

PERSPECTIVAS DA ECONOMIA PORTUGUESA PARA 2001-2002

1. INTRODUÇÃO

Neste *Boletim Económico* (BE) são apresentadas projecções para a economia portuguesa, para 2001 e 2002, referentes à evolução da actividade, principais componentes da despesa, inflação e saldo conjunto das balanças corrente e de capital. Estas projecções foram elaboradas pelo Banco de Portugal no âmbito do exercício da Primavera do Euro-sistema, cujos resultados para o conjunto da área do euro foram divulgados no *Boletim Mensal* de Junho do Banco Central Europeu (BCE).

As projecções agora apresentadas para a economia portuguesa têm por base, com excepção de algumas hipóteses específicas ao caso português, as hipóteses assumidas pelo conjunto do Eurosistema. Nomeadamente, foram consideradas hipóteses técnicas de taxas de juro e de taxas de câmbio constantes ao longo do horizonte de projecção. Foram igualmente consideradas as hipóteses comuns sobre evolução da economia mundial e dos preços internacionais das matérias-primas. Saliente-se ainda que foi assegurado que as projecções para cada uma das economias da área do euro implícita nas projecções do Eurosistema para o conjunto da área do euro foi tida em conta na elaboração das projecções para a economia portuguesa. Deste procedimento resultou que o enquadramento externo da economia portuguesa será caracterizado por um menor dinamismo, nomeadamente quando comparado com o enquadramento subjacente ao exercício do Outono, realizado em Outubro de 2000, quando os sinais de abrandamento da economia mundial, em particular dos EUA, eram ainda pouco notórios. O crescimento da procura externa relevante para a economia portuguesa deverá abrandar de cerca de 11 por cento em 2000 para 6.8 e 6.2 por cento, respectivamente em 2001 e 2002. Estas hipóteses representam uma revisão em baixa

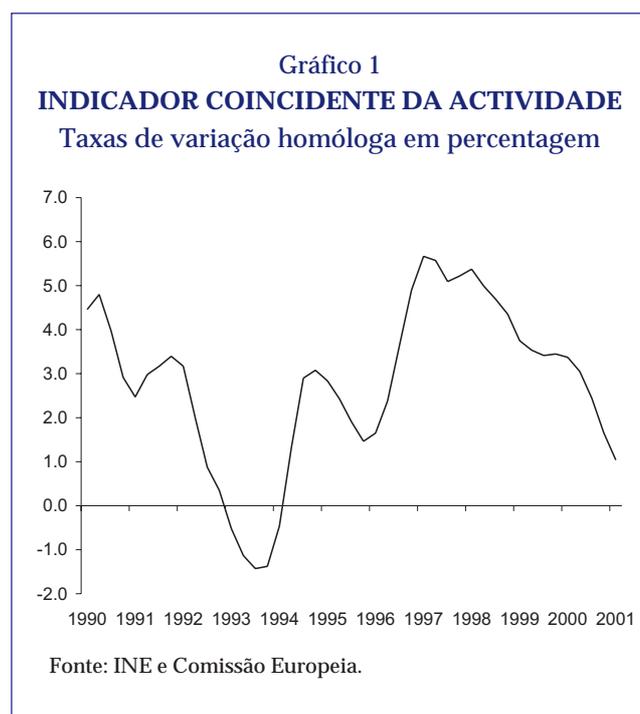
entre 1 e 1.5 pontos percentuais em ambos os anos relativamente ao exercício anterior.

Em 2001, a taxa de variação do PIB português, em termos reais, deverá situar-se no intervalo de 2 a 2½ por cento, abaixo do valor de 3.2 por cento estimado para 2000 (ver quadro 1). Para 2002, projecta-se uma estabilização da taxa de crescimento do produto a níveis semelhantes aos de 2001, a que corresponde a um intervalo de projecção entre 1¾ e 2¾.

A evolução do produto projectada para 2001 reflecte quer uma desaceleração das exportações, determinada no essencial pela evolução prevista para a procura externa, quer um abrandamento da procura interna, que deverá repercutir-se numa desaceleração significativa das importações. Esta última deverá dominar a desaceleração das exportações permitindo que, já em 2001, a procura externa líquida passe a ter um contributo positivo para o crescimento do PIB, o que acontece pela primeira vez desde 1996.

O abrandamento da procura interna, já evidenciado em 2000, reflectirá, sobretudo, uma correcção relativamente a uma trajetória de crescimento muito elevado observada nos anos anteriores. Assim, o abrandamento no ritmo de crescimento económico é um elemento importante de um processo de ajustamento gradual da economia portuguesa, que se traduzirá numa progressiva diminuição do défice da balança de mercadorias e, em resultado, numa moderação do ritmo de aumento do endividamento.

A informação de conjuntura já disponível para os primeiros meses de 2001 confirma, de um modo geral, este cenário de abrandamento do crescimento económico. O indicador coincidente da actividade estimado pelo Banco de Portugal apresenta



uma desaceleração marcada no primeiro trimestre do ano conforme se pode verificar no gráfico 1. No entanto, é possível que a tendência de desaceleração da actividade económica apresentada pelo indicador coincidente tenha sido temporariamente acentuada no primeiro trimestre por um conjunto

de efeitos especiais, como a pluviosidade anormalmente elevada que se registou nesse período.

No que se refere à inflação, no âmbito do exercício da Primavera do Eurosistema projectou-se para 2001 uma variação média anual do Índice Harmonizado de Preços no Consumidor (IHPC) no intervalo de 3.6 a 4.1 por cento (2.8 por cento em 2000) (ver quadro 1). No entanto, refira-se que a actualização desta projecção, tendo em conta a informação que ficou entretanto disponível, aponta para valores superiores, compreendidos no intervalo entre 3.9 e 4.5 por cento (ver caixa: “A evolução recente dos preços dos bens alimentares não transformados: implicações para a projecção da inflação em 2001”).

O aumento da inflação em 2001 reflecte três factores principais. Em primeiro lugar, é de referir o elevado crescimento registado nos preços de alguns bens alimentares, determinado no essencial por acontecimentos que, de uma forma temporária, afectaram a evolução do IHPC. Com efeito, reflectindo o ressurgimento de notícias relacionadas com doenças animais, em especial a BSE, e condições meteorológicas particularmente adversas em Portugal, a taxa de variação homóloga dos preços dos “bens alimentares não transformados” regis-

Quadro1

PROJEÇÕES DO BANCO DE PORTUGAL
NO ÂMBITO DO EXERCÍCIO DA PRIMAVERA DE 2001 DO EUROSISTEMA

Taxas de variação em percentagem

	Estimativa do Banco de Portugal	Por memória: Projecção do Outono de 2000 ^(a)		Projecção da Primavera de 2001	
		2000	2001	2001	2002
Consumo privado	2.8	[2¾;3¼]	[2½;3]	[2;2½]	[1¾;2¾]
Consumo público	3.6	3.2	1.7	1.7	1.0
Formação Bruta de Capital Fixo	4.0	[5¼;5¾]	[2½;4½]	[-1;1]	[-1;3]
Procura interna	2.9	[3¼;3¾]	[2½;3]	[1½;2]	[1½;2½]
Exportações	6.9	[8¼;8¾]	[7½;8½]	[5½;6½]	[5¼;7¼]
Procura global	3.8	[4¼;4¾]	[3¾;4¼]	[2½;3]	[2½;3½]
Importações	5.3	[8;8½]	[6¼;7¼]	[3;5]	[2¼;6¼]
PIB	3.2	[2¾;3¼]	[2½;3]	[2;2½]	[1¾;2¾]
Balança corrente + balança de capital (% PIB)	-8.5	[-10;-9]	[-9½;-8½]	[-7¾;-6]	[-8¼;-4¾]
Índice Harmonizado de Preços no Consumidor	2.8	2.8	[2.9;3.3]	[3.6;4.1]	[2.1;3.1]

Nota: (a) Divulgada no BE de Dezembro de 2000.

tou uma subida significativa, situando-se acima de 10 por cento nos últimos meses. Outro factor importante é a subida da inflação internacional, que se traduz numa aceleração dos preços dos bens de consumo. Por último, mais recentemente, é de referir alguma aceleração dos salários nominais, reflectida na contratação colectiva e evidente na actualização do salário mínimo e da tabela salarial da função pública.

Na segunda metade do ano, espera-se a atenuação do ritmo de crescimento dos preços no consumidor em resultado da correcção de efeitos de base, relacionados designadamente com os excessivos aumentos de preços de alguns bens alimentares verificados no segundo semestre de 2000. Esta evolução deverá determinar taxas de variação homóloga do índice de preços no consumidor, nos primeiros meses de 2002, inferiores às verificadas no início do corrente ano. Este aspecto, conjugado com a perspectiva de redução do crescimento dos preços de importações, subjacente nas hipóteses do exercício de projecções económicas do Eurosistema, e com uma desaceleração dos salários nominais, devido ao abrandamento da actividade económica, deverá permitir uma diminuição da inflação em 2002 para valores entre 2.1 e 3.1 por cento.

2. HIPÓTESES SUBJACENTES ÀS PROJEÇÕES E EVOLUÇÃO DO ENQUADRAMENTO EXTERNO DA ECONOMIA PORTUGUESA

As projecções para a economia portuguesa assestam numa série de hipóteses que se podem classificar em quatro grupos distintos. Num primeiro grupo, são de referir as hipóteses técnicas de taxas de juro de curto prazo e de taxas de câmbio constantes, característica fundamental das projecções do Eurosistema (ver *Boletim Mensal* do BCE de Junho de 2000). Num segundo grupo, podem incluir-se as hipóteses que são assumidas pelo conjunto da Eurosistema e que se referem a variáveis como a evolução da economia mundial e dos preços internacionais das principais matérias-primas. Num terceiro grupo, podem considerar-se as hipóteses relativas à evolução das economias da área do euro. Relembre-se que a consistência do exercício de projecções macroeconómicas do Eurosistema assegura que a previsão efectuada para cada uma das economias nacionais que cons-

tituem a área do euro foi considerada na elaboração da projecção para a economia portuguesa. Finalmente, num quarto grupo, incluem-se as hipóteses sobre o comportamento de um conjunto de variáveis específicas da economia portuguesa, cujo comportamento é em larga medida determinado pela política orçamental.

Assim, a revisão das projecções, que naturalmente ocorre com um novo exercício de previsão, reflecte, entre outros aspectos, as alterações que se produziram nestas hipóteses, bem como a nova informação sobre a economia portuguesa que entretanto ficou disponível.

