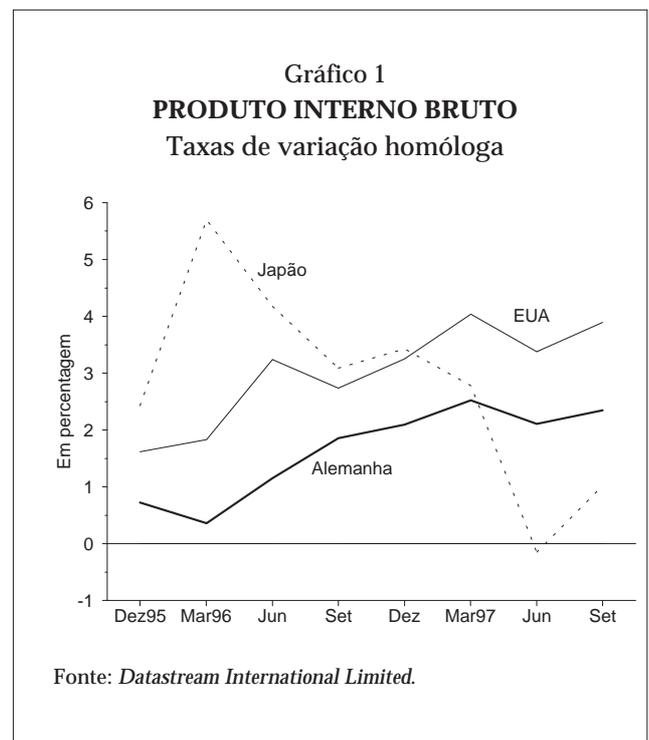
A evolução dos principais mercados financeiros internacionais na segunda metade de 1997 reflectiu, em larga medida, a posição cíclica das economias dos EUA, Japão e Alemanha, em particular o seu impacto sobre as expectativas de decisões de política monetária.

Paralelamente, a inesperada evolução da situação financeira nos países do sudeste asiático veio a revelar-se uma importante condicionante do enquadramento macroeconómico das principais economias internacionais. As perspectivas quanto à inflação e ao crescimento económico mundial foram revistas em baixa, antecipando-se que a crise asiática possa vir a ter um maior impacto no Japão (relativamente aos EUA ou à Europa).

A economia dos EUA continuou a apresentar um acentuado dinamismo no segundo semestre de 1997, sem que a inflação tenha apresentado uma tendência de aumento (gráfico 1).

As estimativas da Comissão Europeia (CE) publicadas no Outono de 1997 apontavam para um maior crescimento económico nos EUA, em 1997, relativamente às previsões da Primavera, a par de valores mais baixos para a inflação. A CE reviu então a taxa de crescimento do PIB de 2.8 por cento, para 3.6 por cento (o que compara com 2.8 por cento em 1996). Pelo contrário, a estimativa para a taxa de inflação foi reduzida de 2.3 por cento, para 2.1 por cento (2.4 por cento em 1996).

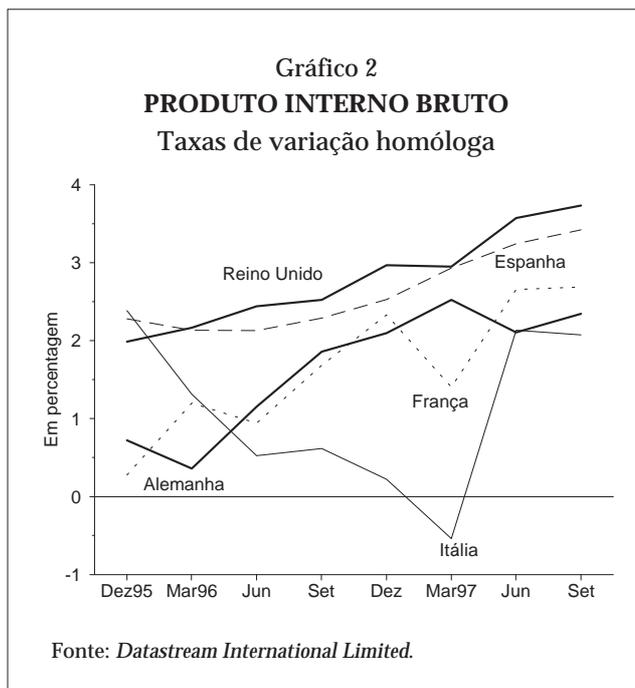
No Japão, as perspectivas de crescimento económico tornaram-se mais pessimistas, estimando-se uma desaceleração da actividade económica em 1997, face ao ano anterior. Nas últimas previsões da CE, a taxa de crescimento do PIB em 1997 situava-se em 1.3 por cento, menos 0.3 pontos por cento



tuais do que nas previsões da Primavera. Em 1996, o crescimento foi de 3.5 por cento.

Na União Europeia (UE), a evolução dos mercados financeiros foi enquadrada pela confirmação da recuperação económica na Europa continental em 1997, bem como pela continuação dos progressos em matéria de convergência nominal, no contexto da preparação da terceira fase da União Económica e Monetária.

O segundo semestre de 1997 caracterizou-se por um clima generalizado de maior optimismo relativamente ao crescimento do produto interno na UE, tendo-se assistido a uma aceleração da actividade económica (gráfico 2). As previsões de Outono da CE confirmaram a recuperação económica no ano de 1997, estimando-se que o crescimento do produto para o conjunto da UE aumente de 1.8 por cento em 1996, para 2.6 por cento em 1997 (2.2 por cento nas previsões da Primavera).



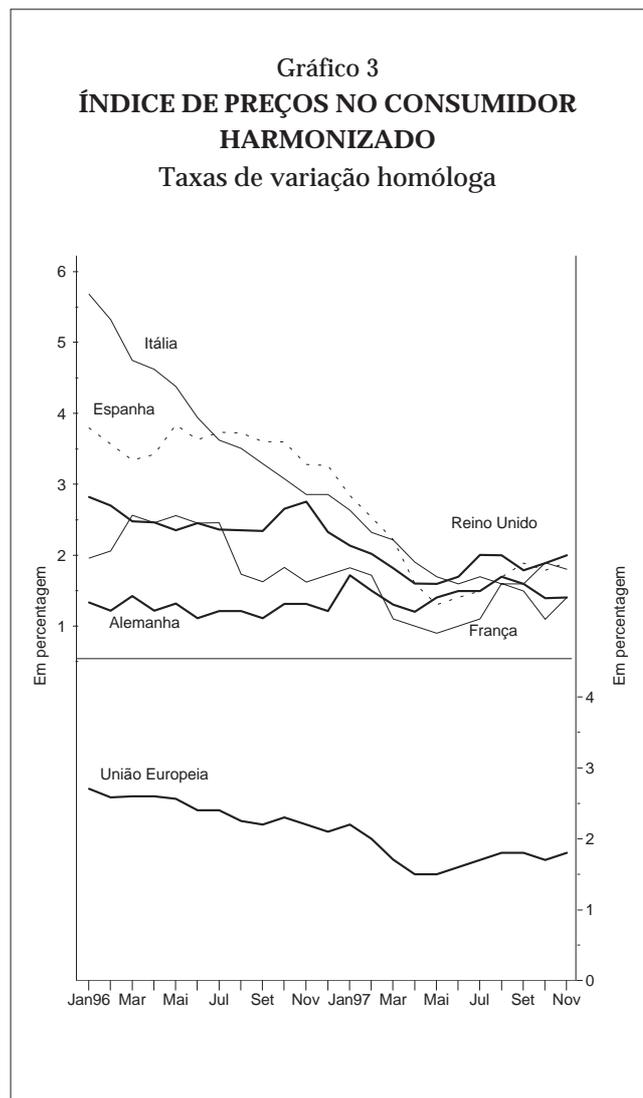
Terá existido igualmente alguma aproximação das posições cíclicas das várias economias europeias, apesar de alguns países se situarem numa fase mais avançada do ciclo económico, em particular os casos da Irlanda e do Reino Unido.

Embora existam expectativas de algumas melhorias associadas ao dinamismo da economia europeia, a taxa de desemprego na UE deverá manter-se em níveis elevados. As previsões da CE apontam para um nível de 10.7 por cento em 1997 (10.9 por cento em 1996).

As perspectivas mais favoráveis de crescimento na UE não foram acompanhadas pelo reforço das pressões ao nível dos preços no conjunto da União, esperando-se mesmo uma ligeira diminuição da inflação em 1997, face ao anteriormente previsto. O deflator do consumo privado publicado no Outono pela CE apresenta uma redução de 0.5 pontos percentuais em relação a 1996, para 2.1 por cento (que compara com 2.2 por cento publicado na Primavera).

O comportamento da inflação na UE em 1997, medida pela taxa de variação homóloga do Índice de Preços no Consumidor (IPC), apresentou um movimento decrescente até ao mês de Abril de 1997, mantendo-se perto de dois por cento até Outubro, ficando assim ligeiramente abaixo dos níveis observados no princípio do ano.

Quanto à taxa de variação homóloga do Índice de Preços no Consumidor Harmonizado (IPCH),



esta situou-se sistematicamente abaixo dos dois por cento em 1997, com excepção do mês de Janeiro, quando atingiu 2.2 por cento, fixando-se, em Novembro de 1997, em 1.8 por cento (gráfico 3).

Em termos de variação média anual, o IPCH do conjunto dos países da UE manteve uma tendência decrescente ao longo do ano de 1997. Por sua vez, o valor de referência para efeitos de aplicação do critério de estabilidade de preços no âmbito do Tratado da União Europeia manteve-se estável em 2.5 por cento no período de Dezembro de 1996 a Junho de 1997, registando um aumento na segunda metade do ano. Em Novembro, este valor situava-se em 2.8 por cento⁽¹⁾.

(1) Este valor de referência é calculado com base na média da taxa de variação média anual dos três países com melhor desempenho a nível da estabilidade de preços, à qual são adicionados 1.5 pontos percentuais.

A desaceleração dos preços no conjunto da UE foi acompanhada por uma redução dos diferenciais de inflação entre os diversos países, em alguns casos superior ao esperado. Esta evolução resultou, por um lado, da manutenção do processo de desinflação nos países que tradicionalmente apresentavam taxas de inflação mais elevadas e, por outro, de um ligeiro aumento das taxas de inflação de países com melhor desempenho a nível de estabilidade de preços.

Os países da UE mantiveram no segundo semestre de 1997 os esforços de consolidação orçamental que têm vindo a desenvolver no âmbito do processo de convergência, tendo-se atenuado as diferenças entre a situação das contas públicas dos vários Estados-membros, nomeadamente ao nível do défice orçamental. De acordo com a CE, todos os países europeus que em 1996 apresentaram um défice orçamental deverão registar melhorias em 1997. No conjunto da UE, a CE prevê um défice de 2.7 por cento do PIB em 1997 (4.3 por cento, em 1996).

1.2 Desenvolvimentos monetários e financeiros

No mercado cambial, a evolução do dólar no conjunto do ano de 1997 foi caracterizada, em termos médios, por uma apreciação de 11.2 por cento em relação ao iene e 15.3 por cento em relação ao marco.

Na segunda metade de 1997, a moeda norte-americana apreciou-se, em média, 0.8 por cento em relação ao iene e 5.8 por cento em relação ao marco⁽²⁾, ao mesmo tempo que registou um aumento da volatilidade (gráficos 4 e 5). Esta evolução não reflecte, no entanto, o comportamento da taxa de câmbio do dólar face a estas duas moedas ao longo do semestre. Com efeito, em termos de fim de período⁽³⁾, a divisa norte-americana apreciou-se apenas 2.8 por cento em relação ao marco e mais de 13 por cento face ao iene.

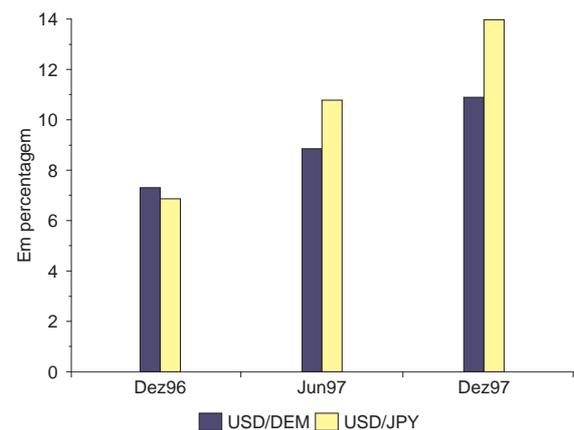
(2) As variações médias do segundo semestre de 1997 e do ano de 1997 correspondem, no primeiro caso, à variação entre os valores médios dos dois semestres de 1997 e, no segundo caso, à variação entre as médias dos anos de 1996 e 1997.

(3) As variações em termos de fim de período têm por base os valores médios de Dezembro e de Junho de 1997.

Gráfico 4
EVOLUÇÃO DO DÓLAR



Gráfico 5
VOLATILIDADE DO DÓLAR FACE
AO MARCO E AO IENE

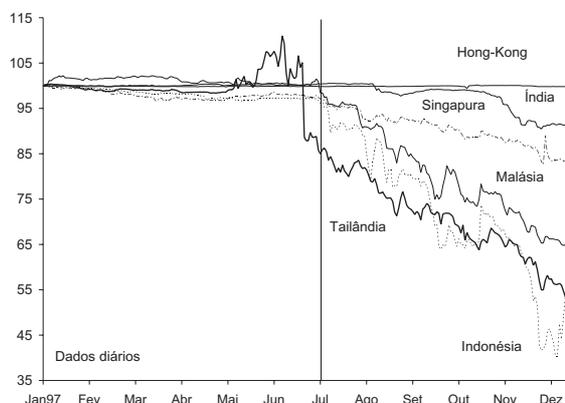


Nota: Desvio-padrão anualizado da variação diária da taxa de câmbio nos últimos seis meses.

Conforme referido, no segundo semestre de 1997, o dólar apresentou um movimento de significativa apreciação em relação ao iene, contrário ao verificado no final da primeira metade do ano. No fim de 1997, a divisa dos EUA atingiu máximos em relação ao iene comparáveis a Maio de 1992.

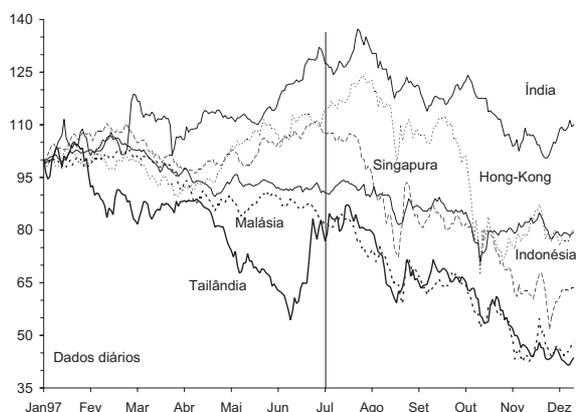
O comportamento da moeda nipónica foi condicionado pela fraqueza da economia japonesa e pela deterioração das expectativas quanto à sua evolução futura, num contexto em que a economia norte-americana continuou a evidenciar um acentuado crescimento económico.

Gráfico 6
ÍNDICES DE TAXA DE CÂMBIO DAS MOEDAS DO SUDESTE ASIÁTICO FACE AO DÓLAR
 1 de Janeiro de 1997=100



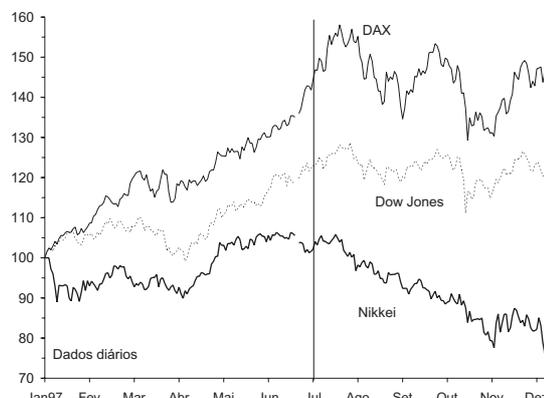
Nota: (+) apreciação; (-) depreciação.

Gráfico 7
ÍNDICES BOLSISTAS DE PAÍSES DO SUDESTE ASIÁTICO
 1 de Janeiro de 1997=100



O enfraquecimento do iene também foi determinado pela instabilidade financeira vivida ao longo do semestre nos países do sudeste asiático (gráficos 6 e 7). Inicialmente caracterizada por pressões cambiais associadas à moeda tailandesa, esta instabilidade alastrou rapidamente a outras economias, culminando em vários países no abandono dos seus regimes cambiais (caracterizados, em geral, por uma ligação ao dólar dos EUA). A crise financeira do sudeste asiático teve repercussões nos restantes mercados internacionais, desi-

Gráfico 8
ÍNDICES BOLSISTAS DOW JONES, DAX E NIKKEI
 1 de Janeiro de 1997=100



gnadamente sobre o sector financeiro japonês, justificando a saída de capitais para países com menores prémios de risco, nomeadamente os EUA, a Alemanha e a Suíça.

No contexto da crise dos países asiáticos, é de realçar o agravamento da situação dos mercados accionistas no final de Outubro, desencadeado pela queda da bolsa de Hong-Kong. Esta evolução repercutiu-se negativamente no plano mundial, designadamente nas bolsas de valores do Japão, dos EUA e da Alemanha. Contudo, em termos de fim de período, os índices Dow Jones e DAX apresentaram uma variação positiva de 4.1 por cento e 10.9 por cento, respectivamente, enquanto o índice Nikkei registou uma queda de 22.4 por cento⁽⁴⁾. A redução das aplicações em acções no Japão, por parte dos investidores internacionais ao longo do segundo semestre de 1997, traduziu-se numa descida dos preços destes activos e terá contribuído para o enfraquecimento do iene.

