

A ECONOMIA PORTUGUESA NO PRIMEIRO SEMESTRE DE 1998

1. INTRODUÇÃO

A actividade económica em Portugal registou um forte crescimento no primeiro semestre de 1998. Este dinamismo encontra-se reflectido na evolução da confiança dos agentes económicos (gráfico 1) que apresenta uma tendência de melhoria relativamente generalizada. Na União Europeia (UE) observou-se, em termos médios, uma evolução semelhante da confiança o que, conjuntamente com os indicadores mais recentes de actividade, parece confirmar as perspectivas de maior crescimento em 1998. Desta forma, o enquadramento macroeconómico internacional da economia portuguesa manteve-se favorável. Refira-se, no entanto, que a crise económica e financeira asiática continua a constituir um factor de instabilidade tendendo-se acentuado a incerteza quanto às perspectivas de evolução das economias afectadas e o risco de contágio a outras economias.

A informação disponível para a economia portuguesa, no primeiro semestre de 1998, aponta para um crescimento do Produto Interno Bruto (PIB) superior a quatro por cento. A evolução económica está, desta forma, em consonância com a apreciação feita pelo Banco de Portugal no *Boletim Económico* de Março, que considerava um crescimento entre 4.0 a 4.5 por cento para 1998. A indicação de um crescimento mais forte em 1998 do que em 1997 é apresentada pelo indicador coincidente do Banco de Portugal que, no primeiro trimestre, registou uma aceleração em relação ao verificado em 1997 (gráfico 2).

A informação existente para a primeira metade do ano aponta para um nível elevado de actividade, verificando-se crescimentos fortes nos principais sectores produtivos da economia e na generalidade das componentes da procura global. Desde

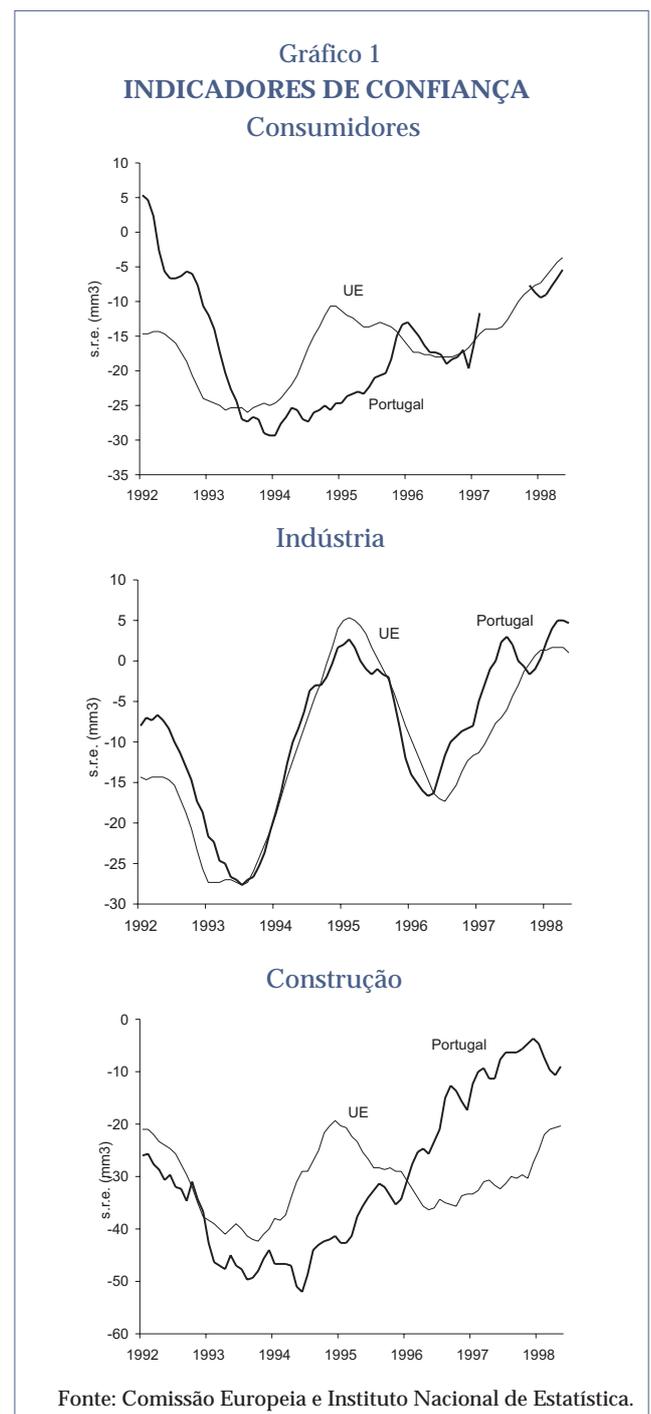
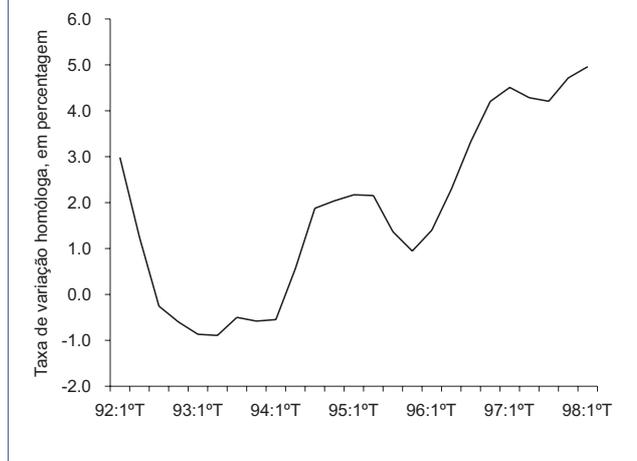


Gráfico 2
INDICADOR COINCIDENTE
Tendência



o ano passado que a taxa de expansão da economia excede a taxa de crescimento do produto potencial, indicando que a economia portuguesa se encontra numa fase avançada do ciclo económico. Saliente-se, no entanto, que a evolução do produto potencial nos próximos anos é particularmente difícil de estimar. A forte acumulação do capital físico e humano no passado recente e o impacto da mudança de regime associada com a participação na área do euro terão um efeito positivo, mas de difícil quantificação, sobre o potencial produtivo da economia em particular, no período 1997 a 2000.

Em resultado, verifica-se já um grau relativamente elevado de utilização de factores produtivos. De acordo com o novo Inquérito ao Emprego do INE, a taxa de desemprego foi de 5.9 por cento no primeiro trimestre de 1998, confirmando a redução da taxa de desemprego. Por outro lado, a taxa de utilização da capacidade produtiva na indústria transformadora e na construção continuou a aumentar no primeiro trimestre de 1998, situando-se a níveis elevados. Para alguns sectores produtivos já se verifica que a insuficiência do equipamento e/ou a dificuldade em encontrar pessoal, com as características apropriadas, constituem factores limitativos da actividade.

A evolução da actividade económica, no primeiro semestre de 1998, continuou a ser caracterizada por um crescimento muito forte da procura interna. A redução das taxas de juro manteve-se como factor determinante, contribuindo para ex-

plicar a diferença entre o crescimento deste agregado em Portugal e o observado, em termos médios, no conjunto dos onze países que integrarão a área do euro a 1 de Janeiro de 1999 (UE-11).

Os indicadores disponíveis apontam para um crescimento do consumo privado mais forte do que em 1997, compatível com o intervalo de previsão de 3 a 3.75 por cento apresentado no *Boletim Económico* de Março. Este comportamento reflecte a evolução do rendimento real disponível das famílias, uma apreciação favorável das condições no mercado de trabalho traduzida num aumento de confiança das famílias e, como já referido, os efeitos da acentuada redução das taxas de juro.

O investimento registou um crescimento muito forte no primeiro semestre, continuando a verificar-se um comportamento muito dinâmico do investimento das famílias, das empresas e do sector público. Apesar disso, este agregado terá apresentado um crescimento inferior ao do ano anterior, dado o abrandamento da formação bruta de capital fixo em construção e material de transporte, na sequência de crescimentos extraordinariamente elevados em 1997. O efeito da redução das taxas de juro sobre as decisões das empresas e das famílias, as perspectivas de evolução da procura externa e interna, o nível de utilização da capacidade produtiva, o comportamento favorável dos preços dos bens de equipamento no mercado internacional e a realização de importantes projectos de desenvolvimento de infra-estruturas públicas continuaram a sustentar o comportamento do investimento.

A consolidação da recuperação da procura interna na União Europeia, traduzida como já referido nos indicadores de confiança dos consumidores e dos empresários, contribuiu para um crescimento forte das exportações portuguesas no primeiro trimestre. A informação disponível em inquéritos de natureza qualitativa permite prever a continuação deste tipo de comportamento no segundo trimestre do ano. O presente dinamismo dos fluxos comerciais da economia portuguesa, tanto no que se refere às exportações como às importações, constitui mais um elemento caracterizador da fase relativamente amadurecida do presente ciclo económico.

Estas condições económicas possibilitam o reforço do processo de consolidação orçamental na linha do previsto no Programa de Convergência apresentado em Março de 1997.

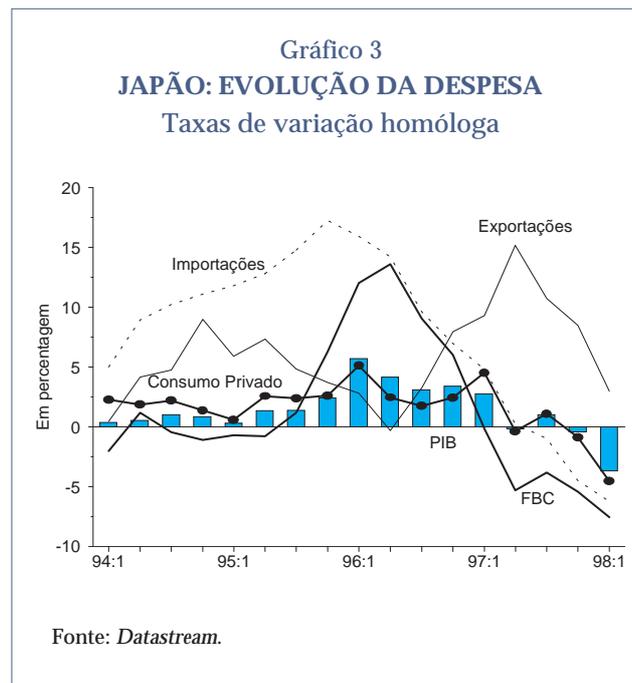
2. ENQUADRAMENTO INTERNACIONAL

A crise económica e financeira asiática manteve-se como um factor de instabilidade do enquadramento macroeconómico internacional na primeira metade de 1998. A recessão no Japão e o agravamento da crise nas outras economias da região acentuaram quer a incerteza quanto às perspectivas de evolução dos mercados asiáticos quer o risco de contágio a outras economias.

No primeiro trimestre de 1998, a evolução da actividade económica na região asiática revelou-se mais negativa do que o esperado. Várias economias da região registaram contracções do produto no primeiro trimestre deste ano e as perspectivas para os meses seguintes não se afiguram favoráveis. Na Indonésia, a instabilidade política e social contribuiu para o aprofundamento da crise económica: o PIB caiu 6.2 por cento no primeiro trimestre de 1998. Na Coreia do Sul, a actividade económica apresentou uma quebra de 3.8 por cento, na Malásia a redução do PIB foi de 1.8 por cento, enquanto que, em Hong Kong, a contracção da actividade foi de 2.0 por cento no primeiro trimestre do ano. Pelo contrário, a actividade económica em outros países asiáticos continuou a apresentar taxas de crescimento positivas, se bem que inferiores às registadas no ano de 1997. Na China, o PIB aumentou 7.2 por cento nos primeiros três meses deste ano, em Singapura o crescimento foi de 5.6 por cento e, na Formosa, a actividade económica cresceu 5.9 por cento no primeiro trimestre de 1998.

A elevada instabilidade nos mercados financeiros, as dificuldades de acesso ao crédito e a progressiva deterioração da situação no mercado de trabalho conduziram a uma significativa redução da confiança dos agentes económicos e, consequentemente, a uma acentuada quebra da procura interna nestas economias asiáticas. As importações desaceleraram significativamente enquanto que as exportações cresceram menos do que o previsto anteriormente. Dada a elevada importância do comércio intra-asiático, a redução das importações no conjunto das economias asiáticas, teve efeitos adversos sobre a evolução das exportações dos países desta região.

Ao longo do primeiro semestre do ano, o iene depreciou de forma acentuada face ao dólar nor-



te-americano, em consonância com a crescente divergência entre as posições cíclicas das duas economias. Esta evolução do iene face ao dólar norte-americano contribuiu para deteriorar as posições competitivas das restantes economias asiáticas, tendo, mesmo, surgido receios de que a China procedesse a uma desvalorização da sua moeda, dando início a um novo ciclo de depreciações na Ásia. No dia 17 de Junho, registou-se uma intervenção concertada do FED e do Banco do Japão com o objectivo de inverter a tendência de depreciação do iene face ao dólar, com efeitos meramente temporários sobre a evolução da moeda japonesa.

A economia japonesa apresentou uma evolução mais desfavorável do que o previsto anteriormente, encontrando-se tecnicamente em recessão no primeiro trimestre de 1998. O PIB registou uma quebra de 3.7 por cento neste período (-0.4 por cento no trimestre anterior), sendo de salientar a forte contracção da procura interna (gráfico 3). A crise económica e financeira em diversos países asiáticos e o acentuar dos problemas do sector financeiro japonês provocaram uma acentuada deterioração do clima de confiança das famílias e das empresas, com as consequentes repercussões negativas no consumo e no investimento do sector privado. O agravamento do problemas das instituições financeiras japonesas dificultaram o acesso ao crédito por parte do sector empresarial e acentuaram a incerteza quanto à evolução futura da economia japonesa.

Adicionalmente, os dados mais recentes revelam uma deterioração acentuada da procura externa, resultante da redução das importações dos restantes países da região (mais de 40 por cento das exportações japonesas têm como destino outros países asiáticos). Por outro lado, a acentuada fraqueza da procura interna japonesa conduziu a uma forte diminuição das suas importações, pelo que o excedente da balança de transacções correntes continuou a aumentar na primeira metade deste ano, com destaque para o saldo comercial com os Estados Unidos da América (EUA). Este excedente corrente tem como contrapartida um aumento acentuado das aplicações financeiras japonesas no exterior, principalmente em dólares, dado o diferencial de rentabilidade esperada entre aplicações nas duas moedas.

A queda acentuada da produção japonesa transmitiu-se ao mercado de trabalho. A taxa de desemprego aumentou para 4.1 por cento em Maio, um valor extremamente elevado para padrões japoneses e apenas ligeiramente inferior ao registado nos EUA nesse mês. A taxa de utilização da capacidade produtiva na indústria transformadora continuou a diminuir e a produção industrial registou uma redução de quase 6 por cento até Maio deste ano. A fraqueza da economia japonesa continuou a influenciar o comportamento dos preços, sendo, mesmo, visíveis alguns sinais de deflação. Em Maio, os preços por grosso registaram uma quebra de 1.7 por cento (redução de 2.3 por cento se considerarmos só o mercado interno) e os preços no consumidor mantiveram-se praticamente inalterados a partir de Abril.

A resolução dos problemas do sistema bancário japonês é uma condição necessária para a recuperação da economia japonesa e para o fortalecimento da sua procura interna, que por seu turno é essencial para a melhoria da situação económica na Ásia. Face a esta situação, o governo japonês divulgou, em Abril, um pacote orçamental que inclui aumentos acentuados das despesas públicas e reduções temporárias dos impostos e, no início de Julho, foi proposto um conjunto de medidas com o objectivo de promover o saneamento do sector financeiro japonês.

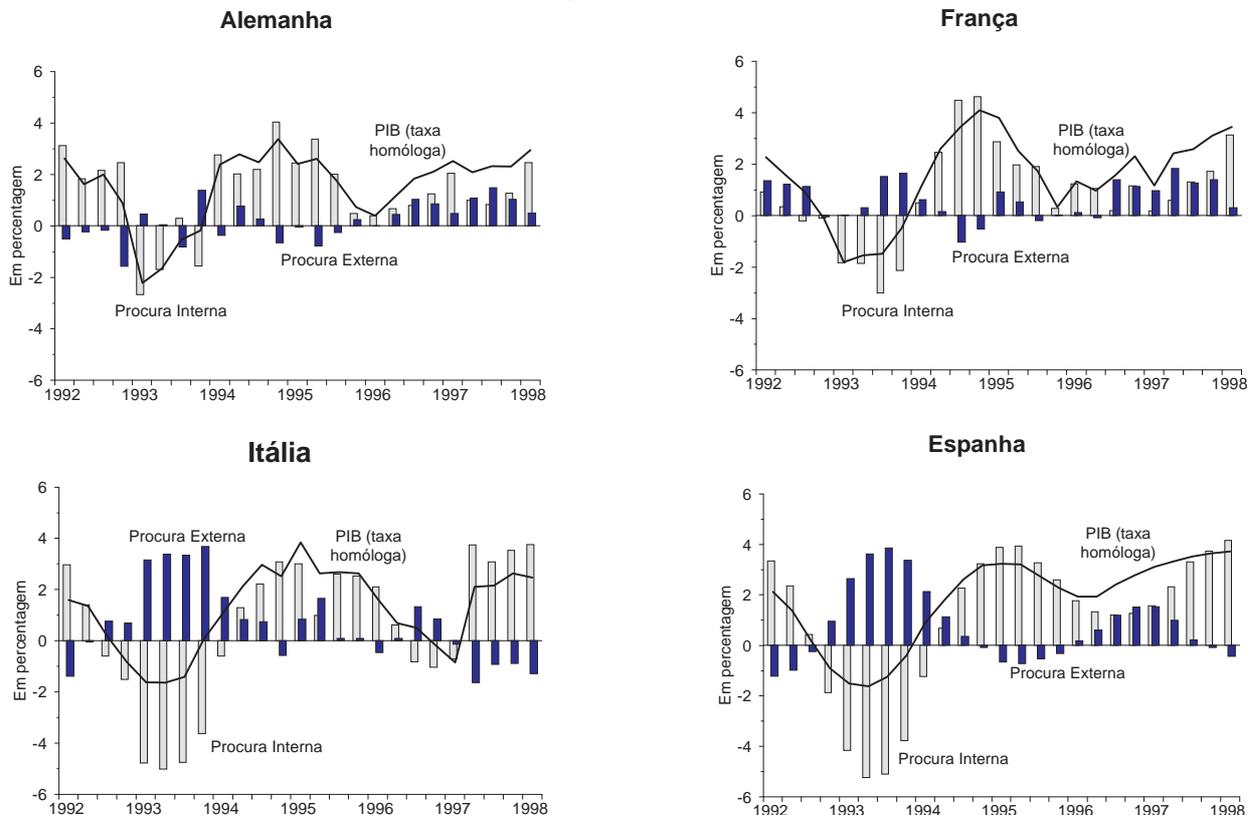
A crise asiática continuou, no início deste ano, a conduzir a revisões em baixa do crescimento e, principalmente, da inflação a nível mundial. Os

dados disponíveis para as principais economias ocidentais confirmam a prevista redução das suas exportações para as economias asiáticas. O desvio dos fluxos financeiros internacionais para mercados de capitais considerados mais seguros e alguma transferência das aplicações financeiras de acções para obrigações continuaram a reflectir-se numa maior redução das taxas de juro de longo prazo nos EUA e na Europa. Estes níveis mais reduzidos de taxas de juro contribuíram para manter ou acentuar o dinamismo da procura interna nestas regiões. Por outro lado, a diminuição da procura de matérias-primas e petróleo por parte dos países asiáticos conduziu a reduções sucessivas dos preços destes produtos nos mercados internacionais, com impactos favoráveis quer na inflação observada, quer nas perspectivas de evolução futura dos preços nos países desenvolvidos.

Nos EUA, o crescimento da actividade económica no primeiro trimestre deste ano foi superior ao esperado: o PIB cresceu 3.9 por cento face a 3.7 por cento no último trimestre de 1997. O acentuado dinamismo da procura interna foi determinante para esta evolução da actividade económica, dado o contributo mais negativo da procura externa para o crescimento (-1.2 pontos percentuais face a -0.8 p.p. no trimestre anterior). O consumo privado aumentou 3.7 por cento, em linha com a evolução do mercado de trabalho e dos rendimentos reais das famílias. A formação bruta de capital fixo apresentou igualmente um aumento elevado, em virtude da diminuição das taxas de juro de longo prazo e do aumento dos lucros das empresas. A informação relativa ao segundo trimestre aponta para alguma desaceleração da actividade económica, reflexo da redução das exportações para as economias asiáticas e de alguma correcção do processo de acumulação de existências.

O elevado crescimento da economia norte-americana continuou a reflectir-se na evolução do mercado de trabalho. O emprego voltou a aumentar ao longo da primeira metade de 1998 e a taxa de desemprego reduziu-se de forma significativa, atingindo um mínimo histórico de 4.3 por cento no mês de Maio. Esta redução do desemprego reflectiu-se num maior aumento dos salários. No entanto, a taxa de inflação continuou a apresentar valores baixos, devido, em parte, à diminuição dos preços das matérias-primas industriais e do petró-

Gráfico 4
CRESCIMENTO ECONÓMICO NA UNIÃO EUROPEIA
Contribuições para o crescimento do PIB



Fonte: Datastream.

leo e à apreciação do dólar norte-americano. As autoridades monetárias norte-americanas mantiveram as taxas de juro oficiais inalteradas na primeira metade de 1998, mas alertaram os bancos para alguma exposição excessiva ao risco na concessão de crédito no mercado interno.

Os indicadores de actividade mais recentes e a melhoria dos níveis de confiança dos agentes económicos confirmam as perspectivas de maior crescimento económico na União Europeia em 1998. No conjunto dos onze países que integrarão a área do euro a 1 de Janeiro de 1999 (UE-11), a actividade económica cresceu 3.2 por cento no primeiro trimestre do ano, face a 3.0 por cento no trimestre anterior. O contributo da procura interna para o crescimento reforçou-se, no primeiro trimestre de 1998, na generalidade das economias europeias (gráfico 4). Os níveis mais reduzidos de taxas de juro e a manutenção de um clima de confiança na Europa, em conjunto com alguma melhoria da si-

tuação no mercado de trabalho nos principais Estados-membros contribuíram para esta aceleração da procura interna.

Na Alemanha, a actividade económica cresceu 3.0 por cento face a 2.3 no último trimestre de 1997, sendo de realçar o contributo de 2.5 pontos percentuais da procura interna para o aumento do PIB no primeiro trimestre deste ano. O consumo privado acelerou (1.8 por cento face a 0.6 por cento no trimestre anterior), reflectindo não só uma antecipação de despesas em virtude do aumento de impostos indirectos no início de Abril, mas também alguma melhoria da situação no mercado de trabalho. O investimento em equipamento registou um crescimento elevado (8.4 por cento), reflexo do baixo nível de taxas de juro e do aumento dos lucros das empresas. Em França, a procura interna manteve a tendência de fortalecimento evidenciada ao longo de 1997, extensiva à generalidade das suas componentes. O PIB aumentou 3.5 por

cento (3.1 por cento no trimestre anterior), sendo de salientar o comportamento da formação bruta de capital fixo e do consumo privado, num contexto de melhoria das perspectivas de crescimento da procura interna e de reforço da confiança dos agentes económicos. A actividade económica em Espanha continuou a crescer a um ritmo muito elevado nos primeiros meses deste ano (3.7 por cento), em virtude do acentuado dinamismo da procura interna. Em Itália, o PIB registou uma taxa de crescimento ligeiramente inferior à do trimestre anterior (2.5 por cento), em resultado do contributo mais negativo da procura externa.

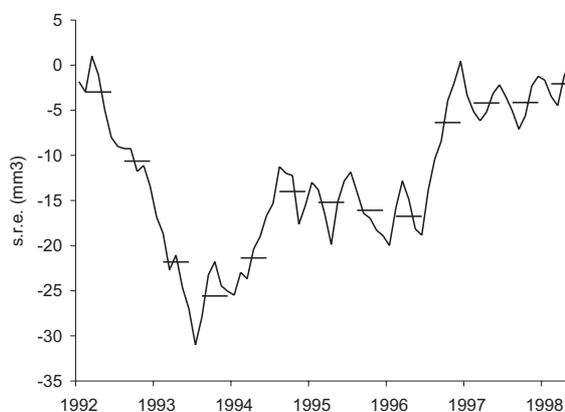
Nos primeiros meses deste ano, a inflação continuou a apresentar um comportamento favorável no conjunto da UE-11, se bem que em alguns países se tenha registado alguma aceleração dos preços no consumidor, caso dos Países Baixos e da Irlanda. Em Maio, a inflação na UE-11, medida pelo índice de preços no consumidor harmonizado, situou-se em 1.4 por cento, tal como no mês anterior.

3. PROCURA

De acordo com a informação disponível, a economia portuguesa terá apresentado um crescimento superior a quatro por cento no primeiro semestre de 1998. Em linhas gerais e com base na informação existente, a evolução económica neste período apresenta-se em consonância com as previsões divulgadas no *Boletim Económico* de Março para o conjunto do ano. O aumento da procura interna continuou a reflectir o clima generalizado de optimismo entre os agentes económicos e a redução das taxas de juro (ver caixa *Taxa de Juro e Inflação*) (gráfico 2). Por seu lado, os fluxos comerciais externos também indiciam que a economia portuguesa se encontra numa fase mais avançada no presente ciclo económico face aos nossos principais parceiros.

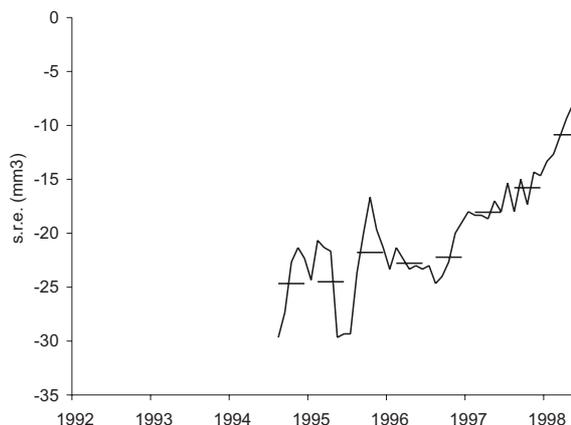
Os indicadores de conjuntura disponíveis sugerem que o ritmo de crescimento do consumo privado se terá situado, no primeiro semestre do ano, acima do verificado em 1997, o que está em linha com a previsão do *Boletim Económico* de Março de um crescimento entre 3.0 a 3.75 por cento. O indicador coincidente do consumo privado, que constitui uma síntese da informação de natureza qualitativa sobre este agregado, apresentou, no primei-

Gráfico 5
VOLUME DE VENDAS NO COMÉRCIO A RETALHO
C.V.S.



Fonte: INE, "Inquérito Mensal de Conjuntura ao Comércio".

PROCURA INTERNA DIRIGIDA À INDÚSTRIA DE BENS DE CONSUMO



Fonte: INE, "Inquérito Mensal de Conjuntura à Indústria Transformadora".

ro trimestre de 1998, uma taxa de crescimento superior à registada ao longo do ano passado. O Inquérito Mensal de Conjuntura ao Comércio apresentou, no período de Janeiro a Maio, um aumento dos saldos de respostas extremas referentes ao volume de vendas e à apreciação da actividade passada no comércio a retalho (gráfico 5). Também a opinião dos empresários produtores de bens de consumo relativamente ao nível da procura interna registou uma nova melhoria, no mesmo período.

TAXA DE JURO E INFLAÇÃO

Desde finais de 1995 tem-se assistido a um crescimento muito forte do crédito⁽¹⁾ a empresas não financeiras e a particulares (ver quadro 1). Esta evolução do crédito aos particulares e às empresas não financeiras foi acompanhado por um menor crescimento da dívida das Administrações Públicas.

Quadro 1

CRÉDITO CONCEDIDO A EMPRESAS NÃO FINANCEIRAS E PARTICULARES
Taxas de variação homóloga

	Empresas			Particulares		
	Crédito bancário	Papel comercial	Total	Crédito à habitação	Outros fins	Total
1995						
Dezembro.....	4.0	17.3	4.8	25.8	38.1	28.6
1996						
Março.....	3.2	10.8	3.6	24.5	32.7	26.4
Junho.....	4.1	19.3	5.0	24.2	27.2	24.9
Setembro.....	7.0	21.5	7.9	24.3	24.2	24.3
Dezembro.....	6.6	17.0	7.3	26.4	22.8	25.5
1997						
Março.....	12.1	19.2	12.6	26.2	24.8	25.9
Junho.....	15.8	24.3	16.4	26.2	25.6	26.0
Setembro.....	19.9	15.3	19.5	26.8	22.4	25.7
Dezembro.....	21.8	-2.9	20.1	26.3	29.6	27.1
1998						
Março.....	20.8	5.5	19.8	27.4	24.1	26.6

O aumento do endividamento das empresas não financeiras e das famílias coincide com um conjunto de fenómenos como o aumento da concorrência entre os bancos, a liberalização e desregulamentação de determinados tipos de crédito, a redução da tributação do crédito ao consumo e a redução das taxas de juro.

Quadro 2

TAXAS DE JURO

	Taxas de juro LISBOR Valores de final do mês			Taxas das obrigações de Dívida Pública a 10 anos	Empréstimos e outros créditos particulares		Taxa de inflação média
	T/N	1 Mês	1 ano		2 a 5 anos	Mais de 5 anos	
1995							
Dezembro.....	8.0	8.9	8.9	9.4	16.8	12.1	4.0
1996							
Março.....	7.0	7.8	7.8	9.5	16.3	11.8	3.6
Junho.....	7.0	7.4	7.3	8.9	15.5	11.4	3.3
Setembro.....	7.3	7.2	7.0	8.3	15.3	11.1	3.3
Dezembro.....	6.7	6.7	6.0	7.0	14.6	11.0	3.1
1997							
Março.....	6.3	6.3	6.2	6.9	14.7	10.4	3.2
Junho.....	6.0	6.0	5.5	6.4	11.9	9.7	2.9
Setembro.....	5.5	5.4	5.0	6.1	13.5	9.2	2.4
Dezembro.....	5.3	5.2	4.8	5.7	13.5	8.0	2.2
1998							
Março.....	4.7	4.6	4.1	5.3	11.6	7.4	2.1

(1) Não inclui emissão de obrigações.

No mesmo período assistiu-se, também, a uma descida das taxas de juro nominais em todos os prazos (ver quadro 2). As taxas Lisboa a um mês e a taxa de rendibilidade das obrigações de dívida pública desceram, entre Dezembro de 1995 e Dezembro de 1997, 3.7 pontos percentuais, enquanto a taxa dos empréstimos a particulares a mais de cinco anos desceu 4.1 pontos percentuais. Esta descida generalizada das taxas de juro nominais é, em parte, justificada pelo decréscimo da taxa de inflação verificado neste período, mas reflecte também uma diminuição das taxas de juro reais associada à queda do prémio de risco.

A redução das taxas de juro quer nominais quer reais, afecta as decisões dos agentes económicos, sejam eles consumidores, investidores ou autoridades públicas.

A evolução recente da inflação, na medida em que determinou a descida das taxas de juro nominais tem, assim, efeitos reais sobre o consumo, despesa pública e investimento. O mais importante desses efeitos passa pela atenuação das restrições de liquidez.

Tome-se como primeiro exemplo o endividamento das famílias. A entidade que concede crédito, em geral, limita o serviço da dívida a uma dada fracção do rendimento familiar. Assim, quando a taxa de juro nominal diminui, a capacidade de endividamento aumenta, afectando positivamente a despesa em consumo e em investimento em habitação.

No caso das administrações públicas, a descida da taxa de inflação, ao determinar a diminuição das despesas com juros permite acomodar um aumento da despesa primária, tanto corrente como de capital, sem alterar o défice.

No que respeita ao comportamento das empresas, a inflação desincentiva, em termos relativos, os investimentos com maiores maturidades. As restrições de liquidez surgem quando os fluxos de despesa com os juros não coincidem com os de recebimento dos proveitos gerados pelo investimento. Esta situação é particularmente relevante quando a vida útil dos investimentos a financiar é elevada, pois torna-se mais difícil fazer corresponder a maturidade do financiamento à do investimento.

Para além dos efeitos de liquidez, a redução da inflação poderá, ainda, ter efeitos reais por via das interacções com o sistema fiscal e na redução da incerteza relativamente à informação transmitida pelo mecanismo de preços.

A informação de natureza qualitativa aponta de uma forma clara para um crescimento particularmente forte do consumo de bens duradouros o que, aliás, constitui mais um elemento caracterizador da fase relativamente amadurecida do presente ciclo económico. A manutenção de um forte crescimento do rendimento disponível das famílias e a descida das taxas de juro, por melhorar as condições de financiamento e por contribuir para uma menor incidência das restrições de liquidez, constituíram os principais factores explicativos deste comportamento. Refira-se, em particular, a aceleração dos gastos em artigos de mobiliário, inferida a partir da melhoria da opinião dos retalhistas destes bens, que estará associada ao acentuado crescimento do investimento das famílias em habitação. A aquisição de automóveis de passageiros evoluiu igualmente a bom ritmo, avaliando pelo aumento do número de livretes emitidos pela Direcção-Geral de Viação (8.7 por cento no primeiro semestre de 1998, face a 7.3 por cento no con-

junto do ano de 1997. Refira-se que se verificou uma forte recuperação da despesa em automóveis de passageiros novos (crescimento de 13.3 por cento até Junho de 1998, face a uma quebra de 2.2 por cento no conjunto de 1997).

Refira-se que, no primeiro trimestre do ano, a produção industrial de bens de consumo cresceu 2.0 por cento (0.8 por cento em 1997). Por outro lado, as importações de bens de consumo, no mesmo período, apresentaram um crescimento em valor de 19.9 por cento, o que constitui mais uma indicação do forte crescimento daquele agregado macroeconómico (quadro 1).

O crescimento do consumo privado é explicado pela evolução do rendimento disponível das famílias, pela descida das taxas de juro e pela evolução da confiança. Ganhos de emprego, em particular no que se refere ao emprego por conta de outrem, e aumento nos salários reais suportaram o crescimento do rendimento disponível das famílias. Por outro lado, manteve-se a trajectória de descida das

Quadro 1

INDICADORES DA PROCURA

		1996	1997	1998 ^(a)	Último mês	1997					
						1ºT	2ºT	3ºT	4ºT	1ºT	2ºT
Consumo privado											
Índice de produção industrial de bens de consumo ^(b)	tvh	1.7	0.8	2.0	Mar	1.1	1.8	1.1	-1.0	2.0	
Matrículas de automóveis ligeiros de passageiros	tvh	17.4	7.3	8.7	Jun	6.4	8.7	7.4	6.4	6.3	11.0
Investimento											
Vendas de cimento.	tvh	6.6	11.9	5.1	Mai	22.6	16.8	9.4	0.9	10.0	
Obras adjudicadas	tvh	31.3	26.1	-23.5	Mai	73.4	61.6	-10.7	1.2	-16.7	
IPI de bens de equipamento, excluindo material de transporte ^(b)	tvh	7.5	5.0	10.9	Fev	6.9	5.1	6.7	2.0		
Importações de bens de equipamento, excluindo material de transporte ^(c)	tva	12.2	14.5	13.8	Mar						
Exportações de bens de equipamento, excluindo material de transporte ^(c)	tva	2.6	16.1	17.9	Mar						
Vendas de veículos comerciais ligeiros	tvh	27.1	20.9	8.6	Jun	28.3	25.6	19.6	12.8	14.7	2.4
Vendas de veículos comerciais pesados.	tvh	4.4	32.0	18.2	Jun	14.7	41.0	44.5	28.8	26.6	11.8
Comércio Externo ^(c)											
Exportações totais	tva	8.4	10.3	11.9	Mar						
Exportações de bens de consumo	tva	6.2	8.9	9.9	Mar						
Exportações de bens de equipamento.	tva	33.7	10.5	16.6	Mar						
Exportações de bens intermédios	tva	-2.1	12.4	15.3	Mar						
Exportações de combustíveis.	tva	-23.5	8.9	-39.7	Mar						
Importações totais	tva	7.9	11.6	13.3	Mar						
Importações de bens de consumo	tva	8.7	10.8	19.9	Mar						
Importações de bens de equipamento	tva	14.9	10.3	13.2	Mar						
Importações de bens intermédios	tva	3.0	12.7	17.1	Mar						
Importações de combustíveis.	tva	1.2	15.5	-15.8	Mar						

Fonte: INE, Direcção-Geral de Viação, ACAP, Cimpor, Secil e ANEOP.

tvh= taxa de variação homóloga.

tva= taxa de variação acumulada.

(a) valores acumulados até ao último mês disponível.

(b) As taxas de variação do índice de produção industrial são calculadas com base em versões comparáveis dos índices.

(c) As taxas de variação das exportações e importações resultam da comparação de valores preliminares do ano corrente com valores igualmente preliminares para o período homólogo. A excepção é 1996, onde se usaram as versões definitivas.

taxas de juro, com impacto expansivo sobre as decisões de consumo e investimento dos famílias (ver caixa). Finalmente, expectativas de ganhos de salários reais e de facilidade de criação de emprego, reflectiram-se em ganhos na confiança dos consumidores.

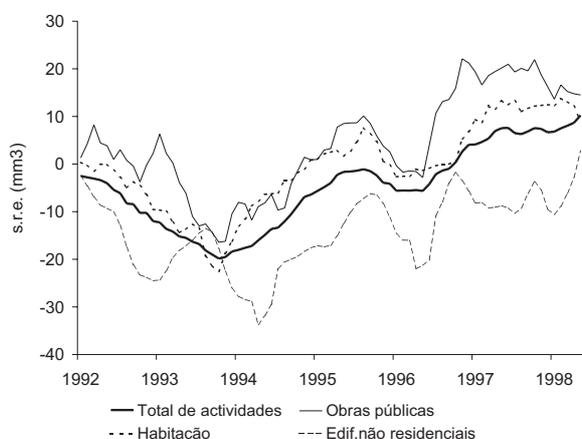
O investimento registou igualmente um crescimento significativo no primeiro semestre de 1998. Apesar disso, este agregado terá apresentado um crescimento inferior ao verificado no ano anterior. A desaceleração da formação bruta de capital fixo

em construção e em material de transporte era já esperada, na sequência dos aumentos particularmente elevados em 1997 (*vide Boletim Económico* de Março de 1998).

No primeiro semestre de 1998, o investimento em construção registou um crescimento mais moderado do que no conjunto do ano anterior, de acordo com os indicadores de carácter relativamente contemporâneo com a despesa. As vendas de cimento aumentaram 5.1 por cento no período de Janeiro a Maio (11.9 por cento no ano de 1997).

Gráfico 6
**APRECIAÇÃO DA ACTIVIDADE NO SECTOR
 DA CONSTRUÇÃO E OBRAS PÚBLICAS**

c.v.s



Fonte: INE, "Inquérito Mensal de Conjuntura à Construção e Obras Públicas".

O Inquérito de Conjuntura à Construção e Obras Públicas revela uma ligeira melhoria da apreciação da actividade pelos empresários do sector no mesmo período, em particular no subsector de edifícios. No subsector de obras públicas, registou-se uma apreciação menos favorável da evolução da actividade (gráfico 6). Refira-se que a carteira de encomendas do conjunto do sector se mantém a níveis muito elevados, tendo a redução no subsector das obras públicas sido compensada por um aumento da carteira do subsector de construção de habitação.

A redução das taxas de juro e o aumento do rendimento disponível das famílias, em termos reais, continuaram a ser os factores determinantes do vigor do investimento no segmento de construção de habitação. Por outro lado, a desaceleração no sector de obras públicas reflecte a quebra no valor das obras adjudicadas no segundo semestre de 1997 e na primeira metade de 1998, face aos níveis extremamente elevados observados no período homólogo relacionados com projectos de grande dimensão. No entanto, é de salientar que continua a verificar-se um nível de actividade bastante intenso neste subsector.

O investimento em material de transporte desacelerou na primeira metade de 1998, como previsto, face ao elevado nível atingido no ano anterior. Esta desaceleração reflecte o comportamento das

vendas quer de veículos comerciais ligeiros, quer de veículos comerciais pesados (quadro 1), que registaram contudo crescimentos bastante significativos.