Em relação ao enquadramento externo da área do euro, as projecções do Eurosistema admitem um abrandamento da economia mundial em 2001 e 2002, mais pronunciado do que o assumido na projecção divulgada no *Boletim Mensal* de Dezembro de 2000 do BCE. Espera-se que a actividade económica fora da área do euro registe um crescimento de 3¼ em 2001 e de 3¾ em 2002, após 5 por cento em 2000. Estes valores contemplam um abrandamento da economia dos EUA em 2001, seguido de uma recuperação gradual, e um fraco crescimento da economia do Japão ao longo do período de projecção. Em relação aos mercados emergentes, assume-se um abrandamento económico em 2001 e um regresso a taxas de crescimento elevadas em 2002.

No que se refere à evolução do preço internacional do petróleo, a hipótese considerada no exercício do Eurosistema tem por base a trajetória implícita nos mercados de futuros, que se traduz numa gradual descida de preços ao longo do horizonte da projecção (de aproximadamente 6½ e 9 por cento em 2001 e 2002, respectivamente, em termos médios anuais). Deste modo, relativamente ao exercício anterior, verifica-se uma revisão em baixa dos preços assumidos para o petróleo.

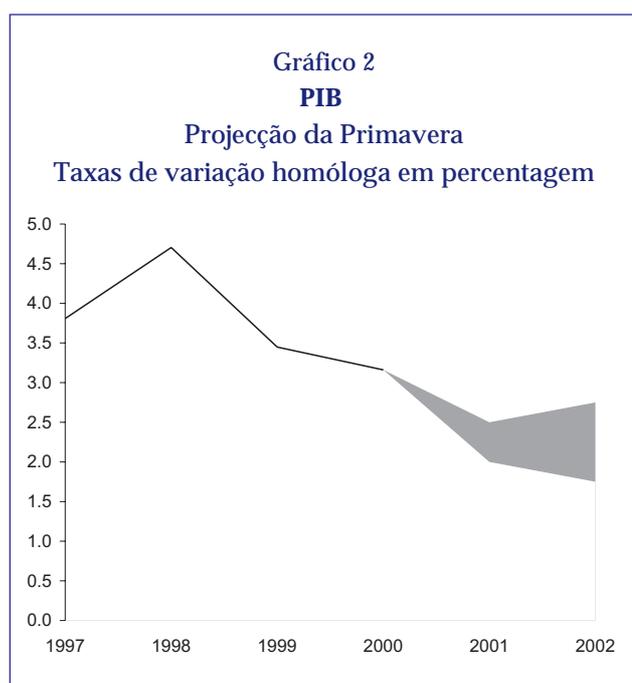
De acordo com as projecções do Eurosistema, a actividade económica nos países da área do euro, por seu lado, deverá abrandar em 2001 e 2002, depois do crescimento de 3.4 por cento registado em 2000. Os intervalos de projecção apresentados no *Boletim Mensal* do BCE de Junho de 2000 são de 2.2-2.8 e 2.1-3.1, para 2001 e 2002, respectivamente. Esta diminuição do ritmo de crescimento é explicada por menores contributos das procuras tanto interna como externa. As contas nacionais referentes ao primeiro trimestre de 2001, entretanto divul-

gadas para as principais economias da área, confirmam este abrandamento.

Atendendo a este enquadramento e tomando em consideração o peso de cada um dos países no destino das exportações portuguesas, o crescimento da procura externa dirigida à nossa economia deverá diminuir de um valor de cerca de 11 por cento em 2000 para 6.8 por cento em 2001 e 6.2 por cento em 2002. Estes resultados representam uma revisão em baixa de 1.4 p.p. em 2001 e de 1.2 p.p. em 2002, relativamente ao exercício do Outono de 2000.

Adicionalmente, as projecções para Portugal tiveram também em consideração a informação disponível para a evolução das contas das administrações públicas, nomeadamente o Orçamento de Estado para 2001 e o reporte do procedimento dos défices excessivos de Fevereiro passado. Neste contexto, assumiu-se a hipótese técnica de que o crescimento real do consumo público será de 1.7 por cento em 2001 e de 1.0 por cento em 2002 (à semelhança do considerado para as projecções apresentadas no exercício do Outono). Esta evolução traduz uma forte desaceleração face à evolução observada no passado recente (crescimentos de 4.9 e de 3.6 por cento em 1999 e 2000, respectivamente). Finalmente, também à semelhança do exercício anterior, assume-se a hipótese técnica de que os preços dos combustíveis no consumidor permanecerão inalterados no horizonte de projecção, após o aumento verificado em Janeiro de 2001.

Note-se que as hipóteses técnicas sobre taxas de juro, taxas de câmbio, consumo público e preços no consumidor dos combustíveis não têm o estatuto de previsões para estas variáveis. A evolução destas variáveis dependerá de decisões de política económica que forem sendo tomadas e que o exercício do Eurosistema não tem por objectivo prever, devendo as projecções apresentadas no quadro 1 ser encaradas como previsões condicionais ao conjunto de hipóteses considerado.



3. PERSPECTIVAS PARA A ECONOMIA PORTUGUESA EM 2001-02

3.1 Actividade económica

À semelhança da projecção do Outono, divulgada no BE de Dezembro de 2000, o cenário da Primavera apresenta um abrandamento da economia portuguesa, mas mais acentuado agora do que o então previsto. O crescimento deverá diminuir de 3.2 por cento em 2000 para um valor no intervalo de 2 a 2½ por cento em 2001. Para 2002, projecta-se uma estabilização no ritmo de crescimento económico (ver gráfico 2).

A desaceleração da economia portuguesa em 2001 está associada à continuação de uma trajectória de abrandamento do consumo privado e, sobretudo, do investimento. A diminuição do crescimento assumido para o consumo público em termos reais contribuirá igualmente para este perfil de abrandamento. Esta evolução deverá permitir um ajustamento gradual de alguns desequilíbrios criados ao longo dos últimos anos pelo forte crescimento da procura interna. Com efeito, de acordo com o actual cenário, dever-se-á verificar ao longo do período de projecção um aumento da taxa de poupança dos particulares e uma diminuição do défice da balança corrente e de capital.

A trajectória de desaceleração da actividade económica portuguesa tem sido confirmada pela

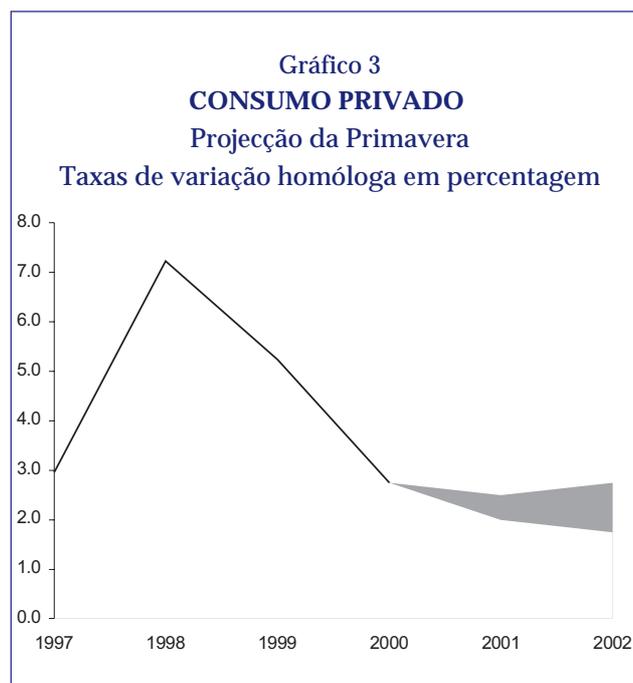
informação estatística mais recente. Com efeito, por um lado, apesar do crescimento em 2000 ter sido ligeiramente superior ao estimado no anterior exercício⁽¹⁾, a informação entretanto disponível sobre a segunda metade do ano veio a revelar um perfil acentuado de desaceleração intra-anual da procura interna, em especial o investimento, e um crescimento real das exportações nesse período abaixo do nível anteriormente projectado. Em segundo lugar, a informação de conjuntura económica referente aos primeiros meses de 2001 confirma, em linhas gerais, o cenário de abrandamento da economia portuguesa. Refira-se, neste contexto, os resultados preliminares relativos ao comércio externo e a evolução dos indicadores de confiança dos agentes económicos.

A revisão em baixa das perspectivas de crescimento relativamente às projecções do Outono é justificada, em parte, por um enquadramento externo mais desfavorável, traduzido numa revisão em baixa da procura externa dirigida à economia portuguesa, o que já tinha sido identificado como um risco no anterior exercício de projecção. Na verdade, as projecções do Outono de 2000 basearam-se em hipóteses sobre o crescimento mundial elaboradas em Outubro do ano passado, quando ainda não se antecipava uma desaceleração da economia norte-americana tão pronunciada.

Adicionalmente, informação entretanto disponibilizada determinou uma revisão significativa das projecções para várias componentes da despesa relativamente ao exercício anterior: (i) existe agora uma avaliação mais desfavorável sobre a evolução das quotas de mercado das exportações portuguesas⁽²⁾, reflectindo o comportamento decepcionante das exportações de mercadorias no segundo semestre de 2000; (ii) o crescimento da procura interna em 2000 foi claramente inferior ao previsto no exercício do Outono; (iii) o investimento terá sido afectado por efeitos específicos nos primeiros meses de 2001, sendo de referir em particular as alterações do Imposto Automóvel e as condições climatéricas caracterizadas por elevados

(1) Esta revisão ficou essencialmente a dever-se a efeitos de base. Para maior detalhe, ver BE de Março de 2001.

(2) Para uma análise detalhada das exportações e da evolução das quotas de mercado veja-se o artigo sobre a economia portuguesa em 2000 publicado no *Boletim Económico* de Março de 2001 e a secção II.3 "Despesa e Produção" do *Relatório Anual de 2000*.