No segundo semestre de 1997, destacou-se a inversão da tendência de apreciação que o dólar vinha registando em relação ao marco, após ter atingido um máximo de 1.89 marcos no início de Agosto. Subjacente a esta inversão estiveram a aceleração da economia alemã e o aparecimento de alguns riscos inflacionistas, que acentuaram espec-

(4) No final de 1997, o índice Nikkei situava-se em níveis mínimos comparáveis aos verificados em meados de 1995.

tativas de subidas de taxas de juro na Alemanha, o que veio a acontecer no início de Outubro. Até essa data, a percepção de que a economia dos EUA seria mais afectada pela crise asiática do que a alemã poderá também ter contribuído para a depreciação do dólar. Todavia, nos últimos dois meses de 1997, esta moeda apresentou um movimento de apreciação relativamente ao marco, parecendo reflectir não só um reequacionar do impacto relativo da crise asiática nos EUA e na Alemanha, bem como uma correcção das expectativas quanto à evolução dos diferenciais de taxas de juro entre estes países. Esta correcção parece ter estado associada, de alguma forma, aos impactos esperados da crise asiática sobre o crescimento económico e sobre o comportamento dos preços nos dois países.

Durante o Verão de 1997, assistiu-se a uma intensificação das expectativas relativas a uma possível subida de taxas de juro oficiais pelo *Bundesbank*⁽⁵⁾, as quais se vieram a concretizar no dia 9 de Outubro, quando a taxa repo alemã foi aumentada 0.3 pontos percentuais, para 3.3 por cento (gráfico 9). Na base desta decisão esteve uma actuação preventiva do banco central alemão, relativamente ao comportamento dos preços, tendo em conta o desfase temporal com que as medidas de política monetária actuam. Aquelas expectativas, que se traduziram até meados de Outubro num movimento ascendente das taxas de juro implícitas nos contratos de futuros de taxas de a três meses do marco, foram parcialmente corrigidas nos últimos dois meses de 1997 (gráfico 10).

Por outro lado, a inexistência de sinais de aumento dos riscos inflacionistas nos EUA terá conduzido a uma certa revisão das expectativas quanto à evolução das taxas de juro oficiais, ao longo do segundo semestre de 1997. Em lugar de esperar uma subida, o mercado começou a atribuir uma maior probabilidade à hipótese de manutenção da taxa de referência dos Fed Funds, o que veio a confirmar-se. Esta revisão traduziu-se na redução das taxas de juro implícitas nos contratos de futuros de taxas a três meses do dólar (gráfico 11).

(5) Em Agosto, a decisão do *Bundesbank* de flexibilizar as condições de cedência de liquidez terá contribuído para expectativas de aumento das taxas de juro. O *Bundesbank* passou a efectuar anúncios semanais de cedência de liquidez no dia dessas operações, em vez de anúncios quinzenais, após a reunião do Conselho de Política Monetária, como vinha a acontecer.

Gráfico 9
TAXAS DE INTERVENÇÃO

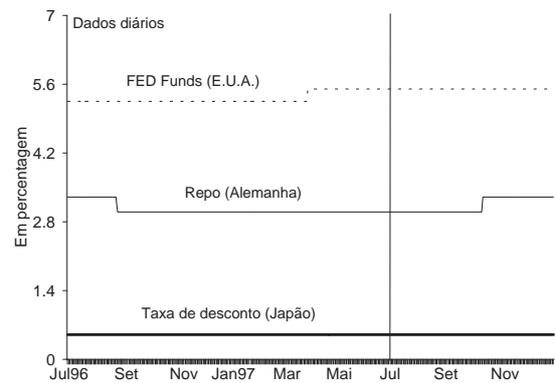
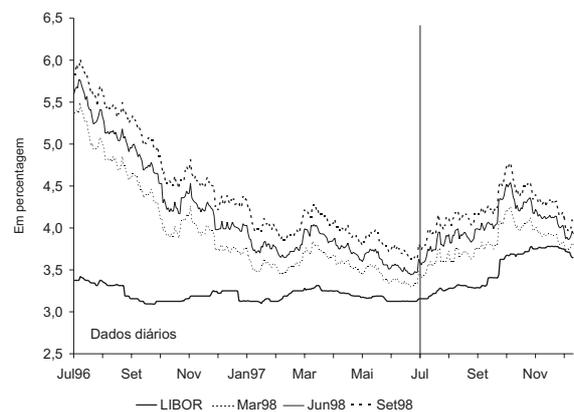


Gráfico 10
TAXAS DE JURO A TRÊS MESES DO MARCO

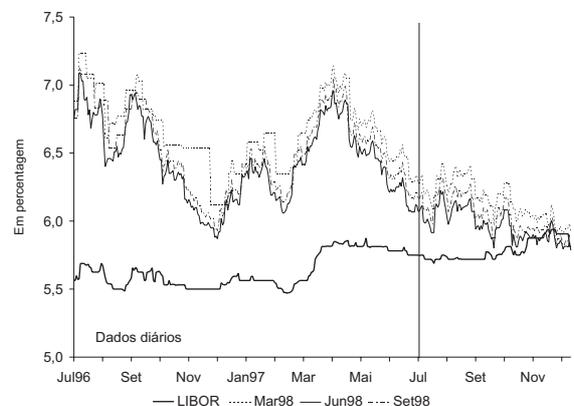
Taxas LIBOR e taxas implícitas nos contratos de futuros



Fonte: Bloomberg.

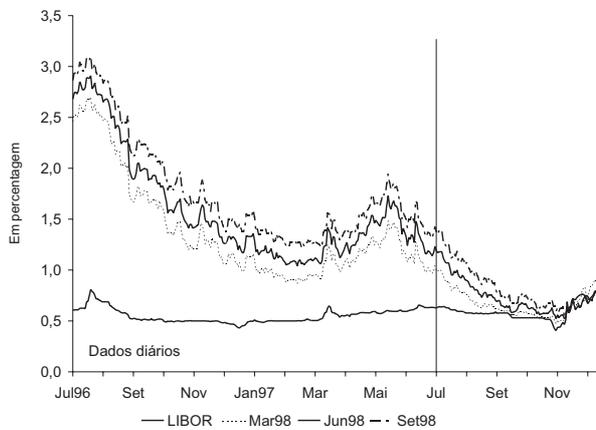
Gráfico 11
TAXAS DE JURO A TRÊS MESES DO DÓLAR

Taxas LIBOR e taxas implícitas nos contratos de futuros



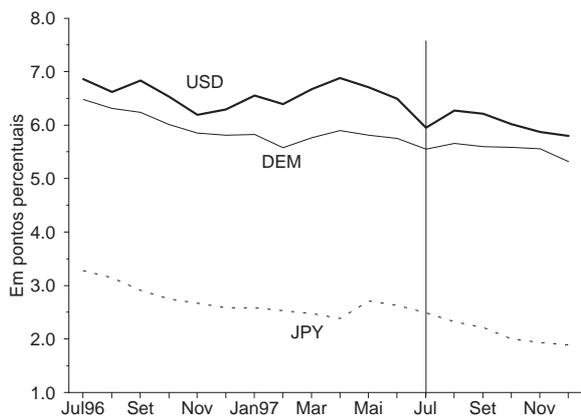
Fonte: Bloomberg.

Gráfico 12
TAXAS DE JURO A TRÊS MESES DO IENE
Taxas LIBOR e taxas implícitas nos contratos de futuros



Fonte: *Bloomberg*.

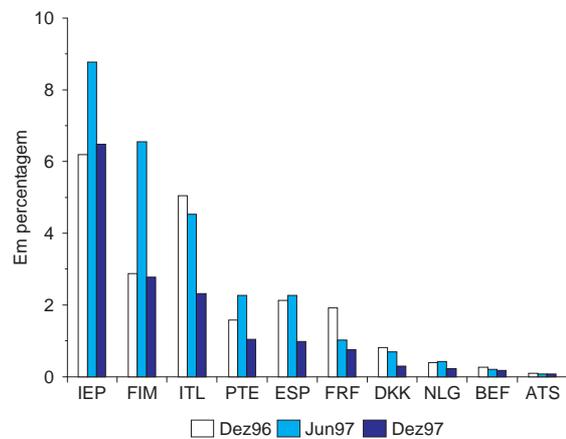
Gráfico 13
TAXAS DE RENDIBILIDADE DE LONGO PRAZO
Médias mensais



No caso do iene, as taxas de juro implícitas nos contratos de futuros apresentaram um movimento descendente semelhante ao do dólar, embora mais pronunciado. Esta evolução reflectiu um virtual desaparecimento de expectativas de subidas de taxas de juro de curto prazo, reagindo à deterioração do clima económico no Japão, agravada pelos possíveis efeitos da crise asiática.

Em termos de fim de período, as taxas de juro a três meses do dólar mantiveram-se relativamente estáveis, situando-se em Dezembro em 5.8 por cento. No Japão estas taxas aumentaram 0.3 pontos percentuais, para 0.9 por cento, parecendo re-

Gráfico 14
VOLATILIDADES DAS MOEDAS DO MTC
FACE AO MARCO



Nota: Desvio-padrão anualizado da variação diária da taxa de câmbio nos últimos seis meses.

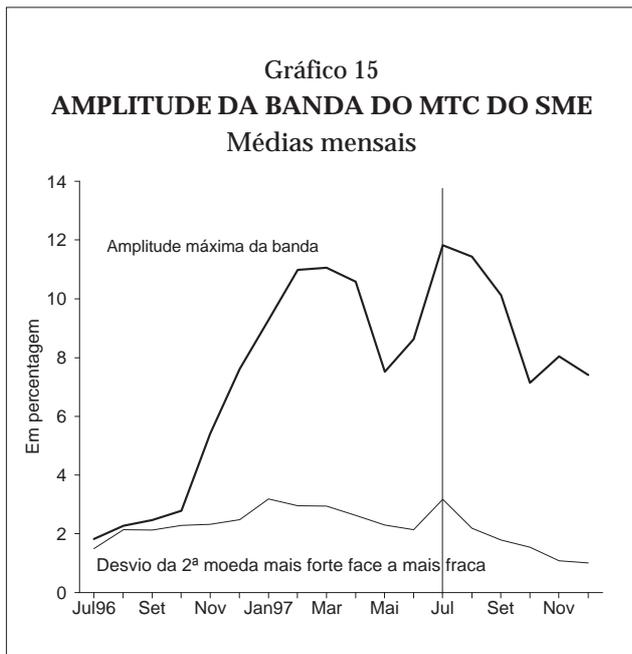
flectir um aumento do prémio de risco subjacente às aplicações em ienes. Na Alemanha, verificou-se um aumento de cerca de 0.6 pontos percentuais, para 3.6 por cento no final do semestre.

A evolução das taxas de juro de longo prazo nos EUA, Japão e Alemanha, no segundo semestre de 1997, foi caracterizada por uma tendência de descida, traduzindo designadamente o comportamento esperado da inflação. Este movimento foi mais acentuado no Japão e nos EUA (onde estas taxas se reduziram 0.7 pontos percentuais), do que na Alemanha (onde a descida foi de 0.4 pontos percentuais).

Relativamente a Dezembro de 1996, as taxas de rendibilidade a dez anos do dólar e do marco apresentaram uma redução de 0.5 pontos percentuais, enquanto as taxas do iene se reduziram 0.7 pontos percentuais.

No final de 1997, as taxas de juro a dez anos situavam-se em 1.9 por cento no Japão (país em que se atingiram novos mínimos históricos), em 5.9 por cento nos EUA e em 5.3 por cento na Alemanha (gráfico 13). No decurso do segundo semestre, o diferencial entre as taxas de rendibilidade a dez anos norte-americanas e alemãs reduziu-se cerca de 0.3 pontos percentuais.

O Mecanismo de Taxas de Câmbio (MTC) do Sistema Monetário Europeu (SME) apresentou-se estável no segundo semestre de 1997, assistindo-se



à redução da volatilidade da maior parte das divisas que nele participam (gráfico 14).

O principal factor subjacente ao reforço da coesão entre as moedas pertencentes ao MTC foi o progresso registado a nível da convergência nominal e uma crescente percepção da sustentabilidade destes resultados. Contra este pano de fundo, foi importante o empenhamento político-institucional das diversas autoridades nacionais, destacando-se a decisão assumida na reunião informal do ECOFIN em Mondorf (nos dias 12 a 14 de Setembro). Ficou acordado pré-anunciar as taxas de câmbio bilaterais que servirão de base à determinação das taxas de conversão para o euro no início de 1999. Este anúncio terá lugar em Maio de 1998, aquando da divulgação da lista do primeiro grupo de países que irá participar na área do euro.

O comportamento dos mercados à vista e a prazo no âmbito do MTC do SME, durante a segunda metade de 1997, foi caracterizado por uma aglomeração da generalidade das moedas junto das taxas centrais bilaterais, num contexto em que a sensibilidade aos movimentos do dólar se terá reduzido. A amplitude máxima da banda de flutuação do MTC situou-se em 7.5 por cento em Dezembro, nível inferior ao observado no final do primeiro semestre, reflectindo o comportamento da libra irlandesa. Esta moeda continuou a apresentar desvios percentuais em relação às taxas centrais bilaterais sem paralelo nas restantes moedas do MTC do SME, mantendo-se como a moeda mais forte do

Sistema. De facto, excluindo a libra irlandesa, a amplitude da banda do MTC reduziu-se para 1.0 por cento em Dezembro, cerca de 1.1 pontos percentuais abaixo do observado em Junho de 1997 (gráfico 15).

Na segunda metade de 1997, o marco não apresentou movimentos muito expressivos em relação a nenhuma moeda do MTC do SME. Em termos médios, a lira italiana foi a divisa que apresentou o movimento de maior amplitude em relação à moeda germânica, tendo-se apreciado cerca de 1.0 por cento. Contudo, essa apreciação foi apenas de 0.1 por cento em termos de fim de período.

Comparando os valores médios de Dezembro e de Junho de 1997, as variações de maior amplitude foram registadas pelo franco francês e pela moeda finlandesa, embora em sentido inverso. O franco apreciou-se perto de 0.8 por cento em relação ao marco (em termos médios do semestre, a apreciação foi de 0.4 por cento) e a divisa da Finlândia depreciou-se 0.9 por cento (em termos médios do semestre, a depreciação foi apenas de 0.2 por cento).

Relativamente à evolução do marco face às moedas que não pertencem ao MTC do SME, há a salientar a apreciação da libra esterlina em cerca de 5.9 por cento em termos médios (3.7 por cento em termos de fim de período). O comportamento do dólar em relação ao marco e a diferente posição cíclica da economia britânica relativamente à Alemanha terão sido factores que influenciaram o movimento da libra.

No segundo semestre de 1997, algumas moedas do SME, designadamente o marco, o franco francês e a peseta, interromperam o movimento de depreciação nominal efectiva que haviam registado na primeira metade do ano, verificando-se inclusivamente alguma inversão de tendência (gráfico 16).

Os diferentes enquadramentos macroeconómicos internos dos vários países europeus implicaram diferentes reacções por parte das autoridades monetárias ao longo do segundo semestre de 1997 (gráfico 17). Neste contexto, assistiu-se, no âmbito dos países participantes no MTC do SME, a uma aproximação das taxas de juro oficiais.

No conjunto dos países cujas moedas pertencem ao MTC do SME, um primeiro grupo de Estados-membros (Dinamarca, Bélgica, Alemanha, França, Áustria) manteve as taxas de juro oficiais



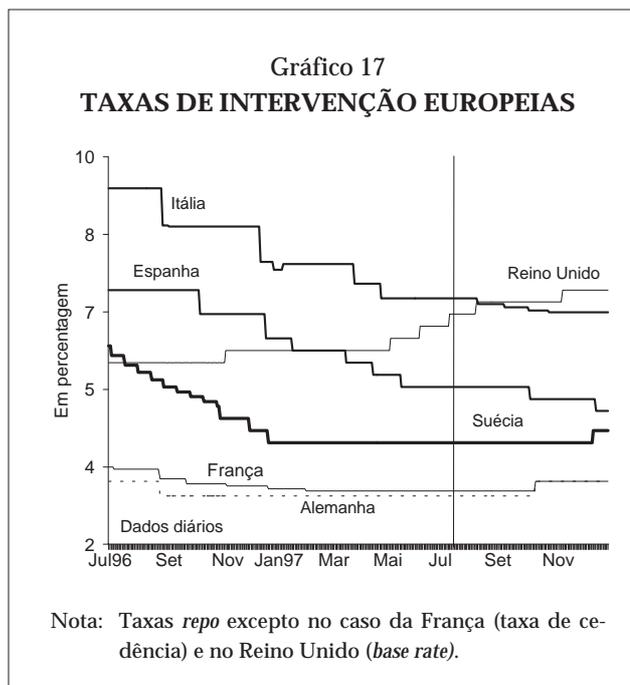
inalteradas até Outubro de 1997, altura em que se assistiu a uma subida generalizada, no âmbito da subida da taxa *repo* alemã. Nesta data, anulou-se o diferencial entre esta taxa e a taxa de intervenção do Banco de França.

Anteriormente, um segundo grupo de países tinha já procedido a subidas de taxas de juro oficiais, reflectindo a necessidade de conter algumas pressões inflacionistas (Finlândia e Holanda, este último país também subiu a sua taxa em Outubro).

Finalmente, num terceiro grupo de países, no qual se inclui Espanha e Itália, registou-se uma redução de taxas de juro oficiais⁽⁶⁾. O Banco de Espanha reduziu a taxa *repo* num total acumulado de 0.5 pontos percentuais, para 4.75 por cento. Em Itália, o movimento descendente da taxa *repo* culminou num ajustamento da taxa de desconto em 0.75 pontos percentuais no final do ano, para 5.50 por cento. A evolução da taxa de inflação, a diminuição do desequilíbrio orçamental e, em geral, os progressos atingidos ao nível da convergência macroeconómica foram factores que estiveram subjacentes a essas medidas.

Quanto aos países cujas moedas não pertencem ao MTC do SME, há a salientar a subida das taxas de juro oficiais no Reino Unido e na Suécia no se-

(6) Para o caso de Portugal ver secção 2.



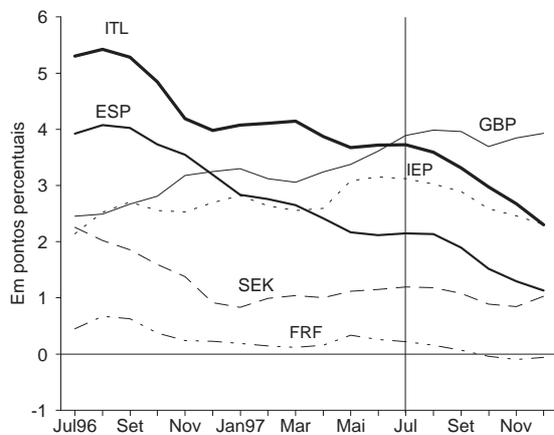
gundo semestre de 1997. No Reino Unido, a *base rate* foi aumentada num total acumulado de 0.75 pontos percentuais, para 7.25 por cento. Na Suécia, a taxa *repo* aumentou de 4.10 por cento para 4.35 por cento, no final do semestre. A decisão do *Riksbank* foi justificada pela posição da economia sueca, que se encontra numa fase mais avançada do ciclo.