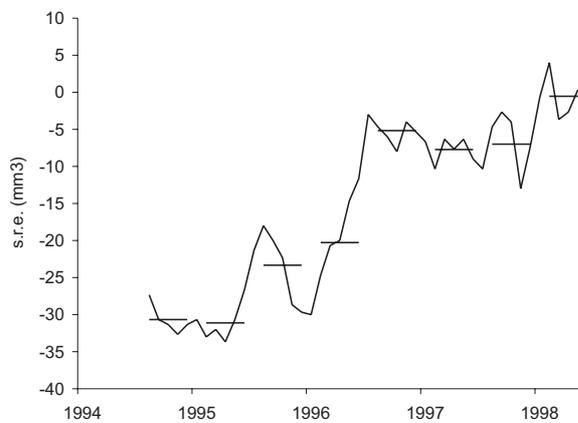
O investimento em equipamento, excluindo material de transporte, apresentou um acentuado crescimento no primeiro semestre de 1998, na linha do que já se vem verificando desde 1995. De acordo com o Inquérito de Conjuntura à Indústria Transformadora, o comportamento deste agregado continuou a ser determinado pelas expectativas muito positivas de evolução da procura, quer interna quer externa que se traduziram num novo aumento da taxa de utilização da capacidade produtiva na indústria⁽¹⁾. Neste contexto, a melhoria da situação financeira das empresas e a redução das suas restrições de liquidez — resultante da evolução das taxas de juro relevantes para o seu financiamento — continuou a configurar um quadro propício para o lançamento de novos projectos de investimento (ver caixa).

A informação de natureza qualitativa aponta também nesse sentido. A procura interna dirigida às indústrias produtoras deste tipo de bens evoluiu positivamente neste período, face ao ano anterior, a avaliar pela opinião dos industriais deste subsector (gráfico 7). Esta avaliação é compartilhada pelos empresários do comércio por grosso de bens de investimento, em particular, do subsector de máquinas e material para agricultura, indústria e comércio. Nos primeiros dois meses de 1998, a produção das indústrias de bens de equipamento, excluindo material de transporte, registou uma aceleração e as compras ao exterior deste tipo de bens mantiveram um forte crescimento, em termos nominais (quadro 1).

As exportações de mercadorias apresentaram um crescimento muito significativo no primeiro trimestre do ano, que se situou em 11.9 por cento em termos nominais, acima do registado para o conjunto do ano anterior. Esta evolução está em consonância com a apreciação da procura externa

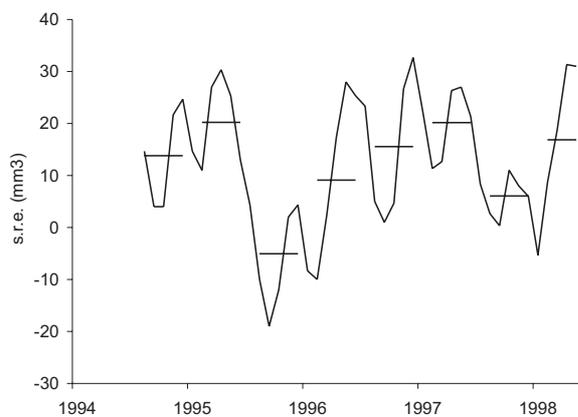
(1) Refira-se que se voltou a reduzir a percentagem de empresas com excesso de capacidade, de 21 por cento em Abril de 1997 para 14 por cento em Abril de 1998. Por outro lado, a percentagem de empresas que referem a insuficiência de equipamento como um obstáculo importante à produção continuou a aumentar.

Gráfico 7
PROCURA INTERNA DIRIGIDA À INDÚSTRIA DE BENS DE EQUIPAMENTO
 Excluindo fabricação de automóveis



Fonte: INE, "Inquérito Mensal de Conjuntura à Indústria Transformadora".

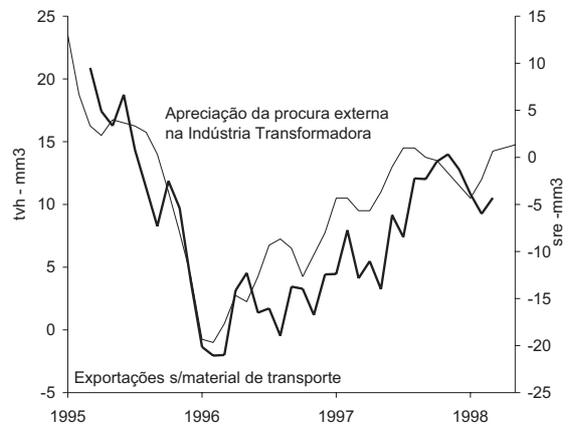
VOLUME DE VENDAS NO COMÉRCIO POR GROSSO DE MÁQUINAS E MATERIAL PARA INDÚSTRIA, COMÉRCIO E AGRICULTURA



Fonte: INE, "Inquérito Mensal de Conjuntura ao Comércio".

pelos empresários da indústria transformadora que, após um ligeiro retrocesso no último trimestre de 1997, tem mantido uma tendência de melhoria (gráfico 8). Refira-se ainda que, no primeiro trimestre de 1998, se voltou a verificar uma aceleração da procura na Alemanha, França e Espanha, e, conseqüentemente, nas suas importações. Recorde-se que estes países no seu conjunto absorvem cerca de 50 por cento do total das exportações portuguesas (gráfico 4).

Gráfico 8
APRECIÇÃO DA PROCURA EXTERNA E EXPORTAÇÕES



Fonte: INE, "Comércio Internacional" e "Inquérito Mensal de Conjuntura à Indústria Transformadora".

O forte dinamismo da procura global conduziu a um crescimento extremamente acentuado das importações de mercadorias que, no primeiro trimestre, se situou em 13.3 por cento. Conforme já referido verificou-se um crescimento muito acentuado das importações de bens de consumo, de bens de equipamento, em consonância com a evolução das componentes da procura, e de bens intermédios, em sintonia com o maior crescimento da actividade na indústria.

4. OFERTA

Os indicadores disponíveis apontam para um nível de actividade elevado na indústria, construção e serviços na primeira metade de 1998. No primeiro trimestre, a actividade no conjunto destes sectores registou mesmo um crescimento superior ao verificado ao longo de 1997, de acordo com a evolução do indicador coincidente do Banco de Portugal (gráfico 2).

A produção na indústria registou um aumento expressivo no primeiro semestre do ano, verificando-se um crescimento mais forte do que no ano anterior, de acordo com os indicadores quantitativos disponíveis até Março e os indicadores qualitativos disponíveis até Maio. O Índice de Produção Industrial (IPI) da indústria transformadora cresceu 5.9 por cento no primeiro trimestre de

Quadro 2

INDICADORES DA OFERTA

		1996	1997	1998 ^(a)	Último mês	1997				1998
						1º T	2º T	2ºT	4ºT	1ºT
Indústria										
Índices de produção industrial^(b)										
Indústria transformadora	tvh	1.6	4.4	5.9	Mar	3.8	5.1	5.2	3.6	5.9
Indústria de bens de consumo	tvh	1.7	0.8	2.0	Mar	1.1	1.8	1.1	-1.0	2.0
Indústria de bens de investimento	tvh	10.1	5.1	11.8	Mar	5.9	4.1	3.4	6.6	11.8
Indústria de bens intermédios	tvh	0.0	6.7	7.3	Mar	5.2	7.4	8.5	6.0	7.3
Índices de volume de negócios										
Indústria transformadora	tvh	6.1	5.9	12.0	Mar	1.2	6.7	7.2	8.2	12.0
Indústria de bens de consumo	tvh	6.0	2.8	11.7	Mar	-1.5	3.6	3.9	5.2	11.7
Indústria de bens de investimento	tvh	27.3	8.1	19.7	Mar	-2.3	4.6	9.1	20.3	19.7
Indústria de bens intermédios	tvh	1.4	6.6	9.6	Mar	3.2	10.2	6.6	6.5	9.6
Taxa de utilização da capacidade produtiva . . .										
Indústria transformadora	%	79	81	83	1ºT	80	80	82	81	83
Indústria de bens de consumo	%	78	79	80	1ºT	77	79	81	78	80
Indústria de bens de investimento, excl.fabricação de automóveis	%	83	84	85	1ºT	84	81	86	85	85
Indústria de bens intermédios	%	81	81	84	1ºT	80	81	83	82	84
Construção										
Taxa de utilização da capacidade produtiva ^(c) . .	%	71	79	82	1ºT	77	82	81	77	82

Fonte: INE.

tvh= taxa de variação homóloga.

tva= taxa de variação acumulada.

(a) valores acumulados até ao último mês disponível.

(b) As taxas de variação do índice de produção industrial são calculadas com base em versões comparáveis dos índices.

(c) Nova série a partir de 1997.

1998 (4.4 por cento no conjunto do ano 1997). De acordo com o IPI, a aceleração da produção verificou-se na generalidade das indústrias. O aumento dos níveis de actividade foi particularmente forte nas indústrias de bens intermédios e nas indústrias de bens de investimento. A produção industrial de bens de consumo registou um crescimento menos expressivo, embora em clara aceleração em relação ao observado no final do ano anterior. Na mesma linha, o Índice de Volume de Negócios na Indústria apresenta também um aumento muito significativo nos três primeiros meses do ano (quadro 2).

A informação qualitativa mais avançada indica que o nível de actividade na indústria transformadora se manteve elevado no segundo trimestre de 1998 (gráfico 9). De acordo com o Inquérito de Conjuntura à Indústria Transformadora, esta evolução resulta do comportamento tanto da procura interna como da procura externa. Uma ilustração da apreciação extremamente favorável que os em-

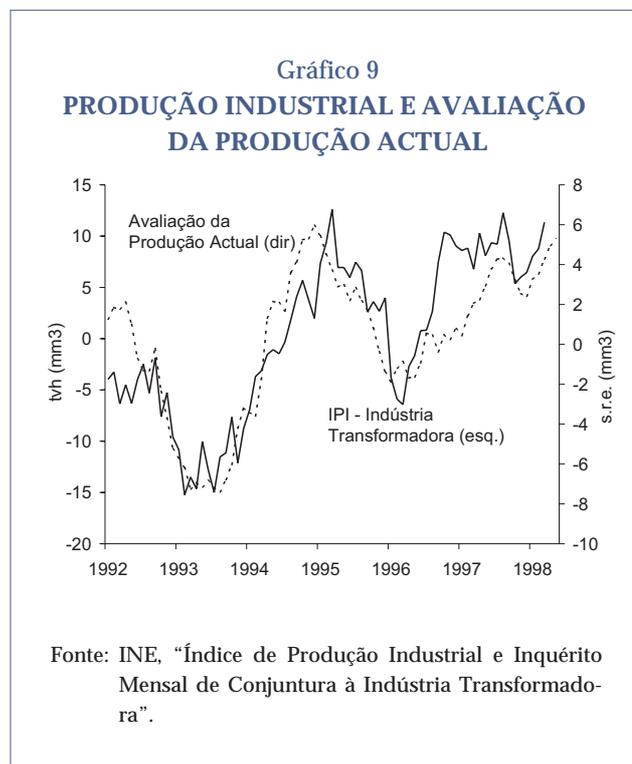
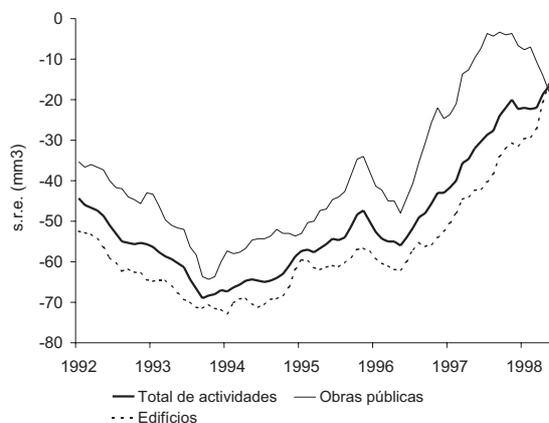


Gráfico 10
**CARTEIRA DE ENCOMENDAS DO SECTOR
 DA CONSTRUÇÃO E OBRAS PÚBLICAS**
 C.V.S.



Fonte: INE, "Inquérito Mensal de Conjuntura à Construção e Obras Públicas".

presários industriais fazem da situação no sector encontra-se reflectida no aumento da percentagem de unidades industriais que não encontram nenhum obstáculo limitativo à sua produção actual⁽²⁾ assim como na redução da percentagem das empresas que refere a insuficiência da procura como factor limitativo⁽³⁾.

O nível elevado de actividade reflectiu-se no grau de utilização dos factores produtivos. No primeiro trimestre de 1998, a taxa de utilização da capacidade produtiva para o conjunto da indústria transformadora aumentou 3 pontos percentuais (p.p.) em relação ao trimestre homólogo e cerca de 6 p.p. em relação ao primeiro trimestre de 1996.

(2) Esta percentagem aumentou para 58 por cento em Abril de 1998, face a 51 e 47 por cento no período homólogo de 1997 e 1996, respectivamente.

(3) Das empresas que referam obstáculos à sua actividade, a percentagem das que considera a insuficiência de procura como um desses obstáculos reduziu-se para 50 por cento em Abril de 1998 (72 por cento em Abril de 1996).

(4) Refira-se ainda que a percentagem de empresas que considera que tem dificuldade em contratar pessoal qualificado, dentro das empresas que assinalam obstáculos à actividade, subiu de 7 por cento em Abril de 1996 para 16 por cento no mesmo período de 1998.

Relativamente à insuficiência de equipamento, cerca de 25 por cento das empresas consideravam-na como um obstáculo à actividade em Abril de 1998, face a 7 por cento no período homólogo de 1996.

Este aumento da utilização da capacidade produtiva foi extensiva à generalidade das actividades industriais (quadro 2)⁽⁴⁾.

A actividade na construção desacelerou na primeira metade do ano, em resultado do comportamento do subsector de obras públicas, tendo-se mantido o crescimento significativo na construção de edifícios. No entanto, a actividade no conjunto do sector mantém-se a níveis elevados — tal como sugere a avaliação da carteira de encomendas (gráfico 10) — o que se reflecte numa utilização de factores produtivos muito intensa. A utilização da capacidade produtiva era de 82 por cento no primeiro trimestre de 1998 (77 por cento no período homólogo). O Inquérito de Conjuntura à Construção e Obras Públicas revela, ainda, que uma percentagem assinalável de empresas continua a considerar a dificuldade de contratar pessoal especializado como um obstáculo importante à actividade⁽⁵⁾.

A informação relativa ao sector de serviços é mais escassa. A actividade no comércio continuou a evoluir positivamente ao longo do primeiro semestre de 1998, de acordo com a informação de natureza qualitativa disponível. A apreciação da actividade por parte dos empresários do sector, nesse período, situou-se acima dos níveis verificados em qualquer dos semestres de 1997, tanto para o comércio a retalho como para o comércio por grosso (gráfico 11). Por seu lado, a evolução dos saldos de respostas extremas referentes à previsão da actividade e às perspectivas de encomendas a fornecedores permite prever a manutenção de um crescimento forte da actividade até ao final do ano.

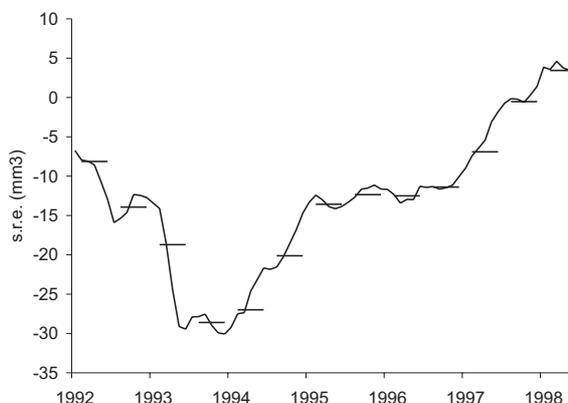
Uma análise da existência de factores limitativos à actividade no sector de comércio mostra que, para além de se ter registado uma diminuição da percentagem de empresas que refere a existência deste tipo de factores⁽⁶⁾, verificou-se uma redução muito considerável na percentagem de empresas que considera a insuficiência da procura como fac-

(5) Em Maio de 1998, cerca de 68 por cento das empresas inquiridas do sector da construção e obras públicas assinalam obstáculos à actividade. Destas, 41 por cento considera ter dificuldade em contratar pessoal especializado.

(6) Comparando as respostas aos inquéritos de Abril de 1996 e Abril de 1998, verifica-se uma redução na percentagem de empresas que identifica a existência de factores limitativos à actividade tanto no comércio por grosso (de 42 para 38 por cento) como no comércio a retalho (de 56 para 48 por cento).

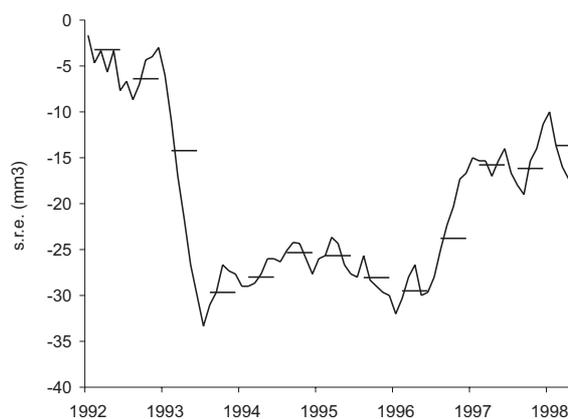
Gráfico 11
**APRECIAÇÃO DA ACTIVIDADE NO
 COMÉRCIO POR GROSSO**

C.V.S.



**APRECIAÇÃO DA ACTIVIDADE NO
 COMÉRCIO A RETALHO**

C.V.S.



Fonte: INE, "Inquérito Mensal de Conjuntura ao Comércio".

tor limitativo⁽⁷⁾. Pelo contrário, a percentagem das empresas que apresenta como factor limitativo a dificuldade em encontrar pessoal com formação apropriada aumentou, principalmente no que se refere ao comércio por grosso⁽⁸⁾. Estes dados sugere

(7) De entre as empresas que referem a existência de factores limitativos, verifica-se uma redução da referência à insuficiência da procura entre Abril de 1996 e Abril de 1998, tanto no comércio por grosso (de 80 para 50 por cento) como no comércio a retalho (de 74 para 62 por cento).

rem igualmente que a actividade no sector se situa a um nível elevado.

Para além da evolução positiva da actividade no comércio, ter-se-á verificado igualmente um crescimento considerável de outros serviços no primeiro semestre de 1998. A realização da Exposição Internacional de Lisboa terá contribuído, já neste semestre, para um crescimento significativo da actividade no sector de restaurantes e hotéis bem como dos transportes. Da mesma forma, os indicadores disponíveis apontam para a manutenção de um nível elevado de actividade nos subsectores de comunicações, da banca e dos seguros.

5. MERCADO DE TRABALHO

Em Portugal, a evolução do emprego, do desemprego e da taxa de actividade traduz uma forte sensibilidade às variações cíclicas da actividade económica. Em particular, existe uma ampla evidência econométrica de que a taxa de desemprego reage de uma forma relativamente previsível e desfasada ao comportamento do produto, traduzida numa relação de Okun que tem sido caracterizada por uma considerável estabilidade temporal.

A expansão da economia portuguesa acima da taxa de crescimento potencial do produto, o que se verifica desde 1996, traduziu-se naturalmente no comportamento do emprego, do desemprego e da taxa de actividade. Assim, verificam-se aumentos no emprego total, desde o primeiro trimestre de 1996, e no emprego por conta de outrem, desde o primeiro trimestre de 1997. A taxa de actividade aumentou tanto em 1996 como em 1997. O número de desempregados encontra-se em redução desde o quarto trimestre de 1996 e verifica-se, desde o segundo semestre de 1996, uma tendência de redução da taxa de desemprego.

De acordo com o Inquérito ao Emprego do Instituto Nacional de Estatística (INE), a taxa de desemprego situou-se em 5.9 por cento, no primeiro trimestre de 1998⁽⁹⁾. Confirmou-se, desta forma, a tendência de redução da taxa de desemprego. Des-

(8) De entre as empresas que referem a existência de factores limitativos, a referência à dificuldade em encontrar pessoal com a formação apropriada aumentou entre Abril de 1996 e Abril de 1998, em particular no comércio por grosso (de 3 para 13 por cento) e, embora em menor grau, no comércio a retalho (de 7 para 10 por cento).

ta forma, o comportamento da economia portuguesa tem sido compatível com uma aproximação à taxa natural de desemprego.

A situação actual no mercado de trabalho não é contudo caracterizada, para a generalidade dos sectores, por uma dificuldade significativa na contratação de trabalhadores. A principal excepção tem sido o sector da construção, onde a escassez de pessoal qualificado constitui o principal factor limitativo da actividade. Refira-se novamente, no entanto, que em linha com o processo gradual de redução da taxa de desemprego e de aproximação à respectiva taxa natural, se tem verificado uma subida na percentagem de empresas que na indústria transformadora, no comércio por grosso e, em menor grau, no comércio a retalho refere a dificuldade em encontrar pessoal com a formação apropriada como um factor limitativo da sua actividade. A intensificação deste tipo de situações poderá conduzir a pressões para um crescimento salarial excessivo, o que comprometeria a sustentabilidade da queda do desemprego.

A variação dos salários implícita na contratação colectiva para o sector privado foi, no período de Janeiro a Maio, de 3.1 por cento (3.5 por cento para o ano de 1997). Em termos sectoriais, regista-se que para os serviços se verifica uma taxa de crescimento superior à da indústria, num montante que se situa em cerca de 0.1- 0.2 pontos percentuais.

Na linha do que se verificou nos últimos dois anos, o crescimento das remunerações por trabalhador, incluindo contribuições para a segurança social, tem-se situado acima da variação implícita na contratação colectiva (diferencial de cerca de 1.1 p.p. em 1997, para o sector privado). Em particular, é de esperar que nesta fase do ciclo económico os elementos de remuneração variável e os benefícios extra salariais constituam uma maior percentagem da remuneração total, o que poderá

conduzir a um diferencial superior ao verificado nos dois últimos anos.

6. BALANÇA DE TRANSACÇÕES CORRENTES

No primeiro trimestre de 1998, o défice da balança de transacções correntes aumentou 44.9 milhões de contos (m.c.) face ao mesmo período do ano anterior, situando-se em 179.2 m.c., de acordo com a informação provisória disponível em base transacções. Este aumento é explicado basicamente pelo alargamento do défice de mercadorias, em linha com a situação cíclica da economia (quadro 3). No comércio de serviços, registou-se um défice — que contrasta com um excedente do primeiro trimestre do ano anterior — enquanto a balança de rendimentos e as transferências unilaterais contribuíram no sentido de reduzir o défice corrente neste período.

O défice no comércio de mercadorias aumentou 67 m.c. nos primeiros três meses do ano, em resultado do forte crescimento nominal das importações, mais elevado que o registado pelas exportações no período. Ao nível dos serviços, verificou-se uma redução do excedente de viagens e turismo, em resultado de um forte crescimento das despesas de residentes no exterior. Por outro lado, registou-se um maior défice da balança de transportes, reflectindo um aumento dos pagamentos, associado à aceleração das importações de mercadorias.

No mesmo período, o défice da balança de rendimentos reduziu-se de 24.1 para 6.3 m.c. O saldo de rendimentos de capitais foi positivo, contrastando com o défice verificado no período homólogo, para o que contribuiu, em particular, o aumento dos rendimentos recebidos associados ao investimento de carteira. No primeiro trimestre de 1998, as transferências unilaterais aumentaram 13.1 m.c., em termos homólogos, atingindo 281.4 m.c., em resultado da evolução quer das transferências privadas quer das transferências públicas.

6. FINANÇAS PÚBLICAS

De acordo com a informação até ao final do primeiro semestre, o défice do Sector Público Administrativo (SPA), em rácio do PIB, deverá continuar a diminuir em 1998. Esta perspectiva já tinha

(9) O INE iniciou, no primeiro trimestre de 1998, a publicação de uma nova série do Inquérito ao Emprego, reflectindo algumas alterações metodológicas em relação à série anteriormente publicada. A nova série tem início no terceiro trimestre de 1997. O período de sobreposição das duas séries cobre o segundo semestre de 1997, verificando-se nesse período que, de acordo com a nova metodologia, a taxa de desemprego se situou cerca de 0.05 p.p. abaixo do que se obtinha com a anterior metodologia.

Quadro 3

BALANÇA DE TRANSACÇÕES CORRENTES

Base transacções

Milhões de contos

	1997			1998		
	1º Trimestre			1º Trimestre		
	Débito	Crédito	Saldo	Débito	Crédito	Saldo
Balança de transacções correntes	1935.9	1801.6	-134.3	2181.8	2002.6	-179.2
Bens e serviços	1664.5	1286.0	-378.5	1890.4	1436.1	-454.3
Mercadorias f.o.b.	1412.0	1032.1	-379.9	1603	1156.1	-446.9
Serviços	252.5	253.9	1.4	287.5	280.0	-7.4
Transportes	68.4	50.6	-17.8	76.5	52.1	-24.4
Viagens e turismo	76.2	135.2	58.9	99.3	147.5	48.2
Seguros	16.1	4.1	-11.9	17.1	10.2	-6.9
Outros serviços	80.6	61.2	-19.4	80.3	66.1	-14.2
Operações Governamentais	11.3	2.9	-8.4	14.3	4.1	-10.2
Rendimentos	188.1	164.0	-24.1	185.9	179.6	-6.3
Do trabalho	3.8	5.9	2.1	5.3	5.2	-0.1
De capital	170.4	157.2	-13.2	165.9	173.2	7.3
Outros rendimentos	13.9	0.9	-13.0	14.7	1.2	-13.5
Transferências unilaterais	83.2	351.6	268.4	105.5	386.9	281.4
Públicas	71.7	212.2	140.6	92.8	238.8	146.0
Privadas	11.5	139.4	127.8	12.7	148.1	135.4

sido avançada pela Comissão Europeia, nas previsões económicas da Primavera, divulgadas em Abril. A estimativa da Comissão, para o défice do SPA, em Portugal, no corrente ano, situa-se em 2.2 por cento do PIB, valor inferior ao que decorria do OE-98 em 0.3 pontos percentuais.

A revisão da estimativa do défice do SPA, em 1998, resulta, no essencial, de um crescimento económico mais forte que o admitido no cenário macroeconómico do OE-98, afectando significativamente as receitas fiscais, tanto dos impostos directos como dos impostos indirectos.

Quadro 4

RECEITAS FISCAIS DO ESTADO

	1997			1998			Taxas de crescimento	
	Jan-Mai (1)	Exec-97 (2)	(1)/(2)*100 (3)	Jan-Mai (4)	OE-98 (5)	(4)/(5)*100 (6)	Jan-Mai	OE98 Exec-97
Receitas fiscais	1630.4	4000.3	40.8	1821.4	4269.8	42.7	11.7	6.7
Impostos directos	667.5	1683.5	39.6	765.3	1833.7	41.7	14.7	8.9
dos quais:								
IRS	406.4	1048.7	38.8	464.5	1139.9	40.7	14.3	8.7
IRC	252.5	621.8	40.6	294.8	678.2	43.5	16.8	9.1
Impostos indirectos	962.9	2316.8	41.6	1056.1	2436.1	43.4	9.7	5.1
dos quais:								
IVA	541.1	1285.0	42.1	605.5	1353.9	44.7	11.9	5.4
ISP	178.2	446.7	39.9	194.8	459.8	42.4	9.3	2.9
IA	71.0	167.4	42.4	81.3	177.9	45.7	14.5	6.3

O quadro 4 apresenta as taxas de execução das receitas fiscais do Estado, no período Janeiro-Maio de 1997 e 1998 e a comparação das taxas de crescimento observadas com as que decorrem do OE-98. A taxa de crescimento do conjunto dos impostos cobrados pelo Estado, nos primeiros cinco meses do ano, excede a taxa de crescimento implícita nas previsões orçamentais, para o conjunto do ano, em 5 pontos percentuais. Este resultado, mesmo descontando o efeito das alterações no perfil temporal

das receitas, em particular nos impostos sobre o rendimento, permite prever que as receitas fiscais do Estado venham a ultrapassar os valores orçamentados. Esta situação possibilita o reforço do processo de consolidação orçamental na linha do previsto no Programa de Convergência apresentado em Março do ano passado.

Redigido com informação disponível até 6 de Julho de 1998.

SITUAÇÃO MONETÁRIA E CAMBIAL NO PRIMEIRO SEMESTRE DE 1998

1. EVOLUÇÃO DOS PRINCIPAIS MERCADOS FINANCEIROS INTERNACIONAIS

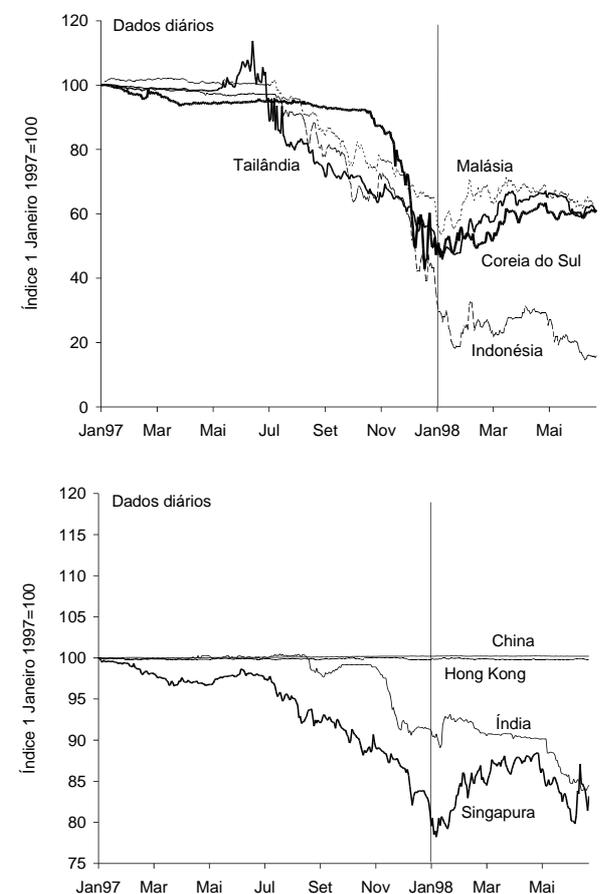
No primeiro semestre de 1998, o comportamento dos principais mercados financeiros foi condicionado pela incerteza associada à crise económica e financeira asiática e, em particular, pelo agravamento da situação no Japão, tendo o iene apresentado um movimento generalizado de enfraquecimento. Sobre a evolução cambial e monetária internacional tiveram igualmente uma influência determinante os desenvolvimentos do processo de unificação monetária europeia, que culminaram nas decisões tomadas no início de Maio.

Na sequência da crise na Ásia, iniciada em meados de 1997, registou-se no primeiro trimestre de 1998 uma contracção do produto, superior à esperada, em diversos países da região. No caso do Japão, avolumaram-se os sinais de recessão, tendo o PIB apresentado uma variação negativa pelo segundo trimestre consecutivo. As economias asiáticas continuaram a revelar uma grande fraqueza no segundo trimestre de 1998, tendo-se mantido o clima de incerteza quanto ao evoluir da situação económica e financeira. Na Indonésia, as condições económicas foram agravadas pela crise política e social.

No primeiro semestre de 1998, as moedas de diversas economias asiáticas permaneceram em níveis muito inferiores aos observados antes do surgimento da crise, em relação ao dólar dos EUA (gráfico 1). A rupia indonésia, em particular, registou neste período um novo enfraquecimento. Nos mercados acionistas, os índices bolsistas apresentavam em diversos países, no final de Junho, níveis inferiores aos observados em finais de 1997 (gráfico 2).

Os efeitos de contágio da crise nos países asiáticos voltaram a fazer-se sentir este semestre no pla-

Gráfico 1
TAXAS DE CÂMBIO DAS MOEDAS DE PAÍSES ASIÁTICOS EM RELAÇÃO AO DÓLAR



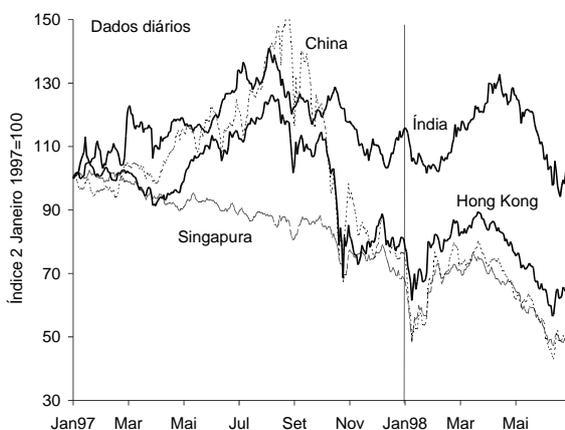
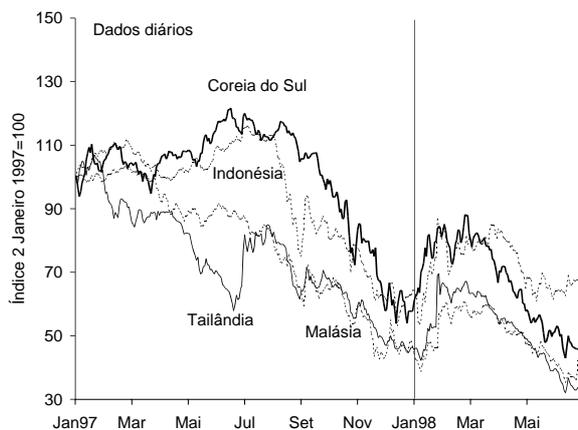
Fonte: *Bloomberg*.

Nota: (+) apreciação face ao dólar.

no mundial. Na Rússia, onde o regime cambial se baseia na ligação com o dólar dos EUA, estes efeitos agravaram a situação financeira interna, deteriorando o clima de confiança dos investidores nacionais e internacionais. Entre Dezembro de 1997 e Junho de 1998, o índice da bolsa de valores da

Gráfico 2

ÍNDICES BOLSISTAS DE PAÍSES ASIÁTICOS



Fonte: Bloomberg e Datastream.

Gráfico 3

ÍNDICES BOLSISTAS DA RÚSSIA, HUNGRIA, POLÓNIA, BRASIL, MÉXICO E ARGENTINA



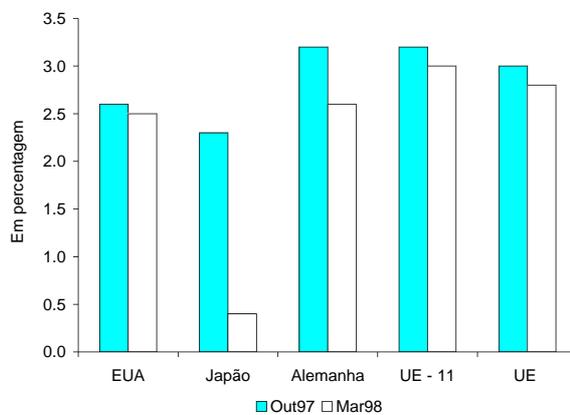
Fonte: Bloomberg.

Rússia registou uma quebra próxima de 50 por cento (gráfico 3).

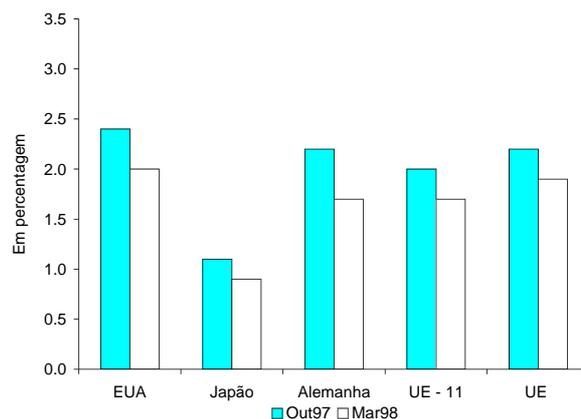
Gráfico 4

PROJEÇÕES DA COMISSÃO EUROPEIA PARA 1998

Crescimento do PIB (real)



Crescimento do deflator do consumo privado

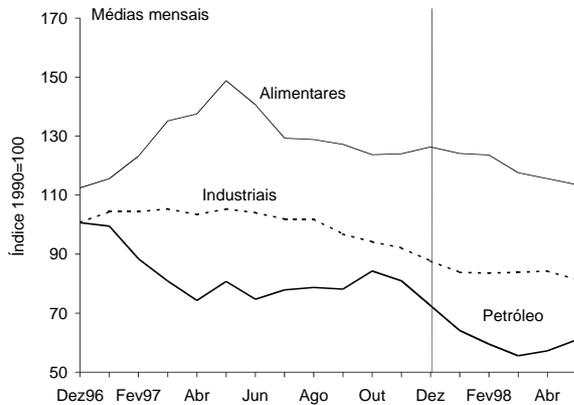


Fonte: Comissão Europeia.

A crise asiática conduziu, como esperado, a revisões em baixa das previsões de crescimento económico e inflação, para 1998, nos principais países industrializados (gráfico 4)⁽¹⁾. A diminuição do crescimento previsto foi particularmente significativa no caso do Japão. No entanto, as estimativas continuam a apontar para uma aceleração da actividade na União Europeia (UE), em 1998, ao contrário dos EUA, onde se espera uma desaceleração relativamente ao ano anterior.

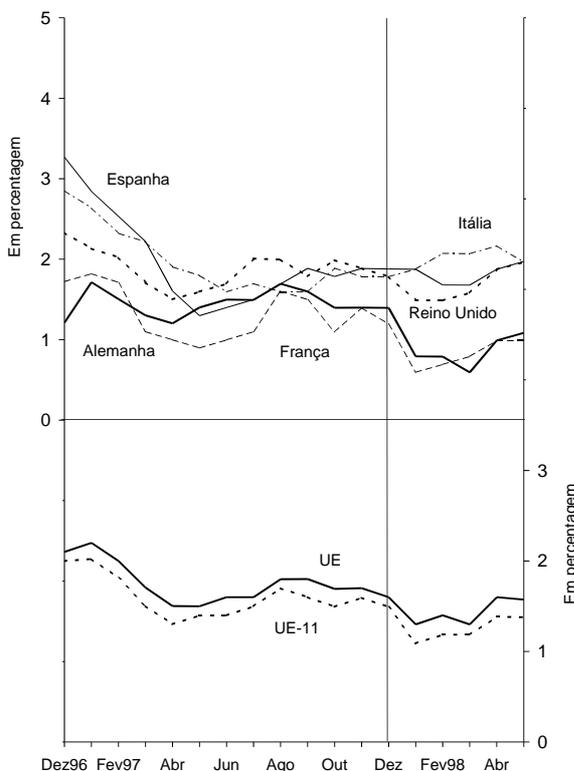
(1) Ver artigo "A economia portuguesa - evolução em 1997 e perspectivas para 1998", integrado no Boletim Económico de Março de 1998.

Gráfico 5
PREÇOS INTERNACIONAIS DE
MATÉRIAS-PRIMAS
Em USD



Fonte: *The Economist e Financial Times.*

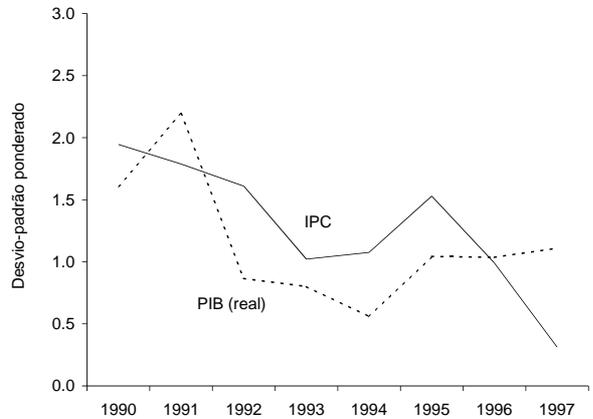
Gráfico 6
ÍNDICE DE PREÇOS NO CONSUMIDOR
HARMONIZADO
Taxa de variação homóloga



Fonte: *Eurostat.*

Na primeira metade de 1998, os preços internacionais das matérias-primas, nomeadamente do

Gráfico 7
DESVIO-PADRÃO DAS TAXAS DE
CRESCIMENTO DO PIB (REAL)
E DO IPC NA UE-11



Fonte: Comissão Europeia, OCDE, *Datastream* e Banco de Portugal.

Nota: Os ponderadores para agregação da UE-11 baseiam-se no PIB a preços constantes de cada país, convertidos pela taxa de câmbio PPP.