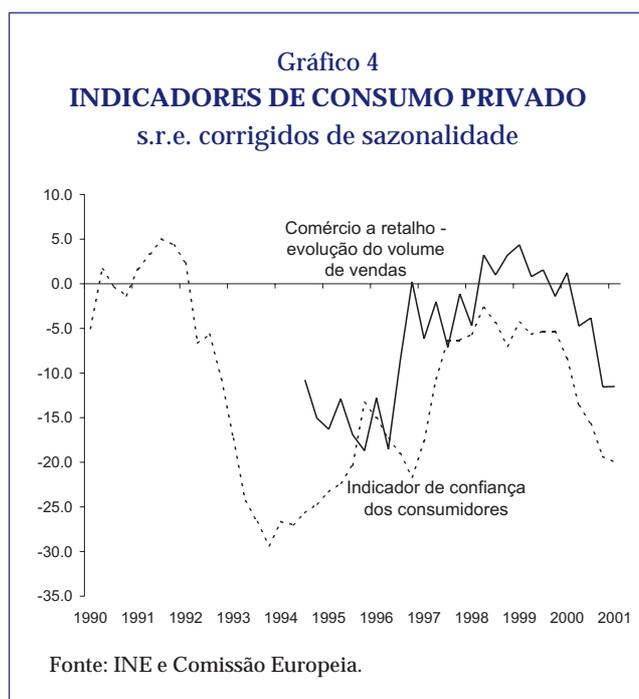
níveis de pluviosidade; (iv) as importações têm vindo a revelar um menor dinamismo, em linha com a desaceleração pronunciada da procura interna e, em particular, das componentes da procura interna com maior conteúdo importado.

3.1.1 Componentes da despesa

A projecção da Primavera aponta para um crescimento real do consumo privado entre 2 e 2½ por cento em 2001 e entre 1¾ e 2¾ por cento em 2002, depois de crescimentos de 2.8 por cento em 2000, de 5.2 por cento em 1999 e de 7.2 por cento em 1998 (ver gráfico 3). Deste modo, o actual cenário aponta para a manutenção da tendência de desaceleração do consumo privado, embora de uma forma menos marcada.

À semelhança do verificado no ano passado, a evolução do consumo privado em 2001 será significativamente condicionada por expectativas mais desfavoráveis em relação à actividade económica e pela necessidade de assegurar o crescente serviço da dívida, em resultado do elevado crescimento do grau de endividamento das famílias atingido no período recente. Adicionalmente, a evolução do consumo em 2001 será igualmente influenciada por alguma desaceleração projectada para o rendimento disponível real, que cresceu cerca de 3.5 por cento em 2000.

Esta desaceleração do rendimento disponível real será consequência do aumento da inflação

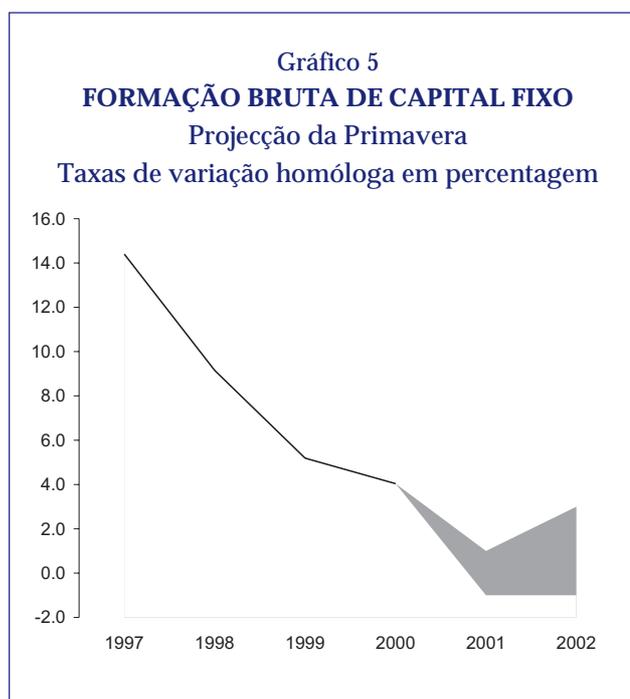


pois, em termos nominais, o rendimento disponível deverá crescer a um ritmo próximo do observado em 2000. A taxa de crescimento do consumo privado em 2001 deverá ser inferior à do rendimento disponível, permitindo, à semelhança do ano anterior, um aumento da taxa de poupança dos particulares.

A informação de conjuntura disponível sobre o início de 2001 corrobora o abrandamento do consumo privado. Efectivamente, nos primeiros meses do ano o número de veículos ligeiros de passageiros adquiridos registou uma variação negativa, com particular destaque para os veículos todo-o-terreno⁽³⁾. No que respeita à informação de natureza qualitativa, quer os saldos de respostas extremas (s.r.e.) sobre a evolução do volume de vendas do comércio a retalho, quer o indicador de confiança dos consumidores, estabilizaram, no início do ano, em valores próximos dos observados no último trimestre de 2000, conforme se pode observar no gráfico 4. Ainda assim, situam-se em ambos os casos a níveis consideravelmente mais baixos que os valores médios registados em 2000.

Para 2002, em linha com a projecção de estabilização do crescimento real do rendimento disponível dos particulares neste ano, projecta-se um cres-

(3) Note-se que a venda de veículos todo-o-terreno foi afectada pela alteração do imposto automóvel em 2001.

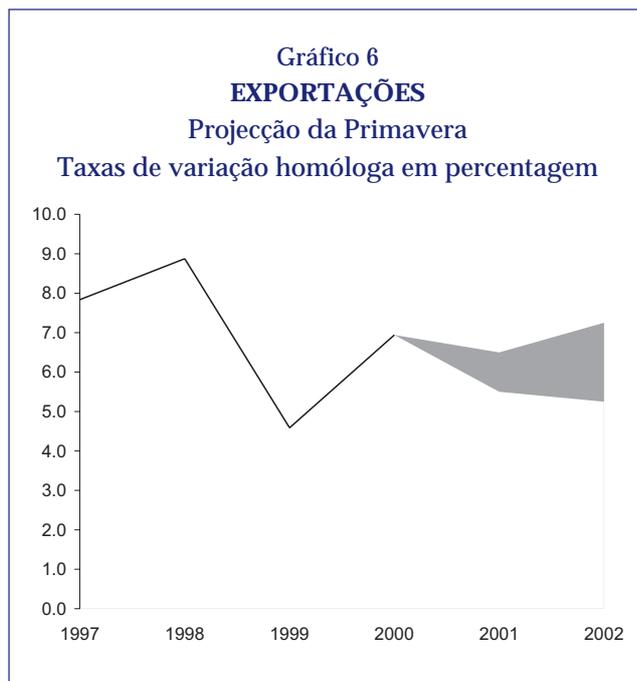


cimento do consumo privado semelhante ao de 2001 e uma manutenção da taxa de poupança.

A Formação Bruta de Capital Fixo deverá abrandar de forma significativa em 2001, registando depois uma ligeira recuperação em 2002. A taxa de crescimento desta componente da despesa, que se cifrou em 4.0 por cento em 2000, deverá situar-se no intervalo de -1 a 1 por cento em 2001 e no intervalo de -1 a 3 por cento em 2002 (ver gráfico 5).

A evolução projectada para o investimento em 2001 é basicamente explicada pela sua componente privada, uma vez que se espera um crescimento significativo do investimento público em virtude da implementação do III Quadro Comunitário de Apoio (QCA). Aliás, admite-se que um conjunto de investimentos em infra-estruturas públicas realizados por entidades classificadas fora do sector das administrações públicas, bem como alguns investimentos privados elegíveis para o QCA, contribuam para atenuar a quebra do investimento privado.

De facto, a evolução projectada para o investimento privado em 2001 contempla um considerável abrandamento do investimento empresarial e uma redução do investimento em habitação, na sequência da desaceleração acentuada verificada no segundo semestre de 2000. A significativa sensibilidade do investimento relativamente às perspectivas menos optimistas sobre a actividade económi-



ca, o elevado nível de endividamento das empresas, em resultado das elevadas taxas de investimento verificadas no passado recente, e o efeito específico da alteração do imposto automóvel na componente de investimento em material de transporte deverão determinar um abrandamento considerável do investimento empresarial. De igual modo, também o forte ritmo de crescimento observado nos últimos anos do investimento das famílias em habitação e a pressão dos correspondentes encargos financeiros, aliados a um clima económico mais desfavorável, deverão condicionar negativamente a evolução deste tipo de investimento. Os últimos números disponíveis corroboram essa tendência de abrandamento do investimento em habitação. Nomeadamente, o crédito bancário para aquisição de habitação continuou a desacelerar no primeiro trimestre, com a variação homóloga a passar de 20.0 para 17.3 por cento entre Dezembro de 2000 e Março de 2001⁽⁴⁾.

Para 2002, espera-se uma evolução ainda negativa do investimento em habitação, ao mesmo tempo que se projecta uma pequena aceleração do investimento empresarial, para o que contribuirá uma evolução mais favorável do investimento em material de transporte, dissipados alguns efeitos especiais de natureza fiscal que afectam esta com-

ponente em 2001. Assim, o investimento privado deverá apresentar em 2002 um crescimento positivo, suficiente para determinar uma ligeira aceleração do investimento total, apesar da estabilização do nível de investimento público admitida para 2002.

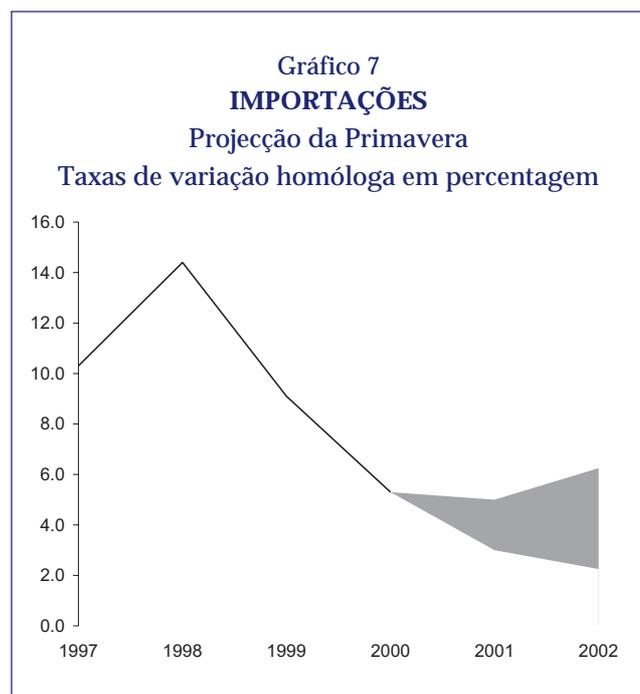
Depois de um aumento real das exportações de bens e serviços de 6.9 por cento em 2000, prevêem-se crescimentos entre 5½ e 6½ por cento em 2001 e entre 5¼ e 7¼ por cento em 2002 (ver gráfico 6).