As taxas de juro a três meses reflectiram as medidas de política monetária que foram tomadas no segundo semestre. Estas taxas aumentaram de forma mais expressiva no Reino Unido (0.9 pontos percentuais) e na Alemanha (0.6 pontos percentuais), situando-se em 7.6 por cento e 3.6 por cento em Dezembro de 1997, respectivamente.

Em contraste, assistiu-se a uma redução das taxas de curto prazo em Espanha e Itália, num movimento que oscilou entre 0.4 pontos percentuais, no caso da peseta e 0.8 pontos percentuais no caso da lira. No final de 1997, estas taxas situavam-se em 4.8 por cento e 5.9 por cento, respectivamente.

Na Irlanda, apesar do banco central ter mantido as taxas de juro oficiais inalteradas ao longo do semestre, as taxas de juro de curto prazo da libra registaram igualmente uma descida (0.3 pontos percentuais), atingindo, em Dezembro, 5.9 por cento. Tal redução terá estado associada a expectativas relacionadas com uma eventual descida das taxas de juro oficiais no futuro.

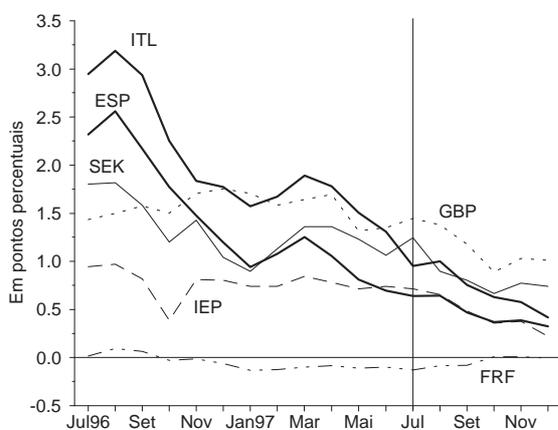
Gráfico 18
TAXAS DE JURO DE CURTO PRAZO (a)
Diferenciais face ao marco
Médias mensais



Nota:

(a) Taxas de juro dos euromercados a 3 meses.

Gráfico 19
TAXAS DE RENDIBILIDADE DE LONGO PRAZO
Diferenciais face ao marco
Médias mensais



Com exceção da libra esterlina, registou-se um movimento generalizado de redução do diferencial de taxas de juro de curto prazo em relação às taxas alemãs (gráfico 18).

As taxas de juro de longo prazo europeias evidenciaram uma tendência descendente no segundo semestre de 1997, assistindo-se a uma aproximação às taxas alemãs (gráfico 19). Este movimento foi particularmente significativo nos casos de Itália, da Irlanda, da Espanha, do Reino Unido.

2. POLÍTICAS MONETÁRIA E CAMBIAL EM PORTUGAL

2.1 Enquadramento macroeconómico

A evolução da economia portuguesa ao longo de 1997 foi caracterizada pela continuação dos processos de desinflação e consolidação orçamental, a par de um crescimento significativo da actividade económica.

Após a aceleração verificada em 1996, a economia portuguesa deverá continuar a crescer a um ritmo significativo em 1997. A previsão do Banco de Portugal, publicada no *Boletim Económico* de Setembro de 1997, reviu para cima o limite inferior do intervalo divulgado em Março, estimando-se um crescimento real do PIB entre 3.25 por cento e 3.75 por cento em 1997, o que compara com uma estimativa de 3.3 por cento para a taxa de crescimento real em 1996. Deste modo, a economia portuguesa apresentará, pelo segundo ano consecutivo, um crescimento superior ao da UE, a julgar pelas previsões de Outono da CE.

O processo de desinflação, em curso desde o final de 1990, prosseguiu durante a segunda metade de 1997. A inflação, medida pela variação média anual do Índice de Preços no Consumidor (IPC), manteve a trajectória descendente, reduzindo-se de 2.9 por cento em Junho, para 2.2 por cento em Dezembro, o que compara com 3.1 por cento no conjunto do ano de 1996 (gráfico 20). Em termos de variação homóloga, o IPC manteve-se relativa-

Gráfico 20
INDICADORES DE INFLAÇÃO
Índice de preços no consumidor

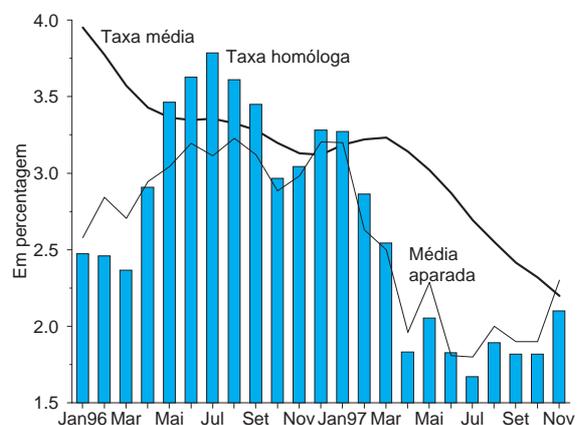
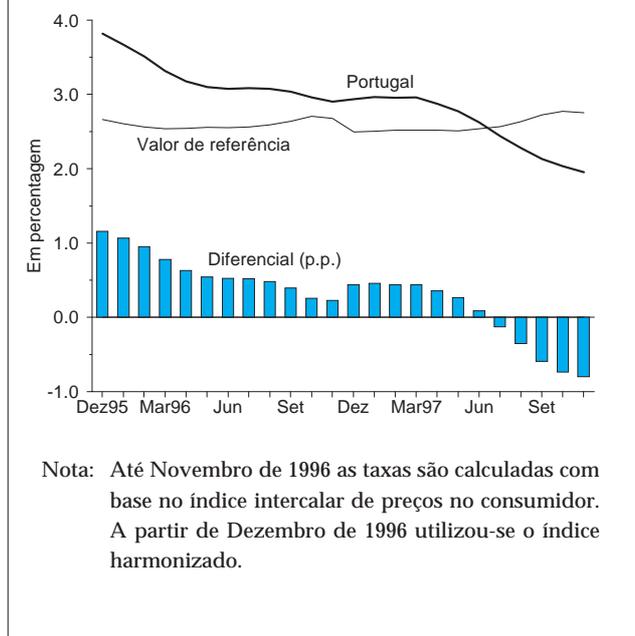


Gráfico 21
INDICADORES DE CONVERGÊNCIA
DA TAXA DE INFLAÇÃO
Taxa de variação média anual



mente estável, apresentando, desde Abril, valores próximos de 2 por cento. Em Dezembro de 1997, a variação homóloga do IPC foi de 2.3 por cento, o que compara com 3.3 por cento em Dezembro de 1996. A informação contida na evolução dos indicadores de tendência no período em análise fornece indicações no mesmo sentido.

Em Julho de 1997, a taxa de variação média do IPCH para Portugal situou-se, pela primeira vez, abaixo do valor de referência para efeitos da aplicação do critério de convergência relativo à estabilidade de preços (gráfico 21). Nesse mês, a variação média do IPCH situou-se em 2.4 por cento, o que compara com um valor de referência de 2.6 por cento. Desde então, a inflação média portuguesa, medida pelo IPCH, tem-se situado sistematicamente abaixo desse valor, atingindo 1.9 por cento em Dezembro (0.8 pontos percentuais abaixo do valor de referência). Assim, a taxa de variação média do IPCH no final de 1997 situou-se a um nível inferior ao tomado como relevante para a condução da política monetária pelo Banco de Portugal (2.25 por cento).

A notificação de Setembro de 1997 do Ministério das Finanças à CE (no âmbito do procedimento relativo aos défices excessivos), confirmou a esti-

mativa para o défice do Sector Público Administrativo (SPA) para 1997, de 2.9 por cento do PIB. Deverá assim ser atingido pela primeira vez, desde a entrada em vigor do Tratado da União Europeia, um nível inferior ao valor indicativo de três por cento.

Por outro lado, de acordo com a mesma notificação, o rácio da dívida bruta do SPA em 1997 foi revisto para baixo, de 64.0 por cento para 63.2 por cento⁽⁷⁾. Esta revisão foi determinada, no essencial, pelo aumento das receitas de privatização utilizadas na amortização de dívida, relativamente ao anteriormente previsto.

O Orçamento de Estado (OE) para 1998, aprovado em Novembro, apresenta um défice do SPA de 2.5 por cento do PIB, voltando, assim, a situar-se abaixo do nível indicativo do critério de convergência (três por cento). O valor do défice do SPA é idêntico ao objectivo que havia sido definido no Programa de Convergência, Estabilidade e Crescimento aprovado em Março de 1997. À semelhança do previsto nesse programa, o OE para 1998 tem subjacente uma continuação da trajectória descendente do rácio da dívida pública, iniciada em 1995.

2.2 Execução das políticas monetária e cambial

Em 1997, relativamente ao conjunto do ano de 1996, o escudo registou uma apreciação média de 1.4 por cento em relação ao marco. A volatilidade da moeda nacional face à divisa germânica manteve-se a níveis reduzidos, semelhantes aos observados em 1996.

No segundo semestre de 1997, o escudo depreciou-se 1.2 por cento em relação ao marco, em termos médios e de fim de período, invertendo, assim, a apreciação verificada na primeira parte do ano. Em Dezembro, a moeda nacional retomou valores próximos dos observados em Setembro de 1996.

No âmbito do MTC do SME, o escudo foi sempre transaccionado acima da taxa central bilateral em relação ao marco, tendo-se assistido à redução do desvio entre essas taxas, de 1.5 por cento no fi-

(7) De acordo com informação posterior à data de fecho este rácio será, novamente, revisto para baixo.

Gráfico 22
EVOLUÇÃO DO ESCUDO FACE AO MARCO

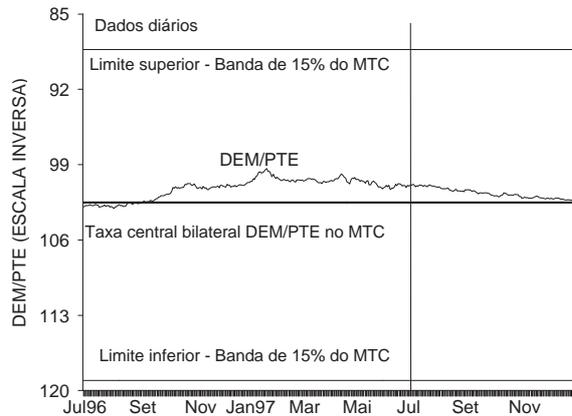
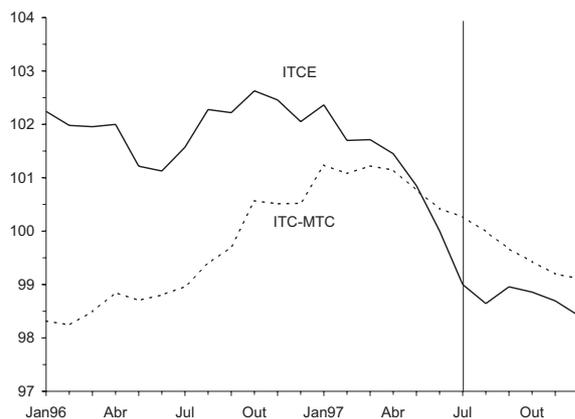


Gráfico 23
EVOLUÇÃO DOS ÍNDICES ITCE E ITC-MTC
Agosto de 1993=100
Médias mensais

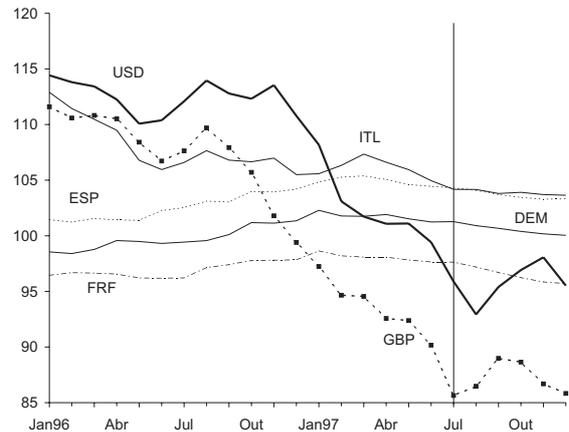


Nota: (+) apreciação; (-) depreciação.

nal da primeira metade do ano, para 0.3 por cento em Dezembro de 1997 (gráfico 22).

A relativa estabilidade do escudo em relação às moedas que compõem o MTC do SME traduziu-se numa apreciação de 1.1 por cento, em 1997, face ao conjunto dessas divisas (gráfico 23). No segundo semestre de 1997, a moeda nacional deprecia-se em média 1.4 por cento, em termos do índice ITC-MTC (1.3 por cento entre Junho e Dezembro de 1997), num contexto em que o padrão de comportamento do escudo e das restantes divisas do MTC, face a moedas terceiras, evidenciou algumas semelhanças.

Gráfico 24
ÍNDICES DE TAXA DE CÂMBIO DO ESCUDO
EM RELAÇÃO AO DÓLAR, LIBRA ESTERLINA,
MARCO, FRANCO FRANCÊS,
PESETA E LIRA ITALIANA
Agosto de 1993=100
Médias mensais



Nota: (+) apreciação; (-) depreciação.

Em termos nominais efectivos, o escudo deprecia-se 1.9 por cento em 1997. Ao longo do segundo semestre, a divisa nacional evidenciou uma maior estabilidade comparativamente ao semestre anterior, período em que o Índice de Taxa de Câmbio Efectiva (ITCE) tinha registado uma tendência descendente, em linha com a evolução das outras moedas do MTC. O escudo apresentou uma depreciação nominal efectiva de 1.6 por cento em termos de fim de período e de 2.6 por cento em termos médios. O dólar e a libra esterlina foram as moedas que mais contribuíram para a evolução do ITCE (gráfico 24).

Ao longo do segundo semestre de 1997, o Banco de Portugal voltou a reduzir as taxas de intervenção. As medidas de política monetária reflectiram o clima de estabilidade cambial vivido no seio do MTC, bem como as perspectivas quanto ao comportamento da inflação, num contexto em que se mantiveram os progressos ao nível das finanças públicas. As taxas de absorção de liquidez e da linha de crédito diária foram reduzidas em 0.8 pontos percentuais durante a segunda metade de 1997, situando-se desde meados de Novembro em 4.9 por cento e 6.9 por cento, respectivamente. A taxa de cedência regular de liquidez foi reduzida

Quadro 1

TAXAS DE INTERVENÇÃO DO BANCO DE PORTUGAL

Em percentagem

	Taxa de absorção	Taxa de cedência regular	Taxa da linha de crédito diária
6/30/97.....	5.7	6.0	7.7
7/11/97.....	5.4	5.7	7.4
8/18/97.....	5.2	5.5	7.2
11/18/97.....	4.9	5.3	6.9

em 0.7 pontos percentuais, situando-se em 5.3 por cento desde meados de Novembro (quadro 1 e gráfico 25).

Relativamente ao final de 1996, a redução das taxas de intervenção ascendeu a 1.3 pontos percentuais no caso da taxa de absorção de liquidez e a 1.4 pontos percentuais nos casos das taxas da linha de crédito diária e de cedência regular de liquidez. O diferencial entre esta última taxa de e a taxa *repo* alemã estreitou-se 1.7 pontos percentuais em 1997, situando-se em 2 pontos percentuais desde meados de Novembro.

No segundo semestre de 1997, as taxas de juro de curto prazo mantiveram a trajectória descendente, acompanhando a redução das taxas de juro de intervenção. A taxa de juro a três meses do escudo situava-se em 5.0 por cento em Dezembro, o

Gráfico 26
TAXAS DE JURO DE CURTO PRAZO
Médias mensais

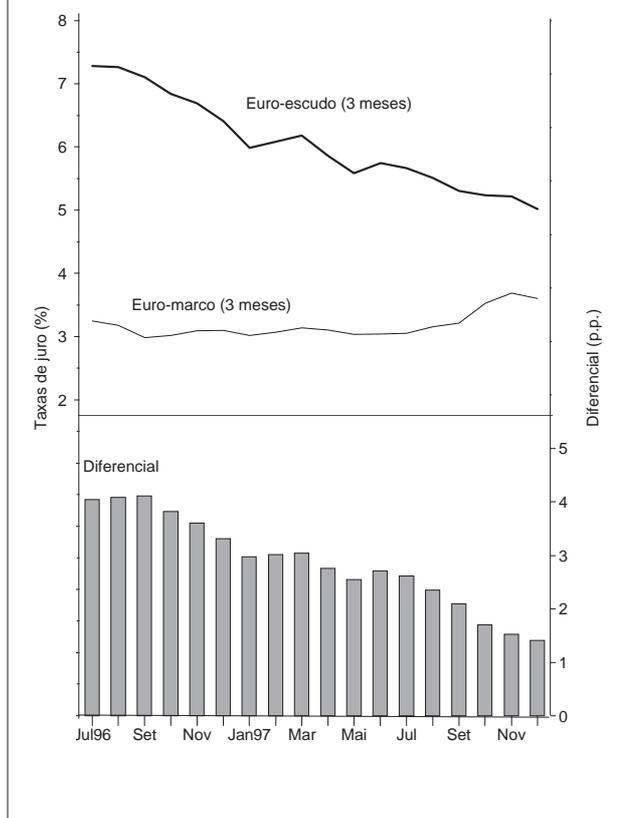
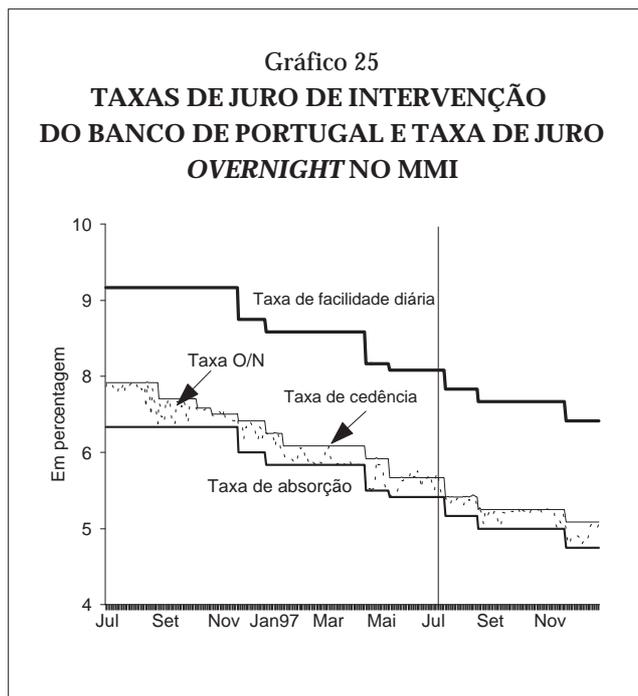


Gráfico 25
TAXAS DE JURO DE INTERVENÇÃO DO BANCO DE PORTUGAL E TAXA DE JURO OVERNIGHT NO MMI



que representa uma redução de 0.7 pontos percentuais em relação a Junho de 1997. Relativamente ao final de 1996, as taxas de juro de curto prazo do escudo reduziram-se 1.4 pontos percentuais, sendo das que, no conjunto da UE, registaram uma maior descida em 1997 (gráfico 26).