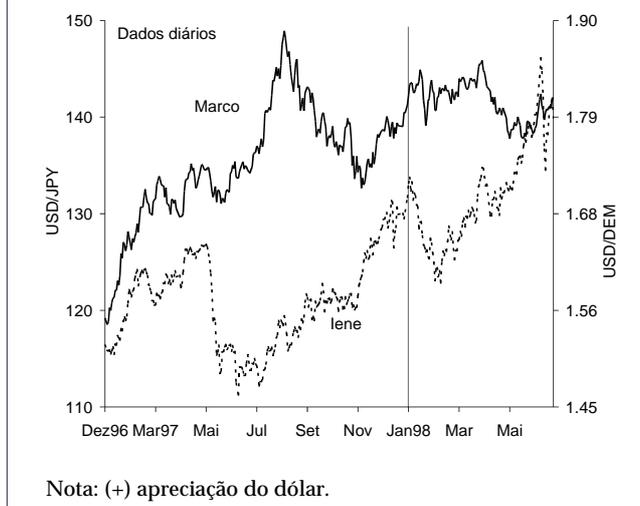
petróleo, voltaram a cair, em parte como reflexo da situação na Ásia, contribuindo para melhorar as perspectivas de inflação (gráfico 5).

Entre Janeiro e Maio de 1998, a inflação na UE, medida pela variação homóloga do índice de preços no consumidor harmonizado (IPCH), manteve-se a níveis baixos na generalidade dos países. No mês de Maio, a inflação da UE situou-se em 1.6 por cento, valor idêntico ao registado no final do ano anterior (gráfico 6). Nos EUA, a variação homóloga do IPC foi de 1.7 por cento em Maio, tal como em Dezembro de 1997.

Os principais mercados de capitais internacionais caracterizaram-se por uma forte subida dos índices, no primeiro semestre de 1998, reflectindo, em parte, a redução das pressões inflacionistas, o que alterou as perspectivas quanto à evolução das condições monetárias. Em particular, as principais economias industrializadas do Ocidente, a que estão associados menores prémios de risco, beneficiaram igualmente das saídas de capitais dos países asiáticos, à semelhança do ocorrido no segundo semestre de 1997.

No âmbito do processo de unificação monetária europeia, os progressos alcançados ao nível da convergência (gráfico 7), consistentes com o preen-

Gráfico 8
EVOLUÇÃO DO DÓLAR EM RELAÇÃO AO MARCO E AO IENE

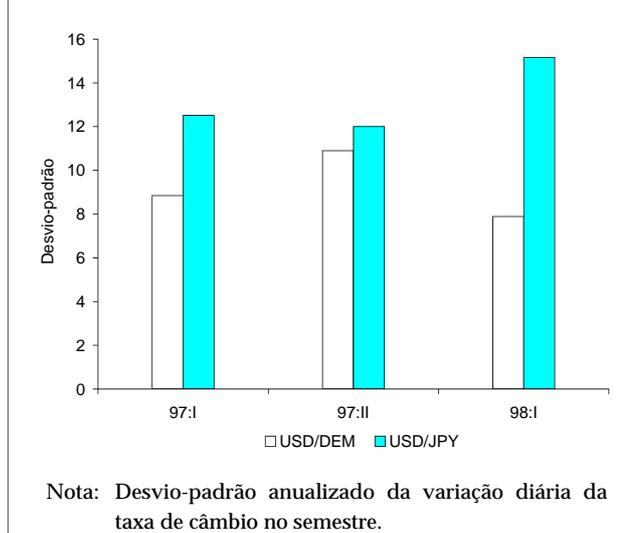


chimento das condições necessárias para a adopção da moeda única, ficaram patentes nas decisões tomadas em Maio de 1998.

No dia 2 de Maio, o Conselho da União Europeia, reunido a nível dos Chefes de Estado ou de Governo, decidiu, com base na recomendação da Comissão Europeia, que 11 Estados-membros preenchiam as condições necessárias para adopção da moeda única a 1 de Janeiro de 1999. O grupo de países que irá participar na terceira fase da UEM é constituído por: Bélgica, Alemanha, Espanha, França, Irlanda, Itália, Luxemburgo, Países Baixos, Áustria, Portugal e Finlândia (UE-11). Na mesma data, o Conselho fez uma recomendação quanto à composição da Comissão Executiva do Banco Central Europeu (BCE).

No dia 3 de Maio, os Ministros da Economia e Finanças e os Governadores dos Bancos Centrais dos países da área do euro, a Comissão Europeia (CE) e o Instituto Monetário Europeu (IME) acordaram que as actuais taxas centrais bilaterais do Mecanismo de Taxas de Câmbio do Sistema Monetário Europeu (MTC-SME) serão utilizadas para calcular as taxas de câmbio do ECU oficial em 31 de Dezembro de 1998, sendo estas últimas as que determinarão as taxas de conversão em euros das moedas participantes⁽²⁾. O anúncio das taxas de conversão bilaterais pretende estabilizar as expectativas nos mercados cambiais e eliminar a incerteza acerca dos níveis de taxas de câmbio que as autoridades nacionais irão assegurar no final de 1998.

Gráfico 9
VOLATILIDADE DO DÓLAR FACE AO MARCO E AO IENE



O Sistema Europeu de Bancos Centrais (SEBC), composto pelo BCE e pelos bancos centrais nacionais dos quinze Estados-membros da UE, foi oficialmente instituído no dia 1 de Junho. O SEBC entrará no pleno exercício das suas competências a partir de 1 de Janeiro de 1999, data a partir da qual a política monetária na área do euro será definida pelo Conselho do BCE, tendo como objectivo primordial a manutenção da estabilidade de preços.

1.1 Mercados do dólar, do marco e do iene

O primeiro semestre de 1998 foi caracterizado por um acentuado enfraquecimento do iene. Em relação ao dólar, a divisa nipónica apresentou uma elevada volatilidade, tendo-se depreciado cerca de 8 por cento, quer em termos médios⁽³⁾, quer em termos de fim de período⁽⁴⁾ (gráficos 8 e 9).

No entanto, no início do ano, o iene apresentou um movimento temporário de apreciação em rela-

(2) Ver caixa "Taxas de conversão bilaterais na área do euro", integrada no capítulo VI do Relatório do Conselho de Administração de 1997.

(3) As variações médias têm por base valores médios do segundo semestre de 1997 e do primeiro semestre de 1998, calculados a partir das cotações oficiais indicativas do Banco de Portugal.

(4) As variações em termos de fim de período têm por base os valores médios de Dezembro de 1997 e de Junho de 1998, calculados a partir das cotações oficiais indicativas do Banco de Portugal.

ção ao dólar, influenciado por expectativas quanto à adopção de medidas de estímulo à economia pelo executivo nipónico⁽⁵⁾ e por entradas de capitais no Japão, associadas ao fim do ano fiscal 1997/98.

A partir de Fevereiro, a divisa japonesa depreciou-se de forma muito expressiva em relação ao dólar, reflectindo, sobretudo, a crescente divergência entre a evolução da actividade económica nos dois países, aliada à gravidade dos problemas do sistema financeiro japonês. Enquanto o PIB no Japão registou uma quebra no último trimestre de 1997 e no primeiro trimestre de 1998 (0.4 e 3.7 por cento em termos homólogos, respectivamente), os EUA continuaram a apresentar um forte crescimento (3.7 por cento nos dois trimestres). No segundo trimestre voltaram a fazer-se sentir sinais de fraqueza na economia japonesa, enquanto nos EUA a informação disponível aponta para a manutenção de um grande vigor.

Refira-se que, no mês de Abril, o Banco do Japão efectuou intervenções no mercado cambial, que possibilitaram uma recuperação temporária do iene. No dia 17 de Junho, o banco central voltou a efectuar intervenções, neste caso em conjunto com o Fed.

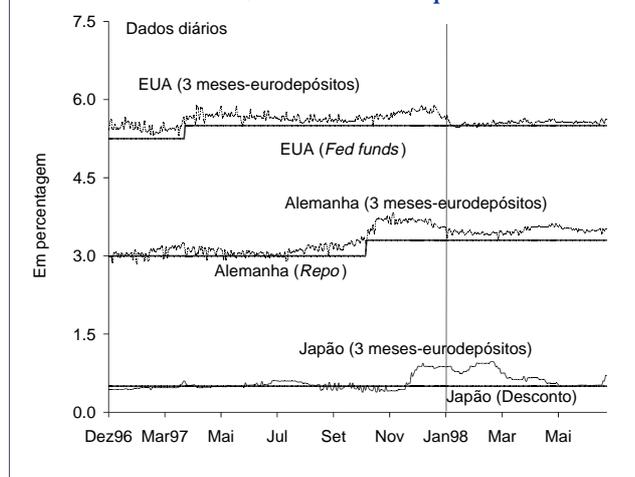
O movimento de enfraquecimento do iene reflectiu-se numa depreciação da taxa de câmbio nominal efectiva de 7.1 por cento, em termos médios, e de 6.9 por cento em termos de fim de período.

Ao longo do primeiro semestre de 1998, o comportamento do dólar perante o marco foi distinto do apresentado em relação ao iene. A divisa norte-americana apreciou-se 0.8 por cento entre Dezembro de 1997 e Junho de 1998 (1.4 por cento, em termos médios semestrais), tendo-se verificado uma redução da volatilidade em comparação com o semestre anterior (gráficos 8 e 9).

No início do ano, observou-se uma ligeira apreciação do dólar em relação ao marco, condicionada por receios de que a economia alemã não estivesse a recuperar de forma tão sustentada como inicialmente previsto. O elevado contributo da procura externa para o crescimento económico na Alemanha fize-

(5) Em Abril, foi divulgado um pacote orçamental que contempla avultadas despesas públicas e reduções temporárias de impostos. Foi igualmente decidido adiar por dois anos (para 2005/06), o prazo para a redução do défice público, para três por cento do PIB.

Gráfico 10
TAXAS DE INTERVENÇÃO E TAXAS
DE JURO A TRÊS MESES
EUA, Alemanha e Japão



ram recear uma maior vulnerabilidade da economia a choques externos, num contexto de fraqueza do consumo privado.

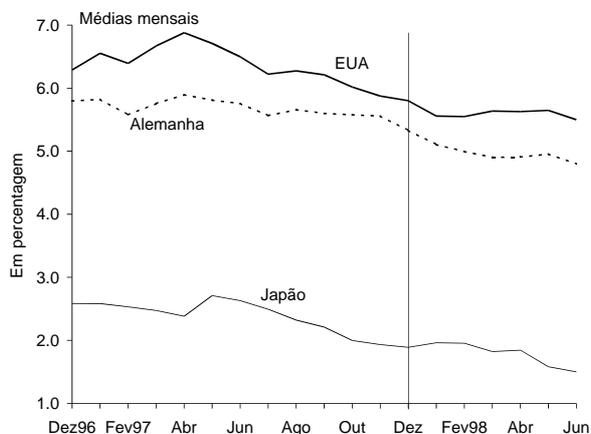
Até Abril, o dólar foi cotado num intervalo sucessivamente mais estreito, tendo iniciado nessa data um movimento de depreciação em relação ao marco. À medida que se confirmou a tendência de recuperação do investimento na Alemanha e a economia revelou sinais de maior dinamismo, o marco apresentou uma apreciação, que se prolongou até finais de Maio, à semelhança do que aconteceu com outras moedas europeias.

O reforço das expectativas de mercado em relação à criação do euro, após a divulgação dos relatórios de convergência da CE e do IME, no final de Março, onde se considerava que 11 países preenchiam as condições necessárias à adopção da moeda única, terá sido um dos factores que conferiu sustentação às divisas da UE-11, em relação ao dólar. Os crescentes ganhos de credibilidade do euro devem ser entendidos à luz do elevado grau de convergência das políticas dos Estados-membros e da sustentabilidade desses resultados.

Na parte final do semestre, o acentuar da incerteza associada à situação financeira na Rússia reflectiu-se negativamente na cotação do marco em relação ao dólar.

Nos seis primeiros meses de 1998, não ocorreram quaisquer alterações de taxas de juro oficiais no Japão, nos EUA ou na Alemanha (gráfico 10).

Gráfico 11
TAXAS DE JURO DE LONGO PRAZO
DÓLAR, MARCO E IENE



Nota: Taxas de rendibilidade de obrigações do Tesouro a dez anos.

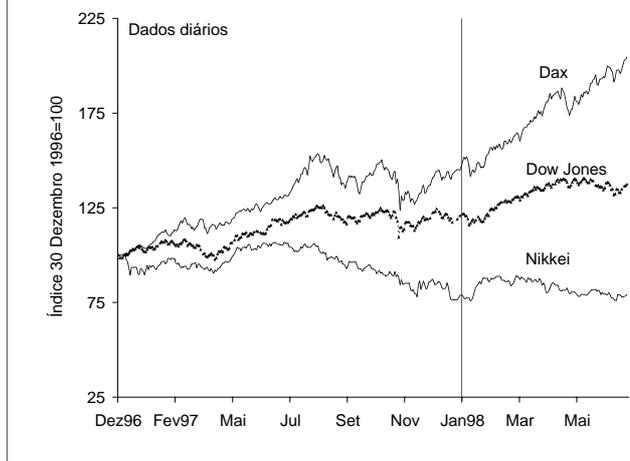
As taxas de juro a três meses do iene, do dólar e do marco apresentaram, entre Dezembro de 1997 e Junho de 1998, um movimento de redução. No caso do iene a redução foi de 0.4 pontos percentuais e nos casos do dólar e do marco de 0.2 pontos percentuais.

No que respeita à evolução dos mercados de capitais dos EUA e da Alemanha, a situação de incerteza nos países asiáticos, que tem contribuído para moderar os riscos de pressões inflacionistas, e o estatuto de moedas de refúgio do dólar e do marco foram factores que influenciaram positivamente os mercados obrigacionistas destes países (gráfico 11).

As taxas de rendibilidade a dez anos norte-americanas atingiram valores muito baixos logo no início do ano, mantendo-se próximas desses níveis até Junho. Entre Dezembro de 1997 e Junho de 1998, estas taxas reduziram-se 0.3 pontos percentuais, para 5.5 por cento.

As taxas de rendibilidade do marco, que atingiram mínimos históricos neste semestre, reduziram-se 0.5 pontos percentuais em termos de fim de período, situando-se em 4.8 por cento, em Junho. Verificou-se deste modo um ligeiro aumento do diferencial entre as taxas de rendibilidade a dez anos dos EUA e da Alemanha, condicionado pela diferente fase do ciclo económico em que as duas economias se encontram.

Gráfico 12
ÍNDICES BOLSISTAS
Dax, Dow Jones e Nikkei



No Japão, as taxas de juro de longo prazo apresentaram uma maior volatilidade do que as taxas equivalentes alemãs ou norte-americanas, reflectindo alguma incerteza quanto aos efeitos das medidas de política económica das autoridades japonesas. Contudo, devido à preponderância dos sinais de fraqueza da economia, as taxas apresentaram um claro movimento de descida, tendo atingido em Junho um novo mínimo histórico. Em termos de fim de período, as taxas de rendibilidade a dez anos do iene reduziram-se 0.4 pontos percentuais, para 1.5 por cento.

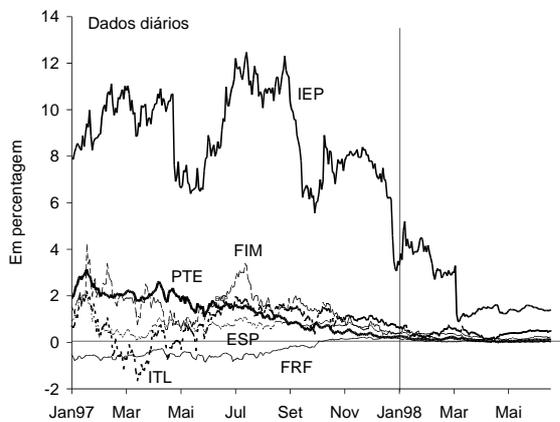
Quanto ao comportamento das bolsas de valores, a debilidade da economia japonesa contribuiu de forma determinante para que o índice Nikkei se mantivesse em níveis baixos, após o movimento de redução registado no segundo semestre de 1997. No decurso do ano fiscal terminado em 31 de Março de 1998, este índice reduziu-se 8.2 por cento. Entre Dezembro de 1997 e Junho de 1998, a redução foi de 4.4 por cento (gráfico 12).

Os índices Dow Jones e Dax registaram, por outro lado, um aumento de 12 e 38.9 por cento, respectivamente, entre Dezembro de 1997 e Junho de 1998.

1.2 Sistema Monetário Europeu

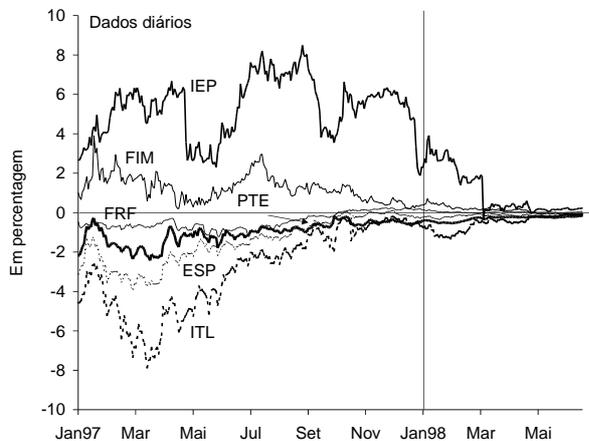
Os progressos atingidos no âmbito do processo que conduzirá à terceira fase da UEM determinaram a evolução dos mercados cambiais e monetários no primeiro semestre de 1998.

Gráfico 13
DESVIO ENTRE AS TAXAS DE CÂMBIO
À VISTA DAS MOEDAS DA UE-11
E AS TAXAS CENTRAIS BILATERAIS
DO MTC-SME EM RELAÇÃO AO MARCO



Nota: (+) a taxa de câmbio à vista encontra-se apreciada face à taxa central bilateral em relação ao marco.

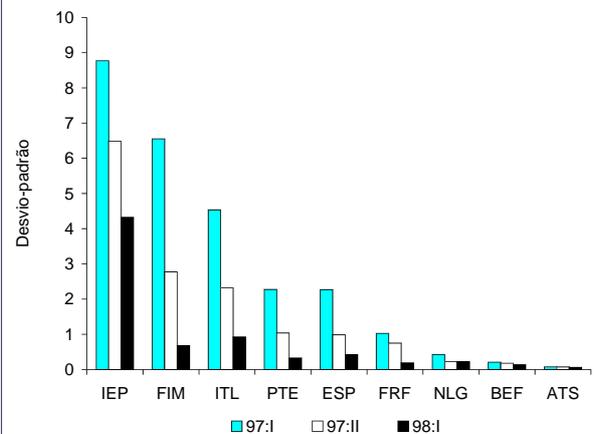
DESVIO ENTRE AS TAXAS DE CÂMBIO
A PRAZO DAS MOEDAS DA UE-11
E AS TAXAS CENTRAIS BILATERAIS
DO MTC-SME EM RELAÇÃO AO MARCO



Nota: (+) a taxa de câmbio a prazo encontra-se apreciada face à taxa central bilateral em relação ao marco. As taxas de câmbio a prazo referem-se a 31 de Dezembro de 1998.

O anúncio das taxas de conversão bilaterais, na sequência do que havia ficado decidido na reunião informal do ECOFIN, em Setembro de 1997, e o empenhamento das autoridades no processo de criação da UEM, influenciaram os mercados cambiais à vista e a prazo das moedas da UE-11⁽⁶⁾. O

Gráfico 14
VOLATILIDADE DAS MOEDAS DA UE-11
FACE AO MARCO



Nota: Desvio-padrão anualizado da variação diária da taxa de câmbio no semestre.

comportamento destas moedas caracterizou-se por uma aglomeração em torno das taxas centrais bilaterais, reforçando o movimento verificado no semestre anterior (gráfico 13). A existência de uma condição terminal credível sobre a evolução das taxas de câmbio, conjugada com a trajectória esperada para as taxas de juro, limitou consideravelmente a variação cambial em torno dos valores anunciados para as taxas de conversão.

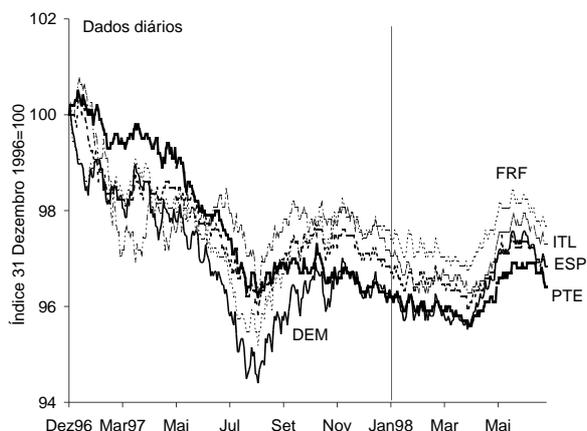
A estabilidade das moedas dos países da UE-11, perante o marco, reflectiu-se numa redução da volatilidade das taxas de câmbio à vista, para níveis substancialmente baixos (gráfico 14).

Neste semestre, a evolução da libra irlandesa foi condicionada pela decisão dos Ministros das Finanças e Governadores dos bancos centrais dos Estados-membros da UE, em Março, de revalorizar as taxas centrais bilaterais desta divisa em 3 por cento, aproximando-as das taxas de mercado.

A moeda irlandesa evidenciou, na primeira metade de 1998, um expressivo movimento de depreciação relativamente ao marco. Em termos médios, a depreciação foi de 4.6 por cento e, em termos de fim de período, de 2.6 por cento. Este movimento, conjugado com a revalorização das taxas centrais da libra irlandesa, implicou uma redução acentuada do desvio em relação à taxa central face ao mar-

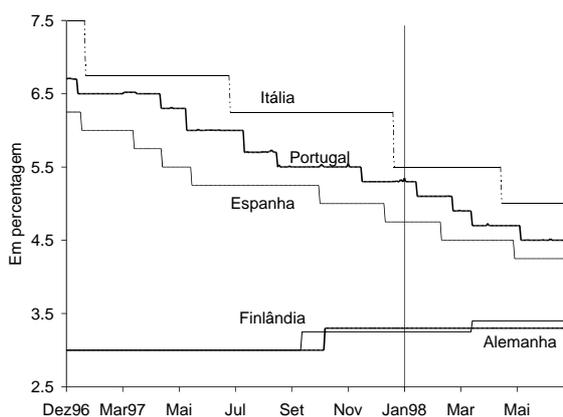
(6) As taxas de câmbio a prazo referem-se a 31 de Dezembro de 1998.

Gráfico 15
ÍNDICES DE TAXA DE CÂMBIO EFECTIVA



Fonte: Banco de Inglaterra e Banco de Portugal.
Nota: (+) apreciação em termos efectivos.

Gráfico 16
TAXAS DE INTERVENÇÃO EUROPEIAS
Itália, Portugal, Espanha, Finlândia e Alemanha



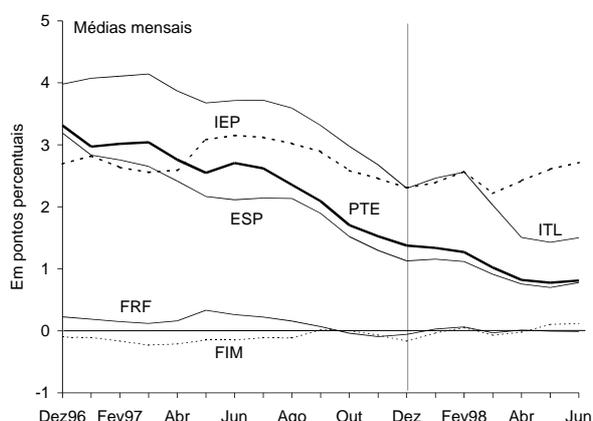
Nota: Itália-taxa de desconto; Portugal-taxa de cedência regular; Espanha-taxa *repo*; Finlândia-taxa *tender*; Alemanha-taxa *repo*.

co, que em finais do ano anterior se situava em níveis elevados (sem paralelo nas restantes moedas).

Em termos nominais efectivos, as moedas da UE-11 registaram no início de 1998 um ligeiro enfraquecimento, prolongando o movimento observado no último trimestre de 1997 (gráfico 15). Contudo, no segundo trimestre, verificou-se um fortalecimento destas moedas, reflectindo em grande medida o comportamento do dólar, da libra esterlina e do iene.

Relativamente às decisões de política monetária no primeiro semestre de 1998, sete dos onze ban-

Gráfico 17
TAXAS DE JURO DE CURTO PRAZO
Diferenciais face ao marco



Nota: Taxas de juro de eurodepósitos a 3 meses.

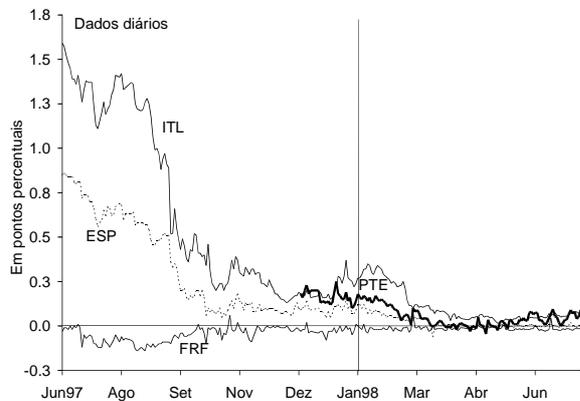
cos centrais dos países que irão aderir à área do euro mantiveram inalteradas as principais taxas de intervenção no mercado monetário.

Num contexto de estabilidade de preços, Portugal, Itália e Espanha voltaram a reduzir as taxas de juro oficiais, diminuindo o diferencial em relação aos países da UE-11 com taxas oficiais mais baixas (gráfico 16). A taxa de desconto de Itália situava-se no final de Junho em 5 por cento, enquanto a taxa *repo* de Espanha e a taxa de cedência regular de Portugal se situavam em 4.25 por cento e 4.5 por cento, respectivamente.

Na Finlândia, o banco central aumentou em 0.15 pontos percentuais a taxa *tender*, em meados de Março, para 3.4 por cento. Num contexto de forte crescimento da actividade económica, esta medida eliminou o diferencial negativo em relação à taxa *repo* alemã, colocando a taxa finlandesa ligeiramente acima da germânica.

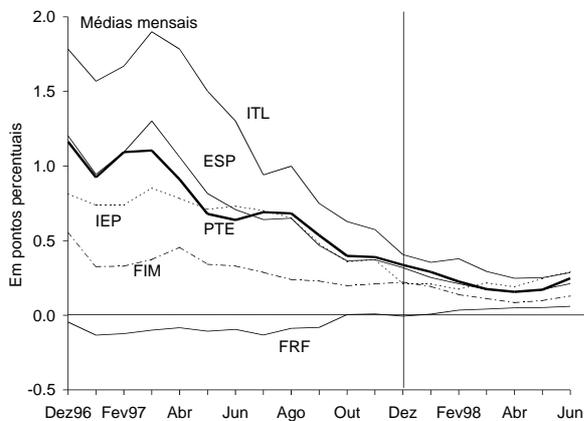
No primeiro semestre de 1998, as taxas de juro a três meses dos países da UE-11 desceram de forma assinalável em Itália (cerca de 1 ponto percentual, para 5 por cento), em Portugal (0.7 pontos percentuais, para 4.3 por cento) e em Espanha (0.5 pontos percentuais, para 4.3 por cento). Os diferenciais em relação às taxas equivalentes alemãs estreitaram-se, na medida em que estas últimas apenas se reduziram 0.2 pontos percentuais, para 3.5 por cento (gráfico 17).

Gráfico 18
TAXAS DE JURO A 3 MESES IMPLÍCITAS
NOS CONTRATOS DE FUTUROS DE
DEZEMBRO DE 1998
Diferenciais face ao marco



Fonte: *Bloomberg*.

Gráfico 19
TAXAS DE JURO DE LONGO PRAZO
Diferenciais face ao marco

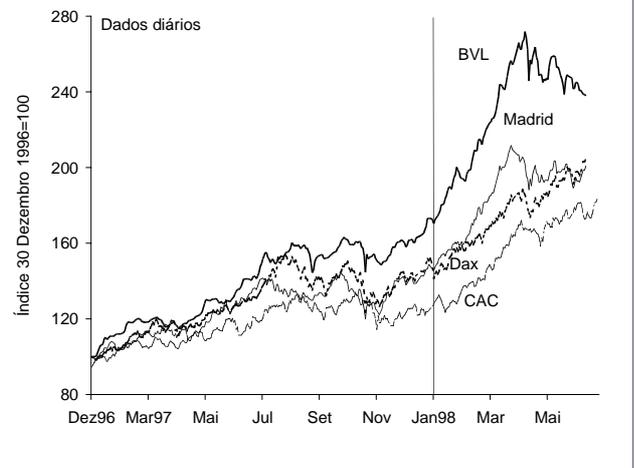


Nota: Taxas de rendibilidade de obrigações do Tesouro a dez anos.

Nos mercados de futuros, os diferenciais entre as taxas de juro a três meses destas moedas e do marco, implícitas nos contratos para Dezembro de 1998, registaram uma redução significativa, tendo convergido para níveis próximos de zero (gráfico 18).

Na Finlândia, as taxas de juro a três meses aumentaram 0.1 pontos percentuais, para 3.6 por cento.

Gráfico 20
ÍNDICES BOLSISTAS
BVL, Madrid, Dax e CAC



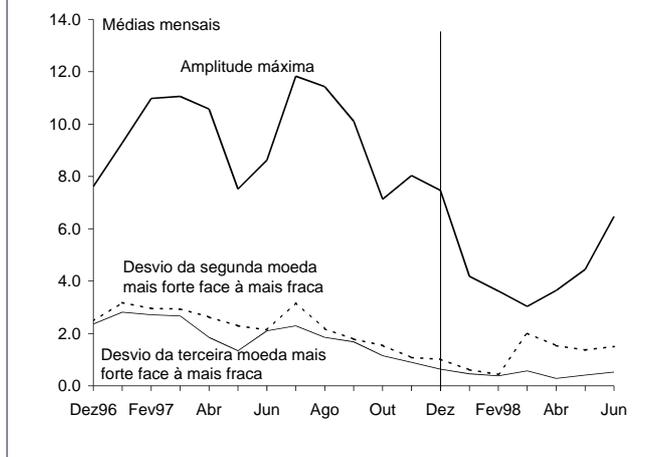
Na Irlanda, onde não ocorreram alterações nas taxas de intervenção, as taxas de juro a três meses aumentaram 0.3 pontos percentuais, para 6.2 por cento.

Beneficiando de expectativas favoráveis relativamente à inflação e ao crescimento económico, os preços das acções e das obrigações subiram nos mercados de capitais europeus.

As taxas de juro de longo prazo das moedas da UE-11 atingiram neste semestre novos mínimos históricos. O diferencial em relação às taxas alemãs não registou variações significativas na generalidade dos países. Entre Dezembro de 1997 e Junho de 1998, o diferencial do escudo, da peseta e da lira voltou a diminuir (cerca de 0.1 pontos percentuais), tendo passado a situar-se entre 0.2 e 0.3 pontos percentuais no mês de Junho. O diferencial da markka finlandesa reduziu-se igualmente neste período, de 0.2 para 0.1 pontos percentuais (gráfico 19). As perspectivas de participação na moeda única, e o conseqüente reforço das expectativas de sustentabilidade da estabilidade de preços nessas economias, terão contribuído para esta evolução.

Na vertente accionista dos mercados de capitais, observou-se no primeiro semestre de 1998 uma tendência generalizada de subida dos índices. Além de influenciados pelo comportamento do mercado accionista norte-americano e pelo ambiente de moderadas pressões inflacionistas, a subida dos preços das acções em alguns países foi ain-

Gráfico 21
AMPLITUDE DA BANDA DO MTC-SME



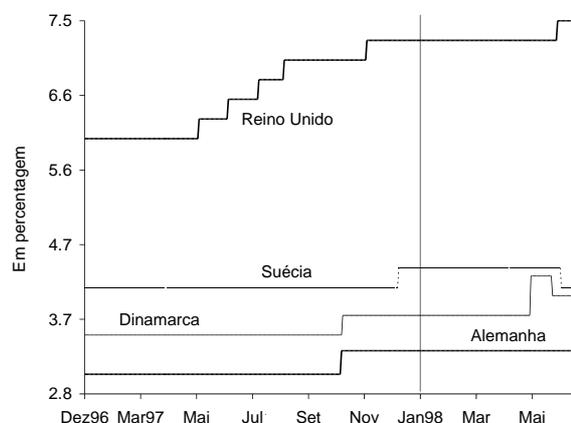
da impulsionada por reduções nas taxas de juro oficiais (gráfico 20).

No primeiro semestre de 1998, há ainda a destacar a adesão da dracma ao MTC-SME, a partir de 16 de Março, com uma taxa central de 357 dracmas por ECU, após ter sido desvalorizada em 13.7 por cento em relação a este cabaz. Esta adesão foi acompanhada pelo anúncio de medidas de política económica, por parte das autoridades gregas, que visam dar continuidade ao processo de convergência nominal do país. A dracma passou a ocupar até ao final do semestre a posição de moeda mais forte do MTC, em substituição da libra irlandesa. A amplitude máxima de flutuação cambial aumentou desde aquela data (gráfico 21).

O banco central da Grécia, que no mês de Janeiro tinha aumentado a taxa *lombard* em 4 pontos percentuais, decidiu reduzi-la em finais de Março para o nível em que se encontrava anteriormente (19 por cento). Após a adesão da dracma ao MTC-SME, verificaram-se acentuadas entradas de capitais na economia grega, acompanhadas de fortes subidas de preços nos mercados obrigacionista e accionista.

A coroa dinamarquesa permaneceu, em termos de fim de período, relativamente estável perante o marco e as outras moedas do MTC-SME. No entanto, dúvidas quanto ao resultado do referendo sobre o Tratado de Amesterdão (que se realizou em 28 de Maio) e alguma incerteza quanto às condições do mercado de trabalho, resultaram num acréscimo temporário da volatilidade da coroa.

Gráfico 22
TAXAS DE INTERVENÇÃO EUROPEIAS
Reino Unido, Suécia, Dinamarca e Alemanha



Nota: Reino Unido – *base rate*; Suécia, Dinamarca e Alemanha – taxa *repo*.

Na Dinamarca, o banco central subiu no dia 5 de Maio as taxas de desconto e *repo*, em 0.5 pontos percentuais, o que contribuiu para estabilizar o valor da moeda. Após a realização do referendo e na sequência da normalização dos mercados da coroa dinamarquesa, o banco central voltou a alterar as taxas de juro oficiais. No dia 29 de Maio, reduziu as taxas de desconto e *repo* em 0.25 pontos percentuais, para 3.75 por cento e 4 por cento, respectivamente (gráfico 22).

Quanto à libra esterlina e à coroa sueca, moedas do SME que não pertencem ao MTC, voltaram a registar, no primeiro semestre de 1998, uma volatilidade em relação ao marco superior à da generalidade das moedas do MTC.

Em termos de fim de período, o marco depreciou-se 0.3 por cento em relação à libra esterlina (1.9 por cento, em termos médios). Depois de um período de relativa estabilidade no início do ano, a libra apresentou uma apreciação em relação ao marco. Este movimento foi temporariamente revertido nos meses subsequentes, tendo-se assistido novamente a um fortalecimento da moeda do Reino Unido na parte final do semestre. Em termos nominais efectivos, o comportamento da libra esterlina foi idêntico ao apresentado em relação ao marco (gráfico 23).

A evolução da libra ao longo do primeiro semestre de 1998 foi condicionada não apenas pela

Gráfico 23

LIBRA ESTERLINA – ÍNDICE DE TAXA DE CÂMBIO EFECTIVA E TAXA DE CÂMBIO EM RELAÇÃO AO MARCO



Fonte: Banco de Inglaterra e Banco de Portugal.

Nota: (+) apreciação da libra.

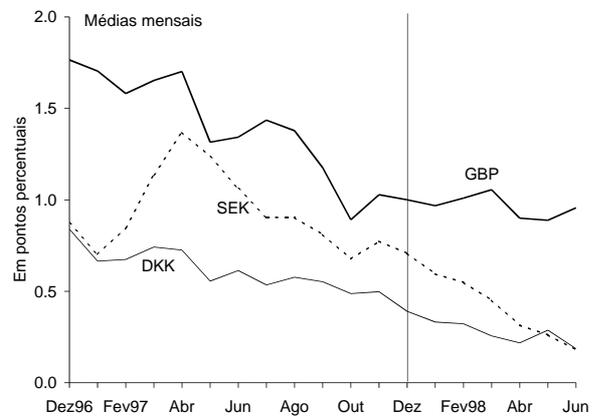
evolução do dólar mas sobretudo pela incerteza quanto à evolução futura das taxas de juro no Reino Unido. Num contexto de elevadas taxas de juro internas (em comparação com as da Europa continental), a possibilidade do Banco de Inglaterra voltar a aumentar as taxas oficiais, o que viria a acontecer em Junho, terá sido o principal factor que esteve na origem do fortalecimento da libra esterlina. No dia 4 de Junho, o Banco de Inglaterra aumentou a *base rate* em 0.25 pontos percentuais, para 7.5 por cento (gráfico 22).

Entre Dezembro de 1997 e Junho de 1998, as taxas de juro a três meses da libra esterlina mantiveram-se estáveis, em 7.6 por cento, tendo o diferencial em relação ao marco aumentado 0.2 pontos percentuais, para 4.1 por cento. Evidenciando o grau de incerteza quanto à evolução futura das taxas de juro de curto prazo da libra, as taxas implícitas nos contratos de futuros apresentaram, no decurso do primeiro semestre, uma elevada volatilidade. Após a decisão do Banco de Inglaterra, de aumentar a *base rate*, as taxas de juro a três meses registaram um movimento ascendente.

As taxas de juro de longo prazo da libra esterlina reduziram-se em 0.6 pontos percentuais, para 5.8 por cento, em termos de fim de período. O diferencial em relação às taxas alemãs manteve-se praticamente inalterado, em cerca de 1 ponto percentual (gráfico 24).

Gráfico 24

TAXAS DE JURO DE LONGO PRAZO Diferenciais face ao marco



Nota: Taxas de rendibilidade de obrigações do Tesouro a dez anos.

Relativamente à coroa sueca, o marco apreciou-se 0.9 por cento, em termos médios, e 0.7 por cento, em termos de fim de período. No dia 4 de Junho, o banco central da Suécia reduziu a taxa *repo* em 0.25 pontos percentuais, para 4.1 por cento, nível em que se encontrava em inícios de Dezembro de 1997 (gráfico 22). As taxas de juro a três meses da coroa foram condicionadas pelas expectativas quanto à evolução das taxas oficiais, tendo-se reduzido de 4.7 por cento, em Dezembro de 1997, para 4.2 por cento, em Junho de 1998.

Beneficiando de expectativas de reduções de taxas de juro oficiais, num contexto favorável em termos de inflação, as taxas de rendibilidade de longo prazo da coroa sueca reduziram-se cerca de 1 ponto percentual, para 5 por cento. O diferencial em relação às taxas equivalentes alemãs estreitou-se 0.5 pontos percentuais, para 0.2 pontos percentuais.

2. POLÍTICAS MONETÁRIA E CAMBIAL EM PORTUGAL

No dia 2 de Maio, o Conselho da União Europeia, reunido a nível de Chefes de Estado ou de Governo, confirmou que Portugal integrará o grupo de 11 países que, a partir de 1 de Janeiro de 1999, constituirá a área do euro. A evolução da economia portuguesa ao longo de 1997 e início de

1998 foi consistente com o preenchimento das condições estipuladas para adopção da moeda única, tal como ficou patente nos relatórios de convergência apresentados pelo IME e pela CE. Adicionalmente, as autoridades portuguesas procederam às alterações necessárias da legislação nacional, incluindo os estatutos do banco central, no sentido de garantir a compatibilidade da mesma com as disposições do Tratado da UE e com os Estatutos do SEBC. No início de 1998, teve lugar uma nova revisão da Lei Orgânica do Banco de Portugal⁽⁷⁾. Pretendeu-se assegurar, com efeitos imediatos, a total autonomia do banco central e, a partir de 1 de Janeiro de 1999, a sua plena integração no SEBC.

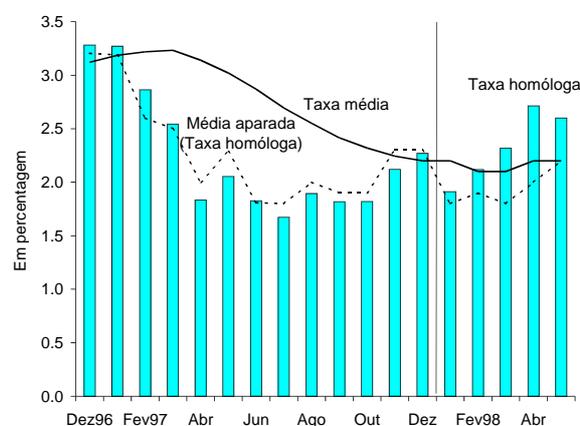
A perspectiva de participação de Portugal na área do euro continuou a condicionar a evolução monetária e cambial durante o primeiro semestre de 1998. O enquadramento macroeconómico interno foi marcado por um crescimento significativo da actividade económica⁽⁸⁾ e pela continuação da diminuição do défice orçamental, num contexto de estabilidade de preços.