A evolução das exportações de bens e serviços projectada para 2001 reflecte os efeitos conjugados de três factores principais. Em primeiro lugar, o já referido abrandamento da procura externa. Em segundo lugar, admite-se que em 2001 e 2002 continuará a verificar-se alguma perda de quotas de mercado, embora não tão intensa quanto a verificada em 2000, associada ao comportamento das exportações de alguns sectores específicos, nomeadamente do vestuário e calçado e do material de transporte. Em terceiro lugar, a actual projecção incorpora a manutenção de um forte crescimento das exportações de serviços de turismo.

A trajectória agora projectada para as exportações de bens e serviços representa uma revisão em baixa do crescimento para 2001 face ao publicado no BE de Dezembro de 2000. Esta revisão resulta, por um lado, da revisão em baixa, em 1.4 p.p., da hipótese de crescimento da procura externa relevante para a economia portuguesa em 2001. Por outro lado, a actual projecção contempla uma evolução mais desfavorável das quotas de mercado do que o assumido no exercício do Outono de 2000.

Atendendo ao esperado abrandamento da procura interna, que será mais intenso nas componentes de maior conteúdo importado, como é o caso do investimento em máquinas e material de transporte, é projectada para 2001 uma desaceleração das importações de bens e serviços. Em 2000, devido a uma acentuada desaceleração da procura interna na segunda metade do ano, o crescimento real das importações de bens e serviços foi de 5.3 por cento, o que representa uma significativa revisão em baixa face ao intervalo de projecção de 8 a 8½ por cento publicado no BE de Dezembro de 2000. De acordo com o cenário de projecção da Primavera, o crescimento real das importações deverá situar-se em valores compreendidos entre 3 e 5 por cento em 2001 e entre 2¼ e 6¼ por cento em 2002 (ver gráfico 7).

(4) Em Dezembro de 1999 e Março de 2000, esta variação homóloga tinha sido de 29.7 e 26.3 por cento, respectivamente.



3.1.2 Balança corrente e de capital

O défice conjunto das balanças corrente e de capital, em 2000, atingiu 8.5 por cento do PIB. O cenário de projecção da Primavera aponta para uma diminuição gradual desse défice, para valores compreendidos entre 6 e 7¼ por cento em 2001 e entre 4¾ e 8¼ em 2002. Esta evolução será basicamente determinada pela redução do défice da balança de bens e serviços e, em 2001, também pela previsível recuperação das transferências de capital provenientes da União Europeia, associadas à execução do III QCA.

O menor défice da balança de bens e serviços ficará basicamente a dever-se à diminuição do crescimento real das importações, que deverá mais do que compensar o abrandamento previsto para as exportações. Este efeito volume, ao contrário do verificado nos anos mais recentes, deverá dar um contributo positivo para a evolução do défice externo. Adicionalmente, o contributo dos termos de troca deverá igualmente tornar-se positivo, reflectindo basicamente a progressiva diminuição assumida para o preço do petróleo ao longo do horizonte de previsão.

A redução gradual do défice da balança corrente e de capital enquadra-se num inevitável processo de ajustamento da economia portuguesa, fundamentalmente associado a um abrandamento da procura interna para taxas de crescimento mais



moderadas e sustentáveis, depois do acentuado ritmo de expansão verificado no passado recente.

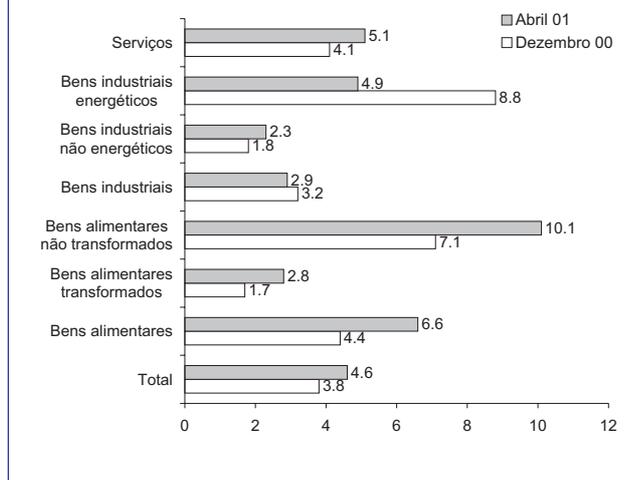
3.2 Inflação

De acordo com as projecções da Primavera, apresentadas no quadro 1, a taxa de variação anual do IHPC deveria situar-se entre 3.6 e 4.1 por cento em 2001 e entre 2.1 e 3.1 por cento em 2002 (gráfico 8), o que traduz uma significativa revisão em alta das projecções para a taxa de inflação em 2001 publicadas no BE de Dezembro de 2000. No entanto, refira-se que a actualização da projecção da Primavera, tendo em conta a evolução não esperada em Maio do Índice Harmonizado de Preços no Consumidor, aponta para valores superiores, compreendidos num intervalo entre 3.9 e 4.5 por cento (ver caixa: “*A evolução recente dos preços dos bens alimentares não transformados: implicações para a projecção da inflação em 2001*”).

A revisão em alta face à projecção do final do ano passado reflecte, em primeiro lugar, o significativo crescimento dos preços de alguns bens alimentares (ver gráfico 9). Com efeito, à semelhança do que se passou nos restantes países europeus, o ressurgimento de notícias relacionadas com doenças animais, em especial a BSE, terá provocado um significativo aumento dos preços de produtos substitutos da carne bovina. No mesmo sentido, as

Gráfico 9
ÍNDICE HARMONIZADO DE PREÇOS
NO CONSUMIDOR

Taxas de variação homóloga



condições climatéricas, caracterizadas por elevados índices de pluviosidade, terão provocado aumentos invulgarmente elevados de preços de outros bens alimentares.

Em segundo lugar, é de referir também que o crescimento dos preços das importações na segunda metade de 2000 foi superior ao inicialmente projectado, o que também terá contribuído para uma evolução mais desfavorável da inflação. Contrariamente ao que seria desejável e ao que estava implícito na projecção do final do ano anterior, a informação agora disponível aponta para uma aceleração dos salários em 2001. Este comportamento dos salários estará a reflectir-se, sobretudo, na evolução dos preços de alguns serviços. A actual tensão do mercado de trabalho – caracterizado por um nível muito baixo da taxa de desemprego – tem-se traduzido em crescimentos salariais muito fortes. Com efeito, por um lado a actualização da contratação colectiva do sector privado situou-se em 3.9 por cento nos primeiros quatro meses do ano (3.5 por cento em 2000). a actualização da tabela salarial das administrações públicas situou-se em 3.7 por cento (2.5 por cento em 2000) e o aumento do salário mínimo nacional cifrou-se em 5.0 por cento (4.1 por cento em 2000). Por outro lado, em 2001, a diferença entre as remunerações efectivamente pagas e as actualizações de tabela acordadas (o chamado diferencial salarial) ter-se-á continuado a manter em níveis relativamente elevados, depois dos valores de 1.6 p.p. e 1.7 p.p. observa-

dos, respectivamente, em 1999 e 2000 para o sector privado. Desta forma, é previsível que as remunerações por trabalhador continuem a crescer em 2001 a um ritmo muito superior ao verificado na área do euro (diferenciais de 2.9 p.p. em 1999 e de 3.3 p.p. em 2000), não sendo a diferença justificada por maiores ganhos de produtividade.

Apesar da revisão em alta para 2001, a expectativa de uma correcção dos excessivos aumentos de preços verificados em alguns produtos alimentares desde a segunda metade do ano passado justificam a manutenção de um perfil descendente para a variação homóloga de preços ao longo do segundo semestre de 2001, apesar de nos últimos meses essa correcção ainda não ser visível.

Para 2002, a projecção para a taxa de inflação é explicada pela hipótese de desaceleração dos preços internacionais e pela dissipação dos efeitos desfasados associados à depreciação do euro, os quais terão contribuído para o aumento da inflação desde 2000⁽⁵⁾. Adicionalmente, a projecção da inflação para 2002 assenta numa diminuição das pressões salariais, num contexto de um perfil descendente da taxa de inflação ao longo de 2001, em resultado do abrandamento da actividade económica.

4. AVALIAÇÃO DE FACTORES DE RISCO E CONCLUSÃO

Conforme referido na secção 2 deste artigo, as projecções agora apresentadas são condicionadas por um conjunto de hipóteses. Existe, naturalmente, um conjunto importante de riscos associados à sua possível não verificação, que podem determinar evoluções diferentes das projectadas.

No que se refere ao conjunto de hipóteses de evolução da economia internacional, o principal factor de risco será um crescimento menor do que o assumido neste exercício de previsão. Relembre-se que as perspectivas de crescimento para 2001 têm vindo a ser sistematicamente revistas para baixo, à medida que informação sobre a evolução recente das principais economias tem vindo a ser divulgada. A informação estatística disponibilizada após a data de fecho do presente exercício

(5) O actual exercício, como referido anteriormente, assume taxas de câmbio constantes.

de previsão parece sugerir como mais provável a verificação de um menor crescimento da economia mundial do que o assumido. Em particular, uma desaceleração mais acentuada e mais prolongada da economia dos EUA constitui uma possibilidade não negligenciável, com as decorrentes repercussões nas evoluções da economia mundial e, em resultado, da economia da área do euro. Uma alteração neste sentido traduzir-se-ia necessariamente num menor crescimento das exportações e do PIB portugueses.

No que respeita às perspectivas de evolução futura dos preços, é de sublinhar o comportamento recente do euro, que se situa agora a um nível mais baixo do que o assumido no exercício de projecção da Primavera do Eurosistema. Em resultado, as perspectivas de evolução dos preços na área do euro e em Portugal serão agora menos favoráveis do que as contidas no cenário da Primavera.

Conforme referido na secção 3.2 e na Caixa anexa, a elevada volatilidade dos preços dos bens alimentares, em particular depois dos expressivos aumentos verificados desde a segunda metade de 2000, constitui o principal factor de incerteza associada à actual projecção para a taxa de inflação. Apesar da natureza temporária das actuais perturbações nos preços de alguns bens alimentares, existe contudo o risco de o actual aumento da variação média anual dos índices de preços produzir alguns efeitos sobre as negociações salariais em 2002 e, em resultado, na própria evolução futura da inflação. Seria extremamente negativo para a economia portuguesa que tal viesse a acontecer.

O funcionamento da economia portuguesa numa ampla área económica em que há uma política monetária única implica que as negociações salariais deverão tomar como referencial relevante a evolução salarial nos restantes países da área do euro e os diferenciais de produtividade. Numa situação em que os custos unitários por unidade produzida têm registado, em Portugal, aumentos claramente superiores aos observados, em termos médios, na área do euro, seria extremamente perigoso que essa trajectória não fosse interrompida. Neste contexto, é muito importante que a evolução dos salários nominais não seja influenciada por aumentos da taxa de inflação associados a choques de natureza temporária, sob pena de isso se reflectir numa diminuição das perspectivas de crescimento a prazo da economia portuguesa e, conse-

quentemente, num aumento mais acentuado da taxa de desemprego.