O diferencial de taxas de juro de curto prazo face às taxas alemãs estreitou-se de 2.7 pontos percentuais em Junho, para 1.4 pontos percentuais em Dezembro de 1997. No final de 1996, este diferencial situava-se em 3.3 pontos percentuais.

No segundo semestre de 1997, o mercado monetário voltou a evidenciar, em geral, uma situação de carência de liquidez, à semelhança do verificado a partir da última semana de Maio. Neste contexto, o Banco de Portugal não procedeu à emissão de Títulos de Intervenção Monetária na segunda metade do ano, tendo-se anulado o saldo em circulação destes títulos em Julho de 1997.

No início de Novembro venceu a segunda *tranche* de Títulos de Depósito (TD) do Banco de Por-

Gráfico 27
TAXAS DE RENDIBILIDADE
DE LONGO PRAZO
Médias mensais

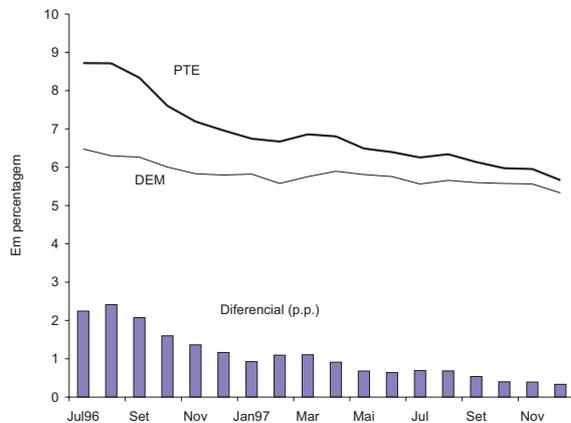
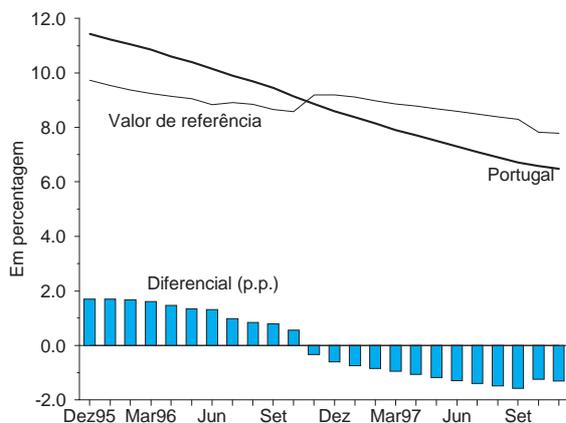


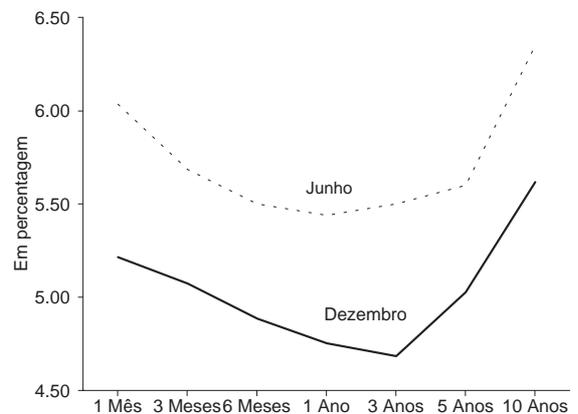
Gráfico 28
INDICADORES DE CONVERGÊNCIA
DAS TAXAS DE JURO DE LONGO PRAZO
Médias de 12 meses



tugal, correspondentes à operação de esterilização de liquidez aquando da entrada em vigor do actual regime de disponibilidades mínimas de caixa (série A a três anos, não remunerada). O vencimento dos TD provocou um aumento da liquidez no mercado monetário, pelo que a intervenção do Banco de Portugal durante o mês de Novembro foi caracterizada pela absorção líquida de fundos.

As taxas de juro de longo prazo portuguesas continuaram a reduzir-se durante o segundo semestre de 1997, em particular após a reunião do ECOFIN informal de Mondorf, em meados de Se-

Gráfico 29
CURVA DE RENDIMENTOS DO ESCUDO



Nota: As taxas de juro dos prazos entre um mês e um ano são taxas LISBOR; as taxas de juro dos prazos entre três e dez anos são taxas de rendibilidade de obrigações do Tesouro.

tembro, da qual saíram reforçadas as perspectivas de criação da moeda única em 1999 (gráfico 27). Em Dezembro, a taxa média de rendibilidade a 10 anos do escudo situava-se em 5,7 por cento, menos 0,7 pontos percentuais do que em Junho de 1997. As taxas de juro de longo prazo portuguesas e alemãs aproximaram-se entre Junho e Dezembro, verificando-se uma redução do diferencial de 0,3 pontos percentuais, para 0,3 pontos percentuais no final do ano (o que compara com 1,2 pontos percentuais em Dezembro de 1996).

Ao longo do segundo semestre de 1997, a média anual das taxas de juro de longo prazo do escudo continuou a situar-se abaixo do valor de referência para aplicação do respectivo critério de convergência do Tratado da União Europeia (gráfico 28). O desvio negativo entre estas taxas aumentou progressivamente entre Junho e Setembro de 1997, de 1,3 pontos percentuais, para 1,6 pontos percentuais. Em Novembro, em virtude da alteração dos países com melhor desempenho a nível da estabilidade dos preços, aquele desvio negativo passou a situar-se em 1,3 por cento⁽⁸⁾.

(8) Em Outubro, o valor de referência das taxas de juro de longo prazo passou a ser determinado com base nas taxas da Finlândia, da Áustria e da França. Estes dois últimos países vieram substituir a Suécia e o Luxemburgo.

A curva de rendimentos portuguesa apresentou uma deslocação para baixo no segundo semestre de 1997, continuando o movimento iniciado em Abril de 1995 (gráfico 29). Entre Junho e Dezembro de 1997, a forma da curva de rendimentos não sofreu alterações substanciais, mantendo as inclinações negativa até ao prazo de três anos e positiva nos restantes prazos. O diferencial entre as taxas de rendibilidade a dez anos e as taxas LISBOR a três meses aumentou 0.1 pontos percentuais, para 0.6 pontos percentuais.

Acabado de redigir com informação disponível até 16 de Janeiro de 1998.

AGREGADOS MONETÁRIOS E DE CRÉDITO

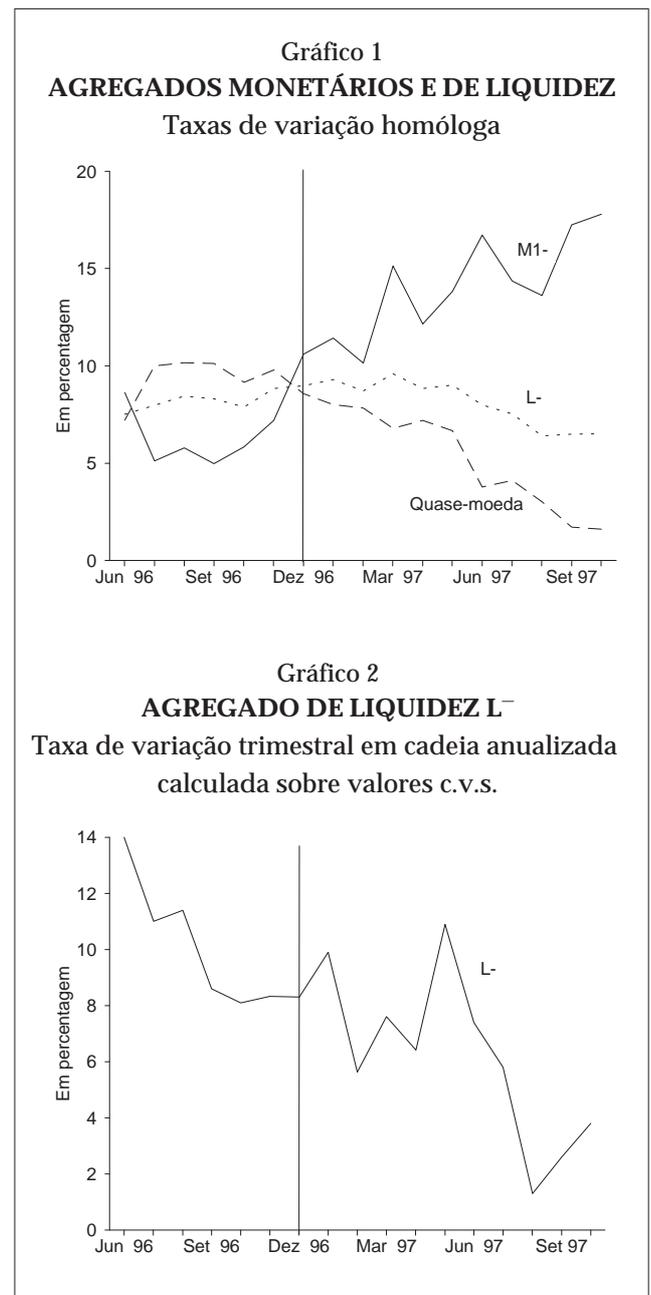
1. AGREGADOS MONETÁRIOS

A aceleração evidenciada desde Março de 1996 pelo agregado de liquidez L^- (ativos líquidos na posse do sector residente não financeiro) manteve-se no primeiro trimestre de 1997. A partir do segundo trimestre, verificou-se uma diminuição no crescimento deste agregado (gráfico 1). A taxa de variação homóloga do agregado L^- , calculada sobre saldos em fim de mês, foi de 6.5 por cento em Outubro de 1997, valor que compara com uma taxa de crescimento de 9 por cento em Dezembro de 1996 e de 9.6 por cento em Março de 1997. Por sua vez, a taxa de variação trimestral em cadeia anualizada⁽¹⁾ do L^- (gráfico 2), que constitui um indicador da evolução mais recente deste agregado, diminuiu a partir de Maio, situando-se em 3.8 por cento em Outubro (10.9 por cento em Maio).

As componentes do agregado L^- ($M1^-$ e quase-moeda) apresentaram, no período em análise, um comportamento diferenciado. Enquanto o $M1^-$ acelerou, o crescimento da quase-moeda foi diminuindo ao longo de 1997. A taxa de variação homóloga do $M1^-$ foi de 17.7 por cento em Outubro, face a um crescimento homólogo de 15.1 por cento em Março de 1997, e de 10.6 por cento em Dezembro de 1996. Por sua vez, a taxa de variação homóloga da quase-moeda diminuiu de 8.6 por cento em Dezembro de 1996, para 1.6 por cento em Outubro de 1997.

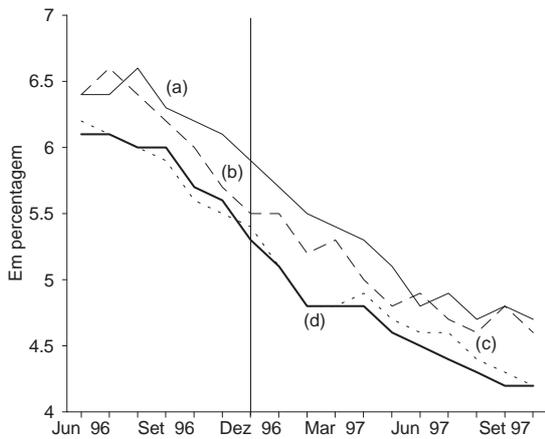
A tendência descendente das taxas de juro dos depósitos a prazo, prosseguiu em 1997 (gráfico 3), reflectindo a continuação do processo de desinflação, num contexto de estabilidade do escudo no mecanismo cambial. A taxa de juro nos prazos mais curtos (31 a 90 dias) diminuiu de 5.9 por cento

(1) Calculada a partir de valores corrigidos de sazonalidade.



em Dezembro de 1996, para 4.7 por cento em Outubro de 1997, o que corresponde a uma queda de 1.2 pontos percentuais. Por sua vez, a taxa de juro

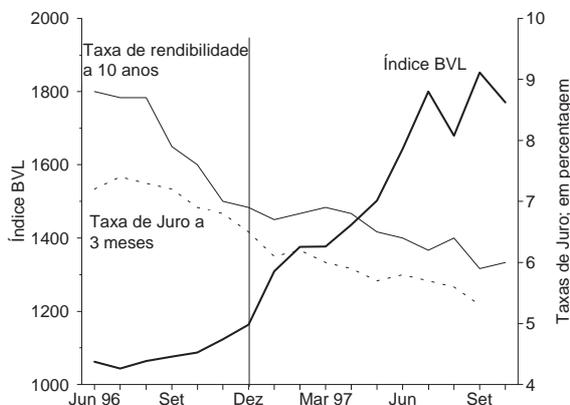
Gráfico 3
TAXAS DE JURO DOS DEPÓSITOS A PRAZO



Notas:

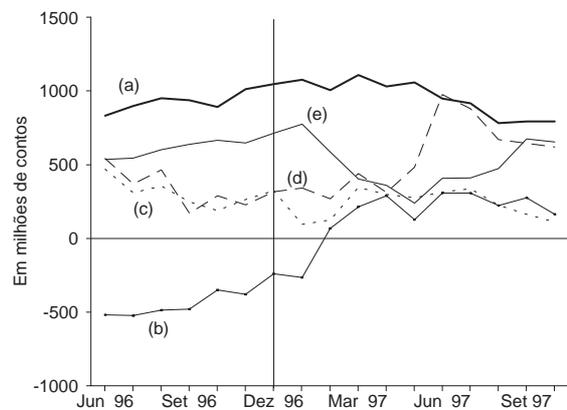
- (a) 31 a 90 dias.
- (b) 91 a 180 dias.
- (c) 181 dias a 1 ano.
- (d) Superior a 1 ano.

Gráfico 4
ÍNDICE BVL E TAXAS DE JURO
DE CURTO E LONGO PRAZO
Valores em fim de período



nos prazos mais longos (superior a 1 ano) diminuiu de 5.3 por cento em Dezembro de 1996, para 4.2 por cento em Outubro de 1997. O diferencial entre a taxa de juro para prazos superiores a 1 ano e da taxa de juro de um a três meses manteve-se negativo em todo o período. Este comportamento reflecte a inclinação negativa da curva de rendimentos no mercado monetário interbancário e indicia expectativas de continuação da descida das taxas de juro dos depósitos a prazo nos prazos mais curtos.

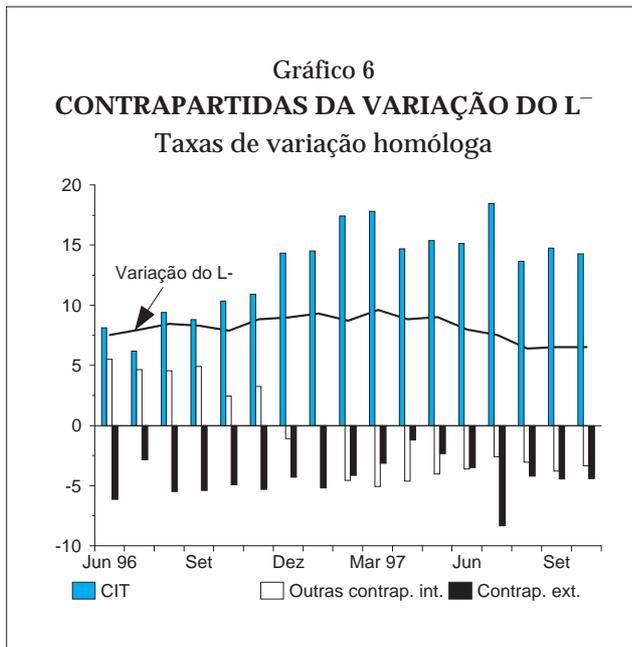
Gráfico 5
AGREGADOS FINANCEIROS
Fluxos anuais*



Notas:

- (a) L^- .
 - (b) Aplicações de outros intermediários financeiros e auxiliares financeiros e companhias de seguros e fundos de pensões em bancos e em bilhetes de Tesouro e CLIP.
 - (c) Aplicações em títulos de dívida pública do sector não bancário.
 - (d) Aplicações em outros títulos internos do sector não bancário.
 - (e) Aplicações no exterior do sector não bancário.
- * Calculados com base em saldos em fim de mês.

O elevado crescimento do agregado $M1^-$ (circulação monetária e depósitos à ordem) estará a reflectir a consolidação do processo de desinflatão. Com efeito, a diminuição da taxa de inflação conduz a uma redução do custo de oportunidade de detenção de moeda, induzindo uma queda na respectiva velocidade de circulação. Por seu turno, a desaceleração da quase-moeda (constituída, no essencial, por depósitos a prazo) estará relacionada com um ajustamento de carteiras por parte dos agentes económicos. A descida das taxas de juro de curto prazo tornou menos atractivos os depósitos a prazo por comparação com aplicações alternativas, como sejam o investimento em acções. Esta ideia parece ser confirmada pelo facto de a desaceleração do agregado de liquidez L^- a partir do primeiro trimestre de 1997 ter sido acompanhada por um maior fluxo de aplicações por parte do sector não bancário, quer em títulos internos (em particular, acções), quer em activos externos (gráfico 5).