Após um crescimento real de 4.0 por cento em 1997, o Banco de Portugal prevê que o crescimento do PIB, no conjunto do ano de 1998, se situe no intervalo de 4.0 a 4.5 por cento. A economia portuguesa deverá, assim, voltar a apresentar um crescimento real superior ao da média dos países que integrarão a área do euro. Segundo as previsões de Março da Comissão Europeia, o PIB na UE-11 irá crescer 3.0 por cento em 1998 (2.5 por cento em 1997). O dinamismo da actividade cria condições favoráveis ao reforço do processo de consolidação orçamental. De acordo com a informação disponível, é previsível que o défice do Sector Público Administrativo, no conjunto do ano, se venha a situar a um nível inferior ao previsto no Orçamento de Estado para 1998 (2.5 por cento do PIB), à semelhança do que tem acontecido nos últimos anos.

(7) Lei nº5/98, de 31 de Janeiro. Para uma descrição detalhada do processo de adaptação da Lei Orgânica do Banco de Portugal aos requisitos decorrentes da participação de Portugal na UEM ver caixa "A adaptação do Banco de Portugal ao Sistema Europeu de Bancos Centrais", integrada no capítulo VI do Relatório do Conselho de Administração de 1997.

(8) Ver artigo "A economia portuguesa no primeiro semestre de 1998", integrado neste Boletim.

Gráfico 25
INDICADORES DE INFLAÇÃO
Índice de preços no consumidor



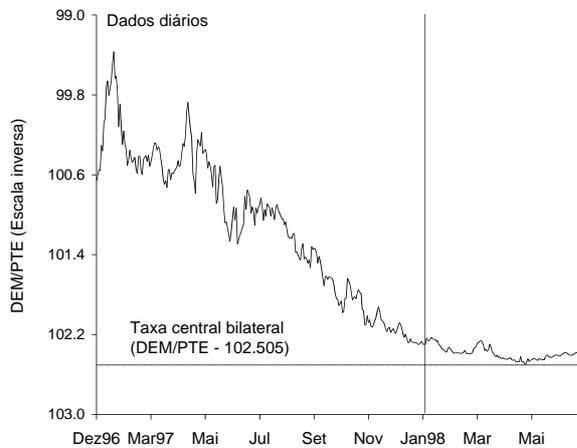
Fonte: INE e Banco de Portugal.

Nota: A partir de Janeiro de 1998 os dados referem-se ao novo índice, publicado pelo Instituto Nacional de Estatística, baseado no Inquérito aos Orçamentos Familiares 1994/95.

A inflação, medida pela variação média anual do IPC, situou-se em 2.2 por cento em Maio, nível idêntico ao registado no conjunto do ano de 1997 (gráfico 25)⁽⁹⁾. Em termos homólogos, o crescimento dos preços no consumidor passou de 2.3 por cento em Dezembro de 1997 para 2.1 por cento no primeiro trimestre de 1998. No mês de Abril, a variação homóloga foi de 2.7 por cento, reflectindo em particular o comportamento dos preços dos bens alimentares e do vestuário e calçado, estes últimos por efeito do final do período de saldos e promoções. Em Maio, a variação homóloga do IPC foi de 2.6 por cento, tendo o preço dos bens alimentares registado um menor crescimento do que no mês anterior. Os indicadores de tendência sugerem uma evolução mais moderada dos preços,

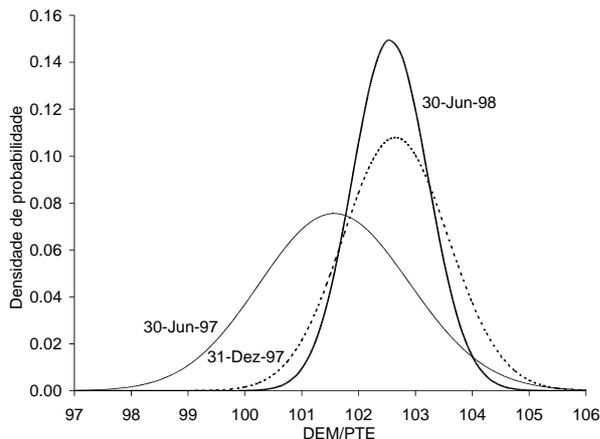
(9) A informação desde Janeiro de 1998 refere-se ao novo IPC, publicado pelo Instituto Nacional de Estatística, que tem por base um cabaz de consumo obtido a partir do Inquérito aos Orçamentos Familiares de 1994/95. Note-se que as taxas de variação homóloga do IPC para 1998 são obtidas a partir do novo índice (disponibilizado retrospectivamente desde Janeiro de 1997) mas as taxas de variação média são obtidas por comparação com o antigo índice. Para uma descrição detalhada da alteração do IPC ver caixa "Alteração do índice de preços no consumidor", integrada no capítulo III do Relatório do Conselho de Administração de 1997.

Gráfico 26
EVOLUÇÃO DO ESCUDO EM RELAÇÃO
AO MARCO



Nota: (+) apreciação do escudo.

Gráfico 27
FUNÇÕES DENSIDADE DE PROBABILIDADE
DA TAXA DE CÂMBIO FORWARD DO ESCUDO
FACE AO MARCO A 3 MESES

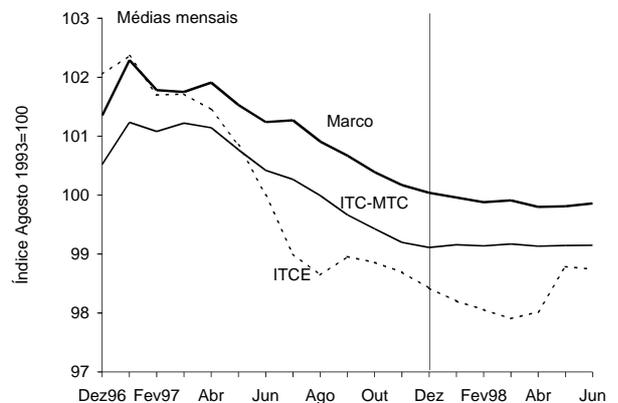


Nota: Funções densidade construídas a partir de opções sobre a taxa de câmbio do escudo face ao marco, cujo preço de exercício é a taxa *forward* para o prazo de três meses.

no período em análise, do que os valores acima referidos.

A variação média anual do IPCH passou de 1.9 por cento no final de 1997, para 1.7 por cento em Maio. A variação homóloga reduziu-se de 2.1 por cento em Dezembro de 1997 para 1.4 por cento no primeiro trimestre de 1998, aumentando para 2.2 por cento em Abril e Maio. Refira-se, no entanto, que esta redução nos primeiros meses do ano estará algo sobrestimada, por resultar da comparação

Gráfico 28
TAXAS DE CÂMBIO DO ESCUDO
ITCE, ITC-MTC e Marco



Nota: (+) apreciação do escudo.

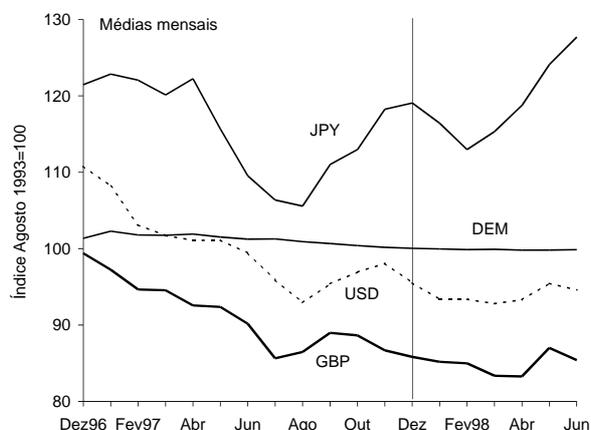
entre o novo índice de preços disponibilizado pelo INE para 1998 — que considera a realização de saldos e promoções — e o índice anterior para os meses correspondentes de 1997.

A evolução do escudo, no primeiro semestre de 1998, enquadra-se no reforço observado da coesão entre as moedas dos países que irão participar na União Monetária. Neste período, a moeda nacional continuou a aproximar-se da taxa central face ao marco, tendo-se depreciado 0.7 por cento, em termos médios, e 0.2 por cento, em termos de fim de período (gráfico 26). O escudo foi sempre transacionado acima da paridade central em relação ao marco. O desvio entre a taxa de câmbio observada e a taxa central bilateral passou de 0.3 por cento, em Dezembro de 1997, para 0.1 por cento, em Junho de 1998. À semelhança das restantes moedas da UE-11, a volatilidade do escudo face à moeda alemã voltou a reduzir-se nos seis primeiros meses do ano, em linha com o verificado durante a segunda metade de 1997 (gráfico 14).

As expectativas de mercado quanto ao valor futuro da taxa de câmbio do escudo face ao marco, no horizonte de três meses, vão no sentido da atribuição de uma probabilidade cada vez maior à localização da taxa de câmbio num intervalo estreito em torno da paridade central face ao marco (gráfico 27).

A taxa de câmbio do escudo em relação ao conjunto das moedas participantes no mecanismo cam-

Gráfico 29
**TAXAS DE CÂMBIO DO ESCUDO
 EM RELAÇÃO AO DÓLAR,
 LIBRA ESTERLINA, MARCO E IENE**



bial do SME (ITC-MTC) manteve-se praticamente inalterada entre Dezembro de 1997 e Junho de 1998 (gráfico 28). Em termos médios semestrais, o escudo registou uma depreciação de 0.5 por cento, o que reflecte o movimento de aproximação das taxas de mercado às respectivas taxas centrais bilaterais do MTC-SME.

Em termos do índice de taxa de câmbio efectiva (ITCE), o escudo registou, em média, uma depreciação nominal de 0.5 por cento no semestre, mas evoluiu de forma diferenciada ao longo do período. Durante os três primeiros meses do ano prosseguiu o movimento de depreciação do escudo, em termos efectivos, mas, durante o segundo trimestre, esse movimento acabou por se inverter. Em Junho, o ITCE registava uma apreciação de 0.3 por cento face a Dezembro de 1997. Embora o comportamento da libra esterlina e do dólar tenha voltado a ser determinante para a evolução registada pelo escudo desde o início do ano, a apreciação efectiva no segundo trimestre reflecte, em grande medida, a acentuada depreciação registada pelo iene (gráfico 29). O comportamento do escudo, ao longo dos seis primeiros meses de 1998, foi análogo ao da generalidade das moedas dos países que irão integrar a área do euro, em termos efectivos, reflectindo as crescentes semelhanças no padrão de comportamento face a divisas terceiras (gráfico 15).

Quadro 1

**TAXAS DE INTERVENÇÃO DO
 BANCO DE PORTUGAL**

Em percentagem

	Taxa de absorção	Taxa de cedência regular ^(a)	Taxa da linha de crédito diária ^(b)
19/11/97.....	4.9	5.3	6.9
19/01/98.....	4.8	5.1	6.8
26/02/98.....	4.6	4.9	6.6
19/03/98.....	4.4	4.7	6.4
12/05/98.....	4.2	4.5	6.2

Notas:

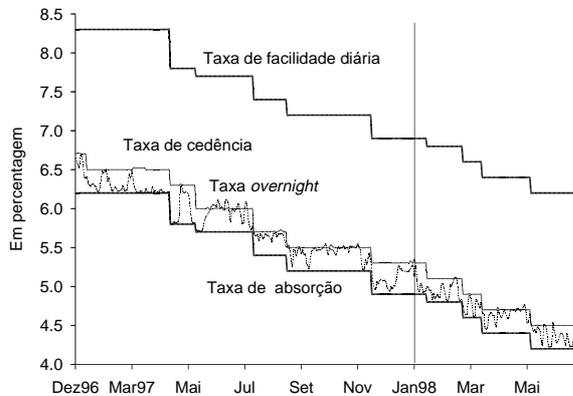
- (a) Corresponde a operações cujo prazo se inicia no primeiro dia útil de constituição de disponibilidades mínimas de caixa e termina no primeiro dia útil do período seguinte.
- (b) Corresponde a operações de cedência de liquidez, a taxa previamente anunciada, com vencimento no dia útil imediatamente seguinte. A utilização desta facilidade é automática, i.e., depende da iniciativa dos bancos.

Ao longo do primeiro semestre de 1998, a execução da política monetária portuguesa voltou a caracterizar-se por uma descida gradual das taxas de intervenção do Banco de Portugal, num contexto de continuada estabilidade cambial e de confirmação das perspectivas de participação do escudo na área do euro a partir de 1 de Janeiro de 1999 (quadro 1 e gráfico 30). As taxas de absorção de liquidez e da linha de crédito diária foram reduzidas num total de 0.7 pontos percentuais face ao final de 1997, situando-se em 4.2 e 6.2 por cento, respectivamente, desde meados de Maio. A taxa de cedência regular de liquidez foi reduzida em 0.8 pontos percentuais, passando a situar-se em 4.5 por cento. O diferencial entre a taxa de cedência regular e a taxa *repo* alemã reduziu-se de 2 pontos percentuais, no final de 1997, para 1.2 pontos percentuais, em Junho.

A redução das taxas de intervenção transmitiu-se às taxas de juro de curto prazo do mercado monetário interbancário (MMI), que prosseguiram a trajetória descendente. No mês de Maio, essa transmissão reflectiu-se essencialmente sobre as maturidades mais curtas do MMI.

A taxa de juro a três meses do escudo reduziu-se em 0.7 pontos percentuais entre Dezembro de 1997 e Junho de 1998, para 4.3 por cento. À se-

Gráfico 30
TAXAS DE INTERVENÇÃO DO BANCO DE PORTUGAL E TAXA DE JURO OVERNIGHT NO MMI

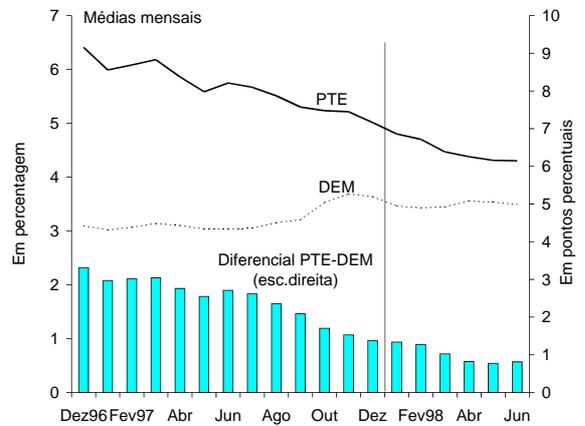


melhança do verificado em 1997, a taxa de juro a três meses permaneceu, neste período, abaixo da taxa de cedência regular do Banco de Portugal. O diferencial face à taxa de juro a três meses alemã estreitou-se igualmente ao longo do semestre, tendo passado de 1.4 pontos percentuais, em Dezembro do ano anterior, para 0.8 pontos percentuais, em Junho (gráfico 31). Neste período, registou-se uma redução do diferencial de juro a três meses entre o escudo e o marco, implícito nos contratos de futuros de taxas de juro para Dezembro de 1998, que passou a apresentar, à semelhança de outras divisas da UE-11, flutuações limitadas perto de zero (gráfico 18).

Durante os seis primeiros meses de 1998, o mercado monetário interno evidenciou uma situação de excesso de liquidez, à semelhança do observado no início do ano anterior. As condições de liquidez neste período terão sido influenciadas pelo vencimento, no final de 1997, da segunda tranche de Títulos de Depósito do Banco de Portugal — correspondentes à operação de esterilização de liquidez aquando da redução do coeficiente de disponibilidades mínimas de caixa de 17 para 2 por cento — em conjugação com vários outros factores, com destaque para amortizações e pagamentos de juros de obrigações do Tesouro.

A intervenção do Banco de Portugal caracterizou-se, no primeiro semestre do ano, por uma absorção líquida de fundos, nomeadamente atra-

Gráfico 31
TAXAS DE JURO DE CURTO PRAZO

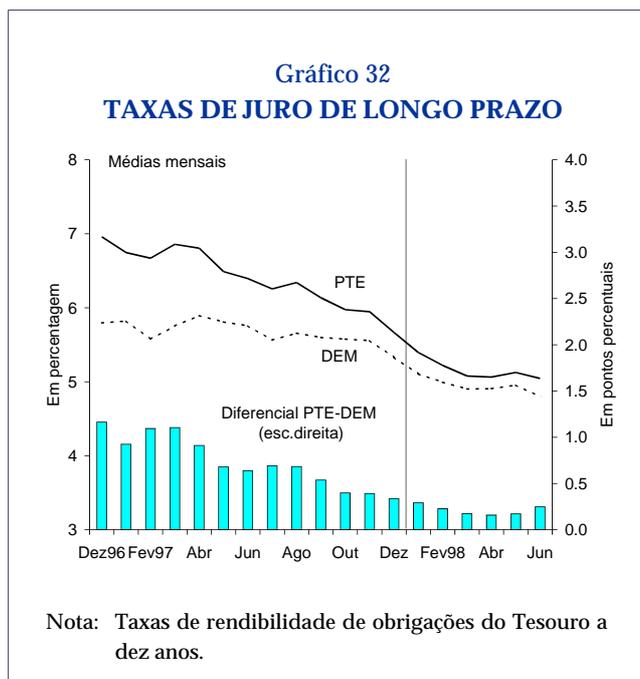


Nota: Taxas de juro de eurodepósitos a três meses.

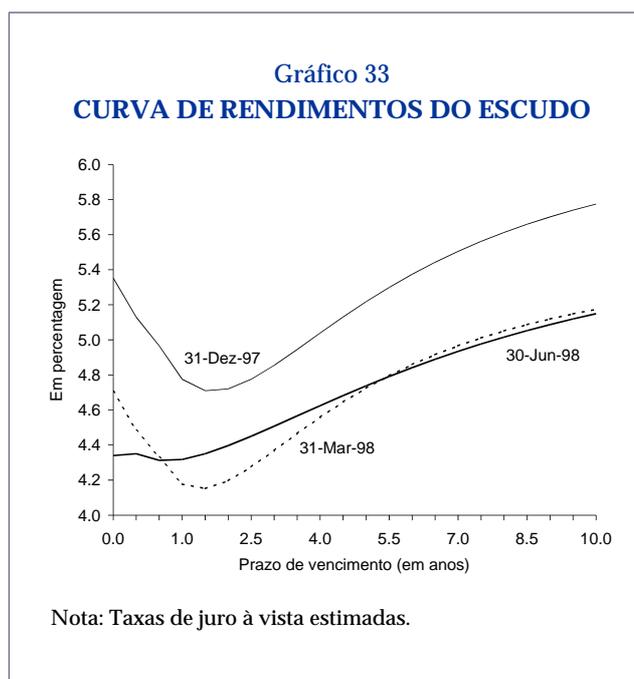
vés da emissão de Títulos de Intervenção Monetária (TIM). A emissão destes títulos foi efectuada através de leilões de taxas de juro, para maturidades de quatro, nove e treze semanas, realizados no início dos períodos de constituição de disponibilidades mínimas de caixa. As taxas médias de colocação dos TIM a quatro e a nove semanas situaram-se sempre ligeiramente acima da taxa de absorção de liquidez, sendo a diferença mais expressiva no prazo de quatro semanas; as taxas médias de colocação para o prazo de treze semanas situaram-se, em geral, abaixo da taxa de absorção, indiciando a persistência de expectativas de descida de taxas de juro neste prazo. As taxas médias de colocação dos TIM, para todas as maturidades, acompanharam as reduções das taxas de intervenção do Banco de Portugal e estiveram sempre a níveis inferiores aos das taxas LISBOR para prazos idênticos.

A partir do mês de Março, a intervenção regular do Banco de Portugal passou a ser de cedência líquida de fundos, situação que se manteve até meados de Junho. A última emissão de TIM realizou-se em meados de Abril e o saldo em circulação destes títulos ascendeu, no final de Junho, a 62.5 milhões de contos.

As taxas de rendibilidade a dez anos do escudo voltaram a reduzir-se na primeira metade de 1998, relativamente ao final do ano anterior, inserin-



do-se na continuação do movimento generalizado de convergência entre os países participantes na futura área do euro. O processo de redução das taxas de juro de longo prazo, que tem ocorrido em Portugal, enquadra-se na perspectiva de participação de Portugal na área do euro, que vinha a ser antevista pelos mercados financeiros com uma probabilidade crescente. A taxa de rendibilidade das obrigações do Tesouro a dez anos passou de 5.7 por cento, em Dezembro de 1997, para 5.1 por cento, em Junho. O diferencial face à taxa de juro de longo prazo do marco continuou igualmente a reduzir-se, em cerca de 0.1 pontos percentuais, situando-se em 0.3 pontos percentuais em Junho (gráfico 32). O estreitamento do diferencial de longo prazo face às taxas de juro do marco confirma o reforço da credibilidade da estabilidade nominal.



A curva de rendimentos do escudo registou uma nova deslocação para baixo em todo o espectro de maturidades, entre o final de 1997 e o final de Março de 1998. Nos meses seguintes, o movimento de redução das taxas de juro verificou-se essencialmente para os prazos mais curtos, reflectindo a convergência das taxas de curto prazo entre os países da UE-11. Esta evolução traduziu-se numa aproximação entre as curvas de rendimentos portuguesa e alemã. No final de Junho, a curva de rendimentos portuguesa deixou de apresentar uma inclinação negativa até ao prazo de um ano e meio, tendo-se tornado praticamente horizontal. Nos restantes prazos, a inclinação da curva continuou a ser positiva (gráfico 33).

Texto redigido com informação disponível até ao final de Junho de 1998.

AGREGADOS MONETÁRIOS E DE CRÉDITO

1. INTRODUÇÃO

O comportamento dos agregados monetários e de crédito nos quatro primeiros meses de 1998 reflecte, à semelhança do verificado em 1997, quatro factores essenciais: a conclusão do processo de desinflação, a continuação da redução das taxas de juro, a aceleração da actividade económica e o processo de consolidação orçamental.

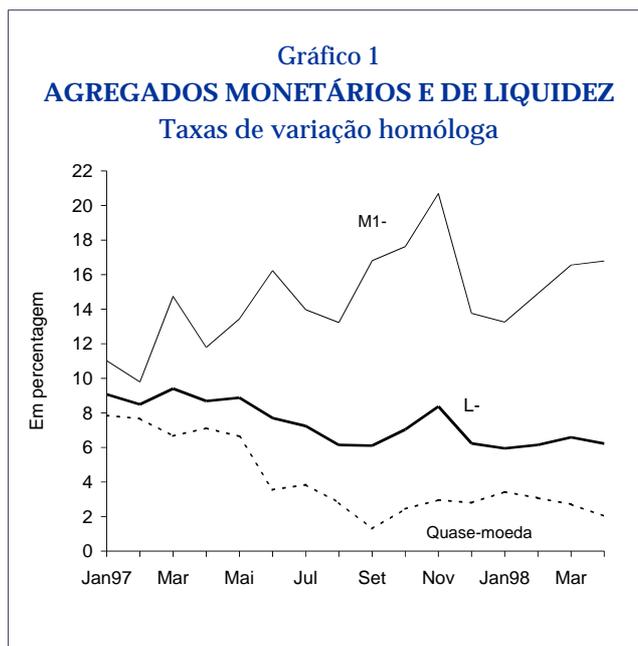
A desaceleração do agregado L^- a partir do segundo trimestre de 1997 (a respectiva taxa de variação⁽¹⁾ caiu de 9.4 por cento em Março de 1997, para 6.2 por cento em Abril de 1998) reflecte comportamentos muito distintos das diferentes componentes do agregado. No que se refere ao agregado $M1^-$ (circulação monetária e depósitos à ordem), a redução da inflação para níveis compatíveis com a estabilidade de preços, bem como a diminuição generalizada das taxas de juro que lhe esteve associada, traduziram-se numa redução do custo de oportunidade de deter moeda e, consequentemente, numa queda da velocidade de circulação monetária. Esta evolução, em paralelo com um crescimento dinâmico da actividade económica, induziu uma aceleração significativa do agregado. A redução das taxas de juro traduziu-se, por outro lado, numa diminuição da rentabilidade relativa dos activos remunerados incluídos no agregado L^- (sobretudo os depósitos a prazos), conduzindo a ajustamentos de carteira por parte dos agentes económicos. Assistiu-se, assim, a uma marcada desaceleração da quase-moeda e a um

crescimento considerável de aplicações alternativas, nomeadamente em acções.

No que respeita aos agregados de crédito, o crédito líquido ao Sector Público Administrativo tem vindo a reduzir-se, reflectindo a diminuição das necessidades de financiamento do sector público, assistindo-se igualmente a alterações na respectiva composição. Por sua vez, as elevadas taxas de crescimento que têm caracterizado o crédito a empresas não financeiras e particulares são consistentes com o crescimento acentuado do investimento (que registou, em 1997, uma taxa de crescimento real superior a 12 por cento) e com a redução das restrições de liquidez enfrentadas quer pelas empresas, quer pelas famílias. No caso específico das famílias, a redução das taxas de juro terá induzido um aumento do seu grau de endividamento em percentagem do PIB, que passou de 16.1 por cento, no início da década, para 39.5 por cento no final de 1997, sem que tal facto tivesse implicado uma variação significativa da respectiva taxa de esforço, medida em termos do rácio entre juros pagos e PIB⁽²⁾. Já as empresas beneficiaram de uma apreciável redução nos seus custos financeiros com juros (o seu peso em termos do PIB aumentou de 14.1 por cento em 1990 para 6.5 por cento em 1997), enquanto que o seu nível de endividamento reflectiu essencialmente a evolução da conjuntura económica.

(1) Salvo indicação em contrário, as taxas de variação referidas no texto correspondem à variação percentual em relação ao período homólogo do ano anterior.

(2) A este propósito, ver caixa do Relatório Anual de 1997, "Indicador de acessibilidade das famílias ao crédito à habitação".



2. AGREGADOS MONETÁRIOS

Durante os quatro primeiros meses de 1998, o agregado de liquidez L^- (ativos líquidos na posse do sector residente não financeiro) manteve taxas de crescimento ligeiramente inferiores às observadas no último trimestre de 1997 (gráfico 1), fixando-se em 6.2 por cento a sua taxa de variação em Abril do corrente ano (valor igual ao verificado em Dezembro de 1997 e que compara com 9.4 por cento observado em Março do mesmo ano). Esta evolução reflecte uma tendência ligeiramente decrescente no ritmo de crescimento da quase-moeda (este agregado apresentou em Abril uma variação de 2.0 por cento) e um novo aumento na taxa de crescimento do agregado $M1^-$ (de 13.3 por cento em Janeiro para 16.8 por cento em Abril).

A análise da evolução trimestral em cadeia do agregado L^- (gráfico 2) evidencia a influência das operações de privatização sobre a evolução deste agregado: o crescimento do agregado foi mais acentuado nos meses em que se verificaram essas operações, reflectindo aumentos prévios nos depósitos à ordem (para posterior liquidação dos títulos adquiridos). Em Abril de 1998, a taxa de variação em cadeia anualizada do agregado L^- (calculada a partir de valores corrigidos de variações sazonais) fixou-se em 7.4 por cento, valor próximo da média dos valores verificados desde Janeiro de 1996.

As taxas de juro dos depósitos a prazo mantiveram uma trajectória claramente descendente (grá-

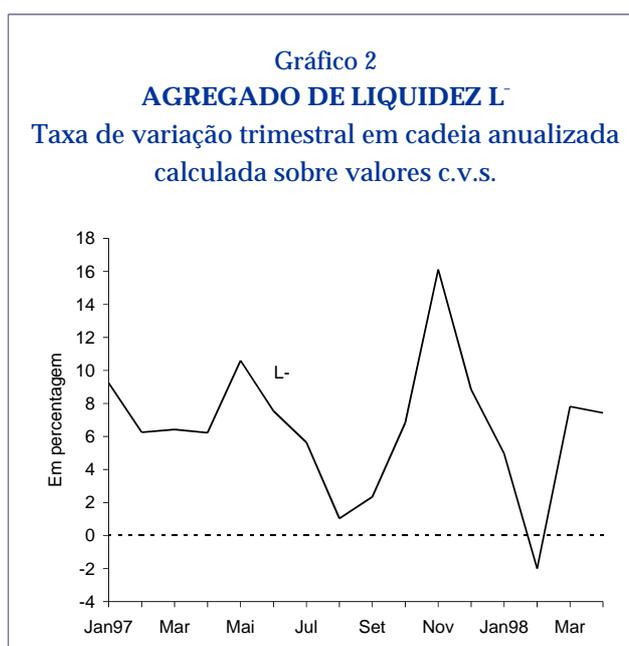
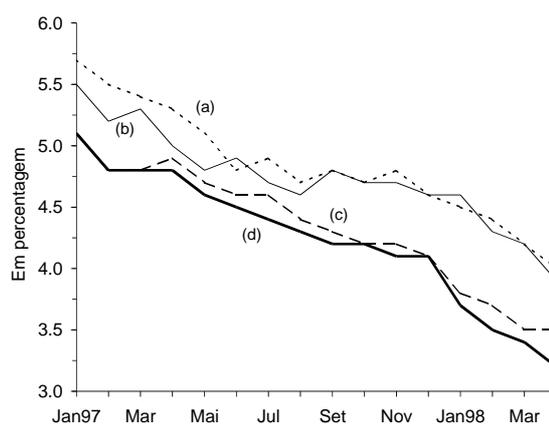


Gráfico 3
TAXAS DE JURO DOS DEPÓSITOS A PRAZO

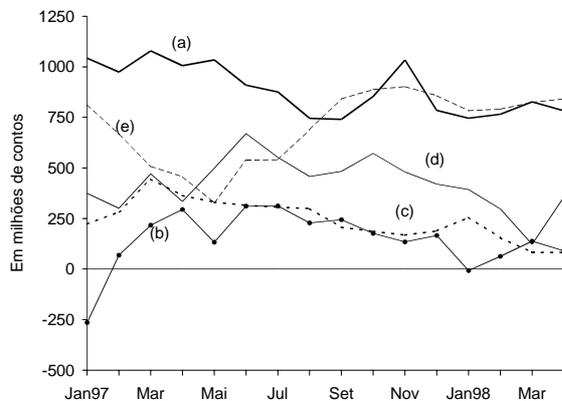


Notas:

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

fico 3), diminuindo cerca de 0.5 pontos percentuais entre Janeiro e Abril. A taxa de juro dos depósitos por prazos mais curtos (31 a 90 dias) fixou-se em 4.0 por cento, ao passo que a relativa aos depósitos para prazos superiores a um ano atingiu 3.2 por cento. Manteve-se, assim, a tendência, observada desde Agosto de 1997, de aumento da inclinação negativa da curva de rendimentos subjacente a estas taxas. Esta situação indicia que se continuará a

Gráfico 4
AGREGADOS FINANCEIROS
Fluxos anuais*



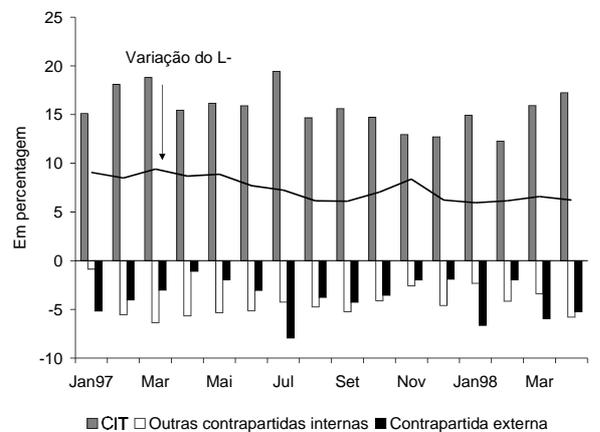
Notas:

- (a) L^- .
- (b) Aplicações de outros intermediários financeiros, auxiliares financeiros, companhias de seguros e fundos de pensões em bancos, bilhetes do Tesouro e CLIP.
- (c) Aplicações do sector não bancário em títulos de dívida pública.
- (d) Aplicações do sector não bancário em outros títulos internos.
- (e) Aplicações do sector não bancário em títulos externos.

verificar uma revisão em baixa das expectativas de taxas de juro.

As aplicações tradicionais (depósitos a prazo e certificados de aforro) continuaram a perder atractividade, facto reforçado pelo comportamento bolista durante o ano de 1997 e durante os primeiros quatro meses de 1998. Por conseguinte, ter-se-á verificado a continuação do processo de ajustamento de carteira por parte dos agentes económicos, com a canalização das aplicações para os títulos internos, em especial acções, e para aplicações externas (gráfico 4). Relativamente a esta alteração de carteira, será de realçar que as aplicações totais dos Fundos de Investimento Mobiliários cresceram 43.5 por cento entre Março de 1997 e Março de 1998. No mesmo período, as aplicações dos fundos de acções aumentaram cerca de 181.2 por cento, atingindo um montante aproximado de 409 milhões de contos.

Gráfico 5
CONTRAPARTIDAS DA VARIAÇÃO DO L^-
Taxas de variação homóloga

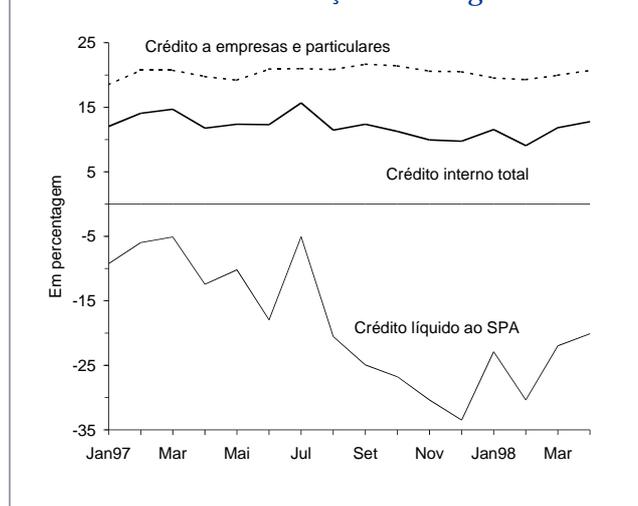


A criação de moeda derivou unicamente do crescimento do crédito interno total, cujo contributo para a expansão do agregado L^- foi em Abril de 17.3 pontos percentuais (gráfico 5). A contrapartida externa continuou a contribuir negativamente para a evolução da liquidez interna, (-5.2 pontos percentuais em Abril, em particular como resultado da redução das disponibilidades líquidas sobre o exterior dos bancos), assim como a variação nas outras contrapartidas internas (-5.8 pontos percentuais). Esta última estará associada ao aumento do capital do sistema bancário e das aplicações das instituições financeiras não monetárias no sistema bancário.

3. AGREGADOS DE CRÉDITO

O crescimento do crédito bancário interno total atingiu um valor de 9.1 por cento em Fevereiro do corrente ano, aumentando seguidamente até atingir 12.8 por cento em Abril (nível mais elevado desde Junho de 1997). Este desenvolvimento reflecte duas evoluções bastante distintas: enquanto o crédito líquido ao Sector Público Administrativo (SPA) apresenta taxas de variação homóloga negativas (que atingiram um valor mínimo de -33.5 por cento em Dezembro de 1997, assumindo o valor de -20.1 por cento em Abril), o crédito às empresas e aos particulares tem mantido um crescimento elevado, em torno de 20.0 por cento (gráfico 6).

Gráfico 6
AGREGADOS DE CRÉDITO INTERNO
BANCÁRIO
Taxas de variação homóloga



3.1 Crédito líquido ao Sector Público Administrativo

De Janeiro a Maio de 1998, o financiamento líquido total ao SPA cifrou-se em 277.7 milhões de contos, valor inferior em 41.5 milhões de contos ao

apurado no período homólogo de 1997 (quadro 1). Depois de nos primeiros quatro meses do ano se ter verificado uma execução orçamental mais deficitária que no ano anterior (devido a uma maior concentração de algumas despesas verificada este ano⁽³⁾, e de uma menor receita de privatizações neste período), assistiu-se em Maio a uma inversão na evolução do défice global do Estado, que diminuiu de 407.5 milhões de contos, verificado entre Janeiro e Abril, para 167.4 milhões de contos (valor que compara com 183.6 milhões de contos no período de Janeiro a Maio de 1997). Para esta evolução contribuiu um aumento das receitas fiscais, bem como uma aproximação dos níveis da despesa aos valores orçamentados. A evolução do crédito líquido ao SPA foi igualmente condicionada pela utilização das receitas de alienação de partes sociais de empresas.

Relativamente à composição do financiamento do SPA, a principal alteração consistiu na inversão da evolução da carteira de títulos de dívida pública na posse do sector bancário, que entre Janeiro e

(3) Compreendendo nomeadamente subsídios, transferências, juros e despesas de capital.

Quadro 1

CRÉDITO LÍQUIDO AO SECTOR PÚBLICO ADMINISTRATIVO

Milhões de contos

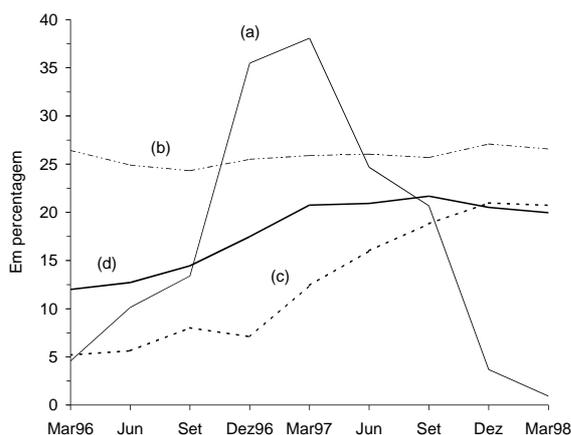
	1996			1997			1998
	Ano	1º Semestre	Jan-Mai	Ano	1º Semestre	Jan-Mai	Jan-Mai
Crédito líquido interno	243.4	145.0	327.1	-894.6	-379.8	57.0	185.3
Monetário.....	-199.8	-91.5	66.9	-1083.2	-488.6	-90.6	180.3
Bancário.....	-189.3	-107.1	38.1	-934.2	-509.6	-168.2	244.8
Banco de Portugal	149.6	374.7	420.8	6.7	-40.7	284.4	166.3
Bancos	-338.9	-481.8	-382.6	-940.9	-469.0	-452.6	78.5
Do qual:.....							
Bilhetes do Tesouro em carteira*	7.7	-188.9	-152.6	-177.9	-177.9	-30.1	-53.5
Outras aplicações em títulos da dívida pública	-238.2	-36.8	-81.8	-677.9	-677.9	-233.2	268.6
BT na posse do público*	-10.5	15.6	28.7	-149.0	21.0	77.6	-64.6
Não Monetário	443.3	236.5	260.2	188.6	108.8	147.6	5.1
Do qual:.....							
Certificados de Aforro (líq.)	74.3	38.5	39.5	4.9	9.6	16.4	-56.5
Crédito líquido externo	189.8	212.2	226.4	444.6	219.8	184.0	200.2
Cedências/ aquisições de títulos de dívida interna a não residentes (líq.)	140.2	60.1	73.0	416.3	145.9	91.0	-114.5
Disponibilidades líquidas s/o exterior do Tesouro	-16.7	-3.9	-14.5	-9.6	-11.0	-20.6	-4.4
Ajustamento-bilhetes do Tesouro	20.6	22.2	20.7	22.4	11.5	7.7	11.1
Crédito líquido total	577.3	435.5	632.6	-21.0	-13.6	319.2	277.7

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

Maio deste ano registou um aumento de 215.1 milhões de contos (quando no período homólogo de 1997 havia diminuído 263.3 milhões de contos). Verificou-se uma mudança na estrutura de prazos dessa carteira, na medida em que a sua componente de curto prazo (bilhetes do Tesouro) diminuiu (53.5 milhões de contos), enquanto as aplicações em outros títulos aumentaram (268.6 milhões de contos).

O recurso acrescido ao financiamento junto do sector bancário foi igualmente acompanhado por uma redução da tomada de títulos de dívida pública emitida no mercado interno por parte de residentes não bancários (de 147.6 milhões de contos em Jan-Mai/97 para 5.1 milhões de contos em igual período de 1998) e também por parte de não residentes (entre Janeiro e Maio verificou-se uma redução, em termos líquidos, de 114.5 milhões de contos no respectivo *stock* de títulos de dívida interna; em período homólogo de 1997 haviam sido cedidos, em termos líquidos, 91 milhões de contos).