As projecções macroeconómicas da Primavera apresentadas neste Boletim apontam para uma nova desaceleração da procura interna no ano corrente, seguida de uma estabilização do seu crescimento em 2002. Deverá igualmente registar-se uma desaceleração das exportações de bens e serviços em 2001, seguida em 2002 de uma relativa estabilização da taxa de variação desta componente, reflectindo fundamentalmente perspectivas menos favoráveis sobre o enquadramento externo da economia portuguesa, bem como novas perdas de quotas de mercado, embora mais moderadas do que em 2000.

A continuação do abrandamento da procura interna, provavelmente mais acentuado nas componentes com maior conteúdo importado, e a projectada desaceleração das exportações determinarão uma nova desaceleração das importações em 2001. Em resultado, em 2001 o contributo da procura externa líquida para o crescimento do PIB deverá ser ligeiramente positivo, o que já não acontece desde 1996. Em termos gerais, a evolução das importações e do contributo da procura externa líquida será, em 2002, próxima da projectada para 2001.

Dada a quase neutralidade da procura externa líquida para o crescimento do produto, a diminuição do contributo da procura interna conduzirá a uma taxa de crescimento do PIB que, durante o ano corrente e em 2002, se deverá situar num patamar cerca de 1 p.p. mais baixo do que nos dois anos precedentes. Este crescimento mais fraco do produto, associado a importações menos dinâmicas, deverá favorecer a redução gradual das necessidades líquidas de financiamento da economia portuguesa, traduzida na diminuição do défice da balança corrente e de capital. Neste sentido, o cenário da Primavera corresponde a um processo suave de correcção de desequilíbrios que poderiam, num futuro próximo, condicionar a sustentabilidade e a regularidade do crescimento económico. Desta forma, este processo de reajustamento permitirá reduzir o grau de vulnerabilidade perante choques adversos, tanto de natureza específica como de origem externa, cuja ocorrência pode originar um ajustamento mais brusco do que o considerado. Refira-se que uma evolução salarial mais consentânea com o crescimento dos níveis de produtividade constitui uma condição essencial para

a não deterioração da competitividade das empresas portuguesas, aumentando a probabilidade de se verificar um cenário de ajustamento mais suave.

O cumprimento dos compromissos assumidos pelo Governo no Programa de Estabilidade, que apontam para a progressiva diminuição do défice orçamental nos próximos anos, assume-se também como um factor imprescindível para a manutenção de uma tendência de ajustamento gradual da economia portuguesa. Caso contrário, poderá vir a ocorrer um ajustamento mais brusco do que o

apresentado nas actuais projecções, com os inevitáveis custos em termos de crescimento económico e desemprego.

Redigido em Junho de 2001, com base em valores de um exercício de projecção que utilizou informação até ao dia 17 de Maio de 2001. A caixa “A evolução recente dos preços dos bens alimentares não transformados: implicações para a projecção da inflação em 2001” foi elaborada com base na informação disponível em 18 de Junho de 2001.

**A EVOLUÇÃO RECENTE DOS PREÇOS DOS BENS ALIMENTARES NÃO TRANSFORMADOS:
IMPLICAÇÕES PARA A PROECÇÃO DA INFLAÇÃO EM 2001**

O exercício de projecções do Eurosistema utilizou a informação que estava disponível até ao dia 17 de Maio de 2001. Entretanto, novos elementos de informação foram ficando disponíveis, cuja incorporação levaria a alterações nas projecções apresentadas. Neste contexto, um especial destaque deve ser dado à divulgação dos Índices de Preços no Consumidor referentes ao mês de Maio, de que resultaram crescimentos de preços claramente acima dos contemplados no exercício, sugerindo que o perfil descendente da taxa de inflação homóloga ao longo de 2001 poderá iniciar-se mais tarde do que o inicialmente admitido e poderá não ser tão pronunciado.

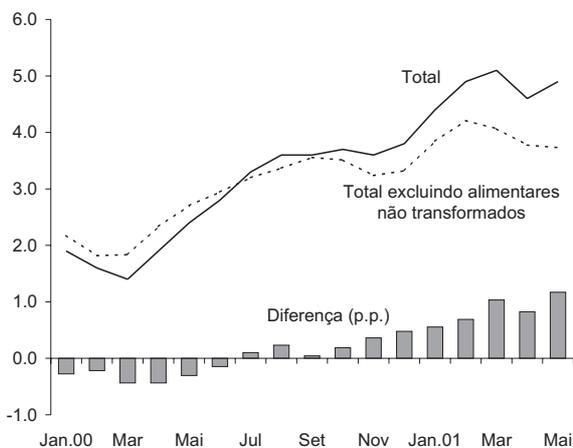
A principal razão para o erro de projecção cometido em Maio prende-se com a evolução dos preços dos bens alimentares não transformados⁽¹⁾, que continuaram a registar crescimentos muito acentuados na generalidade dos países da área do euro. Em Maio, de acordo com o Índice Harmonizado de Preços no Consumidor, a taxa de variação homóloga dos preços destes bens foi de 9.0 por cento no conjunto da área, tendo atingido 12.7 por cento em Portugal, 12.6 por cento nos Países Baixos, 10.6 por cento na Irlanda, 10.3 por cento na Alemanha, 9.7 por cento em França e 9.6 por cento em Espanha. Para estes crescimentos elevadíssimos contribuíram o ressurgimento de notícias relacionadas com doenças animais – a BSE e o surto da febre aftosa – e as condições meteorológicas particularmente adversas verificadas em alguns países nos últimos meses.

Assim, o contributo das variações anómalas dos preços dos bens alimentares não transformados para o aumento da taxa de variação homóloga do IHPC tem sido muito significativo, quer em Portugal quer no conjunto da área do euro (gráficos 1 e 2), com destaque para o caso português, por duas razões. Em primeiro lugar, e como assinalado acima, registou-se em Portugal um dos aumentos mais pronunciados dos preços dos bens alimentares não transformados. Em segundo lugar, porque o peso destes bens no índice total é maior em Portugal (peso de 13.0 por cento, que compara com 8.0 por cento no conjunto da área do euro).

A análise das flutuações dos preços dos bens alimentares não transformados deve ter em conta que estes são caracterizados por uma grande irregularidade. As variáveis explicativas incluídas nos modelos econométricos de previsão não permitem captar a evolução dos preços destes bens, pelo que eles são uma fonte frequente de erros de

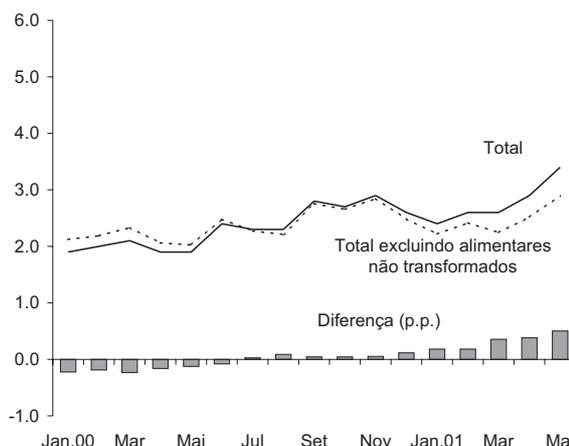
**Gráfico 1
PORTUGAL IHPC**

Taxas de variação homóloga em percentagem



**Gráfico 2
ÁREA EURO - IHPC**

Taxas de variação homóloga em percentagem



(1) Neste agrupamento do IHPC incluem-se as seguintes componentes: "carne", "peixe", "frutas" e "produtos hortícolas, batatas e tubérculos".

Gráfico 3
COMPONENTES DO IHPC
Fruta
(1996=100)

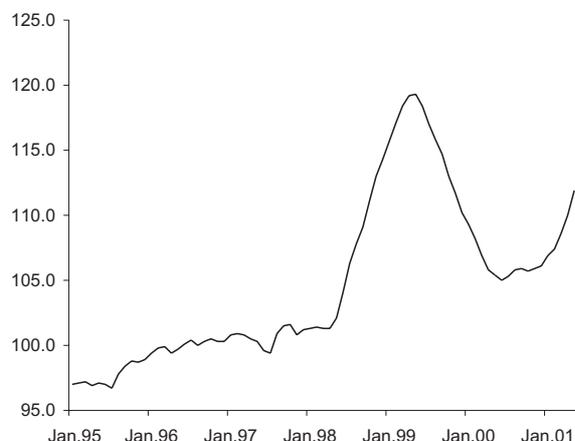
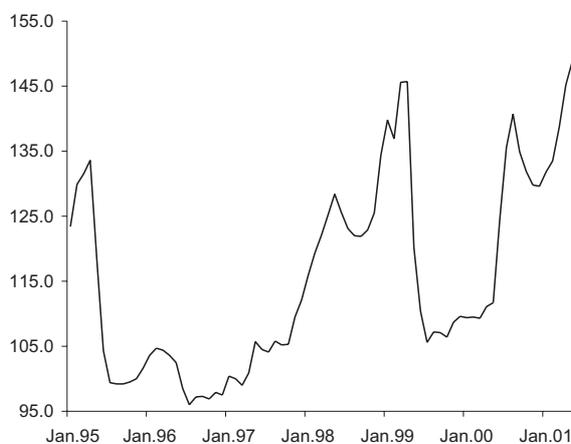


Gráfico 4
COMPONENTES DO IHPC
Produtos hortícolas
(1996=100)



projeção. Nas circunstâncias actuais, justifica-se que seja dada uma explicação sobre as hipóteses que foram assumidas no exercício e que tipo de revisão eles devem sofrer para ter em conta a informação disponibilizada mais recentemente.

Devem distinguir-se dois tipos principais de perturbações nos preços deste tipo de bens. Num primeiro caso, podem ter lugar perturbações temporárias nos níveis de preços, por exemplo em resultado de condições climáticas muito desfavoráveis que alteram as condições de oferta. Nesta situação, o preço de um determinado bem é afectado de uma forma significativa mas, reposta a normalidade, o preço volta para níveis semelhantes aos anteriores à perturbação. Numa situação deste tipo começa por observar-se alguns valores anormalmente altos das taxas de variação em cadeia do preço que, à medida que o funcionamento dos mercados retoma condições normais, são seguidos por valores anormalmente negativos das taxas de variação em cadeia. À semelhança do ocorrido no passado, este tipo de perturbações estará a afectar os preços das “frutas” e “produtos hortícolas” (ver gráficos 3 e 4).