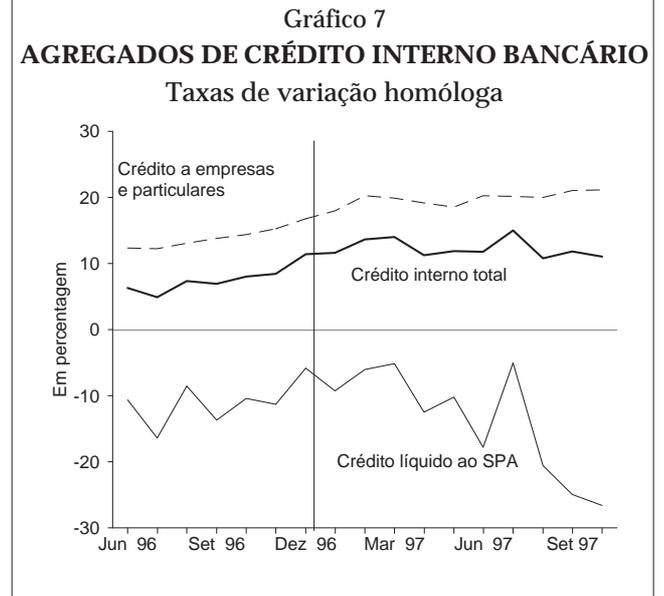


As oscilações do $M1^-$ e da quase-moeda dentro do período em análise e, em particular, as elevadas taxas de crescimento do $M1^-$ nos meses de Junho, Setembro e Outubro de 1997, assim como a correlação negativa evidenciada nestes meses entre as taxas de crescimento dos dois agregados, poderão estar relacionadas com operações de privatização. Com efeito, ter-se-á verificado uma transferência de depósitos a prazo para depósitos à ordem destinados à posterior liquidação dos títulos adquiridos.

No período Janeiro-Outubro de 1997, a criação de moeda reflectiu a evolução do crédito interno total. A criação de liquidez ficou a dever-se ao aumento do crédito a empresas e particulares, uma vez que o crédito ao Sector Público administrativo (SPA) evidenciou uma quebra no período. O contributo da contra-partida externa para a evolução da liquidez interna continuou a ser negativo (gráfico 6).

2. AGREGADOS DE CRÉDITO

Em Outubro de 1997, o crescimento homólogo do crédito interno total (CIT) foi de 11 por cento, face a 11.4 por cento em Dezembro de 1996 (gráfico 7). A evolução deste agregado resultou da diminuição do crédito líquido ao Sector Público Administrativo (SPA) e do aumento do crédito às empresas e particulares. O crédito líquido ao SPA, continuou a evidenciar taxas de variação homólo-



gas negativas em 1997. Este comportamento reflecte, por um lado, a redução das necessidades de financiamento associada ao processo de consolidação orçamental e às operações de privatização, e, por outro lado, um maior recurso por parte do sector público a fontes de financiamento alternativas ao crédito bancário. Por sua vez, em consonância com o dinamismo do investimento, e reflectindo a continuação da diminuição das taxas de juro, o crédito a empresas e particulares apresentou elevadas taxas de crescimento e evidenciou uma tendência de aceleração ao longo do ano. A taxa de variação homóloga deste agregado aumentou de 16.8 por cento em Dezembro de 1996, para 21.2 por cento em Outubro de 1997.

2.1 Crédito líquido ao Sector Público Administrativo

Nos dez primeiros meses do ano, o financiamento do SPA situou-se em -150.8 milhões de contos, o que representa uma queda de 604.1 milhões de contos face ao período homólogo (quadro 1). Neste período, o crédito interno monetário ao SPA reduziu-se em 824.2 milhões de contos, reflectindo a continuação da queda do financiamento por parte dos bancos, que desinvestiram quer em bilhetes do Tesouro (menos 183.9 m.c.), quer em outros títulos de dívida pública (menos 544.9 m.c.). Verificou-se ainda uma menor utilização dos depósitos do SPA junto do Banco de Portugal (80.3 milhões

Quadro 1

FINANCIAMENTO DO SECTOR PÚBLICO ADMINISTRATIVO

Milhões de contos

	Ano	1996		1997		
		Jan-Out	1º Semestre	2º Semestre	Jan-Out	1º Semestre
Crédito interno líquido	124.5	19.1	23.0	101.5	-882.7	-385.2
Monetário	-199.8	-137.0	-91.5	-108.3	-824.2	-488.7
Bancário	-189.3	-181.0	-107.1	-82.2	-736.7	-509.7
Banco de Portugal	149.6	185.6	374.7	-225.1	80.3	-40.7
Bancos	-338.9	-366.6	-481.8	142.9	-817.0	-469.0
Do qual:						
Bilhetes do Tesouro em carteira ^(a)	7.6	-124.8	-188.8	196.4	-183.9	-88.7
Outras aplicações em títulos da dívida pública	-243.8	-132.8	-36.7	-207.1	-544.9	-225.8
BT na posse do público ^(a)	-10.5	44	15.6	-26.1	-87.5	21
Não Monetário	324.3	156.1	114.5	209.8	-58.5	103.5
Do qual:						
Certificados de Aforro (líquidos)	74.3	69.2	38.5	35.8	11.4	9.6
Crédito externo líquido	189.8	188.8	212.2	-22.4	312.4	219.8
Cedências/ aquisições de títulos de dívida interna a não residentes (líq.)	259.2	235.2	182.1	77.1	395.1	151.2
Disponibilidades líquidas s/o exterior do Tesouro	-16.7	-10.9	-3.9	-12.8	3.2	-11
Ajustamento-bilhetes do Tesouro	20.6	21.1	22.2	-1.6	21.2	11.5
Financiamento total	577.4	453.3	435.6	141.8	-150.8	-13.7

Nota:

(a) Esta série inclui CLIP até Março de 1996, data da amortização da última *tranche*.

de contos, face a 185.6 milhões de contos no período homólogo).

Paralelamente, teve lugar um maior recurso ao crédito externo, que registou um aumento de 312.4 milhões de contos (que compara com 188.8 milhões de contos no período homólogo). Verificou-se igualmente um aumento das cedências líquidas de títulos de dívida interna a não residentes (395.1 milhões de contos, face a 235.2 milhões de contos no período homólogo).

2.2 Crédito a empresas e particulares

Como referido, o crédito a empresas e particulares registou nos nove primeiros meses do ano elevadas taxas de crescimento, mantendo-se a tendência de aceleração iniciada no segundo semestre de 1996. Assim, em Outubro de 1997, este agregado cresceu 21.2 por cento, face a 16.8 por cento em Dezembro de 1996 e a 12.2 por cento em Julho de 1996. Este comportamento reflectiu a aceleração quer do crédito a empresas não financeiras, quer do crédito a particulares. Por sua vez, o crédito a instituições financeiras não bancárias registou no período uma desaceleração (gráfico 8).

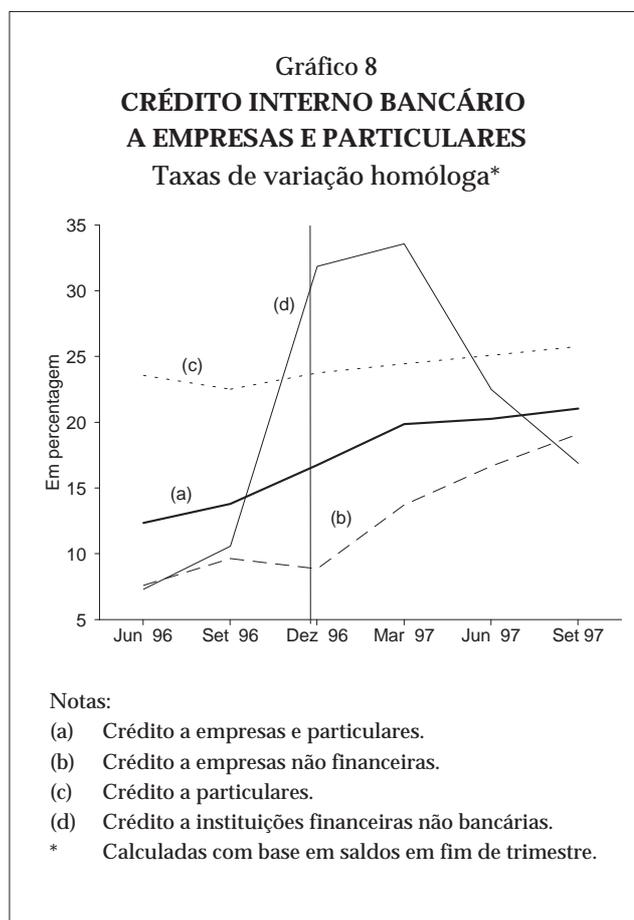
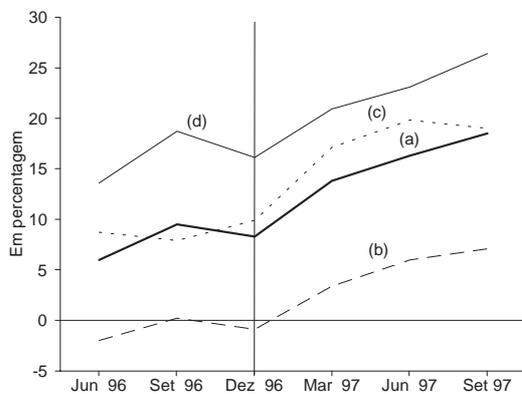


Gráfico 9
CRÉDITO INTERNO BANCÁRIO* A EMPRESAS
NÃO FINANCEIRAS POR RAMOS DE
ACTIVIDADE

Taxas de variação homóloga**



Notas:

- (a) Total.
- (b) Indústria transformadora.
- (c) Construção e obras públicas.
- (d) Serviços.

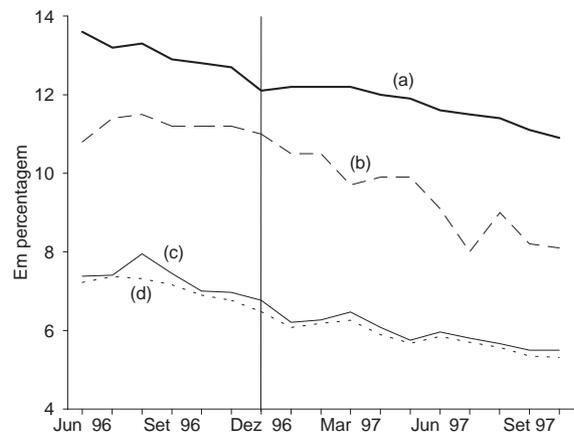
* Crédito não titulado e papel comercial.

** Calculadas com base em saldos em fim de trimestre.

O crédito bancário a empresas não financeiras acelerou de forma significativa desde o início do ano, tendo a respectiva taxa de variação homóloga aumentado de 8.9 por cento em Dezembro de 1996, para 19.1 por cento em Setembro de 1997. Este comportamento estará associado ao forte crescimento do investimento em 1997. Em Setembro de 1997, o crescimento homólogo do crédito bancário a empresas não financeiras destinado ao investimento foi de 31.9 por cento, enquanto o crescimento do crédito destinado a outros fins se situou em 20.1 por cento.

O crescimento do crédito foi particularmente acentuado nos sectores da construção e obras públicas e dos serviços (gráfico 9). O crédito ao sector da construção e obras públicas registou, em Setembro de 1997, um crescimento de 19.0 por cento, valor que compara com um crescimento de 9.9 por cento em Dezembro de 1996. Por sua vez, o crédito ao sector dos serviços cresceu, em Setembro de 1997, 26.4 por cento (16.1 por cento em Dezembro de 1996). O crédito à indústria registou igualmente uma aceleração, tendo a respectiva taxa de cresci-

Gráfico 10
TAXAS DE JURO DO CRÉDITO BANCÁRIO
A EMPRESAS PRIVADAS NÃO FINANCEIRAS
E DO PAPEL COMERCIAL

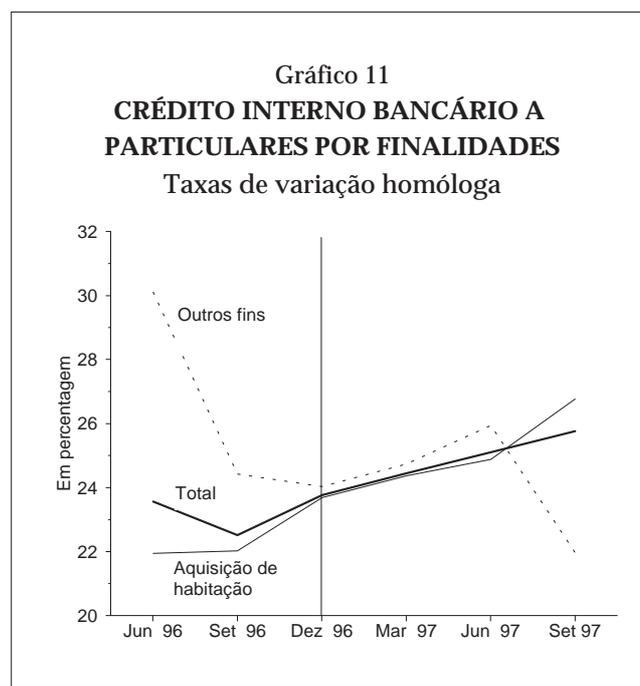


Notas:

- (a) Carteira comercial (91 a 180 dias).
- (b) Empréstimos e outros créditos (91 a 180 dias).
- (c) Papel comercial (85 a 95 dias).
- (d) Lisboa a 3 meses.

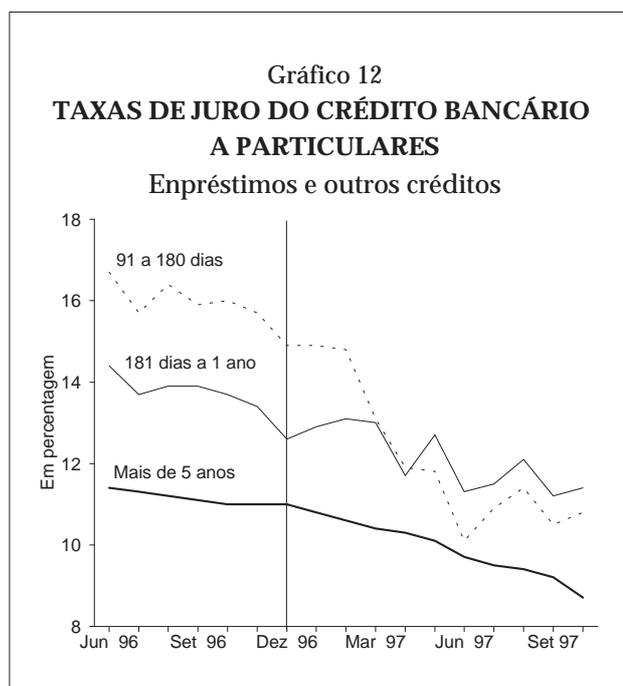
mento aumentado de -0.9 por cento em Dezembro de 1996, para 7.1 por cento em Setembro de 1997. Refira-se que os valores apresentados poderão estar a sobre-estimar o crescimento do crédito aos serviços e a sub-estimar o crescimento do crédito aos restantes sectores da economia, na medida em que os grupos empresariais não financeiros recorrem crescentemente ao mercado de crédito através das respectivas Sociedades Gestoras de Participações Sociais, incluídas, para efeitos estatísticos, na rubrica "outros serviços". O crescimento homólogo do crédito bancário ao ramo "outros serviços" foi, em Setembro de 1997, de 38.9 por cento.

A descida das taxas de juro do crédito a empresas privadas não financeiras prosseguiu em 1997, acompanhando a evolução das taxas de juro no mercado monetário interbancário (gráfico 10). Em Outubro de 1997, a taxa de juro dos empréstimos e outros créditos (91 a 180 dias) situava-se em 8.1 por cento, 2.9 pontos percentuais abaixo da taxa verificada em Dezembro de 1996. A descida da taxa de juro da carteira comercial foi menos acentuada (de 12.1 por cento em Dezembro de 1996, para 10.9 por cento em Outubro de 1997). Por seu turno, a taxa de juro do papel comercial (85 a 95



dias) caiu para 5.5 por cento em Outubro de 1997 (6.8 por cento no final de 1996).

A aceleração do **crédito interno bancário a particulares** (de 23.8 por cento em Dezembro de 1996, para 25.8 por cento em Setembro de 1997) reflectiu um maior crescimento do crédito destinado à aquisição de habitação. A taxa de variação homóloga do crédito destinado à aquisição de habitação foi de 26.8 por cento em Setembro de 1997, face a 23.7 por cento em Dezembro de 1996. Por sua vez, o crédito destinado a outros fins cresceu 22 por cento em Setembro 1997 (face a 24 por cento em Dezembro de 1996). O peso deste tipo de crédito



no crédito total a particulares manteve-se em valores próximos de 20 por cento.

Para a expansão do crédito interno a particulares estará a contribuir a diminuição generalizada das taxas de juro. A descida de taxas foi particularmente expressiva no prazo de 91 a 180 dias. Esta taxa passou de 14.9 por cento em Dezembro de 1996, para 10.8 por cento em Outubro de 1997, o que corresponde a uma queda de 4.1 pontos percentuais. Por sua vez, a taxa de juro a mais de cinco anos registou uma redução de 11.0 para 9.2 por cento.

Acabado de redigir com informação disponível até 7 de Dezembro.

DESEMPREGO E SALÁRIOS EM PORTUGAL*

Vitor Gaspar**

Silvia Luz**

1. INTRODUÇÃO

O comportamento do mercado de trabalho português no passado recente pode caracterizar-se pelos seguintes pontos:

- O desemprego responde de forma previsível e desfasada a flutuações na actividade económica, mais precisamente aos desvios do produto em relação à respectiva tendência. Neste sentido, o mercado de trabalho pode ser caracterizado por uma relação de *Okun* estável.
- Os salários nominais respondem significativamente a variações nas taxas de inflação e de desemprego. O ajustamento pelos salários constitui, assim, um substituto (parcial) para os ajustamentos pelo emprego/desemprego, reduzindo o papel destes.
- O ciclo económico, por vezes com desfazamentos significativos, parece dominar os movimentos em muitas das variáveis relativas ao mercado de trabalho⁽¹⁾.