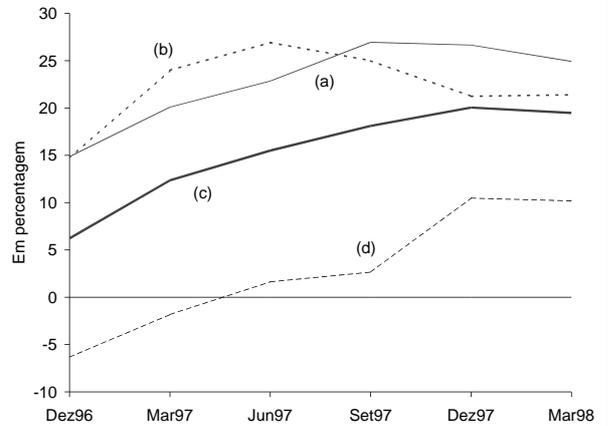
Gráfico 7
CRÉDITO INTERNO BANCÁRIO A EMPRESAS E PARTICULARES
Taxas de variação homóloga



Notas:

- (a) Instituições financeiras não bancárias.
- (b) Particulares.
- (c) Empresas não financeiras.
- (d) Total.

Gráfico 8
CRÉDITO INTERNO BANCÁRIO A EMPRESAS NÃO FINANCEIRAS POR RAMOS DE ACTIVIDADE
Taxas de variação homóloga**



Notas:

- (a) Serviços.
- (b) Construção e obras públicas.
- (c) Total.
- (d) Indústria transformadora.
- * Crédito não titulado e papel comercial.
- ** Calculados com base em saldos em fim de trimestre.

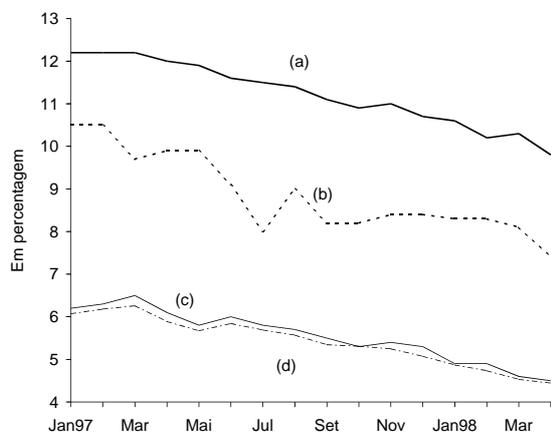
3.2 Crédito a empresas e particulares

O crédito bancário a empresas e a particulares continuou a evidenciar um elevado ritmo de crescimento, em torno de 20.0 por cento (gráfico 7). Durante o primeiro trimestre de 1998, assistiu-se novamente à desaceleração do crédito a instituições financeiras não bancárias, verificando-se nas outras duas classes de mutuários (particulares e empresas não financeiras) uma estabilização em níveis próximos dos atingidos no final de 1997.

O crédito bancário a empresas não financeiras continuou a aumentar de forma significativa, situando-se em 20.7 por cento a taxa de variação relativa a Março do corrente ano (gráfico 8). Esta dinâmica estará associada à forte expansão do crédito destinado a investimento, que desde o primeiro trimestre de 1997 apresenta taxas de variação homóloga superiores a 20 por cento (note-se que a importância do investimento enquanto finalidade do crédito tem vindo tendencialmente a aumentar desde Março de 1993, facto acompanhado por um gradual aumento do prazo do financiamento). Em

Gráfico 9

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



Notas:

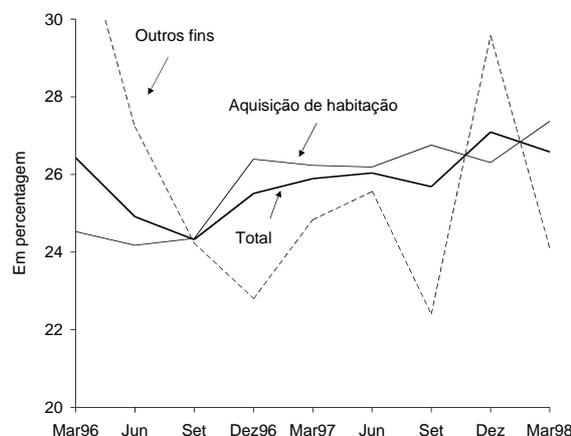
- (a) Carteira comercial (91 a 180 dias).
- (b) Empréstimos e outros créditos (91 a 180 dias)
- (c) Papel comercial (85 a 95 dias)
- (d) Lisbor a 3 meses

termos de estrutura, o crédito por ramos de actividade concentra-se essencialmente (e de forma crescente) no sector dos Serviços. No entanto, e conforme já anteriormente referido, este resultado pode ser mais aparente do que real, dadas as estreitas ligações financeiras entre instituições contabilizadas em Serviços (nomeadamente as Sociedades Gestoras de Participações Sociais) e as incluídas nos restantes sectores. De qualquer forma, deverá salientar-se que quer as empresas da Indústria transformadora, quer as empresas de Construção e obras públicas beneficiavam no final do primeiro trimestre de um volume de crédito claramente superior ao do período homólogo de 1997, assistindo-se a uma estabilização do crescimento do crédito a estes sectores a um nível elevado. Tal facto deverá reflectir o acentuado crescimento da actividade económica verificado durante o primeiro trimestre do ano.

A expansão do crédito terá sido favorecida pela redução das taxas de juro (gráfico 9). Efectivamente, as taxas de juro praticadas nas operações com empresas privadas não financeiras prosseguiram uma tendência de descida, tanto nas operações por prazos mais curtos como nos créditos por prazos

Gráfico 10

CRÉDITO INTERNO A PARTICULARES POR FINALIDADES
Taxas de variação homóloga

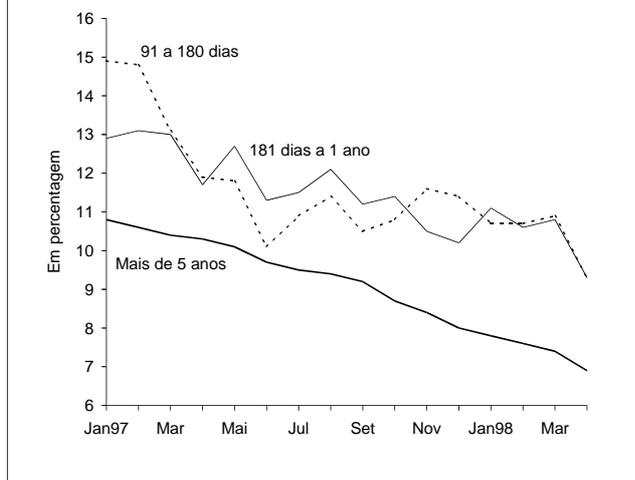


mais alargados, favorecendo assim tanto o investimento como a gestão de tesouraria de mais curto prazo. As empresas de maior capacidade financeira, habilitadas a recorrer a emissões de Papel Comercial, têm conseguido financiar-se nesta modalidade de crédito a taxas de juro próximas das do mercado monetário interbancário (em Abril, a taxa nominal⁽⁴⁾ resultante dos leilões de Papel Comercial foi de 4,5 por cento, que compara com a taxa Lisbor a 3 meses de 4,4 por cento). As taxas de juro praticadas nos restantes tipos de crédito também têm diminuído, embora mantendo-se a níveis significativamente superiores: em Abril, a taxa de juro média da carteira comercial foi de 9,8 por cento, enquanto a dos Empréstimos e outros créditos fixou-se em 7,4 por cento (reduzindo-se respectivamente 0,9 e 1,0 pontos percentuais, face a Dezembro de 1997).

O crédito interno bancário a particulares manteve uma dinâmica apreciável, que tem sido sustentada pelo crescimento do crédito destinado à aquisição de habitação (cujas taxas de variação atingiu em Março 27,4 por cento) e pontualmente pela evolução do crédito destinado a outros fins (gráfico 10). Este agregado aumentou de forma mais significativa nos segundo e quarto trimestres de

(4) Não considerando outros custos associados a esta modalidade de financiamento.

Gráfico 11
TAXAS DE JURO DO CRÉDITO BANCÁRIO A PARTICULARES
Empréstimos e outros créditos



1997 (25.6 por cento e 29.6 por cento, respectivamente, em termos de variação homóloga), facto que poderá ter estado associado às linhas de crédito disponibilizadas pelos bancos durante as já mencionadas operações de privatização. Globalmente, o crédito para outros fins representa somente cerca de 23.7 por cento do crédito bancário a particulares⁽⁵⁾ (11.9 por cento do crédito bancário

a empresas não financeiras e particulares), e engloba essencialmente crédito ao consumo, fenómeno que ganhou expressão no início da década de 90, e que se mantém em expansão em Portugal.

Com efeito, de Janeiro de 1997 a Abril do corrente ano, as taxas de juro nos empréstimos por prazo de 91 a 180 dias diminuíram 5.6 pontos percentuais (2.1 pontos percentuais desde Dezembro de 1997), fixando-se em 9.3 por cento, enquanto nos créditos pelo prazo de 181 dias a um ano a taxa se reduziu 3.6 pontos percentuais (0.9 pontos percentuais de Janeiro a Abril de 1998), fixando-se em 9.3 por cento (gráfico 11). Igualmente significativa foi a redução nas taxas de juro praticadas nos créditos por prazo superior a 5 anos, que em Abril atingiram níveis próximos de 6.9 por cento. Desde Janeiro de 1997, estas taxas (estritamente relacionadas com os créditos à habitação), diminuíram 3.9 pontos percentuais (1.1 pontos percentuais já durante 1998).

Acabado de redigir com base em informação disponível até 8 de Julho de 1998.

(5) Em termos de estrutura do crédito bancário a particulares, o crédito para outros fins aumentou o seu peso entre Dezembro de 1989 (quando representava cerca de 10.3 por cento do total) e Setembro de 1993, quando estabilizou em torno dos 24 por cento.

POLÍTICA ORÇAMENTAL NO PÓS-99*

A.S. Pinto Barbosa**

1. INTRODUÇÃO

Que linhas básicas de orientação da política orçamental deverão ser seguidas no novo enquadramento em que Portugal integra o grupo de países fundadores da moeda única? Fará sentido continuar a focalizar essa política nos valores de referência, para o défice e dívida, estabelecidos no Tratado, valores que oportunamente serviram como critério de admissão naquele grupo? Ou deverão ser usados outros valores em sua substituição? Independentemente de outras razões, a simples existência do Pacto de Estabilidade e Crescimento para o pós-99, com as penalizações para a indisciplina orçamental que prevê, significa, só por si, que o interesse na disciplina orçamental não se esgota no momento da selecção dos países integrantes do núcleo fundador do euro.

No que se segue, ocupar-nos-emos fundamentalmente daquelas questões. Parece útil começar por identificar — o que se faz na secção seguinte — os traços essenciais daquilo que poderá representar um **estado estacionário** (*steady-state*) da economia a atingir num horizonte de longo prazo, deixando momentaneamente de lado o problema do ajustamento ou transição para tal situação. Sublinha-se, nesta secção inicial, a necessária coerência, ou mútua compatibilidade, que deverá existir entre os valores de referência de longo prazo dos saldos orçamentais e dívida pública. A secção seguinte considera o problema das flutuações cíclicas em torno do estado estacionário. Propõe-se, neste contexto, uma regra de fixação do saldo or-

çamental que, perante as perturbações que atingem a economia, assegura a estabilidade da solução de longo prazo escolhida. A forma específica sugerida para a regra resolve, por outro lado, o problema da transição, pois garante, simultaneamente, a convergência da situação inicial para os valores de referência de longo prazo. A secção 4 aplica ilustrativamente ao caso português a metodologia sugerida na secção anterior e põe em evidência o esforço orçamental requerido no período de transição. A secção 5 compara seguidamente os resultados obtidos com os de algumas especificações alternativas. Finalmente, a secção 6 sintetiza as principais conclusões.

2. COMPATIBILIZAÇÃO DE OBJECTIVOS

No plano orçamental e da dívida pública, como poderá ser caracterizada uma situação estacionária de longo prazo no regime do euro? Afigura-se que os seguintes elementos deverão estar necessariamente presentes como requisitos mínimos:

1. O rácio da dívida pública para o PIB, representado por $\beta = B/Y$, em que B e Y indicam, respectivamente, o *stock* de dívida pública e o PIB, deverá estar **estabilizado**. Esta é uma simples decorrência do próprio conceito de estado estacionário⁽¹⁾, que pressupõe uma estabilização das variáveis relevantes no seu valor de equilíbrio final.

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

** Banco de Portugal e Universidade Nova de Lisboa. Agradeço os comentários e sugestões ao presente trabalho feitos pelo Prof. Vítor Gaspar e pelo Dr. Jorge Correia da Cunha.

(1) Embora, note-se, este não seja, estritamente, um requisito de sustentabilidade dinâmica. Esta requer apenas que β cresça a uma taxa inferior à diferença entre a taxa de juro e a taxa de crescimento da economia.

2. O nível de β em que, no longo prazo, ocorre essa estabilização não deve exceder 60 por cento. Esta é uma limitação imposta pelo Tratado. Como se trata de um limite superior, pôr-se-á, naturalmente, o problema de saber qual o valor específico, dentro desse limite, que mais convém à nossa política orçamental. A escolha desse valor de referência — para o qual se fará convergir, no longo prazo, o rácio da dívida pública — será, por conseguinte, uma das opções básicas que estarão presentes na análise que se segue.
3. A situação orçamental no médio prazo deverá estar próxima do equilíbrio ou ser excedentária. Conquanto expressa em termos quantitativos pouco precisos, esta é uma restrição decorrente do Pacto.
4. O défice global em percentagem do PIB, que representamos por ϕ , não deverá em cada período exceder 3 por cento, restrição que decorre, novamente, do Tratado e surge, também aqui, sob a forma de um limite superior.

Importa começar por identificar as opções que existem quanto aos valores de referência de longo prazo para a dívida e o défice, dentro das restrições acima indicadas.

Para que valores será apropriado fazer convergir, pela execução continuada da política orçamental na fase de transição, o rácio da dívida, β e o saldo orçamental global, ϕ ?

Um primeiro aspecto essencial a ser tido em conta na escolha dos valores de referência de longo prazo para o rácio da dívida e défice é o de que essas escolhas não são independentes mas estão interligadas. Nessas circunstâncias, torna-se imperiosa a **mútua compatibilização** dos valores escolhidos, sob pena de se delinear uma política orçamental internamente incoerente.

É possível mostrar que o rácio β , da dívida pública para o PIB, evoluiu ao longo do tempo aproximadamente de acordo com a expressão⁽²⁾:

$$\Delta\beta = \delta + \beta_{-1}(i - y) + u, \quad (1)$$

onde, considerando uma análise anual, $\Delta\beta$ indica a variação do rácio β durante o ano, δ representa o défice primário (em percentagem do PIB) no ano e o termo $\beta_{-1}(i - y)$ corresponde ao rácio da dívida no fim do ano anterior, β_{-1} , multiplicado pela diferença entre a taxa de juro nominal i (que o Estado paga na dívida) e a taxa de crescimento nominal do PIB, y . O termo residual u reflecte o efeito de outros impulsos de origem não orçamental na dinâmica da dívida como, por exemplo, os decorrentes das receitas das privatizações e de compromissos públicos, explícitos ou implícitos, nas áreas da Saúde, Segurança Social, dívida garantida, sistema financeiro, etc. Estes impulsos não foram considerados nas simulações, em virtude da imprecisão das suas estimativas e também pelo facto de, por não terem o mesmo sinal algébrico, se cancelarem em parte.

A estabilização do rácio β num estado estacionário significa uma variação nula, $\Delta\beta = 0$, pelo que de (1) se tira:

$$0 = \bar{\delta} + \bar{\beta}(i - y), \quad (2)$$

onde $\bar{\delta}$ e $\bar{\beta}$ assinalam os valores de longo prazo, estabilizados, de δ e β .

Considerando, por outro lado, que se trata de um estado estacionário de uma pequena economia aberta, integrada num vasto espaço europeu com uma política monetária una, torna-se possível uma maior particularização da especificação (2). Na verdade, será razoável admitir nessas circunstâncias que alguns dos seus parâmetros se comportarão, no futuro, de forma essencialmente **exógena**. Assim, a taxa de crescimento do PIB nominal, será, no essencial, a soma da inflação europeia⁽³⁾, p^* , com o crescimento da produção real potencial doméstica, q^* , duas variáveis que, por razões distintas, serão de difícil controlo por parte das autoridades domésticas. Admitamos, pois, que y iguala o valor exógeno y^* dado por:

$$y^* = q^* + p^*. \quad (3)$$

Do mesmo modo, fará também sentido supor que a taxa de juro nominal seja, num cenário desse tipo, essencialmente exógena:

(2) Veja-se, Blanchard (1997), p. 596. Para a fórmula exacta veja-se, por exemplo, Barbosa (1997), p. 131.

(3) Estão-se aqui a ingorar efeitos do tipo Samuelson-Balassa.

$$i = i^* \quad (4)$$

Restarão assim, como variáveis não-exógenas na especificação, o défice primário, $\bar{\delta}$ e o rácio $\bar{\beta}$:

$$0 = \bar{\delta} + \bar{\beta}(i^* - y^*), \quad (5)$$

Por sua vez, também no longo prazo se aplica a seguinte relação entre o défice primário e o défice global do orçamento:

$$\bar{\phi} = \bar{\delta} + \bar{\beta}i^*, \quad (6)$$

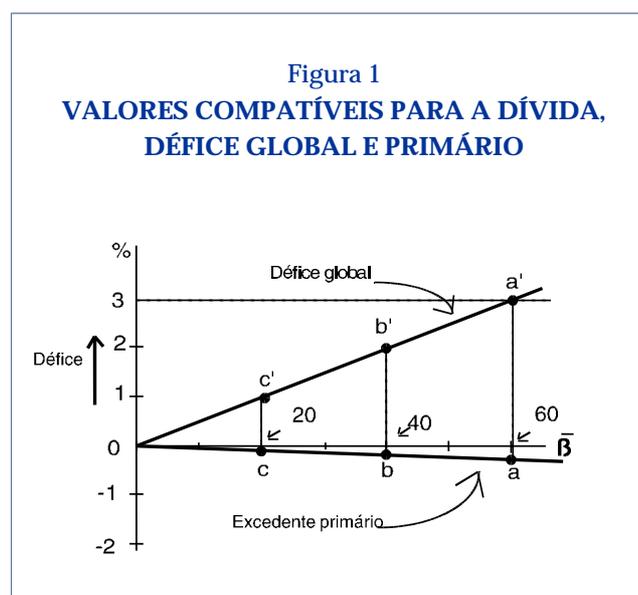
onde $\bar{\phi}$ designa o défice global, no longo prazo. De (5) e (6) tira-se imediatamente a expressão:

$$\bar{\beta} = \frac{\bar{\phi}}{y^*}. \quad (7)$$

As expressões (6) e (7) põem em evidência as relações de mútua compatibilidade que devem necessariamente existir no longo prazo: conhecida a taxa de juro i^* e a taxa de crescimento nominal da economia y^* , uma vez escolhido um valor de referência para qualquer das três variáveis $\bar{\beta}$, $\bar{\phi}$ ou $\bar{\delta}$, logo as outras duas ficarão residualmente determinadas⁽⁴⁾.

Uma ilustração desta interdependência e da necessidade de um quadro coerente de metas de longo prazo está apresentada na figura 1, construída no pressuposto de uma taxa de crescimento nominal da economia portuguesa de 5 por cento e de uma taxa de juro nominal de 5.5 por cento⁽⁵⁾.

Admita-se que a escolha directa da autoridade orçamental incide sobre o rácio $\bar{\beta}$ da dívida pública para o PIB, rácio que é medido no eixo horizontal da figura. No eixo vertical medem-se os valores compatíveis para os défices global e primário. A linha crescente refere-se ao défice global coerente com o valor $\bar{\beta}$ que se escolha no eixo horizontal e é obtida de (7):



$$\bar{\phi} = \bar{\beta}y^*, \quad (8)$$

Enquanto que a linha decrescente respeita ao correspondente défice primário e é obtida de (5):

$$\bar{\delta} = \bar{\beta}(y^* - i^*). \quad (9)$$

Como esta última linha apresenta valores negativos, trata-se neste caso de **excedentes** primários. Indica-se também, na linha horizontal a tracejada, o limite de 3 por cento do PIB ao défice global que decorre do Tratado e do Pacto de Estabilidade.

Escolhendo, por exemplo, um valor de referência de 60 por cento para o rácio da dívida, os pontos a e a' indicam os correspondentes valores de longo prazo para o défice primário e global, neste caso, respectivamente, -0.3 por cento (um excedente) e 3 por cento. O par de pontos b e b' indica, por sua vez, os valores do défice primário e global correspondentes a um rácio de $\bar{\beta} = 40\%$ para a dívida, enquanto que os pontos c e c' estão associados a um rácio de 20 por cento. Sublinhe-se, de novo, como são requeridos excedentes primários no longo prazo qualquer que seja a escolha de $\bar{\beta}$. Note-se, também, como um orçamento equilibrado (saldo global nulo, $\bar{\phi} = 0$), requer no longo prazo a anulação do rácio da dívida pública, $\bar{\beta} = 0$, e um saldo primário igualmente nulo, $\bar{\delta} = 0$.

O quadro 1 apresenta os valores compatíveis do défice primário, $\bar{\delta}$, e global $\bar{\phi}$, para várias escolhas alternativa de $\bar{\beta}$.

(4) Estes resultados ilustram uma conclusão assinalada já por outros autores (por exemplo, W. Buitier (1993)): a de que, em situação de estacionaridade, existe um e um só valor específico da taxa de crescimento do PIB nominal, y^* susceptível de reconciliar o cumprimento estrito dos dois valores de referência do Tratado.

(5) Admitindo uma taxa de inflação de 2 por cento, estes valores implicam uma taxa de crescimento real de 3 por cento e uma taxa de juro real de 3.5 por cento.

Quadro 1

**VALORES ESTACIONÁRIOS COMPATÍVEIS,
PARA $i = 5.5\%$ e $y = 5\%$**

	$\bar{\beta} = 60\%$	$\bar{\beta} = 40\%$	$\bar{\beta} = 30\%$	$\bar{\beta} = 20\%$	$\bar{\beta} = 0\%$
$\bar{\delta}$	-0.3	-0.2	-0.15	-0.1	-0.0
$\bar{\phi}$	3.0	2.0	1.5	1.0	0.0

Como se pode ver, o saldo primário é superavitário em todos os cenários, excepto no caso em que o rácio da dívida pública é, no estado estacionário, nulo. Neste último caso, quer o saldo global, quer o saldo primário serão também nulos⁽⁶⁾.

Reconhecida a necessidade de escolha de um conjunto **coerente** de objectivos de longo prazo para as três variáveis centrais — rácio da dívida, saldo global, saldo primário — pergunta-se: que critérios adicionais, para além da coerência, deverão presidir agora a essa escolha? Esta é matéria complexa pelas múltiplas incidências que presumivelmente acarreta, das quais algumas não se confinarão exclusivamente à esfera económica. No que se segue, procura-se, no entanto, trazer à discussão um dos aspectos que assumirá maior relevo nessa problematização. Trata-se das implicações da escolha no contexto dos efeitos do Pacto de Estabilidade e dos Procedimentos dos Défices Excessivos. Mais precisamente, trata-se de avaliar a incidência que ela tem no cumprimento das restrições impostas às variáveis orçamentais ou da dívida. É esse o objecto da análise que se segue.

3. FLUTUAÇÕES CÍCLICAS

Mesmo quando um quadro coerente de objectivos permita a estabilização do orçamento no seu equilíbrio de longo prazo, há que contar com uma complicação adicional: os efeitos das flutuações cíclicas da economia em torno desse equilíbrio. Na verdade, o saldo orçamental depende do ciclo económico, agravando-se quando a produção desacelera e melhorando quando aumenta o ritmo de

produção. É por via desta reacção do saldo ao ciclo que se torna operativa a “estabilização automática”, elemento considerado benéfico porque ajuda, em última análise, a atenuar as flutuações cíclicas da economia.

Ora, sendo um elemento benéfico, a “estabilização automática” deverá ser, no mínimo preservada no futuro desenho da política orçamental. Diz-se no mínimo porque, em resultado da perda dos instrumentos cambial e monetário, ficará praticamente confinada à esfera orçamental a política de estabilização dos choques assimétricos.

Como compatibilizar, então, nesta esfera, a preservação dos estabilizadores automáticos e flutuações do saldo que eles pressupõem com os limites aos défices e dívida decorrentes do Tratado e Pacto? A sugestão óbvia é a de ajustar os valores de referência, para níveis suficientemente abaixo dos limites impostos de modo a que estes, quando ocorram flutuações cíclicas desfavoráveis, não sejam ultrapassados. Especificamente, no caso do saldo orçamental, isso implica calibrar o défice global para um valor de referência inferior aos 3 por cento de tal forma que, quando a economia desacelerar, o défice possa aumentar automaticamente (em resultado do mecanismo de estabilização) sem que isso traga imediatamente a aplicação de penalizações.

Que valor inferior a 3 por cento deverá ser então escolhido?

Antes de avançar para esta questão, importa referir um ponto preliminar. Poder-se-á perguntar, na verdade, se a sugerida redução do défice estacionário para um valor inferior a 3 por cento não acarretará consequências nefastas na procura agregada, especificamente uma redução sustentada do seu valor, com efeitos negativos sistemáticos na produção e emprego. É nossa convicção de que uma redução deste tipo não pode provocar uma deficiência **crónica** na procura agregada. No horizonte de longo prazo, aquele que interessa à presente análise, é indispensável acolher a hipótese de flexibilidade de preços, o que implica a equiparação da procura agregada à produção de equilíbrio. A redução sustentada do défice poderá acarretar um reajustamento de outra, ou outras, componentes da despesa agregada mas não uma redução do seu valor global.

Retomemos a questão da escolha do valor específico do saldo que deverá servir como referência à

(6) O valor diminuto obtido para o saldo primário nos vários cenários é uma consequência de serem muito próximos os valores admitidos para a taxa de juro, i^* , e de crescimento do produto, y^* .

política orçamental. Considere-se o défice primário δ decomposto nas duas seguintes partes:

$$\delta = \bar{\delta} + z \quad (10)$$

onde $\bar{\delta}$ indica o seu valor médio estacionário (em percentagem do PIB) e z indica a flutuação cíclica em torno de $\bar{\delta}$. A componente z é, pois, uma variável estocástica, possivelmente com correlação serial, que dependerá da posição cíclica da economia, podendo ser representada por:

$$z = A(L)ciclo, \quad (11)$$

onde $A(L)$ é um polinómio no operador de atraso, L . O *ciclo*, por seu turno, é uma variável estacionária que segue uma evolução representada por

$$ciclo = B(L)\varepsilon, \quad (12)$$

onde $B(L)$ é um polinómio no operador de atraso e ε é o impulso que dinamiza o ciclo, com $E(\varepsilon) = 0$ e $Var(\varepsilon) = \sigma_\varepsilon^2$. Quando a produção da economia esteja sustentadamente no seu valor estacionário de equilíbrio, $ciclo = 0$, z assumirá o valor estacionário de zero. Portanto, z é uma variável estocástica, com média estacionária nula, $E(z) = 0$ e, admite-se, variância estacionária σ_z^2 . Por sua vez, o défice global será:

$$\phi = \delta + \beta_{-1} i^* = \bar{\delta} + z + \beta_{-1} i^*. \quad (13)$$

Suponha-se, nesta decomposição, que a fonte predominante de variabilidade de ϕ , no estado estacionário, radica no comportamento cíclico da economia, reflectido no termo z . Ou seja, suponha-se que a variabilidade das despesas com juros, ou pela razoável estabilidade de β , ou pela diminuta variabilidade de i^* , surge como negligenciável no contexto descritivo deste estado estacionário, pelo que o termo βi^* se comporta essencialmente como uma constante.

Neste contexto, ao procurar determinar uma regra apropriada de fixação, período a período, do saldo primário no estado estacionário, uma primeira questão que se levanta é a da **estabilidade** da solução estacionária.

Considere-se a equação dinâmica da dívida indicada anteriormente em (1), avaliada em torno do estado estacionário:

$$\Delta\beta = 0 = \bar{\delta} + z + \bar{\beta}(i^* - y^*).$$

Reescrevendo ligeiramente a equação, é possível descrever as flutuações em torno do estado estacionário nos seguintes termos:

$$\beta = \bar{\delta} + z + \beta_{-1}[1 + (i^* - y^*)]. \quad (14)$$

Como se pode notar, a dinâmica de β em torno do valor estacionário será instável quando o coeficiente de β_{-1} for superior à unidade, isto é, quando $i^* > y^*$, o que sucede na presente hipótese, com $i^* = 0.055$ e $y^* = 0.05$.⁽⁷⁾ Numa regra a estabelecer para a fixação do saldo primário, convirá, por isso, introduzir um **termo correctivo** que, não afectando o seu valor esperado estacionário, $\bar{\delta}$, possa ao mesmo tempo conferir estabilidade ao comportamento dinâmico de β . Como veremos adiante, o termo cuja inclusão agora se sugere irá, simultaneamente, promover a convergência de β para o seu valor estacionário, na fase de transição (de momento ignorada) para o longo prazo. Assim, propõe-se que o valor planeado para δ em cada período seja descrito pela expressão:

$$\delta = \bar{\delta} + E(z | \Omega_{-1}) + \lambda(\bar{\beta} - \beta_{-1}). \quad (15)$$

Nesta expressão, o termo $E(z | \Omega_{-1})$ é o valor esperado da flutuação cíclica do défice no período, condicionado pela informação disponível no período anterior, Ω_{-1} . Ele corresponde, assim, à dinâmica antecipada na flutuação do défice primário, ou seja, ao elemento de inércia presente na sua evolução. A sua inclusão significa que se deseja permitir o funcionamento dos estabilizadores automáticos⁽⁸⁾, um atributo operacional que, como anteriormente se sublinhou, é altamente desejável. Por sua vez, o termo:

$$\theta = \lambda(\bar{\beta} - \beta_{-1}) \quad 0 < \lambda \leq 1 \quad (16)$$

corresponde ao referido elemento correctivo no comportamento dinâmico de β , elemento que se tornará estabilizador se baseado numa escolha apropriada de λ . Na verdade, a aplicação da regra

(7) Este é o caso com interesse, uma vez que a relação inversa, $i^* < y^*$, implica ineficiência dinâmica na economia. Veja-se, por exemplo Blanchard e Fischer (1989).

(15) em (14) origina uma dinâmica em torno do estado estacionário descrita por:

$$\beta = \bar{\delta} + z + \beta_{-1} [1 + (i^* - y^* - \lambda)], \quad (17)$$

que se revelará estável se $\lambda > i^* - y^*$.

Poderá eventualmente interessar, todavia, um valor mais alto para λ . Na verdade, se $\lambda \geq i^*$, consegue assegurar-se, para além da estabilidade, um outro resultado: que o saldo global não se deteriora quando β sofre um choque (aumento) exógeno. Com efeito, incluído o termo correctivo (16) no défice primário, pode-se reescrever o défice global, expresso em (13), nos seguintes termos:

$$\begin{aligned} \phi &= \bar{\delta} + z + \lambda (\bar{\beta} - \beta_{-1}) + \beta_{-1} i^* \\ &= \bar{\delta} + z + \lambda \bar{\beta} - (\lambda - i^*) \beta_{-1}, \end{aligned} \quad (18)$$

o que, com $\lambda \geq i^*$, garante que uma deterioração inesperada em β_{-1} não agrava o défice global no período seguinte, resultado que pode revestir-se de interesse na formulação da política orçamental⁽⁹⁾.

4. EXEMPLO ILUSTRATIVO

Para um ensaio numérico ilustrativo de uma estratégia do tipo agora sugerido, reportar-nos-emos à experiência histórica do caso português. Essa estratégia, no essencial, está sintetizada na figura 2.

Interessou, primeiramente, obter uma caracterização da evolução dinâmica da componente cíclica, ou seja, importou estimar o polinómio $B(L)$. Para isso, começou por se efectuar uma **medição** do ciclo aplicando o filtro $H - P(\lambda = 100)$ ao logaritmo do produto real, tal como referido nas *Séries Longas* do Banco de Portugal⁽¹⁰⁾. Obtida a medição do ciclo, procurou-se seguidamente apurar a sua

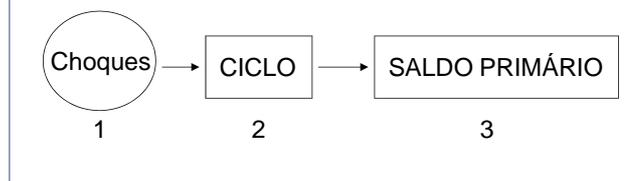
(8) Relembre-se que o valor esperado incondicional de z é zero.

(9) Por outro lado, comparando o valor do défice global em (18) com o seu valor estacionário, $\bar{\phi}$, e ignorando o termo cíclico, obtém-se:

$$\bar{\phi} - \phi = (\lambda - i^*) (\beta_{-1} - \bar{\beta}) \quad (19)$$

o que mostra que, com $\lambda \geq i^*$ e $\beta_{-1} > \bar{\beta}$, o défice global aproxima-se do seu valor de longo prazo por valores inferiores, um resultado adiante utilizado.

Figura 2
ESQUEMA DA MODELIZAÇÃO



modelização dinâmica. Com esta modelização, que corresponde ao passo 1 e 2 na figura 2, determinou-se simultaneamente, a sequência de impulsos que animam o ciclo e o mecanismo de propagação. Após ensaios alternativos a modelização asentou na estimação, para o período de 77 a 96, da seguinte especificação⁽¹¹⁾:

$$ciclo = \alpha_1 ciclo_{-1} + \alpha_2 ciclo_{-2} + \varepsilon, \quad (20)$$

Com os seguintes resultados (valores t entre parêntesis):

$$ciclo = 1.31 ciclo_{-1} - 0.7 ciclo_{-2} + \varepsilon \quad (21)$$

(8.7) (-4.8)

$$\bar{R}^2 = 0.82 \quad s.e.e = 0.014 \quad Q = 6.3(0.61)$$

Efectuaram-se, seguidamente, testes à normalidade dos resíduos ε , não tendo sido possível rejeitar essa hipótese⁽¹²⁾. Nestas condições, geraram-se 2000 números aleatórios extraídos de uma população normal, com média zero e variância idêntica à de ε ⁽¹³⁾. Com estes números e usando o mecanismo de propagação indicado em (21) tornou-se possível extrapolar a evolução do ciclo económico.

Antes disso, porém, considerou-se a relação entre o saldo primário e o ciclo (passo 3, na figura 2),

(10) A série foi prolongada para os anos de 94 a 2000 usando as estimativas do Banco de Portugal.

(11) A delimitação ao período de 77 a 96 radicou na convicção (sugerida por alguma evidência) de que, neste período mais recente, a dinâmica do ciclo terá sido diferente da do período anterior.

(12) Teste de Bowman e Shenton, com o resultado $\chi^2(2) = 0.062[0.97]$.

(13) Fez-se igualmente uma análise *bootstrap* usando os próprios resíduos históricos ε . Simplemente, dada a limitação da amostra, a função de densidade obtida deste modo surgiu muito pouco suavizada.

com a seguinte especificação simples, que revelou alguma aderência para o período 86-96⁽¹⁴⁾:

$$\delta = \alpha + \gamma_1 \text{ciclo} + \gamma_2 \text{ciclo}_{-1} + \eta \quad (22)$$

O lado esquerdo corresponde à variável δ anteriormente usada. O segundo e terceiro termos no lado direito pretendem, por sua vez, captar a influência cíclica no saldo, admitindo a possibilidade de um efeito desfasado. Os coeficientes γ_1 e γ_2 retratam, pois, a sensibilidade do défice primário ao ciclo e os valores estimados foram posteriormente usados nas simulações efectuadas.

A estimação de (22) produziu os seguintes resultados (valores t entre parêntesis)⁽¹⁵⁾:

$$\delta = 0.01 + 0.477 \text{ciclo} - 0.429 \text{ciclo}_{-1} + \eta. \quad (23)$$

(3.2) (3.2) (-3.1)

$$\bar{R}^2 = 0.47 \quad s.e.e = 0.01 \quad Q = 2.5(0.61)$$

O valor e sinal estimados para o coeficiente γ_2 sugerem a presença de um factor de rectificação parcial, passado um período, à reacção contemporânea do saldo ao ciclo, dada por γ_1 ⁽¹⁶⁾. De acordo com (15) e de posse dos coeficientes estimados γ_1 e γ_2 definiu-se o instrumento de controlo, o saldo primário planeado, nos seguintes termos:

$$\delta = \bar{\delta} + 0.477 \text{ciclo} - 0.429 \text{ciclo}_{-1} + \lambda(\bar{\beta} - \beta_{-1}). \quad (24)$$

(14) Se existir, simultaneamente, uma influência contemporânea significativa do saldo para o ciclo, a estimação obtida poderá enfermar de excesso de sensibilidade contemporânea do saldo ao ciclo. Nesse caso, as conclusões adiante avançadas sobre o risco de violação do limite dos 3 por cento para o défice em resultado das flutuações cíclicas pecarão pelo lado cauteloso. Adiante se consideram, todavia, especificações alternativas.

(15) Veja-se adiante a discussão de especificações alternativas.

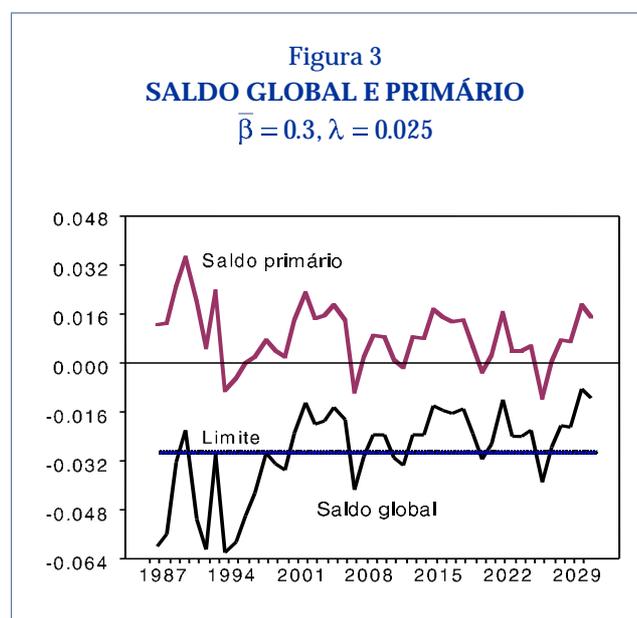
(16) Uma conjectura coerente com este resultado seria a de que as autoridades orçamentais, perante uma melhoria do saldo (por razões cíclicas), em dado ano, ter-se-iam sentido, no ano seguinte, mais propensas a relaxarem a disciplina orçamental. Inversamente, após um agravamento do saldo em determinado ano, ter-se-iam sentido mais pressionadas a apertar o controlo orçamental no ano imediato. Este comportamento discricionário das autoridades, sendo sistemático, acabaria por se incorporar, como componente adicional, no próprio mecanismo de estabilização automática, que veria assim atenuado o seu impacto. A ser válida esta conjectura, a aplicação do Pacto de Estabilidade pode significar, pois, a eliminação futura desse comportamento e a consequente amplificação do impacto dos estabilizadores automáticos convencionais.

Nesta especificação, e como se fez já notar, $\bar{\delta}$ e $\bar{\beta}$, devem ser valores compatíveis. Além disso, a escolha do coeficiente λ requer algum cuidado. Por um lado, λ deve ser suficiente, como atrás se referiu, para assegurar pelo menos a estabilidade da dinâmica⁽¹⁷⁾. Mas por outro lado, um valor excessivamente elevado, dado o provável desnível entre o valor inicial de β e o seu valor estacionário, pode implicar um esforço inicial de ajustamento tão elevado que torne politicamente inviável a sua concretização.

Nas simulações adiante efectuadas, e considerando que o nível inicial de β (ou seja, o seu valor em 96) ronda os 67 por cento⁽¹⁸⁾, pareceu razoável admitir para λ , quatro valores alternativos⁽¹⁹⁾: 2.5%, 4.0%, 5.5% e 7%.

Por sua vez, consideraram-se quatro hipóteses alternativas para o rácio estacionário da dívida: $\bar{\beta} = 40\%$, 30% , 20% , 0% . Os correspondentes valores estacionários para o défice primário e global, compatíveis com estes, estão indicados no quadro 1.