Num segundo caso, encontram-se as situações em que se verifica um ajustamento permanente no nível de preços. Neste caso, o preço do bem atinge um novo limiar, não revertendo para os níveis anteriores. Ou seja, numa situação inicial verificam-se valores muito altos das taxas de variação em cadeia a que se seguem, após atingido um novo nível de preços, valores normais das variações em cadeia. Um exemplo ilustrativo destas perturbações foi o ocorrido em 1998 com os preços do “peixe”, sendo de admitir que o mesmo se estará a verificar presentemente, não só com os preços do “peixe” (embora em menor escala) mas também com os preços da “carne” (gráficos 5 e 6).

A projeção da Primavera apresentada no quadro 1 do texto principal deste artigo, tratou de uma forma diferenciada os diferentes tipos de perturbações que afectaram a evolução dos preços dos bens alimentares não transformados. Para os bens alimentares incluídos no primeiro grupo (“produtos hortícolas, batatas e tubérculos” e “frutas”) assumiu-se que se tinha atingido um pico em Março e que se verificaria até ao final do ano, de uma forma gradual, uma reversão para níveis de preços condizentes com condições mais neutras. No caso dos preços dos produtos alimentares incluídos no segundo grupo (“peixe” e “carne”) assumiu-se que já se teria atingido um novo patamar, em torno do qual os preços estabilizariam até ao final do ano, a menos de flutuações sazonais “normais”. A última informação disponível no momento da elaboração do exercício de projecções da Primavera, referente à evolução do índice de preços dos bens alimentares não transformados de Abril, parecia sugerir que estas hipóteses eram bastante razoáveis. De facto, de Março para Abril observou-se uma desaceleração de 12.0 para 10.1 por cento dos preços destes bens, em taxa homóloga.

Contudo, a evolução dos preços dos bens alimentares não transformados em Maio não confirmou a hipótese de já se ter atingido o máximo, dado que a taxa de variação homóloga aumentou novamente para 12.7 por cento. Para

Gráfico 5
COMPONENTES DO IHPC
Carne
(1996=100)

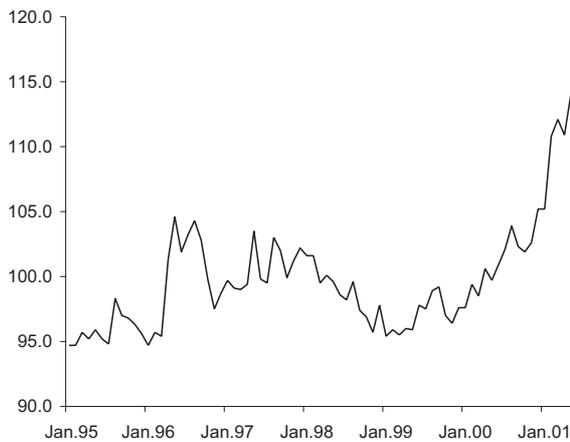
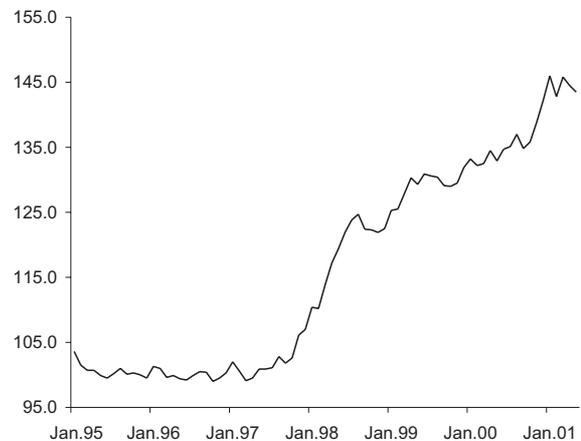


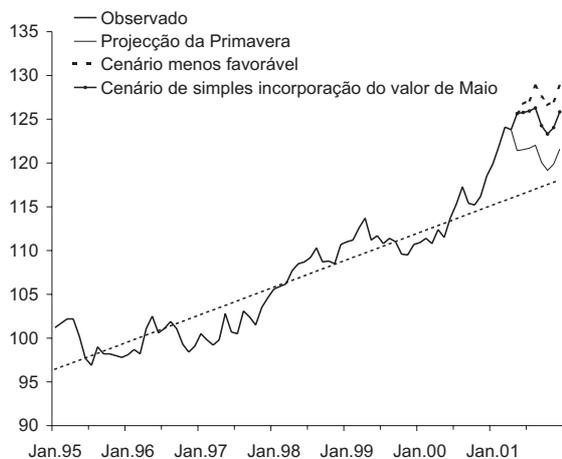
Gráfico 6
COMPONENTES DO IHPC
Peixe
(1996=100)



avaliar o efeito deste desajustamento das hipóteses, e ter em conta a informação do mês de Maio, foram elaborados dois cenários alternativos de evolução dos preços dos bens alimentares não transformados até ao final do ano.

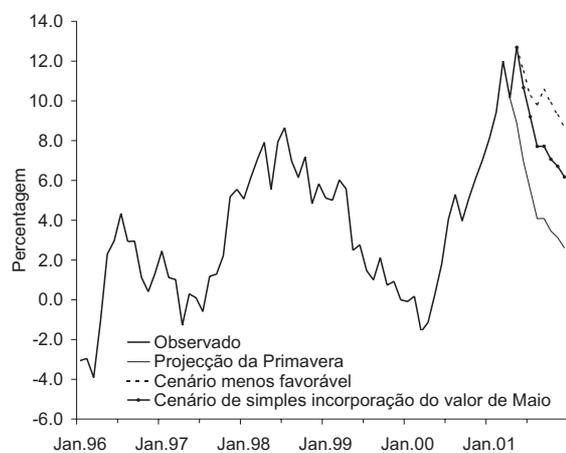
Num primeiro cenário, admite-se uma hipótese menos favorável de evolução do preço dos produtos alimentares não transformados (cenário menos favorável). Pode tomar-se como caso limite a situação de que, até ao final deste ano, não se verifica uma reversão nos níveis de preços de “produtos hortícolas, batatas e tubérculos” e de “frutas”. Assim, de acordo com este cenário, os preços destes produtos tenderiam a flutuar, com padrões sazonais médios, em torno dos níveis actuais. No que se refere aos bens incluídos no segundo grupo (“peixe” e “carne”), pode acontecer que o ajustamento a um novo nível de preços não esteja ainda concluído, pelo que foi admitido que se continuarão a verificar aumentos adicionais, de forma a que o novo patamar de estabilidade seja atingido mais

Gráfico 7
ÍNDICE DOS PREÇOS DOS BENS
ALIMENTARES NÃO TRANSFORMADOS



Nota: A tendência foi obtida através de uma regressão linear estimada para o período compreendido entre Janeiro de 1995 e Outubro de 2000.

Gráfico 8
ÍNDICE DOS PREÇOS DOS BENS
ALIMENTARES NÃO TRANSFORMADOS
Taxas de variação homóloga



tarde, por exemplo no final do segundo trimestre do ano. Assim, para estes bens, registar-se-ia ainda em Junho um aumento semelhante ao observado nos meses mais recentes.

O segundo cenário considerado corresponde a incorporar na previsão a surpresa de Maio – isto é um crescimento de preços superior ao previsto - assumindo que a evolução dos preços até ao final do ano seria igual à contemplada na projecção da Primavera (ou seja, entre Maio de 2001 e Dezembro de 2001, o crescimento de preços dos bens alimentares não transformados correspondia ao valor implícito da projecção apresentada no quadro 1 do texto principal deste artigo).

Nos gráficos 7 e 8 são apresentadas as consequências destes cenários alternativos – cenário da projecção da Primavera, cenário menos favorável e cenário de simples incorporação do valor de Maio – sobre a evolução dos níveis e taxas de variação homóloga dos preços dos bens alimentares não transformados. As diferenças entre as projecções para os vários cenários são significativas, em particular no final de 2001, com impactos também significativos na projecção da taxa de inflação. No que se refere ao cenário menos favorável, e comparando com a projecção da Primavera, verifica-se um aumento de cerca de $\frac{1}{2}$ ponto percentual na taxa de variação média anual do IHPC e de quase 1 ponto percentual na variação homóloga do IHPC em Dezembro. O cenário de simples incorporação do erro de Maio conduz a um aumento entre $\frac{1}{4}$ e $\frac{1}{2}$ de ponto percentual na taxa de variação média anual do IHPC e de cerca de $\frac{1}{2}$ p.p. na taxa de variação homóloga em Dezembro de 2001. Considerando uma igual probabilidade de ocorrência destes dois cenários, a projecção revista da taxa de inflação média para 2001 estaria compreendida entre 3.9 e 4.5 por cento.

INCERTEZA NA REGRA DE TAYLOR E AVALIAÇÃO DA POLÍTICA MONETÁRIA*

*Fernando Martins***

*Paulo Soares Esteves***

1. INTRODUÇÃO

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

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

teratura para as regras de política monetária óptimas⁽¹⁾.