O objectivo do presente trabalho, que se relaciona com estudos anteriores desenvolvidos, nomeadamente, por Marques (1990), Modesto, Monteiro e Neves (1992), Luz e Pinheiro (1993, 1994) e

Modesto (1997)⁽²⁾, é rever alguns destes factos estilizados, em particular relativos ao desemprego, salários nominais, salários reais e produtividade e as suas relações com o ciclo económico. Centrar-se-á a atenção nas relações entre a taxa de desemprego e o ciclo económico (*Lei de Okun*) e entre os salários e o desemprego (*Curva de Salários*).

Os resultados obtidos confirmam basicamente:

- i) a sensibilidade das variações do desemprego às condições cíclicas da economia, resultado consistente com as conclusões apresentadas em Modesto, Monteiro e Neves (1992) e Luz e Pinheiro (1993);
- ii) a existência de uma relação de longo prazo entre os salários reais medidos em unidades de eficiência e os níveis de desemprego;
- iii) a existência de relações de *Okun* e de salários estáveis, fundamentando a tese da estabilidade da taxa natural de desemprego nos últimos 15 anos. A estimativa obtida para a taxa natural de desemprego a partir de qualquer destas relações é próxima de 6 por cento.

Na segunda secção apresenta-se a estratégia de modelização seguida e a equação de *Okun* estimada. A terceira secção apresenta os resultados obtidos para a *Curva de Salários*. Finalmente, na quarta secção faz-se uma apreciação destes resultados empíricos.

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

Queremos agradecer a Olivier Blanchard, Isabel Horta Correia, José António Ferreira Machado, Carlos Robalo Marques e Miguel St.Aubyn os comentários que fizeram a uma versão preliminar deste artigo. Os erros remanescentes são da responsabilidade exclusiva dos autores.

** Departamento de Estudos Económicos e Departamento de Relações Internacionais.

(1) Também a curva de Beveridge – relacionando as vagas e o desemprego – se apresenta estável.

(2) Relaciona-se igualmente com trabalhos actualmente em curso desenvolvidos por Marques e Bota (1997).

2. A LEI DE OKUN: RELAÇÃO ENTRE A TAXA DE DESEMPREGO E O CICLO ECONÓMICO

$R^2= 0.64$ $F=13$ $SER = 0.192$ $DW= 1.42$

Em Portugal, parece existir evidência de uma relação robusta entre os desvios do produto face à respectiva tendência e os desvios do desemprego relativamente à sua taxa natural. Esta relação foi estimada e apresentada como uma equação da *Lei de Okun* por Modesto, Monteiro e Neves (1992) e Luz e Pinheiro (1993).

Esta formulação, porém, não é a mais comum na literatura. Com efeito, nos livros de texto (por exemplo, Blanchard (1997), a *Lei de Okun* relaciona a variação na taxa de desemprego com desvios do crescimento do produto relativamente a uma taxa de crescimento de referência. Os desvios da taxa de desemprego relativamente à taxa natural de desemprego relacionam-se com os desvios da procura agregada em Modesto, Monteiro e Neves (1992) — que assim concluíram pela possibilidade de inferir uma taxa natural de desemprego — e com os desvios do PIB face à tendência em Luz e Pinheiro (1993).

A partir do trabalho destes últimos, e partindo de uma relação de co-integração de longo prazo, estimou-se uma taxa natural de desemprego entre 5.5 por cento e 6 por cento. Porém, nessa formulação, a dinâmica de curto prazo (obtida a partir de uma representação do Teorema de Engle-Granger), dada a reduzida dimensão da amostra (dados trimestrais entre 1983:2 e 1992:4), influencia decisivamente a relação de longo prazo.

Esses resultados foram ainda corroborados por Modesto (1997) que, usando uma metodologia totalmente diferente baseada em dados de painel (período 1984-95), obteve um valor de 6 por cento em torno do qual se situaria a taxa de desemprego.

Marques (1990) estimou uma taxa natural de desemprego em sentido lato⁽³⁾ de 6 por cento.

Seguidamente testar-se-á com dados mais recentes a confirmação deste tipo de resultados.

Uma estimação habitual para a relação entre a taxa de desemprego e os desvios do PIB face à sua tendência é dada por:

$$\Delta u_t = 1.52 - 0.254u_{t-1} - 0.142(y - y^p)_{t-1} - 0.076\Delta(y - y^p)_t -$$

(3.87) (-3.95) (3.63) (-2.03)

$$-0.201\Delta(y - y^p)_{t-1} - 0.246\Delta(y - y^p)_{t-2} - 0.135\Delta(y - y^p)_{t-3}$$

(-5.12) (-5.16) (-2.70)

onde u representa a taxa de desemprego, y o logaritmo do produto (PIB), y^p o logaritmo do produto potencial e Δ a diferença homóloga (ver Anexo 1 para uma descrição dos dados usados). A relação de longo prazo correspondente pode ser escrita como:

$$u_t = 6.00 - 0.559 (y - y^p)_{t-3}$$

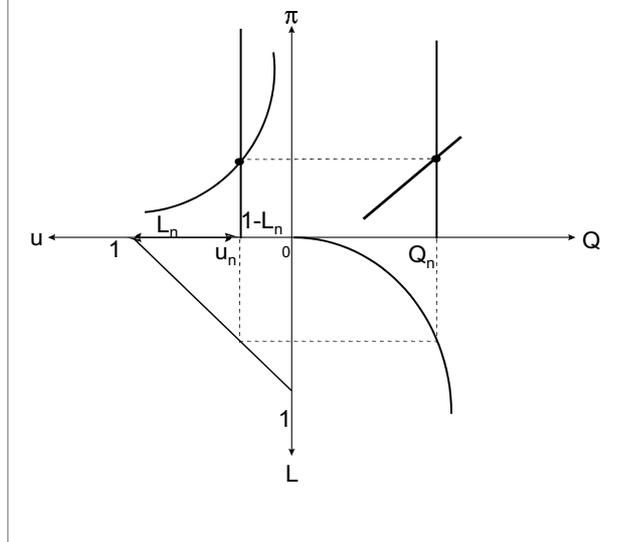
apontando para uma taxa natural de desemprego próxima de 6 por cento. A partir desta relação de longo prazo, para um valor do produto 1 por cento acima da tendência, o desemprego reduzir-se-ia 0.56 pontos percentuais. Apesar de alguma sensibilidade da dinâmica de curto prazo ao período da amostra, com reflexos nomeadamente na persistência de autocorrelação dos resíduos, a relação de longo prazo permanece estável mesmo quando se ensaiaram diferentes formulações da estrutura de desfaseamento de curto prazo⁽⁴⁾.

Na figura 1 está representada uma interpretação possível da relação de *Okun*. Do primeiro quadrante constam a oferta (vertical) de longo prazo com o produto ao seu nível potencial e a oferta de curto prazo (positivamente inclinada). A inflação é medida no eixo vertical. No segundo quadrante, está representada a relação entre o produto e o emprego, obtida a partir da função de produção de curto prazo (isto é, com o *stock* de capital fixo). Normalizando a oferta de trabalho de modo a igualar 1, no terceiro quadrante é obtido (com recurso à recta de declive -1) o nível de desemprego, u , a partir do nível de emprego, L ($u=1-L$). Finalmente, no quarto quadrante está representada a linha vertical correspondente à taxa natural de desemprego (ao nível u_n) e uma curva negativamente inclinada relacionando o desemprego (e o emprego) com a inflação no curto prazo — a *curva de*

(3) A diferença entre os valores obtidos com base neste conceito e a definição em sentido estrito varia entre 0.5 e 1 ponto percentual (Organização Internacional do Trabalho).

(4) Na regressão a evolução do produto de acordo com a sua tendência foi usada como medida do produto potencial. Os resultados obtidos, no entanto, são robustos face à utilização de medidas alternativas para o produto potencial. Especificamente, os resultados não se alteram significativamente quando se utiliza o filtro H-P para estimar o produto potencial.

Figura 1
LEI DE OKUN, TAXA NATURAL
DE DESEMPREGO E CURVA DE PHILIPS



Philips de curto prazo. Esta corresponde, por sua vez, à oferta de curto prazo constante do primeiro quadrante⁽⁵⁾.

A figura 1 sugere uma interpretação da *Lei de Okun* idêntica à sugerida por Modesto, Monteiro e Neves (1992): em Portugal, o desemprego observado flutua em torno dum valor de referência estável (a *taxa natural*) de acordo com o ciclo económico.

A taxa natural de desemprego não é, porém, uma constante, antes depende de factores reais, incluindo a flexibilidade do mercado de trabalho e o grau de concorrência no mercado do produto⁽⁶⁾. Em Portugal, a taxa natural de desemprego parece estável nos últimos quinze anos⁽⁷⁾.

(5) Esta apresentação segue o trabalho pioneiro de Fisher (1926), Phelps (1968) e Friedman (1968).

(6) De acordo com Friedman (1968) "The natural rate of unemployment (...) is the one that would be ground out by the Walrasian system of general equilibrium equations, provided there is imbedded in them the actual characteristics of the labour and commodity markets, including market imperfections, stochastic variability of demands and supplies, the cost of gathering information about job vacancies and labour availabilities, the cost of mobility, and so on."

(7) Usando uma metodologia diferente, também Marques e Bota (1997) concluíram pela estabilidade da taxa natural de desemprego.

3. CURVA DE SALÁRIOS: RELAÇÃO ENTRE OS SALÁRIOS REAIS E A TAXA DE DESEMPREGO

A flexibilidade dos salários reais é uma das características do mercado de trabalho em Portugal mais frequentemente mencionadas.

Em particular, o salário real reage forte e rapidamente a variações na taxa de desemprego (Modesto, Monteiro e Neves (1992) e Luz e Pinheiro (1993)). Para avaliar a robustez deste resultado procedeu-se a nova estimação da curva de salário, seguindo a abordagem tradicional, na linha apresentada por Blanchard e Katz (1997) e Blanchflower e Oswald (1994). Assim,

$$\Delta w_t = a_0 + \lambda(w - p - f)_{t-4} + a_u u_t + a_w \Delta w_{t-1} + a_p \Delta p_t + \varepsilon_t$$

onde w representa o logaritmo dos salários nominais, p o logaritmo do índice de preços no consumidor, f o logaritmo do índice de eficiência⁽⁸⁾ e u a taxa de desemprego. Usando mínimos quadrados ordinário (ver Anexo 1 para uma descrição dos dados usados) obtiveram-se os seguintes resultados:

$$\Delta w_t = -0.6766 + (-0.158)(w - p - f)_{t-4} +$$

(-3.26) (-3.23)

$$+ (-0.0045)u_t + 0.60 \Delta w_{t-1} + 0.207 \Delta p_t$$

(-2.65) (-3.23) (3.77)

$$R^2 = 0.94 \quad F = 183 \quad SER = 0.012 \quad D-h \text{ alt} = -0.56$$

Partindo da relação de longo prazo (abaixo) e definindo z_w como o correspondente resíduo, a relação de curto prazo pode escrever-se como:

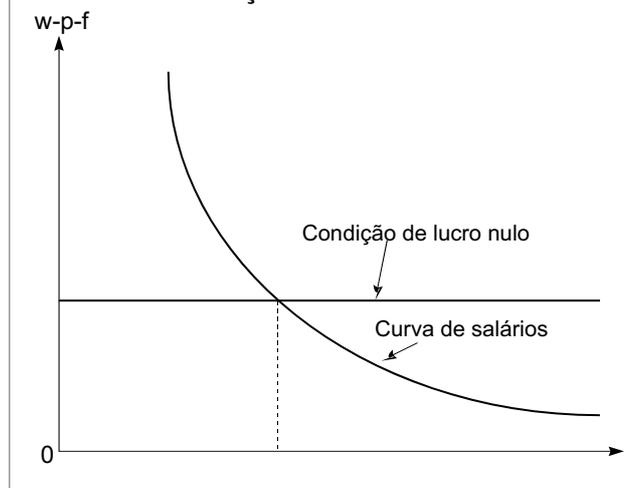
$$\Delta w_t = -0.0045 z_{wt} + 0.60 \Delta w_{t-1} + 0.207 \Delta p_t$$

Os testes estatísticos apontam para a não rejeição das hipóteses de estabilidade dos parâmetros e ausência de autocorrelação dos resíduos: AR(1)=5.57, AR(4)=6.25, Chowt=2.07, CUSUM=0.92, CUSUMSQ=0.375.

A equação de longo prazo, por seu turno, pode escrever-se como:

(8) O índice de eficiência é calculado a partir do trabalho de Marques e Botas (1997).

Figura 2
CURVA DE SALÁRIOS
E CONDIÇÃO DE LUCRO NULO



$$u_t = -158.52 - 35.40 (w-p-f)$$

o que, tomando o salário real da média da amostra como valor de equilíbrio de longo prazo⁽⁹⁾, corresponde a uma taxa natural de desemprego de 5.75 por cento — *condição de lucro nulo* (ver Figura 2).

A partir da equação de longo prazo obtém-se -0.16 como elasticidade do salário real à taxa de desemprego, valor semelhante ao reportado por Modesto, Monteiro e Neves (1992), -0.14.

É importante ter alguma intuição sobre a ordem de grandeza da elasticidade. Blanchflower e Oswald (1994), usando uma metodologia completamente diferente, obtiveram uma elasticidade média de -0.1 para uma amostra que incluía os EUA, Grã-Bretanha, Canadá, Áustria, Itália, Holanda (com o valor mais alto em termos absolutos, -0.17), Alemanha e Suíça. Os resultados sugerem uma elasticidade mais elevada em Portugal do que noutros países industrializados.

4. CONCLUSÃO

Recentemente diversas análises, incluindo algumas produzidas por organismos internacionais, como a Comissão e a OCDE, têm referido a possibilidade de se estar perante uma quebra estrutural no comportamento do mercado de trabalho em Portugal, em particular no sentido de se aproximar mais dos padrões mais rígidos verificados em mé-

dia na Comunidade. A Comissão Europeia (1997) comentou:

“Despite the primarily cyclical nature of the current unemployment, part of the job contraction in Portugal has been more persistent in character than in the past, suggesting that structural unemployment might also have increased. Estimates by the European Commission, for instance, point to an increase in the NAIRU of around 0.8 percentage points over the period 1988-1994. Moreover the number of unemployed for more than one year has increased sharply over the last 3 years. By the end of 1996 long term unemployment represented 42.5 por cento of the total unemployment, against 26 por cento in 1992.”

Neste trabalho estimaram-se as relações de Okun e a curva de salários para Portugal, tendo-se concluído pela não rejeição da estabilidade de ambas nos últimos quinze anos. Assim, a maior parte das flutuações no desemprego parecem poder atribuir-se a desvios do produto face à respectiva tendência, ou, dito de outro modo, as flutuações no desemprego têm uma natureza predominantemente cíclica.

A partir da equação de Okun estimou-se uma taxa natural de desemprego de cerca de 6 por cento, valor baixo quando comparado com os níveis médios da taxa de desemprego na União Europeia, consistentemente envolvendo dois dígitos desde 1993.

Da curva de salários estimada obtém-se um valor para a taxa natural de desemprego de 5.75 por cento. Este valor, dado o tipo de precisão envolvido nestas estimações, é análogo ao acima referido.

A elasticidade do salário real ao desemprego, -0.16, é elevada por padrões internacionais. Este resultado é significativo e vem na linha dos obtidos por Modesto, Monteiro e Neves (1992) e Luz e Pinheiro (1993,1994), para períodos de inflação elevada (dois dígitos) e envolvendo apenas um episódio de recessão (1983-84).

Nessa altura poder-se-ia argumentar que o resultado dependia do regime macroeconómico seguido, caracterizado por elevada inflação e o uso da taxa de câmbio como instrumento de ajustamento.

O prolongamento do período amostral até 1996 permitiu verificar que a flexibilidade dos salários

(9) Trata-se da única hipótese de comportamento possível.

se mantém mesmo em contexto de baixa inflação e estabilidade cambial.

Esta conclusão revela grande importância na perspectiva da participação de Portugal na área do euro⁽¹⁰⁾. Com efeito, a flexibilidade real dos salários constitui um substituto para a mobilidade internacional do factor trabalho, um elemento crucial para fazer face a choques idiossincráticos. Em suma, a existência de flexibilidade real dos salários confere à economia portuguesa capacidade adicional de ajustamento perante eventuais circunstâncias desfavoráveis.

(10) Como referência de síntese ver, por exemplo, Buti e Sapir (1997).

REFERÊNCIAS

- Blanchard, O., 1997, *Macroeconomics*, Prentice-Hall.
- Blanchard, O. e L. Katz, 1997, "What we know and do not know about the natural rate of unemployment", *Journal of Economic Perspectives*, 11, pp 51-72.
- Buti, M. e A. Sapir, 1997, Economic Policy in EMU, Discussion Paper 124, Novembro.
- European Commission, 1997, *The Economic and Financial Situation in Portugal in the Transition to EMU*.
- Fisher, I., 1926, "A Statistical Relation between Unemployment and Price Changes", *International Labour Review*, vol. XIII, 6, June, pp. 47-56.
- Friedman, M. 1968, "The Role of Monetary Policy", *American Economic Review*, April, 58, 1-21.
- Luz, S. e M. Pinheiro, 1993, "Desemprego, Vagas e Crescimento salarial" *Boletim Trimestral do Banco de Portugal*, Junho, pp. 41-51.
- Luz, S. and M. Pinheiro, 1994, "Wage Rigidity and Job Mismatch in Europe: Some Evidence", *Working Paper*, nº 2, Banco de Portugal.
- Marques, C., 1990, "Produto potencial, Desemprego e Inflação em Portugal", *Working Paper*, nº1, Banco de Portugal
- Marques, C. e S. Botas, 1997, "Estimation of the NAIRU for the Portuguese Economy", *Working Paper* nº 6, Banco de Portugal, Dezembro.
- Modesto, L., M. Monteiro e J.C. das Neves, 1992, "Some Aspects of the Portuguese Labour Market 1977-1988: Neutrality, Hysteresis and the Wage Gap", in Amaral, J.F. *et al.* (eds.), *The Portuguese Economy Towards 1992*, Kluwer Academic Publishers.
- Modesto, L., 1977, "Measuring Job Mismatch and Structural Unemployment in Portugal: an Empirical Study Using Panel Data", *DGEP Working Paper* nº 1.
- Phelps, E., 1968, "Money-Wage Dynamics and Labour Market Equilibrium", *Journal of Political Economy*, July-August, 76, Part 2, pp. 678-711.
- Phelps, E., 1994, *Structural Slumps*, Harvard University Press.
- Pinheiro, M. *et al*, 1997, "Séries Longas para a Economia Portuguesa", Banco de Portugal.