A figura 3 ilustra, para além dos valores históricos até 96, uma simulação do saldo global e primário até ao ano 2030, em que se escolheu $\bar{\beta} = 30\%$ como o valor estacionário para o rácio da dívida



(17) De acordo com (17), a estabilidade é assegurada se $\lambda > I^* - y^*$, o que no presente caso requer $\lambda > 0.005$.

(18) Esta era a melhor estimativa disponível na altura em que foram efectuadas as simulações (Setembro de 1997). Na medição da dívida bruta, exclui-se a capitalização acumulada de juros dos Certificados de Aforro e os CEDEP.

(19) Veja-se a anterior discussão em torno da expressão (18).

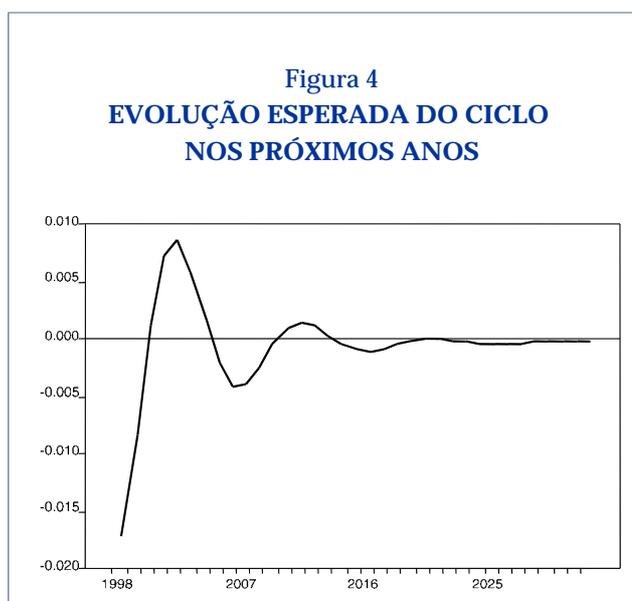
em relação ao PIB e se calibrou o parâmetro de intervenção correctiva no valor $\lambda = 3.5\%$.

A evolução do saldo global ao longo do tempo, para além da influência do ciclo, reflecte a redução das despesas com juros que ocorre em resultado do declínio do rácio da dívida, do valor inicial ($\beta_{96} = 67\%$) para o valor final estacionário de $\beta = 30\%$. Como se pode observar, o saldo global ultrapassa, de vez em quando, o limite dos três por cento, embora a probabilidade de ultrapassagem desse limite não seja constante ao longo do tempo.

Afigura-se, por isso, de especial interesse calcular a **probabilidade de violação do limite**, entendida como a percentagem de tempo, para determinado horizonte, em que o défice global, ϕ , excede o limite dos 3 por cento. Nas simulações que seguidamente se fizeram procurou computar-se numericamente essa probabilidade. Como em todos os cenários analisados o rácio β diminui ao longo do tempo, do seu valor inicial, em 96, para o valor estacionário, as despesas com juros vão paralelamente diminuindo e a probabilidade de ultrapassagem do referido limite tenderá, por este lado, a declinar ao longo do tempo, até atingir um valor final em *steady state*. Por outro lado, contudo, há que contar com a influência das “condições iniciais” no que respeita ao ciclo. Aqui a influência é contrária à da dívida: a posição inicial do ciclo em 96 é de molde a permitir prever, nos anos próximos, um contributo positivo da posição cíclica para o saldo primário. Ou seja, o termo $E(z|\Omega_{96})$ na expressão (15) é positivo para os próximos anos. Este ponto é ilustrado na figura 4 que descreve o valor esperado do ciclo no futuro imediato.

Como o valor de equilíbrio de longo prazo deste termo é zero, daí que, por este lado, a probabilidade de violação do limite seja menor no futuro imediato e tenda depois a aumentar com o tempo. Por último, existe ainda a possibilidade de um esforço orçamental muito forte no início poder resultar numa redução tão drástica do saldo orçamental que este se venha a situar, logo no imediato, num valor inferior ao do seu equilíbrio no longo prazo (veja-se nota (9)), aproximando-se, depois, deste valor de equilíbrio por valores inferiores. Neste caso, a probabilidade de violação tenderá a aumentar ao longo do tempo.

Perante este jogo de possíveis efeitos contraditórios, pareceu de interesse computar essa proba-



bilidade para quatro horizontes alternativos distintos: 2005, 2015, 2025 e, apenas como referência, a probabilidade estacionária (horizonte infinito)⁽²⁰⁾. Para cada horizonte considerado (e para cada valor de λ e de β), efectuaram-se 1000 simulações da evolução do saldo global. Calculou-se, depois, para cada simulação, a percentagem de períodos em que $\phi > 3\%$ e determinou-se, finalmente, o valor médio dessas percentagens. Os quadros 2, 3, 4 e 5 apresentam os resultados obtidos.

Em termos gerais, da análise dos quadros poderão porventura salientar-se as seguintes conclusões:

- a) A probabilidade de violação do limite dos 3 por cento (para o défice global) não evolui uniformemente ao longo do tempo em todos os cenários, tendendo a aumentar nuns casos e a diminuir noutros. Esta é sobretudo uma consequência da escolha do coeficiente de intervenção λ : conforme se assinalou⁽²¹⁾ o défice global tende a aproximar-se do seu valor de longo prazo por valores inferiores, quando $\lambda > i^*$, ($i^* = 0.05$) e por valores superiores quando $\lambda < i^*$, pelo que a probabilidade de violação do limite tenderá a aumentar

(20) Para o cálculo da situação limite de horizonte infinito, que corresponde à probabilidade estacionária, tornou-se evidentemente necessário proceder por aproximação: considerou-se um horizonte hipotético suficientemente longo para eliminar por completo qualquer vestígio de influência das condições iniciais.

(21) Veja-se (19) na nota 9.

Quadro 2

**PROBABILIDADE DE UM DÉFICE GLOBAL
SUPERIOR A 3%**
Dívida pública (estacionária)=40% PIB
 $\bar{\beta} = 0.4$

	2005	2015	2025	∞
$\lambda = 0.025$	0.38	0.36	0.34	0.16
$\lambda = 0.04$	0.22	0.22	0.22	0.16
$\lambda = 0.055$	0.13	0.14	0.15	0.16
$\lambda = 0.07$	0.08	0.10	0.12	0.16

Quadro 3

**PROBABILIDADE DE UM DÉFICE GLOBAL
SUPERIOR A 3%**
Dívida pública (estacionária)=30% PIB
 $\bar{\beta} = 0.3$

	2005	2015	2025	∞
$\lambda = 0.025$	0.27	0.26	0.24	0.06
$\lambda = 0.04$	0.12	0.12	0.11	0.06
$\lambda = 0.055$	0.05	0.06	0.06	0.06
$\lambda = 0.07$	0.02	0.03	0.04	0.06

Quadro 4

**PROBABILIDADE DE UM DÉFICE GLOBAL
SUPERIOR A 3%**
Dívida pública (estacionária)=20% PIB
 $\bar{\beta} = 0.2$

	2005	2015	2025	∞
$\lambda = 0.025$	0.21	0.18	0.16	0.02
$\lambda = 0.04$	0.05	0.06	0.05	0.02
$\lambda = 0.055$	0.02	0.02	0.02	0.02
$\lambda = 0.07$	0.0	0.01	0.01	0.02

Quadro 5

**PROBABILIDADE DE UM DÉFICE GLOBAL
SUPERIOR A 3%**
Dívida pública (estacionária)=0% PIB
 $\bar{\beta} = 0$

	2005	2015	2025	∞
$\lambda = 0.025$	0.09	0.07	0.06	0.0
$\lambda = 0.04$	0.01	0.01	0.01	0.0
$\lambda = 0.055$	0.0	0.0	0.0	0.0
$\lambda = 0.07$	0.0	0.0	0.0	0.0

ao longo do tempo no primeiro caso e a diminuir no segundo.

- b) Para um dado horizonte, a probabilidade de violação do limite é tanto menor quanto mais enérgio for o esforço orçamental correctivo, dado pelo termo $\lambda(\bar{\beta} - \beta_{-1})$ na expressão (15). Este esforço, por sua vez, é tanto maior quanto mais elevado for o coeficiente de intervenção λ e quanto mais ambicioso (ou seja, quanto mais reduzido) for o objectivo final para o rácio estacionário da dívida $\bar{\beta}$.

Depreende-se da observação dos quadros que a probabilidade de violação do limite dos 3 por cento pode ser elevada em certos cenários. Assim, por exemplo, se se pretender reduzir no longo prazo a dívida para 40 por cento do PIB e se o coeficiente de intervenção se limitar a 2.5 por cento, o défice global ultrapassará, no horizonte até 2005, o limite numa média de 3 anos (38 por cento dos 9 anos que medeiam 1997 e 2005) Essa frequência de violação pode, todavia, ser atenuada para 2 anos se o coeficiente de intervenção subir para $\lambda = 4\%$. Um valor suficientemente significativo para o coeficiente de intervenção λ e, mais geralmente, para o esforço orçamental, poderá, pois, ser especialmente requerido se se pretender diminuir a probabilidade de violação do limite orçamental para valores diminutos.

Sendo de presumir, porém, que o aumento do **esforço orçamental** correctivo, dado pelo termo $\lambda(\bar{\beta} - \beta_{-1})$ na expressão (15), esteja associado a maiores dificuldades políticas de implementação, interessará ganhar alguma sensibilidade ao que, do ponto de vista quantitativo, poderá significar esse esforço. Nesse sentido se procurou estimar o valor médio do esforço orçamental correctivo a realizar no futuro próximo, isto é, até ao ano 2010, em 6 cenários alternativos. Consideraram-se 3 valores possíveis para o coeficiente de intervenção: $\lambda = 4\%$, $\lambda = 5.5\%$ e $\lambda = 7\%$ e dois valores de longo prazo para o rácio da dívida: $\bar{\beta} = 30\%$, $\bar{\beta} = 20\%$. O quadro 6 apresenta a medida do esforço orçamental requerido, medido em pontos percentuais do PIB.

O valor referido em cada quadrícula corresponde ao valor médio de 1000 simulações efectuadas com o ciclo. O quadro evidencia o lento declínio, com o tempo, do esforço financeiro exigido, o que

Quadro 6

ESFORÇO ORÇAMENTAL REQUERIDO: $\lambda(\bar{\beta} - \beta_{-1})$
Em percentagem do PIB

	$\bar{\beta} = 30\%$			$\bar{\beta} = 20\%$		
	$\lambda = 4\%$	$\lambda = 5.5\%$	$\lambda = 7\%$	$\lambda = 4\%$	$\lambda = 5.5\%$	$\lambda = 7\%$
1997	1.48	2.03	2.59	1.88	2.58	3.29
1998	1.41	1.91	2.39	1.80	2.43	3.05
1999	1.35	1.79	2.21	1.72	2.29	2.83
2000	1.29	1.69	2.04	1.64	2.15	2.62
2001	1.24	1.60	1.90	1.59	2.04	2.44
2002	1.20	1.52	1.79	1.53	1.94	2.28
2003	1.16	1.45	1.68	1.49	1.86	2.14
2004	1.13	1.39	1.59	1.44	1.78	2.01
2005	1.09	1.32	1.49	1.39	1.69	1.89
2006	1.05	1.26	1.39	1.34	1.61	1.77
2007	1.01	1.19	1.29	1.29	1.52	1.66
2008	0.97	1.13	1.20	1.24	1.44	1.55
2009	0.93	1.078	1.11	1.20	1.36	1.44
2010	0.90	1.01	1.04	1.15	1.29	1.34

resulta, mais uma vez, da redução progressiva do rácio da dívida e da sua diferença relativamente ao valor estacionário. Note-se que o esforço orçamental aqui considerado representa, de acordo com a regra (15), apenas um dos três elementos necessários para o planeamento do saldo primário. Os outros dois são o valor estacionário (compatível) do défice primário, $\bar{\delta}$, obtido do quadro 1, e o termo referente à componente cíclica antecipada do saldo, $E(z|\Omega_{-1})$, que viabiliza o funcionamento dos estabilizadores automáticos⁽²²⁾.

A informação agora produzida articula-se, naturalmente, com a indicada nos quadros anteriores e permite, desse modo, ligar o esforço orçamental com a probabilidade de violação do limite ao défice. Assim, por exemplo, para um objectivo de longo prazo de 30 por cento para $\bar{\beta}$, e com $\lambda = 4\%$ o esforço orçamental para 1997 seria de 1.48 por cento do PIB. Por outro lado, neste caso, tem-se $\bar{\delta} = -0.0015$. Com as condições iniciais do ciclo: $ciclo_{96} = -0.01694$ e $ciclo_{95} = -0.02015$ e usando (21), obtém-se a estimativa para a posição do ciclo em 97:

$$E[(ciclo_{97}) | \Omega_{96}] = -0.0081.$$

(22) Em alguma medida, entenda-se, pois o termo correctivo representado pelo **esforço orçamental**, de pendor contraccionista, pode eventualmente contrariar esse desempenho.

Com este resultado e o valor de $ciclo_{96}$ em (23), obtém-se, por sua vez, a estimativa da posição cíclica antecipada do saldo primário:

$$E(z|\Omega_{96}) = 0.477(-0.0081) - 0.429(-0.01694) = 0.0034.$$

O défice primário planeado para 97, neste cenário de intervenção, deveria, pois, ser:

$$\delta = \bar{\delta} + E(z|\Omega_{-1}) + \lambda(\bar{\beta} - \beta_{-1}) \\ = -0.0015 + 0.0034 - 0.0148 = -0.0129,$$

ou seja, um excedente primário de cerca de 1.3 pontos percentuais do PIB.

5. ESPECIFICAÇÕES ALTERNATIVAS

Na análise anterior não foi considerada a possível influência do saldo orçamental no ciclo. Mas essa possibilidade deve ser examinada por duas ordens de razões: a existir essa causalidade, as estimativas da sensibilidade do saldo ao ciclo na regressão (23) estarão enviesadas; por outro lado, nas simulações efectuadas sobre a evolução futura do saldo, em que se usaram cenários alternativos de intervenção (e.g: diferentes valores para o coeficiente λ), seria necessário incluir, nesse caso, o impacto dessas intervenções no próprio ciclo e não considerar este, simplesmente, como um elemento exógeno.

Um exame da possível causalidade do saldo para o ciclo não parece revelar, contudo, pelo menos de modo nítido, uma presença significativa dessa influência. A equação seguinte, estimada para o período de 86 a 96, não assinala essa influência:

$$ciclo = 0.89 ciclo_{-1} - 0.26 ciclo_{-2} + 0.35\delta + 0.42\delta_{-1}, \quad (25) \\ (3.1) \quad (-1.0) \quad (1.1) \quad (1.3)$$

$$\bar{R}^2 = 0.84 \quad s.e.e = 0.014 \quad Q = 1.3(0.53).$$

Importa notar, todavia, que o facto de não se detectar com nitidez esta direcção de causalida-

(23) A mesma especificação, estimada para o período mais longo de 77 a 96, continua a não assinalar, de forma inequívoca, essa influência:

$$ciclo = 1.38 ciclo_{-1} - 0.74 ciclo_{-2} + 0.22\delta + 0.15\delta_{-1}, \quad (26) \\ (8.2) \quad (-4.8) \quad (1.3) \quad (-0.9) \\ \bar{R}^2 = 0.82 \quad s.e.e = 0.014 \quad Q = 9.7(0.08).$$

de⁽²³⁾ pode ser racionalizado de diferentes formas. Uma delas, frequentemente referida em contextos similares, é a que admite efeitos reais do saldo no ciclo apenas perante alterações orçamentais **não antecipadas**. Nesta interpretação, um contexto de grande previsibilidade na evolução orçamental, com pouco conteúdo inovador, não traria uma significativa influência do saldo no nível de actividade real.

Seja como for, pelo menos no que toca à questão da sensibilidade do saldo ao ciclo e ao possível enviesamento na sua estimativa⁽²⁴⁾ poderá ter interesse o ensaio de hipóteses alternativas ao uso da especificação (23). Assim, se considerou uma especificação alternativa baseada no procedimento da Comissão Europeia. Esta usa elasticidades para aferir a sensibilidade do saldo ao ciclo. As elasticidades são estimadas primeiramente para várias componentes desagregadas dos impostos e despesas, e depois integradas numa elasticidade global que pondera o peso das várias componentes⁽²⁵⁾. Para o caso português, a aplicação desta metodologia pela Comissão proporcionou a seguinte especificação para o saldo cíclico:

$$\text{saldo cíclico} = 0.44 \text{ ciclo} \quad (27)$$

onde o coeficiente global 0.44 resulta da diferença entre o coeficiente da sensibilidade ao ciclo das receitas, 0.34 e o coeficiente da sensibilidade das despesas, -0.1.

Note-se, em primeiro lugar, que a presente metodologia não especifica o nível do saldo, em torno do qual gravitam as flutuações cíclicas, possibilitando, assim, para efeito de intervenção, uma calibração desse parâmetro ao valor:

$$\bar{\delta} + \lambda(\bar{\beta} - \beta_{-1}),$$

tal como se fez anteriormente. Em segundo lugar, note-se quão semelhante é o coeficiente 0.44 ao valor que, na anterior especificação (23), mede a sensibilidade do saldo ao valor contemporâneo do ciclo, 0.48. Porém, apesar de uma reacção imediata do saldo muito semelhante, a anterior especificação continha adicionalmente um termo rectificativo no período seguinte. Importa por isso saber que

implicação esta disparidade tem em termos da variabilidade do saldo orçamental. A especificação da Comunidade indicada em (27) implica, comparada com a anterior especificação, uma maior ou menor variabilidade do saldo? Ou seja, uma menor ou maior probabilidade de violação do limite dos 3 por cento?

A variância do saldo primário na presente especificação é dada por:

$$\text{var}(\delta) = (0.44)^2 \text{var}(\text{ciclo}). \quad (28)$$

Por sua vez, usando (22) e (20) é possível mostrar que a variância do saldo primário na anterior especificação é dada por⁽²⁶⁾:

$$\text{var}(\delta) = \left[\gamma_1^2 + \gamma_2^2 + \frac{2\gamma_1\gamma_2 a_1}{1-a_2} \right] \text{var}(\text{ciclo}). \quad (29)$$

Ora, apesar de o coeficiente 0.44 ser um valor próximo, conforme se notou, do valor do coeficiente $\gamma_1 = 0.48$, a presença do termo rectificativo na anterior especificação, ($\gamma_2 < 0$), acaba por reduzir a presente variabilidade abaixo da variabilidade obtida com o método de cálculo da Comunidade. Especificamente, tem-se:

$$(0.44)^2 / \left[\gamma_1^2 + \gamma_2^2 + \frac{2\gamma_1\gamma_2 a_1}{1-a_2} \right] =$$

$$(0.194) / \left[0.23 + 0.18 + \frac{-0.54}{1.7} \right] \approx 2,$$

ou seja, o método da Comunidade implica uma variabilidade que é aproximadamente o dobro da obtida anteriormente. Por conseguinte, a aceitar-se este método, as linhas de orientação para a política orçamental deverão ser mais austeras do que as implícitas nos quadros 2, 3, 4 e 5.

Apenas a título ilustrativo, apresenta-se no quadro 7 o cálculo da probabilidade de violação do limite dos 3 por cento, para $\bar{\beta} = 20\%$, mas usando a metodologia da Comunidade na simulação do saldo⁽²⁷⁾. Com esta metodologia, as probabilidades

(26) Neste cálculo estamos a admitir que as equações do saldo (22), tal como (27), são implementadas exactamente, isto é, sem qualquer termo de erro.

(27) Por metodologia da Comunidade entende-se aqui o uso da expressão (27) em vez de (23). Em rigor, o cálculo agora apresentado difere do procedimento habitual da Comunidade pelo facto de, na simulação efectuada, o presente cálculo levar em conta a existência de auto-correlação no ciclo.

(24) Veja-se nota de pé-de-página (14).

(25) Veja-se, *European Economy*, no. 60 (1995).

Quadro 7

**PROBABILIDADE DE UM DÉFICE GLOBAL
SUPERIOR A 3%**

**Metodologia da Comunidade
no cálculo do saldo cíclico**

Dívida pública (estacionária)=20% PIB

$$\bar{\beta} = 0.2$$

	2005	2015	2025
$\lambda = 0.025$	0.26	0.23	0.21
$\lambda = 0.04$	0.09	0.10	0.09
$\lambda = 0.055$	0.04	0.05	0.05
$\lambda = 0.07$	0.02	0.03	0.03

des de violação vêm majoradas entre 2 e 5 pontos percentuais.

6. CONCLUSÕES

Retomando as questões formuladas no início sobre as linhas gerais de orientação que, em matéria de política orçamental, poderão ser seguidas no quadro da união monetária e do Pacto de Estabilidade, parece possível, com base na análise anterior, esboçar uma resposta genérica nos seguintes termos:

1. A escolha de objectivos a atingir, no longo prazo, em termos dos saldos (primário e global) e da dívida pública deve ser, antes que tudo, efectuada de modo **coerente**, ou seja, de forma a assegurar a sua **mútua compatibilidade**.
2. Com valores plausíveis usados para a taxa de juro e crescimento nominal do PIB, fará parte desse quadro de compatibilidade um **saldo primário virtualmente equilibrado**, no longo prazo.
3. No curto e médio prazos, todavia, deve requerer-se para o saldo primário um **esforço orçamental** suplementar, com vista a operar a redução da dívida pública para valores significativamente abaixo dos actuais. Essa redução é absolutamente necessária para conseguir uma baixa probabilidade de violação

do limite dos 3 por cento no défice global, imposto pelo Pacto de Estabilidade.

4. O esforço orçamental dependerá em última análise da probabilidade de violação que se queira aceitar. Por exemplo, uma probabilidade de violação variando entre 35 por cento e 6 por cento até ao ano 2005, requerá, como esforço orçamental, no imediato, um excedente primário, corrigido do ciclo, variando entre 0.8 por cento e 1.8 por cento do PIB, respectivamente. Mas, no quadro da análise elaborada, outras opções alternativas poderão obviamente ser consideradas, incluindo o uso da metodologia da Comunidade que aponta, em geral, para valores mais elevados no nível de intervenção orçamental requerido.
5. O esforço orçamental requerido deverá sobretudo concentrar-se no futuro mais próximo, período em que, dado o peso inicial da dívida, será maior a probabilidade de violação do limite. Tenderá, depois, a declinar gradualmente ao longo do tempo, com a progressiva redução desse peso. Esta necessidade de concentração do esforço orçamental **sobretudo no início** e os riscos inerentes a uma recessão assimétrica inicial são motivo mais do que suficiente para que os desenvolvimentos orçamentais recentes e no futuro mais próximo, e a sua articulação, nomeadamente, com o contributo das receitas das privatizações, devam ser acompanhados com redobrado interesse.

REFERÊNCIAS

- Barbosa, A.S.P. (1997), *Economia Pública*, Mc Graw Hill.
- Blanchard, O. e Fischer, S. (1989), *Lectures on Macroeconomics*, MIT Press.
- Blanchard, O. (1997), *Macroeconomics*, Prentice Hall.
- Buiter, W. (1993) "Excessive deficits: sense and nonsense in the Treaty of Maastricht", *Economic Policy*, Abril.
- European Economy (1995), European Commission, no. 60.

SEGURANÇA SOCIAL E DESEMPENHO ECONÓMICO EM PORTUGAL*

Alfredo Marvão Pereira**

1. INTRODUÇÃO

A reforma do sistema de segurança social tem estado no cerne da actual discussão de política económica em vários países (veja-se, a título de exemplo, Banco Mundial (1995)). Apelos à necessidade de encetar a reforma do sistema encontra-se frequentemente associada à constatação de que o sistema actual não se afigura financeiramente sustentável. Um sistema de segurança social diz-se não sustentável sempre que o financiamento do nível actual dos benefícios não é exequível, dadas a base contributiva e as taxas de contribuição actuais. Na raiz destes problemas de insolvabilidade encontra-se o mecanismo de financiamento por contribuições contemporâneas (i.e., o financiamento *pay-as-you-go*, ou PAYG), sob o qual a população activa trabalhadora actual financia os benefícios que revertem a favor da população desempregada, idosa ou incapacitada. Daqui resulta que não existe relação directa entre as contribuições e as prestações de cada indivíduo em específico, e logo as condições demográficas e económicas adversas poderão pôr em causa a solvabilidade dos sistemas. Sob tais condições adversas, o sistema de segurança social poderá revelar-se incapaz de gerar receitas futuras suficientes para fazer face às responsabilidades presentes. Esta situação é tam-

bém característica do sistema de segurança social português⁽¹⁾.

Enquanto a não sustentabilidade do sistema PAYG é normalmente aceite como um problema que lhe é inerente, o facto de que esse mesmo sistema poderá gerar efeitos distorcionários consideráveis tem recebido um menor reconhecimento por parte do debate de política económica. De facto, um sistema de segurança social baseado no mecanismo PAYG é susceptível de afectar negativamente tanto o mercado financeiro como o mercado de trabalho (v.g., Feldstein (1996), Gramlich (1996) e Kotlikoff (1997)). Dado não existir relação directa entre as contribuições e as prestações de cada indivíduo, as contribuições para a segurança social assemelham-se a impostos sobre o rendimento do factor trabalho. Se totalmente suportadas pelos produtores, as contribuições acrescem aos custos reais com o factor trabalho e deprimem a procura de trabalho. Se, por outro lado, parte da carga contributiva do imposto sobre o trabalho for suportado pelos trabalhadores, reduz-se o rendimento disponível e a poupança privada. Dado que afecta negativamente o emprego e os fundos disponíveis para a formação de capital, um sistema de segurança social PAYG tenderá a deprimir o produto.

* As opiniões expressas neste artigo são da exclusiva responsabilidade do autor e não coincidem necessariamente com a posição do Banco de Portugal. O autor agradece a José Ferreira Machado por valiosos comentários e sugestões. Quaisquer erros ou omissões são da inteira responsabilidade do autor.

** The College of William and Mary, Virginia, EUA. Consultor do Departamento de Estudos Económicos, Banco de Portugal.

(1) Para uma análise breve mas compreensiva do sistema de segurança social português veja-se Banco de Portugal (1995), pp. 104-106. Sobre a questão da sustentabilidade do sistema português veja-se Borges e Lucena (1988), Braz (1995), OCDE (1996) e Silva (1997). Sobre a reforma do sistema de segurança social em Portugal consulte-se Gaspar, Lucena e Pereira (1994) e Gouveia e Pereira (1997).

A avaliação empírica da magnitude dos efeitos negativos do sistema de segurança social sobre o desempenho económico é crítica do ponto de vista da política económica. De facto, a presença de efeitos negativos consideráveis sugere que o sistema de segurança social é ineficiente, mesmo que sustentável. Mais, se a ineficiência é um problema, as soluções convencionais para colmatar o problema da sustentabilidade — o aumento das contribuições e/ou a redução dos benefícios — pode apenas travar o problema da sustentabilidade à custa de ineficiências económicas adicionais. Tem-se como corolário que, na presença de ineficiências adimensionadas, o cerne do debate sobre a reforma da segurança social tem de deslocar-se da questão da sustentabilidade do sistema para a questão dos efeitos sobre a sua (in)eficiência.

Este texto procura fornecer uma avaliação empírica da dimensão dos efeitos distorcionários do sistema de segurança social português. A análise baseia-se num vector auto-regressivo (VAR) e nas funções resposta a impulso associadas. Esta abordagem identifica explicitamente os efeitos das alterações na evolução da despesa em segurança social sobre os custos de trabalho por unidade produzida reais, sobre a taxa de desemprego, sobre a taxa de poupança e sobre o produto. A abordagem dinâmica multivariada deriva do pressuposto segundo o qual uma análise dos efeitos do sistema de segurança social exige a consideração de efeitos *feedback* dinâmicos entre as variações na despesa em segurança social e as alterações nas variáveis restantes. Assim, permite-se que as despesas em segurança social influenciem o desempenho económico ao longo do tempo, podendo este último afectar a evolução das próprias despesas em segurança social. De facto, podemos argumentar com alguma clareza que um país detentor de elevadas condições de vida pode suportar um sistema de segurança social mais generoso, ao mesmo tempo que outro país apresentando, por exemplo, um maior nível de desemprego, poderá ter maior necessidade de um sistema de segurança social generoso. Em última instância, aos efeitos da segurança social sobre o desempenho económico serão imputados os choques iniciais sobre as despesas do sistema, bem como as subsequentes interações dinâmicas entre as diversas variáveis consideradas.

2. OS DADOS: FONTES E CARACTERIZAÇÃO

Este estudo toma em consideração as seguintes variáveis: produto (PIB), a taxa de poupança privada — i.e., a proporção da poupança privada no PIB — (POUP), a taxa de desemprego (TXDES), o custo de trabalho por unidade de produção (CTUP), e a despesa em segurança social em percentagem do PIB (SSEG). Todas as variáveis foram logaritmizadas, distinguindo-se esta forma pelo L que antecede o nome de cada variável (v.g., LPIB).

Para as regressões *cross-section* internacionais da secção 3, os dados utilizados são oriundos do anexo estatístico de Comissão Europeia (1995). Para cada variável calcula-se o respectivo valor médio no período de 1981 a 1990, para cada Estado-membro da União Europeia: Alemanha, Áustria, Bélgica, Dinamarca, Espanha, Finlândia, França, Grécia, Países Baixos, Irlanda, Itália, Luxemburgo, Portugal, Reino Unido e Suécia.

Os dados utilizados nas regressões *time-series* cobrem o período de 1960 a 1991, correspondendo a 32 observações anuais. O conjunto de informação tem diversas fontes: o PIB é obtido a partir da despesa nacional a preços de 1977, constante das séries longas de Cunha, Dias e Santos (1992). A informação relativa à poupança privada a preços correntes tem a mesma origem, tal como o deflator do PIB usado na conversão desta série numa outra a preços constantes de 1977. A taxa de desemprego e os CTUP foram retirados do anexo estatístico de Comissão Europeia (1995). Por último, a despesa em segurança social a preços correntes foi retirada de fontes não publicadas do Banco de Portugal, posteriormente convertidas numa série de preços constantes de 1977 com base no deflator do PIB.

A variável para a segurança social representa as despesas do sistema, e não tanto as suas receitas. Apesar de, no caso português, estas duas séries estarem fortemente correlacionadas entre si num horizonte temporal mais longo, a discrepância entre ambas tem vindo a alargar-se em anos mais recentes. Os défices correspondentes têm sido cobertos via imposição fiscal geral ou pela contracção de dívida pública, que mais não são que pretensões sobre o rendimento futuro do sector privado. Daqui resulta que as despesas do sistema de segurança social, mais do que as receitas, são indicativas da

dimensão do sistema, fornecendo uma medida mais precisa para as fontes do fardo gerado pelo sistema de segurança social. A variável para as despesas do sistema de segurança social abrange as despesas do sistema geral de protecção aos trabalhadores do sector privado, bem como o sistema para funcionários públicos. Porém, não compreende os regimes especiais que contemplam, por exemplo, os funcionários bancários. Por último, re-fira-se que a variável inclui pensões de velhice, invalidez e sobrevivência (que juntos representam 77 por cento do total das despesas do sector), bem como as compensações por perdas temporárias de rendimentos devidas a doença ou a desemprego, e outros benefícios sociais (os restantes 23 por cento)⁽²⁾.

3. ALGUNS FACTOS ESTILIZADOS

Esta secção procura expor alguns factos estilizados sobre a relação entre a dimensão do sistema de segurança social e a evolução das outras variáveis consideradas na discussão. O objectivo consiste em estabelecer correlações contemporâneas entre estas, e não o estabelecimento de relações de causalidade.

O quadro 1 reporta os resultados das regressões *cross-section* de LPIB, LPOUP, LTXDES, LCTUP sobre LSSEG. A construção de regressões *cross-section* sobre países tão distintos exige que se dividam todas as variáveis pela raiz quadrada da

Quadro 1

REGRESSÕES *CROSS-SECTION*

Variável dependente:	LPIB	LPOUP	LTXDES	LCTUP
Constante	2.503 (0.324)	0.974 (0.194)	0.085 (0.259)	2.589 (0.180)
LSSEG	0.610 (0.261)	0.827 (0.156)	0.458 (0.208)	0.638 (0.145)
\bar{R}^2	0.22	0.63	0.19	0.53

Nota: desvios-padrão em parêntesis.

Quadro 2

REGRESSÕES *TIME-SERIES*

Variável dependente:	LPIB	LPOUP	LTXDES	LCTUP
Constante	13.644 (0.276)	-0.146 (0.834)	3.843 (0.363)	6.613 (0.176)
Tendência	0.025 (0.004)	-0.004 (0.013)	-0.003 (0.021)	-0.030 (0.003)
LSSEG	0.323 (0.078)	0.559 (0.235)	0.884 (0.384)	0.593 (0.050)
\bar{R}^2	0.97	0.58	0.60	0.82

Nota: desvios-padrão em parêntesis.

(2) A utilização da despesa agregada é justificada conceptualmente pelo âmbito do artigo, bem como por razões práticas – pela necessidade de manter as estimativas VAR a um nível gerível. Deve reconhecer-se, no entanto, que a ênfase na despesa agregada oculta o facto de que componentes distintas das despesas em segurança social afectam o desempenho económico via canais distintos, e com intensidades igualmente distintas. Daqui também resulta que meras alterações na composição da despesa em segurança social, sem que ocorram alterações no valor total despendido, poderão afectar por si só o desempenho económico. Em todo o caso, este ponto não põe em causa a resposta à questão mais geral do artigo: de facto, todas as componentes da despesa em segurança social apresentam uma tendência crescente, e um pressuposto nosso é o de que todos os aumentos na despesa com a segurança social são susceptíveis de gerar efeitos distorcionários. Implicitamente, os nossos resultados assentam sobre a hipótese de que, na margem, variações na dimensão dos gastos com a segurança social conservam a composição média da despesa observada no período amostral.

população do país respectivo. Eliminam-se desta forma os problemas de heterocedasticidade, se se partir do pressuposto que a variância do resíduo específico a cada país é proporcional à respectiva população.

As regressões *cross-section* internacionais evidenciam uma forte correlação positiva entre o produto nacional e a taxa de poupança por um lado, e as despesas em segurança social por outro. Este resultado sugere que a segurança social é um bem normal: países mais ricos e mais poupadores tendem a apresentar maiores despesas de segurança social. A existir a ideia pré-concebida de que a segurança social poderá reduzir a poupança e o crescimento do produto, este resultado sugere que tais efeitos são contemporaneamente dominados pelo “efeito do bem normal”. Tal afirmação é consisten-

te com a intuição de que países com maior desemprego deverão procurar maior protecção ao desemprego, ao mesmo tempo que a maior protecção ao desemprego poderá induzir mais desemprego.

O quadro 2 apresenta os resultados das regressões *time-series* de LPIB, LPOUP, LTXDES, LCTUP sobre LSSEG para o caso português. O padrão de correlações identificado nas regressões *cross-section* para a União Europeia é também detectado quando nas mesmas regressões são utilizadas séries cronológicas para Portugal. Em particular, frise-se a estreita correlação positiva entre o PIB e a taxa de desemprego por um lado, e as despesas em segurança social por outro.

Estes resultados têm profundas implicações em termos de política económica, sendo preciosos para enquadrar os resultados, mais completos, do VAR apresentado em baixo. Portugal encontra-se actualmente envolvido num processo deliberado de convergência real para os padrões europeus, resultando que o PIB em Portugal, em paridades de poder de compra, deverá registar um aumento substancial no decurso da próxima década. A correlação positiva entre o PIB e a dimensão do sistema de segurança social sugere que serão desenvolvidas fortes pressões no sentido de aumentar a generosidade do sistema de segurança social português. Porém, frise-se que, nas regressões *cross-section* a observação para Portugal encontra-se abaixo da linha de ajustamento, tanto para o PIB como para a poupança. Este facto indica que a generosidade do sistema de segurança social português é superior aos padrões da União Europeia, de acordo com o nível do seu PIB *per capita* e com o seu desempenho em termos de poupança. Consequentemente, as pressões no sentido de elevar os benefícios do sistema de segurança social poderão apresentar um calibre inferior à melhoria esperada nos padrões de vida portugueses.

Simultaneamente, Portugal tem vindo a registar níveis de desemprego relativamente inferiores à média Europeia. Existe, pois, o receio de que alterações institucionais ou económicas resultem num acréscimo da taxa de desemprego. Também a correlação positiva entre a taxa de desemprego e a dimensão do sistema de segurança social sugere que surgirão pressões no sentido de aumentar a generosidade do sistema, nomeadamente no que concerne aos benefícios relacionados com o de-

semprego. Este facto é particularmente premente, dado que no caso português a observação na regressão *cross-section* para o desemprego encontra-se bastante acima da recta de regressão. Os resultados sugerem, pois, que Portugal dispõe de um sistema de segurança social menos generoso, a avaliar segundo os padrões europeus, do que é sugerido pela sua taxa de desemprego.

4. ESTIMAÇÃO VAR E ANÁLISE DE FUNÇÃO RESPOSTA A IMPULSO

4.1 Análise preliminar dos dados e estimação VAR

Para determinar a ordem de integração de cada uma das variáveis testa-se a hipótese nula da existência de uma raiz unitária em LPIB, LPOUP, LTXDES, LCTUP e LSSEG. O quadro 3 apresenta os resultados dos testes de estacionaridade (teste Dickey-Fuller aumentado — ADF). A estrutura de defasamentos óptima foi escolhida com base no Critério de Informação de Box (BIC). Foi considerada uma componente determinística sempre que estatisticamente significativa. Em todos os casos com apenas uma excepção, o valor do teste ADF apresentou-se superior ao valor crítico a 5 por cento. Logo, não se rejeitou a hipótese nula da existência de uma raiz unitária. No caso de LSSEG, foram desenvolvidos testes adicionais (não reportados no quadro 3) onde a hipótese nula da existência de uma raiz unitária não é rejeitada usando o teste ADF com base em qualquer outra especificação para a componente determinística. Adicionalmente, a hipótese nula para a existência de uma raiz unitária não pôde ser rejeitada mesmo a um nível de significância de 10 por cento, com base no teste de Phillips-Perron. Estes factos são tomados como evidência de que a estacionaridade em primeiras diferenças constitui uma boa aproximação a todas as séries cronológicas consideradas.

No sentido de investigar a existência de cointegração entre as diversas variáveis — LPIB, LPOUP, LTXDES, LCTUP e LSSEG — aplicou-se o teste ADF aos resíduos das regressões de cada variável sobre as restantes variáveis. O quadro 4 sintetiza os resultados. A estrutura de defasamentos óptima foi de novo escolhida com base no BIC, e a componente determinística foi tomada em linha de conta sempre que estatisticamente significativa. Foram considerados cinco casos, em qualquer um

Quadro 3

TESTES DE RAÍZES UNITÁRIAS

Variável	Componentes determinísticas	Desfasamento óptimo (BIC)	Estatística <i>t</i>	Valor		Crítico
				5%	1%	
LPIB	Com constante, sem tendência	0	-2.7167	-2.93		-3.58
LPOUP	Sem constante, sem tendência	0	-0.6183	-1.95		-2.62
LTXDES	Sem constante, sem tendência	0	0.0066	-1.95		-2.62
LCTUP	Sem constante, sem tendência	2	-0.1598	-1.95		-2.62
LSSEG *	Sem constante, sem tendência	0	-2.9388	-1.95		-2.62

Quadro 4

TESTES DE COINTEGRAÇÃO

Variável	Componentes determinísticas	Desfasamento óptimo (BIC)	Estatística <i>t</i>	Valor		Crítico
				5%	1%	
LPIB	Com constante e tendência	0	-3.5169	-4.45		-5.07
LPOUP	Com constante e tendência	0	-3.6065	-4.45		-5.07
LTXDES	Com constante e tendência	0	-3.6419	-4.45		-5.07
LCTUP *	Com constante e tendência	1	-7.4658	-4.45		-5.07
LSSEG *	Com constante e tendência	1	-5.4574	-4.45		-5.07

Nota: * significa a não rejeição da hipótese nula através do teste *Phillips-Perron*.