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

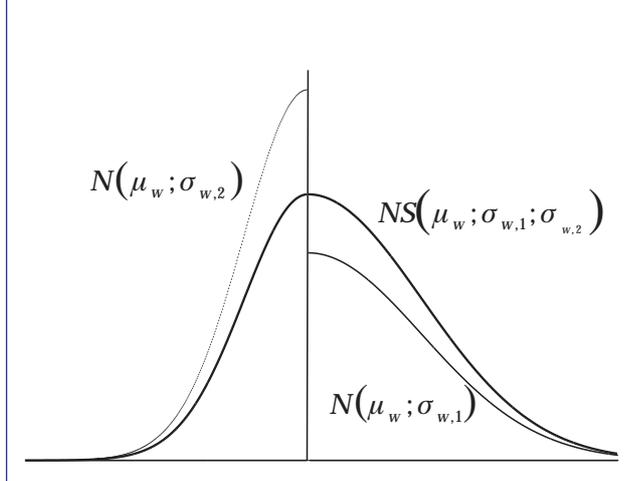
$$\text{com } C = \sqrt{\frac{2}{\pi}} (\sigma_{w,1} + \sigma_{w,2})^{-1}.$$

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

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

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

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



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

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

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

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

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

- (i) μ_w , que corresponde ao cenário central habitualmente assumido;

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

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

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

Um dos problemas que se apresenta à simulação numérica é a da eventual dependência estatística entre os argumentos da regra de Taylor. Se em relação à maioria destes é razoável assumir a hipótese de independência, tal não o é em relação à inflação esperada e à previsão para o hiato do produto. Para modelar de forma expedita a dependência estatística entre estas duas variáveis, considerou-se que a inflação esperada (π^e) pode ser expressa como uma combinação linear entre duas variáveis aleatórias π_1^e e π_2^e , independentes da previsão do hiato do produto (X^e), e que seguem distribuições normais segmentadas

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

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

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

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

Quadro 1

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

	Taxa de juro real de equilíbrio (r^*)	Objectivo de inflação (π^*)	Inflação esperada (π^e)	Hiato do produto (X^e)	Coefficiente do desvio de inflação (β)	Coefficiente do hiato do produto (θ)
Hipóteses:						
Cenário central (μ_w).....	3.00	1.50	1.90	0.30	1.31	0.25
Desvio padrão corrigido (ω_w).....	0.21	-	0.75	1.21	0.09	0.04
Desvio padrão histórico (σ_w).....	0.19	-	0.75	1.10	0.09	0.04
Incerteza adicional (h_w).....	1.10	-	1.00	1.10	1.00	1.00
Avaliação de riscos			π_1^e π_2^e			
Ascendente ($1-P_w$).....	0.60	-	0.60 0.40	0.45	0.60	0.70
Descendente (P_w).....	0.40	-	0.40 0.60	0.55	0.40	0.30
Por memória:						
Valor esperado.....	3.07	1.50	1.83 ^(a)	0.11	1.34	0.27

Nota:

(a) Derivada por simulação numérica.

onde $I(.)$ representa a função indicatriz. Adicionalmente, é assumido que $\sigma_{\pi_1^e,2} > \sigma_{\pi_2^e,2}$, ou seja, π_1^e é relativamente mais assimétrica à direita do que π_2^e . Deste modo, se a previsão para o hiato do produto se encontrar acima (abaixo) do respectivo cenário central, uma proporção superior (inferior) de agentes terá expectativas mais pessimistas (optimistas) em relação à evolução futura da inflação, ou seja, a inflação esperada apresentará uma distribuição com maior massa de probabilidade à direita (esquerda) da moda. Em termos simples, “boas notícias” em matéria de produto/desemprego levam a que uma proporção maior de agentes se torne mais pessimista em matéria de inflação.

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

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

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

3. APLICAÇÃO À ÁREA DO EURO

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

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

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

3.1 Coeficientes

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

3.2 Taxa de juro real de equilíbrio

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

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

Quadro 2

PARÂMETROS β e θ

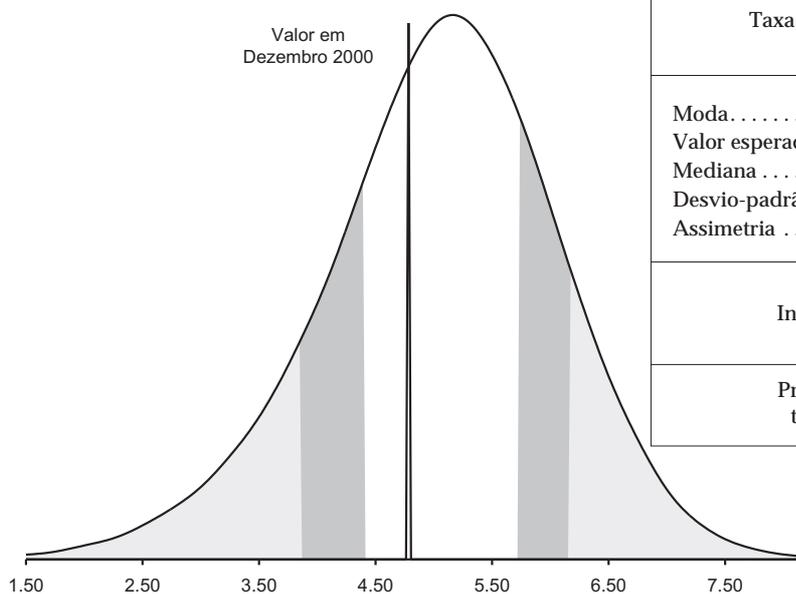
		Desvio de inflação	Hiato do produto
Taylor (1993)	EUA	1.50	0.50
Taylor (1999)	EUA	1.50	1.00
Ball (1997)	EUA	1.50	1.00
Christiano (1999)	EUA	3.00	0.50
Clarida, Galí e Gertler (1998)	EUA	1.80	0.12
Clarida, Galí e Gertler (1997)	Alemanha	1.31	0.25
Peersman e Smets (1998)	Alemanha	1.30	0.28

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

3.3 Objectivo de inflação

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

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



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

3.4 Inflação esperada

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

3.5 Previsão do hiato do produto

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

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

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

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

3.6 Resultados

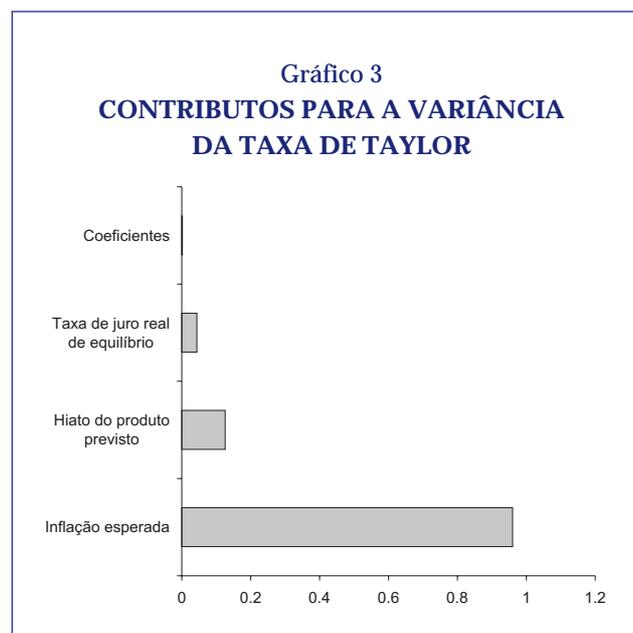
Com estas hipóteses, as medidas de localização para a taxa de Taylor estariam todas acima do nível observado em Dezembro de 2000 para a taxa de juro de referência do Banco Central Europeu (veja-se Gráfico 2). Contudo, estas indicações estão sujeitas a importantes incertezas, atendendo à significativa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

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

4. CONSIDERAÇÕES FINAIS

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

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



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

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

REFERÊNCIAS

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

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

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

PARÂMETROS FISCAIS NA ECONOMIA PORTUGUESA
PARTE II: IMPOSTOS DIRECTOS*

Alfredo Marvão Pereira**

Pedro Rodrigues***

No segundo de uma série de dois artigos, centramo-nos nos impostos directos e discutimos formalmente as correspondências entre taxas estatutárias e taxas efectivas de imposto na economia portuguesa. Estas correspondências dependem das particularidades da lei fiscal portuguesa, de um manancial de informação estatística e de alguns “a priori” acerca dos valores de parâmetros comportamentais na economia. Para cada uma das diferentes margens fiscais, seleccionamos a especificação da base tributável que é comum nos exercícios de avaliação da política fiscal, apesar de esta ser apenas uma aproximação à verdadeira base fiscal. Para além das correspondências gerais, apresentamos as nossas próprias estimativas das taxas efectivas de imposto para as diferentes margens fiscais. Contudo, o mais importante é que, utilizando a informação deste artigo, os interessados na avaliação da política fiscal podem obter as suas próprias estimativas dos parâmetros fiscais relevantes.

1. INTRODUÇÃO

O objectivo desta série de dois artigos é estabelecer a correspondência entre taxas estatutárias e taxas efectivas de imposto na economia portuguesa, e determinar a forma como alterações nas taxas estatutárias de imposto induzem alterações nas respectivas taxas efectivas. Para a motivação, o foco, e as qualificações da análise, veja Pereira e Rodrigues (2001a), o primeiro artigo desta sequência.

As propostas de reforma fiscal são invariavelmente expressas em termos de alterações às taxas

estatutárias de imposto. No entanto, da perspectiva da avaliação da política fiscal, estas taxas são praticamente irrelevantes. Isto porque, para a análise económica dos incentivos ao trabalho, ao consumo, à poupança e ao investimento, que são induzidos pelo enquadramento fiscal, o mais importante é o comportamento económico na margem. Nesta perspectiva, as propostas de alteração fiscal deveriam ser submetidas em termos de alterações nas taxas marginais de imposto. Como estas são claramente difíceis de obter, uma aproximação frequentemente utilizada na avaliação da política fiscal é a taxa efectiva de imposto.

A taxa efectiva de imposto, que designamos por τ , pode ser definida simplesmente como o rácio entre as receitas fiscais totais, T , e a base fiscal da qual foram obtidas, B , i.e.,

$$\tau = \frac{T}{B}.$$

As receitas fiscais observadas resultam, contudo, de um conjunto de inúmeras regras fiscais. Na

* As opiniões expressas neste artigo são da inteira responsabilidade dos autores e não coincidem necessariamente com a posição do Banco de Portugal nem com a do Ministério das Finanças. Os autores agradecem os comentários de Emanuel Santos, Fernando Chau e, especialmente, de Luís Morais Sarmiento. Helder Reis forneceu valiosa ajuda na investigação.

** Faculdade de Economia, *College of William and Mary*, Virginia, E.U.A.

*** DGEP, Direcção-Geral de Estudos e Previsão, Ministério das Finanças.

realidade, as taxas estatutárias de imposto, t , juntamente com as deduções à matéria colectável, D , e os créditos fiscais, CR , são os instrumentos da legislação fiscal. Uma descrição muito estilizada de como estas três variáveis se conjugam para determinar as receitas fiscais, em geral, é

$$T = t(B - D) - CR.$$

Neste artigo centramo-nos na correspondências entre taxas estatutárias e taxas efectivas ao nível dos impostos directos. Os impostos sobre o rendimento de pessoas colectivas e singulares (IRC e IRS, respectivamente), assim como as contribuições patronais e dos empregados para a segurança social são considerados com grande pormenor. Apresentamos vários quadros que documentam os pormenores técnicos nas correspondências entre as taxas estatutárias e as taxas efectivas de imposto nas diferentes margens fiscais consideradas. Sali-entamos não só as correspondências matemáticas mas também a informação estatística e os parâmetros económicos necessários para estabelecer tais correspondências. Como tal, o texto é essencialmente uma visita guiada aos diferentes quadros, complementada com referências pormenorizadas às fontes estatísticas. Para uma exposição pormenorizada, em termos legais, do sistema fiscal português, o leitor deverá consultar CEF (1997) e KPMG (1997).