ANEXO

Dados

Neste trabalho foram usados dados trimestrais para o período 1983 a 1996 para as seguintes variáveis: taxa de desemprego (u), produto (y), preços (p), salários (w) e produtividade (f).

As fontes originais são o INE e o Banco de Portugal, e o tratamento estatístico usado, ajustamentos da tendência e sazonalidade, bem como a *colagem* das séries, seguem os procedimentos já usados em trabalhos anteriores, pelo que se apresenta apenas uma breve descrição.

Taxa de desemprego (u): esta variável é obtida a partir da correcção de sazonalidade da série de desemprego do “Inquérito ao Emprego” do INE. Com as alterações metodológicas introduzidas nesse Inquérito a partir de 1992, foi necessário proceder a uma *colagem* da série, tendo para tal sido usada a informação nele incluída relativa à *Situação um ano antes*.

Desvio do produto (*Output gap*) ($y-y^p$): desvio do logaritmo do PIB (Contas trimestrais) relativamente à respectiva tendência (y^p , produto potencial).

Salários (w): logaritmo do índice (1991=100) obtido aplicando o crescimento real das remunerações dos trabalhadores por conta de outrem do total da economia (calculados no Banco de Portugal) ao dados trimestrais dessas remunerações publicados nas “Séries Longas para a Economia Portuguesa”.

Preços (p): logaritmo do IPC total excluindo rendas de casa (1991=100).

Eficiência (f): índice (1991=100) construído a partir da medida de produtividade apresentada por Marques e Botas (1997).

O símbolo “ Δx ” representa a taxa de crescimento homóloga da variável “ x ”.

EXTRACÇÃO DE INFORMAÇÃO A PARTIR DOS PRÉMIOS DAS OPÇÕES: O CASO DA REENTRADA DA LIRA ITALIANA NO MTC DO SME*

*Bernardino Adão ***

*Nuno Cassola***

*Jorge Barros Luís***

1. INTRODUÇÃO

Os preços dos derivados financeiros (contratos a prazo, futuros e opções) reflectem, em cada instante, as expectativas dos agentes económicos acerca da evolução futura dos preços dos activos subjacentes. Por sua vez, os preços dos activos subjacentes (por exemplo, dos bilhetes e obrigações do Tesouro, de acções e de mercadorias) reflectem as expectativas dos participantes nos mercados sobre a evolução futura das suas determinantes económicas. Enquanto os contratos a prazo e os futuros fornecem informação sobre os valores esperados dos preços dos activos subjacentes, os prémios das opções permitem estimar a função densidade de probabilidade (FDP) com neutralidade face ao risco dos preços dos activos subjacentes.

Neste sentido, os preços dos derivados financeiros contêm informação potencialmente útil para as autoridades monetárias, nomeadamente, para a construção de indicadores de condições monetárias, para a avaliação do impacto das medidas de política monetária e também para a detecção de anomalias no funcionamento dos mercados financeiros. Estas questões têm vindo a merecer a atenção de vários autores e bancos centrais (ver, por exemplo, Abken (1995), Bahra (1996), Deutsche

Bundesbank (1995) e Söderlind e Svensson (1996)). Naturalmente, esta informação é também relevante numa perspectiva de gestão de carteira e de risco por parte das instituições financeiras e do sector privado em geral.

A comparação das FDP do preço de um activo financeiro, estimadas em diferentes momentos para a mesma data de vencimento, permite avaliar a evolução das expectativas de mercado, bem como da sua dispersão. Por exemplo, Campa, Chang e Reider (1997), analisando a reacção dos mercados cambiais à reentrada da lira italiana no Mecanismo de Taxas de Câmbio do Sistema Monetário Europeu (MTC-SME), ocorrida em 25 de Novembro de 1996, constatam que a volatilidade cambial implícita da lira italiana diminuiu no seguimento do seu regresso ao MTC-SME. Este resultado é consistente com a ideia de que a mudança de regime cambial visou estabilizar a taxa de câmbio.

Neste trabalho estuda-se o mesmo episódio mas a partir dos prémios das opções sobre os futuros da taxa de juro a 3 meses da euro-lira italiana⁽¹⁾. Para o efeito utilizam-se observações diárias dos preços de referência das opções de compra e de venda transaccionadas na *London International Financial Futures Exchange* (LIFFE).

O trabalho está organizado do seguinte modo: na secção seguinte são apresentados os aspectos essenciais da metodologia de estimação, remetendo-se para anexo os detalhes técnicos; na terceira

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

Os autores agradecem à LIFFE a disponibilização da base de dados utilizada neste trabalho. Agradecem também os comentários de Vítor Gaspar e José Ferreira Machado, não os envolvendo, naturalmente, em eventuais erros ou omissões.

Este trabalho beneficiou também da visita de Charles Thomas ao Banco de Portugal.

** Departamento de Estudos Económicos.

(1) A análise em Campa, Chang e Reider (1997) é feita exclusivamente a partir dos prémios de opções cambiais fora de bolsa (*over-the-counter*), sem referência à taxa de juro.

secção aplica-se a metodologia e na última apresentam-se as conclusões.

2. PRINCIPAIS CONCEITOS E METODOLOGIA DE ESTIMAÇÃO

As opções sobre futuros têm como activo subjacente um contrato de futuros que normalmente se vence imediatamente após o vencimento da opção, ou em simultâneo. Estas opções são habitualmente transaccionadas nos mesmos mercados em que se negociam os contratos de futuros subjacentes e, tratando-se de opções convencionais, envolvem o pagamento de um prémio pelo comprador, no momento da aquisição da opção.

No entanto, algumas opções não exigem o pagamento inicial do prémio, mas, ao invés, a constituição de um depósito colateral, ajustado diariamente em função da evolução do prémio da opção, tal como acontece com os contratos de futuros, sendo o prémio pago na data de vencimento da opção. Um exemplo é o das opções sobre futuros transaccionadas na LIFFE. Estas opções, por vezes designadas por “puras”,⁽²⁾ podem ser vistas como um contrato de futuros que incorpora uma opção convencional na data de vencimento.

Enquanto que em mercados organizados, tais como a LIFFE, as opções mais transaccionadas são de tipo americano, no mercado fora de bolsa (*over-the-counter*) as opções mais transaccionadas são de tipo europeu. Se o activo subjacente não pagar dividendos o exercício antecipado duma opção americana nunca é um comportamento óptimo para o comprador (ver Hull (1997)). No entanto, se o activo subjacente pagar dividendos (como, em regra, acontece) a data de exercício óptima de uma opção americana poderá ser uma data qualquer imediatamente antes do pagamento de dividendos. Neste caso, a estimação da FDP do preço do activo subjacente, considerando a opção como europeia, apenas fornecerá uma aproximação à FDP⁽³⁾.

(2) Ver, por exemplo, Duffie (1989), capítulo 8.

(3) Melick e Thomas (1994) deduzem que o preço duma opção americana não excede o preço de uma opção europeia em mais de 1 por cento do valor da opção europeia. Por isso, tal como em Söderlind e Svensson (1996), estimam-se as FDP dos preços dos activos subjacentes nas opções americanas com base em métodos de estimação de opções europeias.

Muitas instituições cotam as opções europeias utilizando a fórmula de Black-Scholes⁽⁴⁾. A hipótese fundamental subjacente ao modelo de Black-Scholes é a de que as taxas de rendibilidade têm distribuição normal (log-normalidade dos preços dos activos subjacentes), são independentes e identicamente distribuídas. Acontece que estas hipóteses são frequentemente rejeitadas pelos dados.

Por exemplo, este modelo considera que a volatilidade implícita é constante para todos os preços de exercício, o que geralmente não sucede. De facto, constata-se frequentemente que, para a mesma data de vencimento e activo subjacente, a volatilidade é uma função convexa do preço de exercício, assumindo valores mais elevados para as opções com preços de exercício mais distantes do preço esperado para o activo subjacente. Esta relação entre a volatilidade implícita e o preço de exercício, correntemente designada por *volatility smile*, é habitualmente interpretada como um sinal de rejeição da hipótese de log-normalidade.

Considere-se então a valorização de uma opção de compra europeia com data de exercício T . Seja S_T o preço do activo subjacente no momento T , e X o preço de exercício da opção europeia. O prémio em t de uma opção de compra com prazo para vencimento $\tau = T - t$, $C(X, \tau)$, corresponde ao ganho esperado com a opção, descontado se o prémio for pago antes do exercício da opção, ou seja:

$$C(X, \tau) = e^{-r_t \cdot \tau} \int_0^{\infty} \max[S_T - X, 0] q_t(S_T) dS_T \quad (1)$$

onde r_t, τ é a taxa de juro relevante em t (para o prazo τ) e $q_t(S_T)$ é a FDP (com neutralidade face ao risco) do preço do activo, S_T , condicionada no preço corrente do activo S_t .

Em princípio, a FDP pode ser obtida directamente a partir dos prémios das opções para os diferentes preços de exercício observados, dado que teoricamente a FDP com neutralidade face ao risco corresponde à segunda derivada da função preço da opção⁽⁵⁾:

$$q_t(S_T) = e^{r_t \cdot \tau} \cdot \frac{\partial^2 C(X, \tau)}{\partial X^2} \quad (2)$$

(4) A fórmula foi desenvolvida por Black e Scholes (1973) para preços de opções sobre acções que não pagam dividendos. Esta fórmula foi posteriormente adaptada a opções sobre activos financeiros com características diferentes.

(5) Para a dedução deste resultado ver anexo.

Contudo, os resultados que se obtêm com a aplicação deste método são, em geral, pouco satisfatórios⁽⁶⁾. Em alternativa, têm sido sugeridas diversas técnicas de estimação da função de densidade de probabilidade a partir dos prémios das opções⁽⁷⁾. Uma das mais utilizadas tem sido a da estimação dos parâmetros de uma combinação de duas distribuições log-normais:

$$q_t(S_T) = \theta L(\alpha_1, \beta_1; S_T) + (1 - \theta)L(\alpha_2, \beta_2; S_T) \quad (3)$$

Os parâmetros α_1 e α_2 são as médias das distribuições normais, i.e., as médias das distribuições de $\ln S_{T_i}$ ($i=1,2$). Os parâmetros β_1 e β_2 são os respectivos desvios-padrão, enquanto θ é o peso atribuído a uma das distribuições⁽⁸⁾.

3. ESTUDO DO CASO DO REGRESSO DA LIRA ITALIANA AO MTC-SME

O estudo do impacto da reentrada da lira italiana no MTC-SME sobre as expectativas de taxas de câmbio foi feito por Campa, Chang e Reider (1997). No presente trabalho, estuda-se o impacto do mesmo episódio mas sobre as expectativas de taxas de juro de curto prazo. Para o efeito, são utilizados os preços de referência observados diariamente das opções com vencimento em 18 de Dezembro de 1996, para os diversos preços de exercício, durante todo o período em que foram negociadas (entre 19 de Março e 16 de Dezembro de 1996).

Estimando os parâmetros da equação (3), obtêm-se as FDP que caracterizam a evolução diária das expectativas da taxa de juro a 3 meses da lira italiana para o dia 18 de Dezembro de 1996. Como a data de vencimento é fixa, existe uma diminuição natural da dispersão à medida que a data de vencimento se aproxima. No caso do preço do activo ter uma distribuição log-normal, quando t aumenta numa fracção de tempo (por exemplo, um dia em períodos expressos em anos) o desvio-padrão de $\ln S_T$ reduz-se em $\sigma(\sqrt{\tau} - \sqrt{\tau - 1/365})$. As-

(6) Ver, por exemplo, Söderlind e Svensson (1996).

(7) Sobre métodos de estimação de funções de densidade de probabilidade a partir dos prémios de opções, ver, por exemplo, Adão *et al.* (1997) e Baha (1997).

(8) As estimativas dos parâmetros são obtidas através da resolução do problema de optimização apresentado em anexo.

Figura 1
FUNÇÕES DENSIDADE DE PROBABILIDADE DA
TAXA DE JURO A 3 MESES DA LIRA ITALIANA

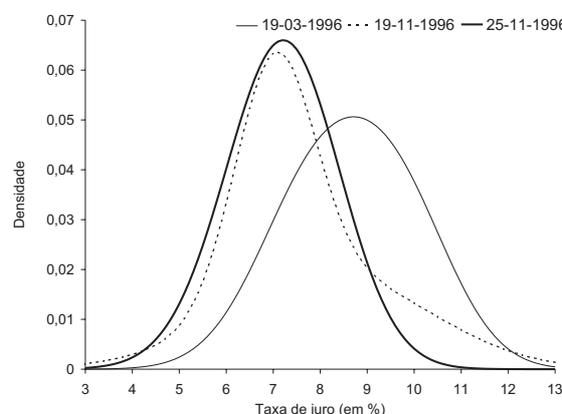
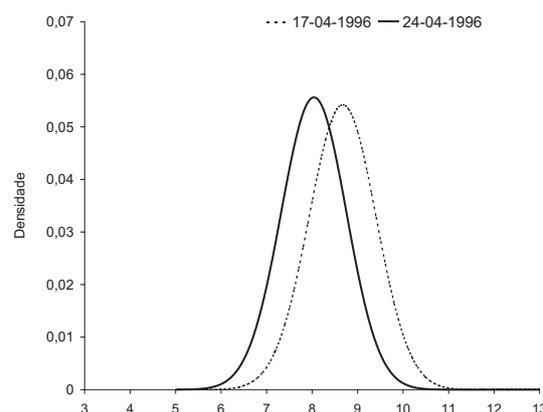


Figura 2
FUNÇÕES DENSIDADE DE PROBABILIDADE DA
TAXA DE JURO A 3 MESES DA LIRA ITALIANA



sim, se a comparação for efectuada entre duas datas bastante próximas, a correcção é irrelevante. No entanto, para datas razoavelmente distantes, quaisquer conclusões sobre a dispersão das expectativas em momentos diferentes obriga à correcção do desvio-padrão de $\ln S_T$ pelo efeito “tempo”. Aplicou-se o mesmo princípio de correcção às distribuições estimadas.

Na Figura 1 apresenta-se a FDP corrigida do efeito “tempo”, estimada para três datas diferentes: 19 de Março, 19 de Novembro e 25 de Novembro de 1996, respectivamente, a data de início de negociação das opções com vencimento em 18 de Dezembro de 1996, uma semana antes e no dia da reentrada da lira italiana no MTC-SME.

As médias das distribuições obtidas foram de, respectivamente, 8,8, 7,1 e 7,06 por cento. Nota-se assim que a média da distribuição não se altera significativamente com o regresso ao MTC-SME. O que se verifica é uma redução da probabilidade associada a taxas de juro mais elevadas, ou seja, uma significativa redução da assimetria da distribuição.

A redução significativa da média da distribuição ocorre na sequência das eleições legislativas de 21 de Abril de 1996, como se pode verificar na Figura 2. De facto, em 17 de Abril a média da distribuição foi de 8,6 por cento, enquanto em 22 de Abril a média foi de 7,5 por cento. Ao contrário do sucedido aquando da reentrada no MTC-SME, não se verificaram alterações significativas na assimetria da FDP.

4. CONCLUSÕES

Os derivados financeiros fornecem informação relevante sobre as expectativas dos agentes económicos quanto à evolução futura dos preços dos activos subjacentes. Enquanto os preços dos futuros permitem extrair informação sobre valores esperados, os prémios das opções possibilitam uma caracterização mais completa dos diversos valores futuros.

Utilizando prémios de opções transaccionadas na LIFFE sobre o contrato de futuros da taxa de juro a 3 meses da lira italiana, estimaram-se as funções densidade de probabilidade neutras ao risco da taxa de juro a 3 meses da lira italiana. Este exercício permitiu concluir que a reentrada da lira italiana no MTC-SME não alterou significativamente a expectativa de taxas de juro de curto prazo, notando-se apenas uma redução da assimetria da distribuição de probabilidade. Pelo contrário, os resultados das eleições legislativas italianas estiveram associados a um deslocamento significativo da distribuição, a qual passou a ser caracterizada por um valor esperado de taxas de juro de curto prazo inferior. Os resultados eleitorais terão contribuído para diminuir a incerteza política em Itália e poderão ter consolidado as expectativas de regresso da lira italiana ao MTC-SME. Assim, quando a reentrada ocorreu, esta já teria sido descontada pelos mercados.

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.
- Adão, Bernardino, Nuno Cassola e Jorge Barros Luís (1997) — “Métodos de extracção de informação a partir dos prémios das opções”, Banco de Portugal, DEE, *mimeo*.
- Bahra, Bhupinder (1997) — “Implied Risk-Neutral Probability Density Functions from Option Prices: Theory and Application”, *Bank of England Working Paper*, no prelo.
- Bahra, Bhupinder (1996) — “Implied Risk-Neutral Probability Density Functions from Option Prices: Theory and Application”, *Bank of England Economic Bulletin*, August 1996.
- Bates, David S. (1995), “Post-’87 Crash Fears in S&P 500 Futures Options”, *NBER Working Paper Series*, W.P. 5894.
- Black, Fischer e Myron Scholes (1973) — “The Pricing of Options and Corporate Liabilities”, *Journal of Political Economy*, 81 (May-June), pp. 637-654.
- 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.
- Deutsche Bundesbank (1995), “The information content of derivatives for monetary policy”, *Deutsche Bundesbank Monthly Report*, November 1995.
- Duffie, Darrell (1989), *Futures Markets*, Prentice-Hall.
- Hull, John (1997), *Options, Futures, and Other Derivatives* (Third Edition), Prentice-Hall.
- Melick, Will e Charles Thomas (1994), “Recovering an Asset’s Implied PDF from Option Prices: An Application to Crude Oil During the Gulf Crises”, *Working Paper*, Federal Reserve Board, Washington.
- Söderlind, Paul e Lars E.O. Svensson (1997), “New Techniques to Extract Market Expectations from Financial Instruments”, *NBER Working Paper* 5877.