Quadro 5

ESPECIFICAÇÃO PARA O VECTOR AUTOGRESSIVO

Componentes determinísticas	Desfasamentos	AIC	BIC
Sem constante, sem tendência	1	-25.051	-23.883
Com constante, sem tendência	1	-25.206	-24.205
Com constante e tendência	1	-25.433	-24.599
Sem constante, sem tendência	2	-26.49	-24.232
Com constante, sem tendência	2	-26.684	-24.699
Com constante e tendência	2	-26.721	-24.709

Quadro 6
ESTIMATIVAS: O MODELO VAR

	DLPIB	DLPOUP	DLTXDES	DLCTUP	DLSSEG
Constante	0.049 (0.031)	-0.090 (0.141)	0.280 (0.167)	-0.052 -0.049	0.027 (0.080)
Tendência	-0.001 (.001)	0.001 (0.004)	-0.005 (0.005)	0.002 (0.001)	0.000 (0.002)
DLPIB-1	0.521 (0.240)	-0.873 (1.089)	-5.597 (1.289)	-0.068 (0.377)	0.106 (0.615)
DLPOUP-1	0.055 (0.043)	0.031 (0.196)	-0.101 (0.232)	-0.092 (0.068)	0.025 (0.110)
DLTXDES-1	0.032 (0.038)	0.202 (0.172)	-0.379 (0.204)	-0.005 (0.059)	-0.128 (0.097)
DLCTUP-1	-0.108 (0.131)	0.165 (0.593)	2.287 (0.702)	0.446 (0.206)	0.828 (0.335)
DLSSEG-1	0.090 (0.076)	-0.272 (0.346)	-0.210 (0.409)	0.075 -0.119	-0.013 (-0.195)
DLPIB-2	-0.207 (0.268)	3.216 -1.214	1.992 -1.437	0.933 (0.421)	0.645 (0.685)
DLPOUP-2	-0.084 (0.041)	-0.183 (0.186)	0.289 (0.220)	0.019 (0.064)	0.204 (0.105)
DLTXDES-2	-0.033 (0.033)	0.365 (0.151)	0.477 (0.179)	0.060 (0.052)	-0.075 (0.085)
DLCTUP-2	0.056 (0.142)	0.542 (-0.647)	0.815 (0.766)	-0.453 (0.224)	0.646 (0.365)
DLSSEG-2	-0.105 (0.072)	-0.416 (0.329)	-0.223 (0.390)	0.104 (0.114)	-0.274 (0.186)
$\overline{R^2}$.29	.12	.58	.42	.39
D-W	2.00	2.14	2.30	2.40	2.31

Foram considerados cinco casos, em qualquer um dos quais a variável endógena na regressão consistiu nos resíduos da variável indicada. Em três dos cinco casos, o valor da estatística t apresentou-se superior ao respectivo valor crítico a 5 por cento. Tal significa que a hipótese nula da existência de uma raiz unitária nos resíduos não pode ser rejeitada, e que não existe evidência da existência de

cointegração entre estas variáveis. Nos dois casos onde o teste ADF permite rejeitar a hipótese nula, investigação adicional sugere o contrário. De facto, o teste Phillips-Perron sugere que a hipótese nula não pôde ser rejeitada nestes casos, mesmo a 10 por cento. Tomando este conjunto de evidências, conclui-se claramente pela não existência de cointegração entre as variáveis.

Quadro 7

ESTIMATIVAS: MATRIZ DE CORRELAÇÕES CONTEMPORÂNEAS ENTRE OS RESÍDUOS VAR

	DLPIB	DLPOUP	DLTXDES	DLCTUP	DLSSEG
desvio-padrão	0.0205	0.0931	0.1102	0.0323	0.0525
DLPIB	1.0000				
DLPOUP	0.3422	1.0000			
DLTXDES	-0.3165	-0.4624	1.0000		
DLCTUP	-0.2482	-0.2637	0.0743	1.0000	
DLSSEG	-0.3424	-0.5554	0.0857	0.4838	1.0000

Seguindo o procedimento habitual na literatura, e dada a não estacionaridade das variáveis e a ausência de cointegração, as estimativas VAR são dadas em primeiras diferenças dos logaritmos dos níveis — i.e., em taxas de crescimento, representadas pela letra D que antecede a designação respectiva (por exemplo, DLPIB). A especificação geral do modelo VAR é apresentada no quadro 5. A especificação de segunda ordem tomada, com termo independente e tendência, foi a sugerida pelo BIC. Os testes de verosimilhança sobre os coeficientes de segunda ordem e sobre as componentes determinísticas corroboraram esta escolha. As estimativas VAR apresentam-se no quadro 6. Em qualquer um dos casos, os coeficientes de determinação, bem como as estatísticas Durbin-Watson, apresentaram valores aceitáveis. O quadro 7 apresenta a matriz de correlações contemporâneas entre os resíduos estimados. Em termos gerais, as inovações tendem a apresentar correlações contemporâneas relativamente baixas (i.e., inferiores a 0.50).

4.2 Análise de funções resposta a impulso: estratégias de ortogonalização

A análise dos efeitos das variações nas despesas com a segurança social é desenvolvida com base nas funções resposta a impulso associadas ao sistema VAR estimado. Estas funções destinam-se a identificar os efeitos de um aumento temporário (e não antecipado) de 1 ponto percentual no cresci-

mento de uma variável do sistema sobre o crescimento das variáveis restantes. Espera-se que os choques temporários na taxa de crescimento de uma variável desencadeiem um efeito meramente temporário no crescimento das outras variáveis. Porém, é de esperar um efeito permanente *nos níveis* das outras variáveis.

É sabido que os resultados da análise resposta a impulso dependem da ordenação das variáveis. Dado que a matriz de correlações contemporâneas entre resíduos estimados é não diagonal, torna-se necessário proceder à sua ortogonalização antes de prosseguir a análise. Porém, o método de ortogonalização não é único. Neste estudo, limitamo-nos à discussão de estratégias de ortogonalização que fazem uso de matrizes triangulares segundo o método de decomposição de Choleski. No presente caso, existem cinco cenários dependendo do facto de se ter o crescimento das despesas em segurança social classificado em primeiro, segundo, terceiro, quarto ou quinto lugar. Estes cinco cenários determinam completamente a amplitude dos resultados na análise resposta a impulso.

De entre os cinco cenários possíveis, um deles afigura-se mais plausível *a priori*. Neste cenário central, concentramo-nos no caso onde o crescimento das despesas de segurança social lidera o *ranking*. Neste contexto, os choques verificados nas despesas de segurança social afectam as restantes variáveis contemporâneas, mas os choques destas últimas não exercem quaisquer efeitos contempo-

râneos no crescimento das despesas com a segurança social. A opção por este caso baseia-se na observação do facto de, num período de um ano, as variações na despesa em segurança social serem determinadas independentemente pelo governo. Dado que o nosso cenário central baseia-se em ortogonalizações, em que as despesas de segurança social lideram o ranking, haverá uma e uma só estimativa para a elasticidade de cada variável em relação à despesa com a segurança social, independentemente da ordem estabelecida para as taxas de crescimento das variáveis restantes.

4.3 Sobre as funções resposta a impulso estimadas

Os gráficos 1.1 a 1.5 apresentam as funções resposta a impulso dado o nosso cenário central, para um único incremento na taxa de crescimento das despesas de segurança social no valor de 1 ponto percentual (1.00). Como a nossa variável para a segurança social corresponde à despesa de segurança social em proporção do PIB, aquele valor indica que no período 1 o crescimento das despesas com a segurança social excederão o crescimento do PIB em 1 ponto percentual. Tal como ilustram os gráficos 1.1 a 1.5, todas as funções resposta a impulso apresentam uma evolução bastante amortecida. Apesar de serem desenvolvidas simulações para vinte períodos, em cada uma destas a convergência ocorre passado um período que varia entre cinco e dez anos. Por sua vez, o gráfico 2 apresenta as respostas a impulsos acumuladas dado um choque nas despesas com a segurança social. As funções resposta a impulso acumuladas ilustram os efeitos de um choque nas despesas com a segurança social sobre os níveis das restantes variáveis — contrariamente ao que sucedia nos gráficos 1.1 a 1.5, onde o efeito ilustrado era sobre as taxas de crescimento.

Frise-se que, de acordo com o gráfico 2, uma variação de um ponto percentual no crescimento das despesas de segurança social induz uma variação acumulada total no crescimento desta mesma variável de apenas 0.8 pontos percentuais. O facto de que o efeito acumulado de longo prazo difere do choque original indica-nos que a segurança social não é, como muitas vezes sugere a literatura, uma variável exógena. Muito pelo contrário, ao mesmo tempo que alterações no comportamento das despesas com a segurança social afectam as

Gráfico 1.1
FUNÇÃO RESPOSTA A IMPULSO DE DLPB
EM RELAÇÃO A DLSSEG

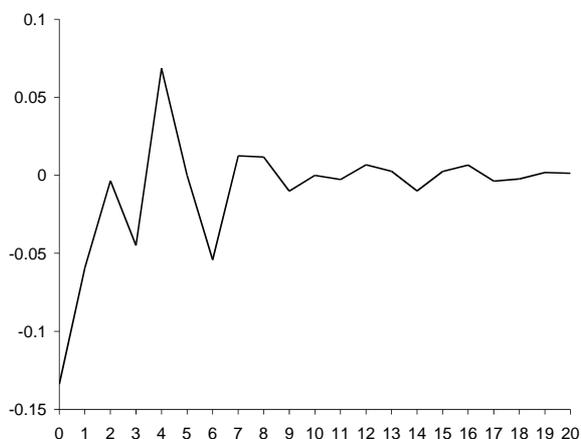


Gráfico 1.2
FUNÇÃO RESPOSTA A IMPULSO DE DLPOUP
EM RELAÇÃO A DLSSEG

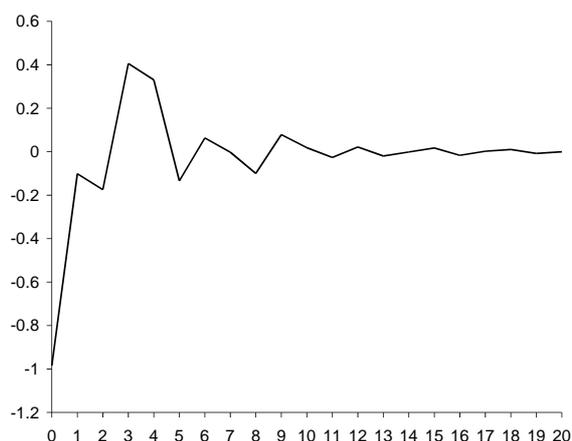


Gráfico 1.3
FUNÇÃO RESPOSTA A IMPULSO DE DLTXDES
EM RELAÇÃO A DLSSEG

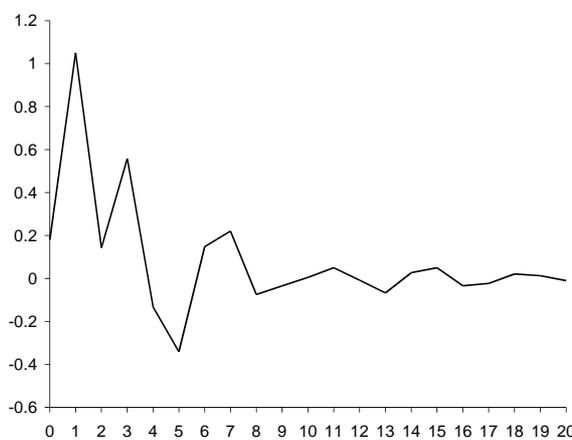


Gráfico 1.4
FUNÇÃO RESPOSTA A IMPULSO DE DLCTUP
EM RELAÇÃO A DLSSEG

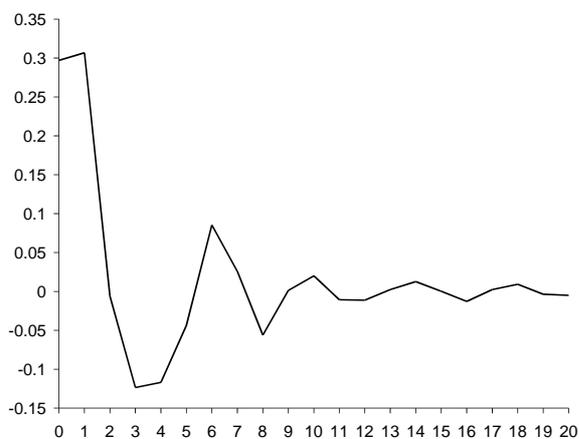
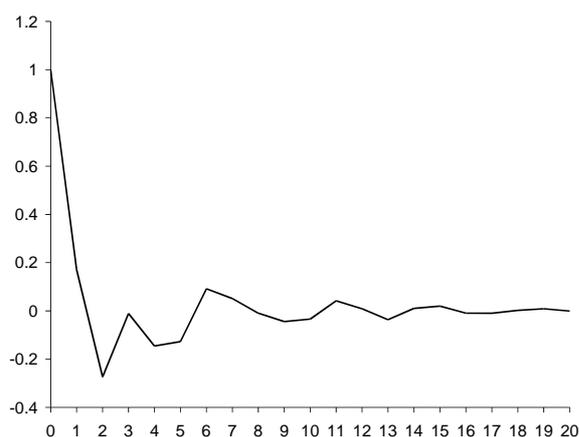


Gráfico 1.5
FUNÇÃO RESPOSTA A IMPULSO DE DLSSEG
EM RELAÇÃO A DLSSEG



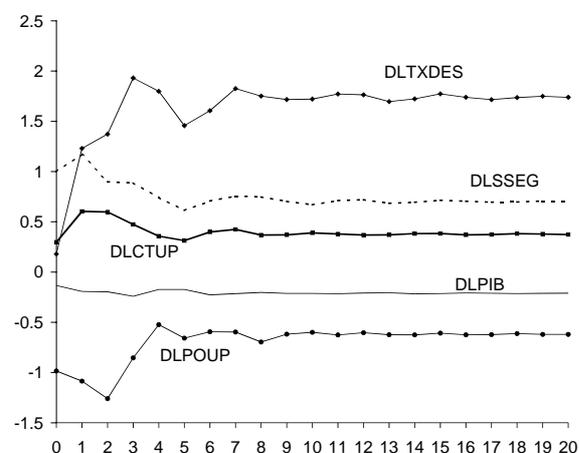
variáveis restantes, também as variações destas afectam a trajetória temporal das despesas de segurança social⁽³⁾.

4.4 Elasticidades e produtos marginais

Os resultados da análise de funções resposta a impulso podem ser condensados através do cálculo das elasticidades e dos produtos marginais acumulados de longo prazo. Aqui, centramo-nos no

(3) A ideia segundo a qual a evolução da despesa em segurança social depende da evolução das restantes variáveis em momentos anteriores não deverá ser confundida com o pressuposto de que a despesa da segurança social não é contemporaneamente afectada por outras variáveis.

Gráfico 2
FUNÇÕES RESPOSTA A IMPULSO
ACUMULADA A CHOQUES NAS DESPESAS
EM SEGURANÇA SOCIAL



estudo das elasticidades acumuladas de longo prazo para o produto, taxa de poupança, taxa de desemprego e custos de trabalho por unidade produzida, cada um em relação à despesa com a segurança social. O longo prazo é aqui definido como sendo o horizonte temporal ao longo do qual o impacto das inovações ocorridas no crescimento da despesa com a segurança social sobre o crescimento das variáveis restantes se dissipam. Na presente análise, o longo prazo corresponde a um período temporal de dez anos. A elasticidade de longo prazo é obtida a partir da resposta, ao longo deste período, de cada uma das variáveis ao choque inicial na taxa de crescimento das despesas com a segurança social ocorrida no primeiro passo. A elasticidade mede, portanto, os efeitos acumulados de longo prazo das despesas em segurança social sobre o crescimento das restantes variáveis na última fase. Dado que a taxa de crescimento da segurança social varia ao longo do nosso horizonte temporal, os valores para a elasticidade são normalizados de forma a medir o efeito acumulado total sobre as outras variáveis resultante de uma variação acumulada de um ponto percentual na taxa de crescimento das despesas de segurança social.

Por seu turno, os produtos marginais acumulados de longo prazo são obtidos multiplicando os valores para a elasticidade pelo rácio entre a variável para o sector privado em questão e a variável para a segurança social. Este rácio exprime-se em termos dos níveis originais das variáveis. Dado que as variáveis são não cointegradas, não existe

**EFEITOS ACUMULADOS DE LONGO PRAZO
DE ALTERAÇÕES NA DESPESA
EM SEGURANÇA SOCIAL**

Variável	Elasticidades	Produtos marginais
PIB	-0.298	-3.32 u.m. por 1 u.m. em seg. social
POUP	-0.850	-1.40 u.m. por 1 u.m. em seg. social
TXDES	2.463	0.758 pontos percentuais por 1% em SSEG
CTUP	0.528	4.06% por 1% em SSEG

qualquer relação estável de longo prazo entre elas, é de esperar afastamentos entre as respectivas séries cronológicas. Tal significa que a escolha do momento no qual se mede este rácio não é irrelevante. Dada a natureza da nossa discussão, optou-se por considerar o rácio médio dos cinco últimos anos da amostra. Esta escolha permite interpretar os produtos marginais enquanto efeitos de longo prazo das políticas económicas implementadas no final do período amostral, medido sob as condições observadas no fim deste mesmo período.

Note-se que os termos *elasticidade* e *produto marginal* são aqui empregues num sentido claramente distinto dos convencionais. No presente estudo, os efeitos sobre as variáveis do sector privado que resultam de uma variação nas despesas com a segurança social compreendem todos os *feedbacks* dinâmicos entre o conjunto de todas as variáveis. Logo, as elasticidades e os produtos marginais são elasticidades e produtos marginais *totais*, medindo assim tanto os efeitos directos de variações nas despesas com a segurança social sobre o produto, como os efeitos indirectos destas mesmas variações sobre o comportamento de terceiras variáveis. Este é, de facto, o conceito relevante do ponto de vista da política económica.

5. SEGURANÇA SOCIAL E DESEMPENHO ECONÓMICO

5.1 Efeitos económicos da segurança social: segurança social, desemprego e poupança

Os resultados da estimação da função resposta a impulso apresentados no quadro 8 sugerem que um incremento nas despesas com a segurança social conduz a um aumento nos custos de trabalho unitários, bem como na taxa de desemprego. De facto, a elasticidade acumulada de longo prazo dos custos de trabalho unitários em relação a variações na taxa de crescimento das despesas em segurança social é de 0.582, enquanto a elasticidade da taxa de desemprego é de 2.463. Estes valores indicam que um aumento de um ponto percentual nas despesas com a segurança social — por exemplo, de 13 por cento para 14 por cento do PIB a preços correntes — desencadearia um aumento de 4.06 por cento nos custos reais unitários com o factor trabalho. Este mesmo aumento nas despesas com a segurança social levaria a um incremento de

0.758 pontos percentuais na taxa de desemprego — por exemplo, de 7 por cento para 7.758 por cento, com base em dados recentes.

Adicionalmente, a elasticidade acumulada de longo prazo da taxa de poupança em relação a despesa com a segurança social é de -0.850 . Este valor indica que um aumento de um ponto percentual nas despesas com a segurança social — por exemplo, de 13 para 14 por cento do PIB a preços correntes — levaria a uma redução da taxa de poupança, digamos, de 21.9 por cento para 20.5 por cento do PIB, de novo a preços correntes. Dado que ambas as variáveis estão expressas em proporção do PIB, este resultado sugere ainda que a despesa em segurança social no valor de uma unidade monetária cancela 1.40 unidades monetárias de poupança no longo prazo. Este resultado é superior à unidade porque são exercidos efeitos indirectos negativos sobre a poupança: o aumento das prestações de segurança social induz a um aumento do desemprego de longo prazo, resultando numa perda de remunerações. Este efeito vem para além de quaisquer outros efeitos *crowding out* directos gerados na população empregada.

5.2. Efeitos económicos da segurança social: segurança social e PIB

A análise dos efeitos de alterações na evolução das despesas em segurança social sobre o produto é, em larga medida, derivada da análise dos seus efeitos sobre a poupança e sobre o desemprego. O efeito *crowding out* sobre a poupança privada resulta numa menor disponibilidade de fundos para

fins de investimento, ao mesmo tempo que o aumento do desemprego reduz a população activa trabalhadora. O efeito esperado sobre o PIB é, portanto, negativo. De facto, tal como ilustra o quadro 8, a elasticidade de longo prazo do PIB em relação a variações na taxa de crescimento das despesas com a segurança social é de -0.298 . Este valor indica que, de um aumento de uma unidade monetária nas despesas em segurança social, que se fixam em 13 por cento do PIB, resultaria uma redução do PIB no longo prazo, num montante acumulado total equivalente a 3.3 unidades monetárias.

5.3 Decomposição da variância: qual a parte explicada pela segurança social?

O quadro 9 apresenta os resultados da decomposição da variância de previsão. Estes valores dão uma indicação sobre a parte da variabilidade de cada variável que é devida a choques na variável segurança social em todos os horizontes. Conclui-se que a volatilidade das despesas em segurança social é fundamentalmente explicada pelos seus próprios choques. Mais, conclui-se que cerca de um quarto da variabilidade tanto da taxa de poupança como dos custos de trabalho unitários é consistentemente explicado por choques nas despesas de segurança social. Por último, os choques explicam cerca de 10 por cento da variabilidade do produto e da taxa de desemprego. O caso da taxa de desemprego é particularmente interessante, visto que são necessários cerca de 5 anos para que os efeitos dos choques nas despesas com a segurança social tenham um efeito visível sobre a taxa de desemprego.

5.4 Sobre a robustez e a plausibilidade dos resultados

Os resultados apresentados são, como é óbvio, condicionais ao pressuposto segundo o qual o comportamento das despesas em segurança social não é afectado pelo comportamento contemporâneo das restantes variáveis em análise. Para aferir da robustez dos resultados do cenário central, determinam-se os valores das funções resposta a impulso adoptando todas as estratégias de ortogonalização alternativas. Em particular, existe um total de 5! (cento e vinte) ortogonalizações possíveis para o nosso VAR de cinco variáveis. A amplitude

Quadro 9

DECOMPOSIÇÃO DE VARIÂNCIA: PERCENTAGEM DAS ALTERAÇÕES NAS VARIÁVEIS RESULTANTE DE ALTERAÇÕES NA SEGURANÇA SOCIAL

Variável	t=0	t=5	t=10	t=20
DLPPIB	11.7	11.6	11.8	11.8
DLPOUP	30.8	25.5	25.1	25.1
DLTXDES	0.7	10.5	10.5	10.5
DLCTUP	23.4	24.2	23.5	23.1
DLSSEG	100.0	50.8	47.1	46.5

dos resultados de todas as ortogonalizações possíveis indica que os resultados acima apresentados são qualitativamente bastante robustos. Ainda que os resultados acima apresentados tendam a aproximar-se do limite superior do intervalo de variação, em caso nenhum se assiste à inversão do sinal dos efeitos de longo prazo⁽⁴⁾.

Os resultados quantitativos apresentados são coerentes com a evidência internacional. De facto, muitos outros países apresentam sistemas de segurança social semelhantes ao português, baseados em mecanismos de financiamento de tipo PAYG. A metodologia básica utilizada no presente estudo é em Pereira (1998) aplicada aos países da União Europeia e aos Estados Unidos. Os resultados para Portugal encontram-se indubitavelmente no interior do intervalo de variação definido pelos outros países presentes neste estudo⁽⁵⁾.

(4) A título de exemplo, repare-se que a elasticidade do produto em relação a variações na taxa de crescimento da despesa em segurança social varia entre -0.330 e -0.144 .

(5) Por exemplo, os resultados para a elasticidade do produto face a variações na taxa de crescimento da despesa em segurança social varia entre -0.670 na França, e -0.012 no Reino Unido (a Dinamarca apresenta uma elasticidade positiva, ainda que pequena).

6. SÍNTESE E CONCLUSÕES

Este estudo analisa os efeitos das despesas em segurança social sobre o desempenho económico em Portugal. Os resultados empíricos baseiam-se num modelo VAR estimado com base no produto, na taxa de poupança, na taxa de desemprego, nos custos reais de trabalho por unidade produzida e nas despesas com a segurança social. A presente abordagem segue o argumento conceptual segundo o qual uma análise dos efeitos do sistema de segurança social requer que se entre em linha de conta com os efeitos de *feedback* dinâmicos entre as diversas variáveis estudadas. A principal conclusão deste estudo é a de que o sistema de segurança social português apresenta-se, na sua configuração actual, altamente ineficiente. Os resultados da estimação da função resposta a impulso indicam que um aumento na dimensão do sistema de segurança social desencadeia efeitos adversos sobre o desempenho da economia portuguesa no longo prazo: não só pelo aumento dos custos reais unitários com o factor trabalho e da taxa de desemprego, como pela diminuição da taxa de poupança privada. Dado que o aumento na dimensão do sistema tanto afecta negativamente a acumulação de capital como o emprego, o efeito global sobre o PIB é negativo: um aumento das despesas de segurança social no valor de uma unidade monetária reduz o valor do PIB em 3.3 unidades monetárias.

Os efeitos adversos da segurança social deverão ser considerados à luz da evidência *cross-section* relativa à relação entre a dimensão do sistema de segurança social por um lado, e o PIB e a taxa de desemprego por outro lado. Tem sido mostrado que os países com maiores PIB *per capita* e apresentando taxas de desemprego mais elevadas tendem a apresentar sistemas de segurança social mais generosos. Os esforços desenvolvidos no sentido de elevar o PIB *per capita* em Portugal, aliado às perspectivas de crescimento do desemprego num futuro próximo deverá, de acordo com os padrões internacionais, induzir à tentação de aumentar a dimensão do sistema de segurança social. Conhecidos os efeitos negativos da segurança social sobre a performance económica, bem como as dificuldades de sustentabilidade do sistema actual, é forçoso que se resista sistematicamente a tal tentação.

Os resultados deste estudo afiguram-se fundamentais para a actual discussão sobre a reforma do

sistema. De facto, os resultados sugerem que, ainda que o sistema de segurança social português fosse financeiramente sustentável —lo que é negado por toda a evidência— ele seria ainda ineficiente. Logo, o sistema seria sempre indesejável no seu formato actual. Esta conclusão tem grande alcance. Ela sugere que as prescrições habituais para fazer face aos problemas do sistema de segurança social poderão, eventualmente, aliviar o problema da sustentabilidade. Contudo, não são passíveis de remediar o problema-chave da ineficiência, podendo até piorar a situação actual. Por outro lado, esta conclusão sugere que o cerne do debate de política económica deveria redirigir-se da questão da sustentabilidade para a questão da eficiência. Deste modo, alterações do sistema de segurança social no sentido de tornar-se um sistema capitalizado deverão afigurar-se o cerne de qualquer reforma do sistema de segurança social plausível.

Curiosamente, se de facto estes resultados relegarem a questão da sustentabilidade para um segundo plano no debate da reforma do sistema, também implicarão que o problema da sustentabilidade em Portugal é seguramente mais grave do que se tem tido consciência. De facto, todas as estimativas para a dívida implícita na segurança social, ou para as taxas de contribuição de equilíbrio, tendem a ignorar os efeitos perversos das crescentes contribuições para a segurança social sobre o desempenho da economia, e logo o seu *feedback* sobre o problema da sustentabilidade. Por sua vez, se o aumento da dimensão do sistema aumentar o desemprego e diminuir a poupança e o produto, então reduzirá também a base contributiva. Consequentemente, o aumento da carga contributiva necessário para que se gere um fluxo de contribuições adicionais tem sido constantemente subestimado. Como corolário, tem-se que a necessidade de reduzir a dimensão do sistema de segurança social em Portugal é maior ainda do que o anteriormente esperado.

Dada a sensibilidade do tema sob discussão, torna-se fundamental concluir com algumas notas de precaução. Os resultados deste estudo fornecem uma crítica inquestionável ao actual sistema de segurança social português. Revelam, assim, uma maior urgência na necessidade de reforma do sistema. Os resultados indicam também a necessidade de se proceder a uma reorientação do debate sobre a reforma do sistema de segurança social da

questão da sustentabilidade para a questão da eficiência e, mais precisamente, para a necessidade de garantir o equilíbrio actuarial entre contribuições e prestações. Contudo, não se pode, de modo algum, derivar dos presentes resultados qualquer sugestão no sentido da eliminação do sistema, nem sequer da sua privatização. Por outro lado, como é sabido, a transição de um sistema PAYG para um sistema capitalizado passa por um processo extremamente complexo e moroso. Por mais desejável que possa ser do ponto de vista conceptual, esta mudança entre os dois tipos de financiamento só pode ser defendida após uma cuidadosa ponderação dos custos do próprio processo de transição contra os benefícios futuros que derivam de se possuir um sistema auto-financiado. O presente estudo não pretende, seguramente, adiantar nada em relação a este ponto.

REFERÊNCIAS

- Banco de Portugal, 1995, *Relatório Anual de 1994*, Banco de Portugal, Lisboa.
- Banco Mundial, 1995, *Solving the Old Age Crisis*, Banco Mundial, Washington, D.C.
- Borges, A., e Lucena, D., 1988, Social Security in Portugal: A System in Disequilibrium," in Alfredo de Sousa (Ed.). *Nova Economia em Portugal*, Universidade Nova de Lisboa, Portugal.
- Bráz, J., 1995, Dívida Implícita da Segurança Social, Instituto de Seguros de Portugal.
- Comissão Europeia, 1995, *European Economy* 60, Bruxelas.
- Cunha, J, F. Dias, e E. Santos, 1992, "Series Longas das Contas Nacionais: Aspectos Metodológicos e Actualização para 1958-1991," Boletim Trimestral 14 (4), pp. 83-97, Banco de Portugal.
- Feldstein, M., 1996, " Social Security and Savings: New Time Series Evidence," *National Tax Journal* 49, pp. 151-164.
- Gaspar, V., D. Lucena, e A. Pereira, 1994, "O Financiamento da Segurança Social em Portugal," mimeo.
- Gouveia, M. e A. Pereira, 1997, *Estratégias de Reforma do Estado Previdência*. Lisboa: Fórum de Administradores de Empresas
- Gramlich, E., 1996, "How Does Social Security Affect the Economy?" in E. Kingson and J. Schulz (Ed.). *Social Security in the 21st Century*. New York: Oxford University Press.
- OCDE, 1996, *Portugal - 1995-1996 Annual Review*, OCDE, Paris.
- Pereira, A., 1998, "Social Security and Economic Performance: International Evidence," mimeo, The College of William and Mary.
- Silva, P., 1997, "Perspectivas Financeiras da Segurança Social em Portugal," DGEF Documento de Trabalho No. 2. Ministério das Finanças, Portugal.

DETERMINAÇÃO DA TAXA DE CÂMBIO REAL DE EQUILÍBRIO PARA A ECONOMIA PORTUGUESA COM BASE NA *FEER**

Sónia Costa**

1. INTRODUÇÃO

A taxa de câmbio real é o preço relativo de um cabaz de referência de bens entre a economia nacional e o exterior, em que os preços do cabaz são comparados depois de convertidos para uma unidade comum. A sua trajectória de equilíbrio reflecte em cada momento o valor da taxa de câmbio real compatível com o pleno emprego dos factores produtivos e com o cumprimento da restrição orçamental intertemporal entre a economia doméstica e o exterior. Deste modo, a identificação de desvios persistentes da taxa de câmbio real, face aos seus valores de equilíbrio (*misalignments*) constitui uma forma de detectar a existência de desequilíbrios na economia. Embora numa situação em que não ocorram perturbações reais seja de esperar que a taxa de câmbio real não observe alterações do seu valor de equilíbrio, o mesmo pode não acontecer num processo de convergência real como aquele que a economia portuguesa tem vindo a observar. De facto, vários estudos defendem que no processo de *catching-up*, decorrente do contexto de integração económica e monetária, a taxa de câmbio real de equilíbrio observe em Portugal uma tendência de apreciação⁽¹⁾. Neste contexto a estimação de uma trajectória para o equilíbrio da taxa de câmbio real portuguesa nos últimos anos,

o que constitui o objectivo deste trabalho, assume particular relevância.

A metodologia seguida baseia-se no conceito da taxa de câmbio de equilíbrio fundamental (*FEER - Fundamental Equilibrium Exchange Rate*) introduzido por Williamson (1983). Esta abordagem traduz uma alternativa face à determinação da taxa de equilíbrio com base na teoria da paridade dos poderes de compra (PPP), a qual considera a taxa de câmbio real como uma constante. De facto, dado que as variáveis reais apresentam alterações de longo prazo, parece ser razoável esperar que estas se traduzam no equilíbrio da taxa de câmbio real. Este aspecto tem sido amplamente explorado na literatura existindo várias aplicações empíricas que apontam, por um lado, para uma fraca aderência entre a teoria da PPP e a evolução da taxa de câmbio real mesmo no longo prazo e que detectam, por outro lado, a existência de relações de longo prazo entre o comportamento da taxa de câmbio real e de algumas variáveis reais⁽²⁾, como por exemplo, a produtividade relativa entre a economia doméstica e o exterior.

Este artigo está organizado da seguinte forma: na secção 2 expõe-se com um maior detalhe o conceito da *FEER*, realçando-se as suas principais limitações; na secção 3 apresenta-se uma aplicação simplificada desta metodologia para a economia portuguesa no período de 1980 a 1995, na secção 4 expõem-se os resultados obtidos quanto aos desvios da taxa câmbio real face à sua trajectória de

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

A autora agradece a Vítor Gaspar, Carlos Robalo Marques, Maximiano Pinheiro e Cristina Manteu os comentários e sugestões efectuados. Todos os erros remanescentes são da inteira responsabilidade da autora.

** Departamento de Estrangeiro.

(1) Veja-se por exemplo Cunha e Machado (1993), Esteves (1993), Gaspar e Pereira (1995), Gaspar e Pinheiro (1994) e Rebelo (1992).

(2) Para um resumo da literatura sobre este tema veja-se por exemplo Froot e Rogoff (1995), Rogoff (1996) e MacDonald (1995).

equilíbrio estimada e na secção 5 apresentam-se as principais conclusões.

2. ABORDAGEM DA FEER

A FEER é a taxa de câmbio real que é compatível com a existência de equilíbrio macro-económico fundamental, isto é, aquela que está associada a uma balança fundamental equilibrada (equilíbrio externo), numa situação em que o produto se encontra no nível potencial e em que não existem pressões inflacionistas (equilíbrio interno). Como balança fundamental considera-se a soma do saldo primário da balança de transacções correntes (BTC) com o valor líquido dos fluxos externos dos capitais estruturais ou fundamentais.

Esta noção de equilíbrio externo contrasta com a imposição de equilíbrio permanente na BTC muitas vezes considerada. Com efeito, a balança fundamental, a qual reúne os fluxos de carácter estável da balança de pagamentos, é mais adequada do que a BTC para averiguar a sustentabilidade da política cambial no médio/longo prazos, uma vez que, quando a poupança doméstica é diferente das oportunidades de investimento domésticas avaliadas à taxa de juro mundial, os países podem observar importações ou exportações de capitais estruturais, ou não especulativos, ao longo de vários anos, mantendo desequilíbrios prolongados na BTC. A noção de equilíbrio externo implícita na FEER, pressupõe, assim, a igualização entre o saldo da BTC e o valor de equilíbrio de médio prazo da poupança nacional líquida, o qual pode ser aproximado pelos fluxos líquidos de capitais estruturais.

2.1 Limitações e dificuldades de aplicação

A implementação do conceito da FEER apresenta algumas dificuldades relacionadas com a noção de equilíbrio fundamental. Com efeito, a especificação das condições de equilíbrio interno e externo exige que se efectuem juízos de valor sobre as políticas consideradas apropriadas, pelo que a FEER assume um carácter normativo⁽³⁾ Por exemplo, a imposição de equilíbrio permanente da balança fundamental traduz uma noção estrita de equilíbrio externo, a qual tem implícita uma decisão de política, podendo ser justificada com a preocupação das autoridades com o comporta-

mento da balança no curto prazo. De facto, teoricamente a existência de equilíbrio externo exige apenas que a dívida externa líquida seja sustentável, de modo a que a economia seja capaz de cumprir as responsabilidades e não acumule disponibilidades que não serão utilizadas, o que é compatível com várias trajectórias para a balança fundamental⁽⁴⁾.

A concretização da noção de balança fundamental também não é consensual, uma vez que os fluxos de capitais estruturais não são fáceis de identificar. As rubricas de capitais a incluir na balança fundamental devem corresponder a movimentos de capitais estáveis e permanentes, ou seja, àqueles que respondem a diferenciais de rentabilidade entre aplicações de longo prazo domésticas e externas ou que reflectem alterações nas preferências de carteira, e que podem, assim, durar vários

(3) Esta característica está patente quer em Williamson (1991) no reconhecimento de que, com rigor, a FEER deveria ser denominada como taxa de câmbio real óptima ou adequada em vez de taxa de equilíbrio, quer na denominação de DEER - *Desired Equilibrium Exchange Rate* — utilizada por exemplo em Bayoumi et al. (1994), para a taxa de câmbio real compatível com as posições desejadas de equilíbrios interno e externo.

(4) Dolado e Viñals (1991) consideram a seguinte equação para a balança fundamental (*bf*):

$$bf_t = btc_t + i_t^* e_t b_{t-1}^* + ce_t$$

Em que *btc* representa o saldo da BTC, *i** a taxa de juro mundial, *e* a taxa de câmbio nominal, *b* a dívida externa líquida deduzida do saldo líquido dos capitais estáveis e *ce* o saldo líquido dos capitais estáveis.

Partindo desta equação deduzem a restrição intertemporal para uma economia aberta, ou seja, a condição para que o rácio da dívida externa líquida no PIB seja estável:

$$\left\{ \begin{array}{l} by_t^* = \sum_{i=1}^{\infty} (1+\lambda)^{-i} E_t(bfy_{t+i}) \\ \lim_{N \rightarrow \infty} (1+\lambda)^N E_t(by_{t+N}^*) = 0 \end{array} \right.$$

em que *by** e *bfy* correspondem, respectivamente, aos rácios da dívida externa líquida e da balança fundamental, no PIB.

Esta condição difere da restrição externa intertemporal tipicamente considerada nas abordagens de equilíbrio intertemporal da BTC, a qual impõe a nulidade dos saldos actualizados da BTC. Subjacente a esta divergência está o facto de, ao se terem excluído os capitais estáveis da definição de dívida, se estar a considerar que estes fluxos nunca terão que ser reembolsados. Deste modo, a abordagem da FEER pode ser interpretada como tendo implícita uma noção de equilíbrio de médio prazo e não a solução de Steady State na qual não existem quaisquer movimentos de capitais.

anos até que o novo equilíbrio de carteira seja atingido. Estas características baseiam-se, contudo, nos motivos do investidor, os quais estão imperfeitamente correlacionados com qualquer característica objectiva que possa ser isolada nos dados da balança de capitais.

Para além das dificuldades de aplicação, a abordagem da *FEER* denota, por outro lado, algumas limitações. Primeiro, trata-se de uma análise de equilíbrio parcial, a qual está sujeita à crítica de Lucas. Com efeito, nas aplicações empíricas geralmente efectuadas, e também na abordagem seguida neste trabalho, o produto interno e externo são considerados em níveis de equilíbrio determinados exogenamente e substituídos numa equação previamente estimada para a balança fundamental (ou para algumas rubricas da balança de transacções correntes), a qual é posteriormente resolvida para a taxa de câmbio real numa situação de equilíbrio na balança fundamental. Segundo, a metodologia da *FEER* só permite identificar com alguma segurança grandes *misalignments*, pois apresenta uma grande sensibilidade, quer face a hipóteses impostas de um modo *ad-hoc* (por exemplo, quanto aos níveis de capitais estáveis e de equilíbrio interno), quer face ao valor das elasticidades da balança fundamental⁽⁵⁾. Em terceiro lugar, ao não incluir uma noção de equilíbrio intertemporal, a *FEER* ignora a existência de uma interacção entre os desvios da taxa de câmbio real face ao equilíbrio e a própria trajectória de equilíbrio. Na realidade, se num determinado momento a taxa de câmbio real for superior à *FEER*, existirá uma acumulação de dívida, a qual pode exigir que, para que a restrição externa intertemporal seja cumprida, a balança fundamental observe nalgum período futuro saldos positivos. Nesta situação, a *FEER*, ou seja, a taxa de câmbio real compatível com saldo nulo da balança fundamental, estará no futuro acima da verdadeira taxa de equilíbrio. Por último, a abordagem da *FEER*, ao não se basear numa teoria explícita de determinação da taxa de câmbio real, não permite identificar os determinantes fundamentais das alterações de equilíbrio da taxa de câmbio ou da existência de *misalignments*.

(5) Esta situação, implicitamente considerada nos intervalos 10 por cento sugeridos por Williamson para a flutuação das moedas do G-7, é particularmente evidente nos trabalhos de Bayoumi *et al.* (1994) ou de Barrell e Wren-Lewis (1989).