ANEXO

Dedução da equação (2)

Diferenciando (1) em ordem ao preço de exercício obtém-se:

$$\begin{aligned} \frac{\partial C(X, \tau)}{\partial X} &= -e^{-r_i, \tau} \int_X^\infty q_t(S_T) dS_T = \\ &= -e^{-r_i, \tau} \left(1 - \int_{-\infty}^X q_t(S_T) dS_T \right) \end{aligned} \quad (A1)$$

ou seja,

$$1 + \frac{\partial C(X, \tau)}{\partial X} e^{r_i, \tau} = P_q[S_T \leq X] \quad (A2)$$

sendo P_q a medida de probabilidade.

Diferenciando (A2) em ordem ao preço de exercício obtém-se (2).

Estimação dos parâmetros da equação (3)

As estimativas dos parâmetros são obtidas através da minimização de uma função de distância entre os prémios das opções observados e os preços teóricos gerados pela forma funcional especificada. Tem-se o seguinte problema de optimização:

$$\begin{aligned} \underset{\alpha_1, \alpha_2, \beta_1, \beta_2, \theta}{Min} \sum_{i=1}^N [C(X_i, \tau) - C_i^0]^2 + \sum_{i=1}^N [P(X_i, \tau) - P_i^0]^2 + \\ \left[+\theta e^{\alpha_1 + \frac{1}{2}\beta_1^2} + (1-\theta)e^{\alpha_2 + \frac{1}{2}\beta_2^2} - e^{rt}S \right]^2 \end{aligned} \quad (A3)$$

$$s. a. \beta_1, \beta_2 > 0 \text{ e } 0 \leq \theta \leq 1.$$

sendo

$$\begin{aligned} C(X_i, \tau) &= e^{-r\tau} \int_{X_i}^\infty [\theta L(\alpha_1, \beta_1; S_T) + \\ &+ (1-\theta)L(\alpha_2, \beta_2; S_T)] (S_T - X_i) dS_T \end{aligned} \quad (A4)$$

$$\begin{aligned} P(X_i, \tau) &= e^{-r\tau} \int_0^{X_i} [\theta L(\alpha_1, \beta_1; S_T) + \\ &+ (1-\theta)L(\alpha_2, \beta_2; S_T)] (X_i - S_T) dS \end{aligned} \quad (A5)$$

e onde X_i ($i=1, \dots, N$) são os preços de exercício e $P(X, \tau)$ é o preço de uma opção de venda.

As duas primeiras parcelas da função objectivo são a soma dos quadrados dos desvios entre os prémios observados e os prémios estimados das opções de compra e das opções de venda, respectivamente, correspondendo a última parcela ao quadrado da diferença entre a média estimada e o valor do futuro.

Este método possui diversas vantagens: em primeiro lugar, permite obter funções de densidade bastante flexíveis, possibilitando, assim, a caracterização de funções multimodais, de funções com um grau de achatamento inferior ao da distribuição log-normal e com enviesamento tanto à direita como à esquerda; em segundo lugar, permite utilizar em simultâneo os prémios das opções de compra e das opções de venda, sem qualquer transformação. No entanto, é um método menos rápido do que outros e cujos resultados são sensíveis aos valores de partida.

Para minorar estes aspectos, poder-se-á utilizar uma função objectivo menos extensa, por exemplo, minimizando apenas nos prémios de opções de compra (e/ou transformando os prémios de opções de venda em prémios de opções de compra) e retirando o factor de aproximação da média. A eliminação deste factor tem a vantagem de permitir considerar os desvios entre a média estimada e o valor do futuro como uma medida do grau de precisão da distribuição.

ESTUDOS E DOCUMENTOS DE TRABALHO / WORKING PAPERS

- 1/90** PRODUTO POTENCIAL, DESEMPREGO E INFLAÇÃO EM PORTUGAL
Um estudo para o período 1974-1989
— Carlos Robalo Marques
- 2/90** INFLAÇÃO EM PORTUGAL
Um estudo econométrico para o período 1965-1989, com projecções para 1990 e 1991
— Carlos Robalo Marques
- 3/92** THE EFFECTS OF LIQUIDITY CONSTRAINTS ON CONSUMPTION BEHAVIOUR
The Portuguese Experience
— Sílvia Luz
- 4/92** LOW FREQUENCY FILTERING AND REAL BUSINESS CYCLES
— Robert G. King, Sérgio T. Rebelo
- 5/92** GROWTH IN OPEN ECONOMIES
— Sérgio Rebelo
- 6/92** DYNAMIC OPTIMAL TAXATION IN SMALL OPEN ECONOMIES
— Isabel H. Correia
- 7/92** EXTERNAL DEBT AND ECONOMIC GROWTH
— Isabel H. Correia
- 8/92** BUSINESS CYCLES FROM 1850 TO 1950: NEW FACTS ABOUT OLD DATA
— Isabel H. Correia, João L. Neves, Sérgio Rebelo
- 9/92** LABOUR HOARDING AND THE BUSINESS CYCLE
— Craig Burnside, Martin Eichenbaum, Sérgio Rebelo
- 10/92** ANALYSIS OF FOREIGN DIRECT INVESTMENT FLOWS IN PORTUGAL USING PANEL DATA
— Luísa Farinha
- 11/92** INFLATION IN FIXED EXCHANGE RATE REGIMES:
THE RECENT PORTUGUESE EXPERIENCE
— Sérgio Rebelo
- 12/92** TERM STRUCTURE OF INTEREST RATES IN PORTUGAL
— Armindo Escalda
- 13/92** AUCTIONING INCENTIVE CONTRACTS: THE COMMON COST CASE
— Fernando Branco
- 14/92** INDEXED DEBT AND PRODUCTION EFFICIENCY
— António S. Mello, John Parsons
- 15/92** “TESTING ” FOR MEAN AND VARIANCE BREAKS WITH DEPENDENT DATA
— José A. F. Machado
- 16/92** COINTEGRATION AND DYNAMIC SPECIFICATION
— Carlos Robalo Marques

- 17/92** FIRM GROWTH DURING INFANCY
— José Mata
- 18/92** THE DISTRIBUTION OF HOUSEHOLD INCOME AND EXPENDITURE IN PORTUGAL: 1980 and 1990
— Miguel Gouveia, José Tavares
- 19/92** THE DESIGN OF MULTIDIMENSIONAL AUCTIONS
— Fernando Branco
- 20/92** MARGINAL INCOME TAX RATES AND ECONOMIC GROWTH IN DEVELOPING COUNTRIES
— Sérgio Rebelo, William Easterly
- 21/92** THE EFFECT OF DEMAND AND TECHNOLOGICAL CONDITIONS ON THE LIFE EXPECTANCY OF NEW FIRMS
— José Mata, Pedro Portugal
- 22/92** TRANSITIONAL DYNAMICS AND ECONOMIC GROWTH IN THE NEOCLASSICAL MODEL
— Robert G. King, Sérgio Rebelo
- 23/92** AN INTEGRATED MODEL OF MULTINATIONAL FLEXIBILITY AND FINANCIAL HEDGING
— António S. Mello, Alexander J. Triantis
- 24/92** CHOOSING AN AGGREGATE FOR MONETARY POLICY: A COINTEGRATION APPROACH
— Carlos Robalo Marques, Margarida Catalão Lopes
- 25/92** INVESTMENT: CREDIT CONSTRAINTS, REGULATED INTEREST RATES AND EXPECTATIONS OF FINANCIAL LIBERALIZATION – THE PORTUGUESE EXPERIENCE
— Koleman Strumpf
- 1/93** SUNK COSTS AND THE DYNAMICS OF ENTRY
— José Mata
- 2/93** POLICY, TECHNOLOGY ADOPTION AND GROWTH
— William Easterly, Robert King, Ross Levine, Sérgio Rebelo
- 3/93** OPTIMAL AUCTIONS OF A DIVISIBLE GOOD
— Fernando Branco
- 4/93** EXCHANGE RATE EXPECTATIONS IN INTERNATIONAL OLIGOLOGY
— Luís Cabral, António S. Mello
- 5/93** A MODEL OF BRANCHING WITH AN APPLICATION TO PORTUGUESE BANKING
— Luís Cabral, W. Robert Majure
- 6/93** HOW DOES NEW FIRM SURVIVAL VARY ACROSS INDUSTRIES AND TIME?
— José Mata, Pedro Portugal
- 7/93** DO NOISE TRADERS “CREATE THEIR OWN SPACE”?
— Ravi Bhushan, David P. Brown, António S. Mello
- 8/93** MARKET POWER MEASUREMENT – AN APPLICATION TO THE PORTUGUESE CREDIT MARKET
— Margarida Catalão Lopes
- 9/93** CURRENCY SUBSTITUTABILITY AS A SOURCE OF INFLATION DISCIPLINE
— Pedro Teles

- 10/93** BUDGET IMPLICATIONS OF MONETARY COORDINATION IN THE EUROPEAN COMMUNITY
— Pedro Teles
- 11/93** THE DETERMINANTS OF FIRM START-UP SIZE
— José Mata
- 12/93** FIRM START-UP SIZE: A CONDITIONAL QUANTILE APPROACH
— José Mata, José A. F. Machado
- 13/93** FISCAL POLICY AND ECONOMIC GROWTH: AN EMPIRICAL INVESTIGATION
— William Easterly, Sérgio Rebelo
- 14/93** BETA ESTIMATION IN THE PORTUGUESE THIN STOCK MARKET
— Armindo Escalda
- 15/93** SHOULD CAPITAL INCOME BE TAXED IN THE STEADY STATE?
— Isabel H. Correia
- 16/93** BUSINESS CYCLES IN A SMALL OPEN ECONOMY
— Isabel H. Correia, João C. Neves, Sérgio Rebelo
- 17/93** OPTIMAL TAXATION AND CAPITAL MOBILITY
— Isabel H. Correia
- 18/93** A COMPOSITE COINCIDENT INDICATOR FOR THE PORTUGUESE ECONOMY
— Francisco Craveiro Dias
- 19/93** PORTUGUESE PRICES BEFORE 1947: INCONSISTENCY BETWEEN THE OBSERVED COST OF LIVING INDEX AND THE GDP PRICE ESTIMATION OF NUNES, MATA AND VALÉRIO (1989)
— Paulo Soares Esteves
- 20/93** EVOLUTION OF PORTUGUESE EXPORT MARKET SHARES (1981-91)
— Cristina Manteu, Ildeberta Abreu
- 1/94** PROCUREMENT FAVORITISM AND TECHNOLOGY ADOPTION
— Fernando Branco
- 2/94** WAGE RIGIDITY AND JOB MISMATCH IN EUROPE: SOME EVIDENCE
— Sílvia Luz, Maximiano Pinheiro
- 3/94** A CORRECTION OF THE CURRENT CONSUMPTION INDICATOR – AN APPLICATION OF THE INTERVENTION ANALYSIS APPROACH
— Renata Mesquita
- 4/94** PORTUGUESE GDP AND ITS DEFLATOR BEFORE 1947: A REVISION OF THE DATA PRODUCED BY NUNES, MATA AND VALÉRIO (1989)
— Carlos Robalo Marques, Paulo Soares Esteves
- 5/94** CCCHANGE RATE RISK IN THE EMS AFTER THE WIDENING OF THE BANDS IN AUGUST 1993
— Joaquim Pires Pina
- 6/94** FINANCIAL CONSTRAINTS AND FIRM POST-ENTRY PERFORMANCE
— Paulo Brito, António S. Mello
- 7/94** STRUCTURAL VAR ESTIMATION WITH EXOGENEITY RESTRICTIONS
— Francisco C. Dias, José A. F. Machado, Maximiano R. Pinheiro

- 8/94 TREASURY BILL AUCTIONS WITH UNINFORMED BIDDERS
— Fernando Branco
- 9/94 AUCTIONS OF SHARES WITH A SECONDARY MARKET AND TENDER OFFERS
— António S. Mello, John E. Parsons
- 10/94 MONEY AS AN INTERMEDIATE GOOD AND THE WELFARE COST OF THE INFLATION TAX
— Isabel Correia, Pedro Teles
- 11/94 THE STABILITY OF PORTUGUESE RISK MEASURES
— Armindo Escalda
- 1/95 THE SURVIVAL OF NEW PLANTS: START-UP CONDITIONS AND POST-ENTRY EVOLUTION
— José Mata, Pedro Portugal, Paulo Guimarães
- 2/95 MULTI-OBJECT AUCTIONS: ON THE USE OF COMBINATIONAL BIDS
— Fernando Branco
- 3/95 AN INDEX OF LEADING INDICATORS FOR THE PORTUGUESE ECONOMY
— Francisco Ferreira Gomes
- 4/95 IS THE FRIEDMAN RULE OPTIMAL WHEN MONEY IS AN INTERMEDIATE GOOD?
— Isabel Correia, Pedro Teles
- 5/95 HOW DO NEW FIRM STARTS VARY ACROSS INDUSTRIES AND OVER TIME?
— José Mata
- 6/95 PROCUREMENT FAVORITISM IN HIGH TECHNOLOGY
— Fernando Branco
- 7/95 MARKETS, ENTREPRENEURS AND THE SIZE OF NEW FIRMS
— José Mata
- 1/96 CONVERGENCE ACROSS EU COUNTRIES: INFLATION AND SAVINGS RATES ON PHYSICAL AND HUMAN CAPITAL
— Paulo Soares Esteves
- 2/96 THE OPTIMAL INFLATION TAX
— Isabel Correia, Pedro Teles
- 3/96 FISCAL RULES OF INCOME TRANSFORMATION
— Isabel H. Correia
- 4/96 ON THE EFFICIENCY AND EQUITY TRADE-OFF
— Isabel H. Correia
- 5/96 DISTRIBUTIONAL EFFECTS OF THE ELIMINATION OF CAPITAL TAXATION
— Isabel H. Correia
- 6/96 LOCAL DYNAMICS FOR SPHERICAL OPTIMAL CONTROL PROBLEMS
— Paulo Brito
- 7/96 A MONEY DEMAND FUNCTION FOR PORTUGAL
— João Sousa
- 8/96 COMPARATIVE EXPORT BEHAVIOUR OF FOREIGN AND DOMESTIC FIRMS IN PORTUGAL
— Sonia Cabral
- 9/96 PUBLIC CAPITAL ACCUMULATION AND PRIVATE SECTOR PERFORMANCE IN THE U.S.
— Alfredo Marvão Pereira, Rafael Flores de Frutos

- 10/96** IMPORTED CAPITAL AND DOMESTIC GROWTH: A COMPARISON BETWEEN EAST ASIA AND LATIN AMERICA
— Ling-ling Huang, Alfredo Marvão Pereira
- 11/96** ON THE EFFECTS OF PUBLIC AND PRIVATE R&D
— Robert B. Archibald, Alfredo Marvão Pereira
- 12/96** EXPORT GROWTH AND DOMESTIC PERFORMANCE
— Alfredo Marvão Pereira, Zhenhui Xu
- 13/96** INFRASTRUCTURES AND PRIVATE SECTOR PERFORMANCE IN SPAIN
— Alfredo Marvão Pereira, Oriol Roca Sagales
- 14/96** PUBLIC INVESTMENT AND PRIVATE SECTOR PERFORMANCE: INTERNATIONAL EVIDENCE
— Alfredo Marvão Pereira, Norman Morin
- 15/96** COMPETITION POLICY IN PORTUGAL
— Pedro P. Barros, José Mata
- 16/96** THE IMPACT OF FOREIGN DIRECT INVESTMENT IN THE PORTUGUESE ECONOMY
— Luísa Farinha, José Mata
- 17/96** THE TERM STRUCTURE OF INTEREST RATES: A COMPARISON OF ALTERNATIVE ESTIMATION METHODS WITH AN APPLICATION TO PORTUGAL
— Nuno Cassola, Jorge Barros Luís
- 18/96** SHORT-AND LONG-TERM JOBLESSNESS: A SEMI-PARAMETRIC MODEL WITH TIME -VARYING EFFECTS
— Pedro Portugal, John T. Addison
- 19/96** SOME SPECIFICATION ISSUES IN UNEMPLOYMENT DURATION ANALYSIS
— Pedro Portugal, John T. Addison
- 20/96** SEQUENTIAL AUCTIONS WITH SYNERGIES: AN EXAMPLE
— Fernando Branco
- 21/96** HEDGING WINNER'S CURSE WITH MULTIPLE BIDS: EVIDENCE FROM THE PORTUGUESE TREASURY BILL AUCTION
— Michael B. Gordy
- 22/96** THE BRICKS OF AN EMPIRE 1415-1999: 585 YEARS OF PORTUGUESE EMIGRATION
— Stanley L. Engerman, João César das Neves
- 1/97** LOCAL DYNAMICS FOR PLANAR OPTIMAL CONTROL PROBLEMS: A COMPLETE CHARACTERIZATION
— Paulo Brito
- 2/97** INTERNATIONAL PORTFOLIO CHOICE
— Bernardino Adão, Nuno Ribeiro
- 3/97** UNEMPLOYMENT INSURANCE AND JOBLESSNESS: A DISCRETE DURATION MODEL WITH MULTIPLE DESTINATIONS
— Pedro Portugal, John T. Addison
- 4/97** THE TREASURY BILL MARKET IN PORTUGAL: INSTITUTIONAL ISSUES AND PROFIT MARGINS OF FINANCIAL INSTITUTIONS
— Bernardino Adão, Jorge Barros Luís

- 5/97** **ECONOMETRIC MODELLING OF THE SHORT-TERM INTEREST RATE: AN APPLICATION TO PORTUGAL**
— Nuno Cassola, João Nicolau, João Sousa
- 6/97** **ESTIMATION OF THE NAIRU FOR THE PORTUGUESE ECONOMY**
— Carlos Robalo Marques, Susana Botas
- 7/97** **EXTRACTION OF INTEREST RATE DIFFERENTIALS IMPLICIT IN OPTIONS: THE CASE OF SPAIN AND ITALY IN THE EUROPEAN MONETARY UNION**
— Bernardino Adão, Jorge Barros Luís