3. APLICAÇÃO EMPÍRICA

Neste trabalho, ensaiou-se a estimação de uma trajectória possível para a taxa de câmbio real efectiva de equilíbrio do escudo entre o primeiro trimestre de 1980 e o quarto trimestre de 1995, utilizando como noção de equilíbrio a *FEER*. Seguindo a aplicação desenvolvida por Dolado e Viñals (1991) começou por se estimar uma forma reduzida para a balança fundamental, a qual foi posteriormente resolvida em ordem à taxa de câmbio real numa situação de equilíbrio interno. Este último foi aproximado pelos valores de tendência das variáveis explicativas, o que tem implícito a hipótese de que em média, isto é, abstraindo os efeitos dos ciclos económicos, a economia está em equilíbrio, ou tende para o equilíbrio. Tal como é referido por Dolado e Viñals (1991), a especificação de uma forma reduzida para a balança fundamental tem a vantagem de estimar a componente estrutural dos movimentos líquidos de capitais externos, em vez de os tomar como dados, tal como acontece nas aplicações anteriormente realizadas para a economia portuguesa. Com efeito, em Freitas (1992) apenas é modelada a balança de bens e serviços e tanto em Manteu e Mello (1992), como em Luís (1993 e 1996) só é considerada a dependência face à taxa de câmbio no caso das exportações de bens e serviços, das importações de bens e serviços e das remessas de emigrantes. Para além da modelação da balança fundamental, as principais diferenças entre este trabalho e as aplicações anteriores consistem na inclusão de dados até um período mais recente⁽⁶⁾ e na metodologia econométrica utilizada.

A determinação dos valores da balança fundamental, necessária para a estimação do modelo, exige a especificação do que se consideram ser capitais estáveis ou estruturais. Analisando o comportamento das várias rubricas da balança de capitais autónomos de longo prazo, os quais constituem os candidatos naturais a considerar, constata-se a existência de uma evolução semelhante: relativa estagnação até 1986; um forte crescimento

(6) A trajectória calculada para a *FEER* abrangeu os períodos de: 1961 a 1990 em Freitas (1992), de 1980 a 1992 em Manteu e Mello (1992) e Luís (1993) e de 1980 a 1994 em Luís (1996). Estes três últimos trabalhos utilizaram valores, estimados em 1991, para as elasticidades das principais rubricas da BTC face à taxa de câmbio.

principalmente até 1989; e a manutenção até ao final da amostra de valores claramente acima dos do período inicial. Este comportamento foi, contudo, determinado pelo processo de liberalização das operações de capitais com o exterior e pela adesão de Portugal às Comunidades Europeias, não indiciando que as motivações associadas aos vários tipos de investimento sejam as mesmas e, concretamente, que não sejam de natureza especulativa. De facto, sendo estatisticamente difícil separar as operações de carácter estrutural das de carácter especulativo, optou-se, tal como em outros estudos aplicados para Portugal, por considerar o investimento directo líquido (diferença entre o investimento directo estrangeiro em Portugal e o investimento directo de Portugal no exterior), tendo-se, contudo, constatado que a inclusão adicional do investimento imobiliário líquido não altera significativamente os resultados. A balança fundamental resulta, assim, da soma do saldo primário da balança de transacções correntes com o investimento directo líquido.

Consideraram-se como principais determinantes da balança fundamental, a procura interna em volume, a procura externa em volume, o grau de abertura da economia e a taxa de câmbio real efectiva⁽⁷⁾⁽⁸⁾. A equação (1) corresponde à regressão dinâmica em Mecanismo Corrector do Erro (MCE) estimada pelos mínimos quadrados ordinários⁽⁹⁾. Os valores entre parêntesis representam os *t*-rácios, *T* uma tendência linear⁽¹⁰⁾, *bfi* a balança fundamental em percentagem do PIB nominal⁽¹¹⁾, *itcer* o índi-

ce de taxa de câmbio real efectiva (definido de forma a que a um aumento corresponda uma apreciação real), *lyr* o logaritmo da procura interna, *ldext* o logaritmo da procura externa e *g* o grau de abertura da economia.

$$\begin{aligned} \Delta bfi_t = & 4.27 + 0.40T + 0.20\Delta bfi_{t-3} - 0.48\Delta ldext_{t-2} - \\ & (3.22)(3.28) \quad (2.23) \quad (-2.42) \quad (1) \\ & -0.37\Delta lyr_{t-4} - 0.57\Delta g_t - 0.72bfi_{t-1} - 0.19itcer_{t-1} - \\ & (-2.21) \quad (-4.57) \quad (-6.12) \quad (-4.28) \\ & -0.38lyr_{t-1} + 0.41ldext_{t-1} - 0.66g_{t-1} \\ & (-3.27) \quad (3.29) \quad (-4.45) \end{aligned}$$

Período de estimação: 1981:2 a 1995:4 *WD*=42.2

$$\begin{aligned} DW=1.92; \quad R^2=0.65; \quad LM\sim F(4,44)=1.11 \quad (0.37); \\ ARCH\sim F(3,42)=0.31(0.82); \quad N\sim\chi^2(2)=7.33 \quad (0.03); \\ H\sim F(20,27)=0.64 \quad (0.85); \quad RESET\sim F(1,47)=0.56 \quad (0.46) \end{aligned}$$

*Sendo: DW o teste Durbin-Watson para a autocorrelação de primeira ordem dos resíduos; R² o coeficiente de determinação; WD um teste de Wald para a existência de cointegração na equação dinâmica; LM o teste de autocorrelação dos resíduos para 4 defasamentos; ARCH uma estatística do tipo LM para testar autocorrelação de ordem 4 do quadrado dos resíduos, sob a hipótese nula de inexistência de heteroscedasticidade autoregressiva condicional; N um teste de normalidade dos resíduos; H uma estatística para testar a hipótese nula de homoscedasticidade não condicional contra a hipótese alternativa de que os resíduos estão correlacionados com os regressores e com o quadrado dos regressores e RESET um teste de especificação funcional que considera como hipótese nula a existência de especificação correcta e como alternativa a hipótese de os resíduos estarem correlacionados com o valor ajustado da variável endógena ao quadrado. Entre parêntesis apresentam-se os *p* values das estatísticas.*

(7) As fontes utilizadas e a forma de construção das variáveis encontram-se descritas no Anexo. Antes de se formalizar a equação a estimar procedeu-se a uma análise da estacionaridade das séries em questão, tendo-se concluído que todas as séries parecem ser I(1), ou seja, estacionárias em primeiras diferenças.

(8) Numa primeira fase ensaiaram-se adicionalmente como variáveis explicativas o preço relativo do petróleo face ao preço dos bens nacionais e o diferencial de taxas de juro reais de longo prazo entre Portugal e os principais países de origem do investimento directo, o qual pretendia captar, tal como em Dolado e Viñals (1991), a rentabilidade relativa do investimento directo. Os resultados obtidos não foram contudo satisfatórios. Com efeito, no caso do preço relativo do petróleo parece existir uma relação entre esta variável e a taxa de câmbio real. Por sua vez, no caso do diferencial de taxas de juro, a inexistência para Portugal de uma taxa de juro de longo prazo representativa até ao início dos anos 90 limitou a qualidade da série utilizada e o facto dos fluxos de investimento directo só terem sido liberalizados entre a segunda metade da década de 80 e o início dos anos 90 terá reduzido a relevância da relação que se pretendia captar.

(9) Dado que se considera apenas a equação dinâmica para *bfi* está-se implicitamente a assumir que os regressores são fracamente exógenos para os parâmetros que queremos estimar, pois caso isso não seja verdade estar-se-ia a perder informação utilizando o método de estimação dos mínimos quadrados ordinários.

(10) Para algumas das variáveis (*lyr*, *ldext* e *g*) não se rejeitou a hipótese de serem I(1) com *drift*, o que justifica a inclusão de uma tendência linear na equação estimada.

(11) Dado que as variáveis explicativas estão definidas em termos reais, optou-se por considerar como variável endógena a balança fundamental em percentagem do PIB nominal.

O teste de Boswijk (*WD*) leva à rejeição da hipótese nula de ausência de cointegração mesmo considerando um nível de significância de 1 por cento⁽¹²⁾⁽¹³⁾. Embora a modelação conjunta da balança fundamental levante alguns problemas de interpretação dos sinais dos coeficientes estimados, os resultados obtidos para os coeficientes de longo prazo parecem estar de acordo com os principais efeitos geralmente considerados. A equação (2) traduz a relação de longo prazo estimada, ou seja, a equação estática implícita na regressão dinâmica (1)⁽¹⁴⁾.

$$bfy_t = 5.90 + 0.55T - 0.26itcer_t - 0.53lyr_t + 0.57ldext_t - 0.92g_t \quad (2)$$

O sinal negativo associado ao coeficiente da procura interna em volume parece reflectir a do-

(12) Segundo o teorema de representação de Granger, se um modelo de variáveis com o mesmo grau de integração admite uma representação em MCE, então existe cointegração. Assim, uma forma de testar a existência de cointegração, com base no modelo dinâmico, será testar a significância de termo corrector do erro (TCE), i.e., do termo que traduz a relação de longo prazo. Este teste não pode, contudo, ser realizado com base no t-rácio usual uma vez que a distribuição limite dos estimadores não é standard. Tendo em conta este problema, Boswijk (1994) sugeriu que se testasse a hipótese nula do TCE ser zero, usando um teste de Wald (*WD*). Uma hipótese suficiente para a realização deste teste é que as variáveis explicativas sejam fracamente exógenas para os parâmetros da regressão estática, ou seja, que a inferência sobre os parâmetros da equação estática, condicional aos regressores, não envolva perda de informação. O teste *WD* é calculado como o produto entre a estatística de teste *F* habitual (estatística de teste para a nulidade conjunta dos parâmetros do TCE) e o número de restrições consideradas face ao modelo geral. No caso da regressão (1) o valor crítico obtido da tabela de Boswijk quando se considera a existência de uma tendência linear no modelo dinâmico de forma irrestrita, i.e., quando não se impõe que a tendência apareça apenas no TCE é de 27.52 para um nível de significância de 1 por cento.

(13) Foi igualmente analisada a existência de cointegração na regressão estática, através do teste de estacionaridade dos resíduos, tendo, tal como na regressão dinâmica, sido rejeitada a hipótese de ausência de cointegração com um nível de significância de 1 por cento (a estatística ADF apresentou um valor de -6.22, sendo o valor crítico de 1 por cento calculado através da tabela de Mackinnon (1991) -5.69).

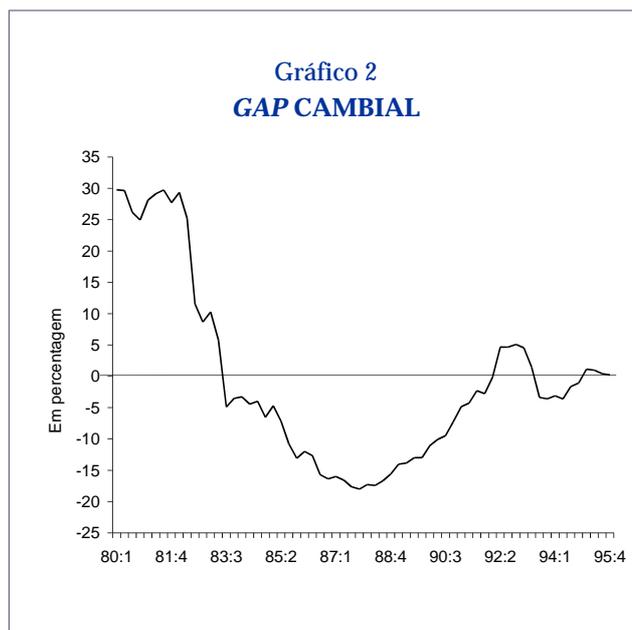
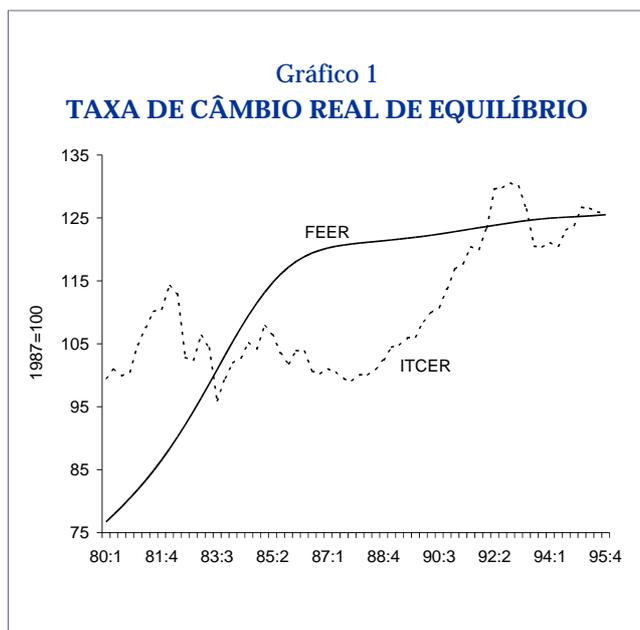
(14) O valor de longo prazo da primeira diferença de uma variável não estacionária com *drift* não é nulo mas depende do valor do *drift*. Assim na expressão (2) a constante traduz, não só o seu valor na equação (1), mas também os produtos dos valores dos *drifts* de *lyr*, *ldext* e *g* pela soma dos coeficientes de curto prazo associados às respectivas variáveis.

minância do efeito positivo desta variável sobre a procura de importações, face a possíveis impactos positivos na oferta de exportações ou no investimento directo⁽¹⁵⁾. No caso da procura externa, em volume, o sinal positivo do coeficiente estimado está de acordo com o efeito positivo esperado sobre a procura de exportações, podendo ainda estar a reflectir algum impacto sobre o investimento directo⁽¹⁶⁾. Por sua vez, o coeficiente negativo associado à taxa de câmbio real deverá estar a captar o efeito de alterações na competitividade externa da economia portuguesa sobre a balança de bens e serviços (assumindo que se verifica a condição de Marsall-Lerner), não sendo de excluir que possa existir também algum impacto negativo sobre o investimento directo, uma vez que uma menor competitividade se traduz numa diminuição da rentabilidade do investimento⁽¹⁷⁾. Por último, o grau de abertura da economia pretende captar os efeitos de alterações na política comercial, assumindo, assim, particular relevância no período considerado devido à adesão de Portugal às Comunidades Europeias. O coeficiente que lhe está associado denota um sinal negativo, indiciando que o aumento do grau de abertura deverá ter contribuído negativamente para a evolução do sal-

(15) No caso de existirem restrições à capacidade de produção na economia, a procura interna, medida pelo produto interno bruto em volume, pode ter um efeito positivo sobre a oferta de exportações, para um dado nível de preços. Por outro lado, embora seja de esperar que o produto interno tenha um impacto positivo no investimento directo de Portugal no exterior (o que determinaria um sinal negativo na balança fundamental), o valor do investimento directo líquido é dominado, na maior parte da amostra, pelo investimento directo externo, para o qual o crescimento do mercado interno pode constituir um incentivo.

(16) O crescimento dos mercados externos pode constituir um incentivo ao investimento no exterior. É contudo de notar que, tendo esta variável sido construída numa óptica de comércio externo, tal como se explica no Anexo, ou seja, representando a procura de importações por parte dos principais parceiros comerciais de Portugal, pode não ser a forma mais adequada de captar a dimensão das economias concorrentes de Portugal em termos de atracção de investimento, devendo até aproximar melhor a evolução da conjuntura económica dos países potenciais investidores, o que levaria a esperar um efeito positivo. Outra razão para que esta variável possa traduzir um incentivo ao investimento em Portugal, é o facto de muito investimento directo se destinar a produção para exportação.

(17) A taxa de câmbio real utilizada está construída com base nos preços no consumo, os quais são bons indicadores da evolução dos custos do trabalho e estes são factores importantes na determinação da localização das empresas.



do comercial⁽¹⁸⁾. Esta situação parece estar de acordo com o facto de, no período pós adesão às comunidades europeias, o forte crescimento da procura interna de bens manufacturados, conjugado um padrão de comércio das economias europeias adequado a este tipo de produtos, ter originado um crescimento das importações mais acentuado que o das exportações.

Igualando a zero a equação de longo prazo (2) e resolvendo-a em ordem ao *itcer* obtêm-se:

$$itcer_t 22.7 + 2.1T - 2.0lyr_t + 2.2ldext_t - 3.5g_t \quad (3)$$

A trajectória estimada para a FEER resultou de avaliar (3) em valores de tendência das variáveis explicativas, calculados através do filtro de Hodrick-Prescott.

(18) Krugman (1990) apresenta argumentos que apontam para que a entrada dos países do sul na Comunidade Europeia tenha um efeito favorável sobre o comércio externo desses países, assim como argumentos no sentido contrário. Por um lado, refere que é de esperar um efeito negativo, uma vez que os países do sul apresentam à partida um maior nível de protecção do que os países do *core*. Por outro lado, considera que a diferença de dimensão entre o país aderente e o conjunto dos países já pertencentes à Comunidade, contribui para que exista um efeito positivo sobre o comércio, uma vez que no caso do país pequeno a elasticidade procura das exportações será maior do que a das importações (pois é mais provável que os países da Comunidade produzam bens substitutos próximos).

4. DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

Segundo os resultados obtidos (gráficos 1 e 2), a taxa de câmbio real de equilíbrio terá observado uma tendência de apreciação ao longo de todo o período amostral (do primeiro trimestre de 1980 ao quarto trimestre de 1995). A comparação da trajectória de equilíbrio estimada com a evolução da taxa de câmbio real efectiva observada permite identificar três períodos distintos para o comportamento do *gap* cambial, definido de forma a que um valor positivo (negativo) indique a percentagem da FEER que o *itcer* tem que depreciar (apreciar) para que a balança fundamental, avaliada em valores de tendência, tenha um saldo nulo.

No início da década de 80 destaca-se a existência de uma grande sobreapreciação real efectiva do escudo, a qual está de acordo com os défices observados pela balança fundamental (cerca de 4 por cento do PIB, em média de 1980 a 1983). As políticas macro-económicas expansionistas, implementadas num período de enfraquecimento mundial, associado ao segundo choque petrolífero, e a valorização nominal do escudo em 6 por cento, em Fevereiro de 1980, em simultâneo com uma deterioração dos termos de troca, terão contribuído para este comportamento.

Na segunda metade dos anos 80 identifica-se um período de subapreciação real elevada, a qual atinge o seu máximo em 1987, altura em que a balança fundamental observava um excedente de cerca de 4 por cento do PIB. De facto, enquanto a

taxa de equilíbrio estimada manteve durante este período a sua tendência de apreciação, a taxa de câmbio real, condicionada por uma desvalorização nominal efectiva de 12 por cento, no âmbito do acordo de estabilização económica de 1983/84 com o FMI, e pela manutenção de uma política de *crawling-peg* até 1990 (apenas com interrupção em 1986), só começou a revelar uma tendência de apreciação a partir de meados de 1988.

É por último de realçar a proximidade da taxa de câmbio real efectiva da sua trajectória de equilíbrio durante a primeira metade da década de 90. Com efeito, de acordo com as estimativas efectuadas, o gap cambial terá estado desde 1991 sempre abaixo dos 5 por cento, em termos absolutos, situando-se no último trimestre de 1995 em cerca de 0.2 por cento. Este período coincidiu, obviamente também, com a existência de uma maior estabilidade das contas externas: de 1991 a 1995, a balança fundamental e a balança de transacções correntes observaram em média saldos de cerca de 0.7 por cento do PIB e de -0.5 por cento do PIB, respectivamente.

Os resultados obtidos confirmam as principais conclusões das outras aplicações da metodologia da FEER para o caso português (Freitas (1992), Manteu e Mello (1992) e Luís (1993 e 1996)). Este trabalho aponta, contudo, para uma apreciação real de equilíbrio do escudo mais acentuada durante a década de 80 e os primeiros anos da década de 90, alargando, assim o suporte empírico à ideia de que a economia portuguesa terá experimentado um processo de apreciação real de equilíbrio.

5. CONCLUSÕES

Neste estudo estimou-se a evolução da taxa de câmbio real de equilíbrio no período de 1980 a 1995. A metodologia baseou-se no conceito de taxa de câmbio de equilíbrio fundamental. Não obstante algumas limitações desta abordagem, a magnitude dos efeitos detectados permite concluir, com alguma segurança, que durante o período considerado o escudo terá observado uma apreciação real de equilíbrio. Todavia os desvios face ao equilíbrio foram muito maiores durante a década de 80, do que durante a primeira metade da década de 90, ou seja, os maiores desajustamentos da taxa de

câmbio real parecem ter coincidido com o período de maior flexibilidade do regime cambial.

REFERÊNCIAS

- Barrell, R. e S. Wren-Lewis (1989), "Fundamental Equilibrium Exchange Rates for G7", *Centre for Economic Policy Research*, nº 323, June.
- Bayoumi, T., P. Clark, S. Symansky, e M. Taylor (1994), "Robustness of Equilibrium Exchange Rate Calculations to Alternative Assumptions and Methodologies", *International Monetary Fund*, WP/94/17.
- Boswijk, H. P. (1994), "Testing for an Unstable Root in Conditional and Structural Error Correction Models", *Journal of Econometrics*, Vol. 63, nº 1, 37-60.
- Cunha, L. C. e J. A. F. Machado (1993), "Real Convergence and Real Appreciation", Universidade Nova de Lisboa, *Working Paper* nº 211, Dezembro.
- Dolado, Juan J. e José Viñals (1991), "Macroeconomic Policy, External Targets and Constraints: the Case of Spain", *CEPR Discussion Paper*, nº505, January.
- Esteves, P. S. (1993), "Crescimento Económico e Taxa de Câmbio Real — A Experiência Portuguesa (1948-1992)", *Boletim Trimestral* do Banco de Portugal, Dezembro.
- Freitas, M. L. (1992), "Sobre a Futura Paridade do Escudo: Há lugar para uma apreciação real?", *Working Paper* nº 183, Universidade Nova de Lisboa, Abril.
- Froot, K. A., K. Rogoff (1995), "Perspectives on PPP and Long-Run Real Exchange Rates", *Handbook of International Economics*, Vol. III, Elsevier Science.
- Gaspar V. e A. Pereira (1995), "An Intertemporal Analysis of Development Policies in the EU", *Journal of Policy Modelling*, forthcoming.
- Gaspar, V., M. Pinheiro (1994), "Desinflação e Competitividade", *Boletim Trimestral* do Banco de Portugal, Junho.
- Krugman, P. (1990), "Macroeconomic Adjustment and Entry into the EC: a note", de Unity with Diversity in the European Economy: *the Community's Southern Frontier*, 131-140, Eds.: C. Bliss and J. B. Macedo, Cambridge University Press.

- Luís, J. B. (1993), "Taxa de Câmbio de Equilíbrio e Sustentabilidade Intertemporal da Balança de Pagamentos", *Tese do Mestrado de Economia Monetária e Financeira* do I.S.E.G.
- Luís, J. B. (1996), "A Taxa de Câmbio de Equilíbrio na Economia Portuguesa", *Draft*, Fevereiro.
- MacDonald, R. (1995), "Long-Run Exchange Rate Modelling: A Survey of the Recent Evidence"; *International Monetary Fund*, WP/95/14, January.
- Mackinnon, J.G. (1991), "Critical Values for Cointegration Tests", *Long-run economic relationships*, Chapter 13, edited by Engle and Granger, Oxford University Press.
- Manteu, Cristina e A. S. Mello (1992), "Taxa de Câmbio de Equilíbrio Fundamental", *Boletim Trimestral* do Banco de Portugal, Dezembro.
- Rebelo, S. (1992), "Inflation in Fixed Exchange Rate Regimes: The Recent Portuguese Experience", Banco de Portugal, *Working Paper nº 11-92*, Julho.
- Rogoff, K. (1996), "The Purchasing Power Parity Puzzle", *Journal of Economic Literature*, Vol. XXXIV, nº 2, 647-668, June.
- Williamson, J. (1983), "The Exchange Rate System", Policy Analysis in International Economics, nº 5, *Institute for International Economics*, Washington D.C.
- Williamson, J. (1991), Equilibrium Exchange Rate: An Update, *Institute for International Economics*, Washington D.C.
- Williamson, J. (1994), Estimating Equilibrium Exchange Rates, *Institute for International Economics*, Washington D.C.
- Vidal, M. J. e T.B. Reis (1994), "Índice de Taxa de Câmbio Efectiva do Escudo: Estudo dos ponderadores do comércio externo e apresentação da nova metodologia", *Boletim Trimestral* do Banco de Portugal, Vol. 16.

ANEXO

DESCRIÇÃO DOS DADOS

As séries que se considerou que estariam sujeitas a variações sazonais foram dessazonalizadas através do método X11-ARIMA.

Balança de pagamentos

Amostra: 1980:1 a 1995:4; Fonte: Banco de Portugal.

À data de realização deste trabalho não existia ainda uma compatibilização das séries face à ruptura de 1993 (associada à adopção do sistema INTRASTAT e à harmonização estatística à escala comunitária). Contudo, dado que não faria sentido incluir dados apenas até 1992, optou-se por utilizar os valores publicados sem qualquer alteração.

Contas Nacionais

Amostra: 1977:1 a 1995:4; Fonte: INE (Contas Trimestrais).

Dado que o período considerado, inclui a alteração de base de 1977 para 1986, foi necessário proceder-se a uma colagem das séries, tendo esta sido efectuada mantendo-se as taxas de crescimento, quer em volume, quer em valor, das séries publicadas.

Grau de abertura da economia

Amostra: 1977:1 a 1995:4.

Calculado como o rácio entre a soma das importações e exportações de bens e serviços e o produto interno bruto, em volume.

Taxa de câmbio real efectiva

Amostra: 1980:1 a 1995:4; Fonte: Banco de Portugal.

Taxa de câmbio nominal efectiva determinada segundo a metodologia apresentada em Vidal e

Reis (1994) e utilização dos índices de preços no consumidor para o cálculo da taxa de câmbio real.

Procura externa em volume

Amostra: 1977:1 a 1996:1.

Média geométrica das procuras externas dos países da União Europeia (excluindo a Bélgica, o Luxemburgo, a Irlanda e a Grécia), Suíça, Estados Unidos, Japão e Canadá, ponderadas pelos pesos destes nas exportações portuguesas. Os pesos foram calculados a partir dos dados das exportações de mercadorias, em valor, publicados pelo INE, e consideraram-se variáveis anualmente. A procura externa foi medida pelos índices de volume das importações de bens e serviços, utilizando-se os dados publicados pela OCDE, para todos os países, com excepção da Alemanha, da Espanha e da Dinamarca, para os quais foram calculados índices a partir da rubrica de importações de bens e serviços, em volume, das contas nacionais.

Preço relativo do petróleo face aos preços dos bens nacionais

Amostra: 1980:1 a 1995:4.

Rácio entre o índice do preço de petróleo em escudos e o deflator do PIB português. O preço do petróleo foi medido pelo índice de preços de importação de produtos energéticos calculado pela Direcção-Geral das Relações Económicas Internacionais.

Diferencial de taxas de juro reais de longo prazo entre Portugal e o exterior

Amostra: 1980:1 a 1995:4.

Para a taxa de juro nominal portuguesa utilizou-se a série de taxa de juro nominal de longo

prazo publicada pela OCDE, a qual, constitui uma aproximação necessariamente grosseira a esta variável, pois em Portugal só existem obrigações do tesouro a 10 anos desde Junho de 1993 e com prazos entre os 2 e os 5 anos desde de 1991. A taxa de juro externa nominal de longo prazo foi calculada como uma média ponderada das taxas de juro nominais das séries publicadas pelo FMI (*government bond yields*: taxas de juro até à maturidade, de títulos do governo ou de outros títulos com prazos

mais longos). Considerou-se como exterior os principais países de origem de investimento directo (Alemanha, Espanha, França, Reino Unido, Estados Unidos, Japão e Suíça) e calcularam-se pesos móveis anualmente, utilizando a soma dos valores absolutos de investimento e desinvestimento, do exterior em Portugal e de Portugal no exterior. As taxas de juro nominais foram deflacionadas pelo crescimento médio anual do índice de preços no consumidor do período a que as taxas dizem respeito.

Janeiro

- **9 de Janeiro**

As taxas de absorção e de facilidade diária de cedência de liquidez mantêm-se inalteradas em 4.9 e 6.9 por cento, respectivamente.
A taxa de juro do Banco de Portugal para operações regulares de cedência de liquidez pelo período de constituição de disponibilidades mínimas de caixa mantém-se em 5.3 por cento.
- **19 de Janeiro**

As taxas de juro das facilidade permanentes de absorção e de cedência de liquidez do Banco de Portugal desceram 0.1 pontos percentuais (p.p.), situando-se em 4.8 e 6.8 por cento, respectivamente.
A taxa de juro para operações regulares de cedência de liquidez pelo período de constituição de disponibilidades mínimas de caixa desceu também 0.1 p.p. para 5.1 por cento.
- **31 de Janeiro (Lei nº 5/98, DR nº 26/98, 1ª Série A)**

Altera a Lei Orgânica do Banco de Portugal tendo em vista a sua integração no Sistema Europeu de Bancos Centrais.

Fevereiro

- **2 de Fevereiro (Carta Circular do Banco de Portugal nº 3/DOC)**

Comunica que a taxa de remuneração dos Títulos de Depósito da Série B é fixada em 4.3 por cento para vigorar no trimestre a iniciar em 4-02.
- **3 de Fevereiro (Lei nº 7/98, DR nº 28/98, 1ª Série A)**

Regulamenta o regime geral de emissão e gestão da dívida pública.
- **4 de Fevereiro (Aviso nº 1741-C/98, DR nº 29/98, 2ª Série, 2ª Supl.)**

Regulamenta o regime jurídico do cheque sem provisão aprovado pelo Decreto-Lei nº 454/91, de 28 de Dezembro, na sequência das alterações introduzidas a este diploma pelo Decreto-Lei nº 316/97, de 19 de Novembro.
- **11 de Fevereiro (Norma nº 17/97-R, DR nº 35/98, 3ª Série)**

Divulga os elementos referentes ao exercício de 1997 que as empresas de seguros com sede em Portugal (sociedades anónimas e mútuas de seguros), as sucursais de empresas de seguros com sede fora do território da União Europeia, os agrupamentos complementares de empresas e as sociedades gestoras de fundos de pensões devem enviar ao Instituto de Seguros de Portugal. Revoga a Norma nº22/96-R de 19-12.
- **13 de Fevereiro (Regulamento da CMVM nº 1/98, DR nº 37/98, 2ª Série)**

Estabelece os termos do registo dos intermediários financeiros para o exercício de actividades de intermediação em valores mobiliários.
- **20 de Fevereiro (Carta Circular do Banco de Portugal nº 5/98/DSBRE)**

Informa as instituições de crédito e as sociedades financeiras de que os elementos contabilísticos e de natureza prudencial a enviar ao Departamento de Supervisão Bancária, a partir de 01-01-99, deverão passar a ser expressos em euros, mediante a conversão dos dados de origem.
- **25 de Fevereiro (Aviso nº 1/98, DR nº 47/98, 1ª Série B)**

Fixa em 5 por cento a taxa de desconto do Banco de Portugal.
- **25 de Fevereiro (Carta Circular do Banco de Portugal nº 8/98/DSBRE)**

Esclarece quais os activos incorpóreos e custos que as instituições de crédito e as sociedades financeiras (quando aplicável) devem considerar no cálculo dos fundos próprios, quer em base individual, quer em base consolidada. Revoga a Carta Circular nº 77/M-DSB, de 14-12-94.
- **25 de Fevereiro (Carta Circular do Banco de Portugal nº 6/DCP)**

Informa, na sequência das decisões comunitárias sobre o programa de transição para o Euro, sobre as decisões tomadas pelo Conselho de Administração do Banco de Portugal relativamente aos procedimentos contabilísticos decorrentes da introdução do Euro nos sistemas de informação do Sistema Bancário Português.

- **26 de Fevereiro**

As taxas de juro das facilidades permanentes de absorção e de cedência de liquidez do Banco de Portugal desceram 0.2 p.p., situando-se em 4.6 e 6.6 por cento, respectivamente.

A taxa de juro para operações regulares de cedência de liquidez pelo período de constituição de disponibilidades mínimas de caixa desceu igualmente 0.2 p.p. para 4.9 por cento.

Março

- **18 de Março**

As taxas de juro das facilidades permanentes de absorção e de cedência de liquidez do Banco de Portugal desceram 0.2 p.p., situando-se em 4.4 e 6.4 por cento, respectivamente.

A taxa de juro para operações regulares de cedência de liquidez pelo período de constituição de disponibilidades mínimas de caixa desceu também 0.2 p.p. para 4.7 por cento.

- **27 de Março (Norma nº 2/98-R, DR nº 73/98, 3ª Série)**

Estabelece um conjunto de regras relativas ao cálculo e constituição da margem de solvência e do fundo de garantia das empresas e seguros. Revoga as Normas nº 27/95-R de 14-12 e 4/97-R de 20-02.

- **27 de Março (Norma nº 3/98-R, DR nº 73/98, 3ª Série)**

Estabelece um conjunto de regras relativas ao cálculo e constituição da margem de solvência e do fundo de garantia das sociedades gestoras de fundos de pensões. Revoga as Normas nºs 28/95-R de 14-12 e 5/97 de 20-02, não reprimando o nº 61 da Norma nº 298/91 de 13-11.

Abril

- **3 de Abril (Dec.-Lei nº 85/98, DR nº 79/98, 1ª Série A)**

Aprova os desenhos da face nacional das moedas de 1 e 2 euros e de 50, 20, 10, 5, 2 e 1 cêntimos.

- **11 de Abril (Aviso nº 2/98, DR nº 85/98, 1ª Série B)**

Revoga o Aviso nº 11/90 publicado no DR nº 207, 1ª Série, de 07-09-90, que estabeleceu, relativamente às instituições sujeitas à supervisão do Banco de Portugal, limites à tomada firme de títulos e à subscrição indirecta de ações.

- **17 de Abril (Dec.-Lei nº 94-B/98, DR nº 90/98, 1ª Série A, 2º Supl.)**

Regula as condições de acesso e exercício da actividade seguradora e resseguradora no território da Comunidade Europeia, incluindo a exercida no âmbito institucional das zonas francas. Revoga os Decs.-Lei nºs 91/82, de 22-03, 133/86, de 12-06, 107/88, de 31-03 e 102/94, de 20-04.

- **27 de Abril (Carta Circular do Banco de Portugal nº 14/DOC)**

Comunica que a taxa de remuneração dos Títulos de Depósito da Série B é fixada em 4 por cento para vigorar no trimestre a iniciar em 04-05.

Maiο

- **5 de Maio**

As taxas de juro de facilidade permanente de absorção e de cedência de liquidez do Banco de Portugal mantêm-se em 4.4 e 6.4 por cento, respectivamente.

A taxa de juro para operações regulares de cedência de liquidez pelo período de constituição de disponibilidades mínimas de caixa mantêm-se em 4.7 por cento.

- **12 de Maio**

As taxas de juro de facilidade permanente de absorção e de cedência de liquidez do Banco de Portugal desceram 0.2 p.p. fixando-se em 4.2 e 6.2 por cento, respectivamente.

A taxa de juro para operações regulares de cedência de liquidez pelo período de constituição de disponibilidades mínimas de caixa desceu igualmente 0.2 p.p. fixando-se em 4.5 por cento.

- **15 de Maio (Portaria n° 476/98, DR n° 112/98, 2ª Série)**

Concede, ao abrigo do n° 8 do art° 411 do Código do Mercado de Valores Mobiliários, na redacção dada pelos Dec.-Leis n.ºs. 196/95 de 29-07 e 232/96 de 05-12, autorização à Associação da Bolsa de Derivados do Porto (ABDP) para prestar serviços integrados de registo, compensação e liquidação de operações de empréstimos que tenham por objecto valores mobiliários e instrumentos do mercado monetário, nacionais ou estrangeiros, bem como a assumir a posição de contraparte nas referidas operações.
 - **16 de Maio (Dec.-Lei n° 138/98, DR n° 113/98, 1ª Série A)**

Estabelece regras fundamentais a observar no processo de transição para o Euro, complementando o disposto no direito comunitário aplicável.
 - **20 de Maio (Portaria n° 487/98, DR n° 116/98, 2ª Série)**

Altera a redacção do n° 3 da Portaria n° 291/96 de 23-12, com o objectivo de promover o alargamento do âmbito da autorização aos serviços de registo de operações de reporte celebradas com pessoas singulares.
 - **21 de Maio (DR n° 117/98, Parte A, Supl. 3, 3ª Série)**

Publica o relatório e contas do exercício de 1997 do Banco de Portugal, EP.
 - **21 de Maio (Carta Circular do Banco de Portugal n° 19/98/DSBDR)**

Presta esclarecimento sobre a forma de cálculo e a divulgação da “taxa anual efectiva” (TAE), prevista no Dec.-Lei n° 220/94 de 23-08.
 - **27 de Maio (Regulamento da CMVM n°5/98, DR 122/98, 2ª Série)**

Estabelece, ao abrigo do disposto na alínea a) do n° 1 do art° 14 do Código do Mercado de Valores Mobiliários, e para os efeitos do disposto no n° 6 do art° 5° do Dec.-Lei n° 294/95 de 17-11, os limites quantitativos relativos à concentração de riscos nos fundos de investimento imobiliários decorrentes da celebração de contratos de arrendamento que tenham como contraparte a mesma entidade ou entidades ligadas entre si.
- ### Junho
- **9 de Junho**

As taxas de juro de facilidade permanente de absorção e de cedência de liquidez do Banco de Portugal mantêm-se em 4.2 e 6.2 por cento, respectivamente.
A taxa de juro para operações regulares de cedência de liquidez pelo período de constituição de disponibilidades mínimas de caixa mantêm-se em 4.5 por cento.
 - **24 de Junho Regulamento da CMVM n° 7/98, DR 143/98, 2ª Série**

Estabelece, ao abrigo do disposto nas alíneas a) e b) do n° 1 do art° 14° do Código do Mercado de Valores Mobiliários e para efeitos do n° 2 do art° 35 do DL 276/94, de 02-11, as regras de publicação de informações pelos fundos de investimento mobiliário. Revoga o Regulamento n° 95/2 da CMVM de 08-05-95.
 - **25 de Junho Dec.-Lei n° 166/98, DR n° 144/98, 1ª Série A**

Institui o sistema de controlo interno da administração financeira do Estado (SCI).
- ### Julho
- **7 de Julho Resolução do Conselho de Ministros n° 81/98, DR n° 154/98, 1ª Série B**

Autoriza o Instituto de Gestão do Crédito Público a emitir, em nome e representação da República, empréstimos internos de curto prazo, denominados em moeda nacional e representados por certificados especiais de dívida de curto prazo (CEDIC), com o objectivo de permitir o financiamento de necessidades orçamentais do Estado através da aplicação dos excedentes de tesouraria detidos pelas instituições do sector público administrativo. Fixa em 500 milhões de contos o montante máximo de CEDIC em circulação.
 - **8 de Julho Dec.-Lei n° 187/98, DR n° 155/98, 1ª Série A**

Procede à articulação dos meios de pagamento do Tesouro com o novo regulamento do sistema de compensação interbancária (SICOI), na perspectiva da introdução do euro. Dá nova redacção aos art°s. 3 e 4 do DL 371/91 de 8-10. O presente diploma produz efeitos a partir de 1-5-98.

- **13 de Julho**

As taxas de juro de facilidade permanente de absorção e de cedência de liquidez do Banco de Portugal mantêm-se em 4.2 e 6.2 por cento, respectivamente.

A taxa de juro para operações regulares de cedência de liquidez pelo período de constituição de disponibilidades mínimas de caixa mantêm-se em 4.5 por cento.

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** EXCHANGE 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
- 1/98** A COMPARATIVE STUDY OF THE PORTUGUESE AND SPANISH LABOUR MARKETS
— Olympia Bover, Pilar Garcia-Perea, Pedro Portugal
- 2/98** EARNING FUNCTIONS IN PORTUGAL 1982-1994: EVIDENCE FROM QUANTILE REGRESSIONS
— José A. F. Machado, José Mata
- 3/98** WHAT HIDES BEHIND AN UNEMPLOYMENT RATE: COMPARING PORTUGUESE AND US UNEMPLOYMENT
— Olivier Blanchard, Pedro Portugal
- 4/98** UNEMPLOYMENT INSURANCE AND JOBLESSNESS IN PORTUGAL
— Pedro Portugal, John T. Addison
- 5/98** EMU, EXCHANGE RATE VOLATILITY AND BID-ASK SPREADS
— Nuno Cassola, Carlos Santos
- 6/98** CONSUMER EXPENDITURE AND COINTEGRATION
— Carlos Robalo Marques, Pedro Duarte Neves