2. O IMPOSTO SOBRE O RENDIMENTO DE PESSOAS COLECTIVAS, O IRC

Estimamos que, de 1990 a 1998, as receitas fiscais provenientes da tributação do rendimento de pessoas colectivas, T_{CTA} , o que inclui também as receitas municipais conhecidas como “derramas”, totalizaram uma média anual de 3.1 por cento do PIB a preços de mercado.

O código do IRC (CIRC) determina que sociedades anónimas, sociedades por quotas e outras sociedade com fins lucrativos são consideradas entidades tributáveis. As sociedades residentes são obrigadas a pagar IRC sobre a totalidade dos seus rendimentos donde quer que provenham. As mais valias estão, portanto, também incluídas. Uma sociedade é considerada residente se a sua sede ou local efectivo de gestão se situar em território nacional, se qualquer um dos seus agentes

exercer actividades de negócio em Portugal por 120 dias ou mais em cada ano, ou se houver uma representação permanente a partir da qual se pratica uma actividade comercial, agrícola ou industrial.

2.1 A base fiscal do IRC e as suas principais deduções

A base fiscal do IRC consiste dos resultados líquidos obtidos num ano acrescidos de certas alterações patrimoniais e deduzidos dos prejuízos de anos anteriores permitidos pela lei e de incentivos fiscais. Os lucros são definidos em termos da demonstração de resultados e representam o ganho patrimonial ao longo do período contabilístico, ajustado de acordo com as regras do CIRC.

Na definição de lucros tributáveis, todos os custos associados com a actividade normal de uma sociedade são dedutíveis à base fiscal do IRC, até certos limites. Os principais custos permitidos são as amortizações para efeitos fiscais e os custos totais com o factor trabalho, i.e., os salários brutos mais as contribuições patronais para a segurança social. Outras deduções incluem despesas de representação, despesas de deslocação em trabalho, certos do-nativos, despesas de investigação e desenvolvimento, e provisões para dívidas incobráveis.

Dado a definição de lucros como alterações ao património líquido, num quadro de apuramento individual do imposto a pagar, para se determinar a base fiscal do IRC seria necessário calcular as mais valias da empresa, valorizar o seu inventário, e apurar as outras deduções acima mencionadas. Em vez disso, dado que trabalhamos a um nível altamente agregado, escolhemos aproximar a verdadeira base fiscal usando dados macroeconómicos.

Na maioria dos exercícios de avaliação da política fiscal o imposto sobre o rendimento de pessoas colectivas é modelizado de uma forma bastante estilizada. Avaliado a custo de factores, o PIB (Y^{FC}) como um todo é tipicamente considerado como a base fiscal, e os custos totais com o factor trabalho, $\theta_L Y^{FC}$, juntamente com as amortizações para efeitos fiscais são as deduções aceites.⁽¹⁾ As

(1) Deve ser salientado que, para além das contribuições patronais para a segurança social, o custo total com o factor trabalho inclui os salários brutos pagos quer a trabalhadores por conta de outrem quer a trabalhadores por conta própria, tanto no sector privado como no sector público.

amortizações para efeitos fiscais são determinados como a fracção, α , das despesas de investimento realizadas pelo sector privado, I^{FC} . De seguida, aplica-se um imposto à taxa efectiva de τ_{CITd} sobre a base fiscal devidamente ajustada. Finalmente, como incentivo fiscal, um crédito fiscal ao investimento, T_{IRC} , reduz o imposto a pagar num montante que é proporcional à despesa de investimento realizado pelo sector privado.

Na realidade, contudo, só as sociedades pagam IRC. Por esta razão, uma melhor aproximação às verdadeiras base fiscal, deduções e créditos, requer um foco no sector das sociedades. Neste contexto, temos que determinar as quotas da produção, dos custos totais com o factor trabalho, e do investimento do sector privado que são levadas a cabo pelas sociedades. Sejam ϕ_1 , ϕ_2 e ϕ_3 estas três quotas. Note que ϕ_1 é facilmente parametrizado depois de reconhecer que o excedente bruto de exploração vem dado por $Y^{FC}(\phi_1 - \phi_2\theta_L)$. Esta variável, assim como os parâmetros ϕ_2 e ϕ_3 são determinados directamente a partir dos dados das contas nacionais do INE.⁽²⁾

A base tributável do IRC, após as devidas deduções, é então sujeita ao imposto sobre o rendimento de pessoas colectivas a uma taxa estatutária de $t_{CIT} = 0.34$, e é depois sobretaxada com um imposto municipal, i.e., a derrama, a uma taxa estatutária de $t_{der} = 0.10$. Assim se determina Λ , o IRC a pagar pela empresa antes de se subtraírem os créditos fiscais de investimento.

O quadro 1 faz o resumo dos dados e parâmetros relacionados com o IRC. Torna também clara a distinção entre “em termos estatutários” e “em termos efectivos”, i.e., entre a nossa aproximação da forma como as receitas fiscais são obtidas na realidade (equações 1 e 2), e como estas constam num modelo convencional de avaliação da política fiscal (equações 3 e 4). Acresce que as equações (5) e (6) mostram como alterações nas taxas estatutárias de imposto induzem alterações nas respectivas taxas efectivas.

Vejam agora como as deduções para efeitos de depreciação fiscal e os créditos fiscais de investimento são determinados na realidade.

(2) Sem outra indicação em contrário, os dados e os parâmetros relativos ao sector das sociedades referem-se a médias do período 1988 a 1995 e fazem uso da informação disponível que é mais recente (INE, Contas Nacionais).

2.2 Deduções para efeitos de depreciação fiscal

O código do IRC contempla que os lucros tributáveis das sociedades sejam ajustados das deduções para efeitos de depreciação fiscal. Desta forma, o CIRC permite que uma fracção das despesas de capital presentes e passadas seja considerada como um custo para efeitos fiscais. Sob o método da depreciação linear aplicado a $NDEP$ períodos, as deduções para efeitos de depreciação fiscal são calculados de acordo com:

$$(I_t + I_{t-1} + \dots + I_{t-NDEP+1}) / NDEP.$$

Assumindo que as despesas de investimento crescem a uma taxa anual g , as deduções para efeitos de depreciação fiscal vêm escritas como a proporção, α , da despesa de investimento do presente. Neste contexto, o parâmetro α vem dado por:

$$\alpha = \left[1 - (1 + g)^{-NDEP} \right] / NDEP \left[1 - (1 + g)^{-1} \right].$$

Esta expressão é a forma reduzida da diferença de duas somas de progressões geométricas infinitas.⁽³⁾ Do cálculo das receitas fiscais, em termos estatutários, quer do IRC quer das derramas (veja a equação 1 no quadro 1), depois de concretizar todos os dados e parâmetros que são conhecidos, vem por residuo que $\alpha = 0.73477$. Assim, resolvendo a equação do α em ordem a g , depois de assumir que $NDEP=16$, vem que $g = 0.0449$. Uma vez que a formação bruta de capital fixo para a economia como um todo cresceu a uma média anual de 4.87 por cento de 1990 a 1998 (DGEFA, 1999), o valor que estimamos para g é bastante razoável.

2.3 Créditos fiscais de investimento

De 1990 a 1998, os créditos de imposto em sede de IRC que incluem os créditos fiscais de investi-

(3) Nesta definição das deduções para efeitos de depreciação fiscal captamos a depreciação que corresponde a investimentos feitos no passado. Enquanto esta é a noção relevante para fins fiscais, deve ser realçado que as decisões de investimento são, na margem, prospectivas. Isto implica que são baseados, em parte, nas depreciações futuras que derivam das despesas de investimento (King e Fullerton, 1984 e Jorgenson e Landau, 1993). Se assumirmos que g , a tendência de crescimento das despesas de investimento, se mantém no futuro, então as depreciações históricas serão um bom indicador para as decisões de investimento em torno dessa tendência.

**O IMPOSTO SOBRE O RENDIMENTO DE PESSOAS COLECTIVAS, IRC
E OS CRÉDITOS FISCAIS DE INVESTIMENTO**

Em termos estatutários

$$T_{CITd} = t_{CIT} (1 + t_{der}) \left\{ (Y^{MP} - T_{VATET}) (\phi_1 - \phi_2 \theta_L) - \alpha \phi_3 (I^{MP} - T_{VATET,I}) \right\} - T_{IRC} \quad (1)$$

$$T_{IRC} = t_{IRC} \cdot \varepsilon \cdot \eta \cdot \phi_3 (I^{MP} - T_{VATET,I}) \cdot \beta \quad (2)$$

Em termos efectivos

$$T_{CITd} = \tau_{CITd} \{ Y^{FC} (1 - \theta_L) - \alpha I^{FC} \} - T_{IRC} \quad (3)$$

$$T_{IRC} = \tau_{IRC} I^{FC} \quad (4)$$

Como uma alteração na taxa estatutária induz uma alteração na taxa efectiva

$$\frac{\partial \tau_{CITd}}{\partial t_{CIT}} = (1 + t_{der}) \left\{ Y^{FC} (\phi_1 - \phi_2 \theta_L) - \alpha \phi_3 I^{FC} \right\} / \left\{ Y^{FC} (1 - \theta_L) - \alpha I^{FC} \right\} \quad (5)$$

$$\frac{\partial \tau_{IRC}}{\partial t_{IRC}} = \varepsilon \eta \phi_3 \beta = \frac{\tau_{IRC}}{t_{IRC}} \quad (6)$$

Dados

$$T_{CIT} = 0.031 Y^{MP}, T_{IRC} = 0.0009744 Y^{MP}, T_{VATET} = 0.142 Y^{MP}, \theta_L = 0.475,$$

$$T_{VATET,I} = 0.01841 Y^{MP}, I^{MP} = 0.215 Y^{MP}, t_{CIT} = 0.34, t_{der} = 0.10, t_{IRC} = 0.10,$$

$$\text{Excedente bruto de exploração do sector das sociedades} = Y^{FC} (\phi_1 - \phi_2 \theta_L) = 0.17926 Y^{MP}$$

Parâmetros

$$\phi_1 = 0.51554, \phi_2 = 0.6454937, \phi_3 = 0.6491375, \alpha = 0.73477, \varepsilon = 0.35, \eta = 0.77728, \beta = 0.28067$$

A taxa efectiva de imposto calculada

$$\tau_{CITd} = 0.10449, \tau_{IRC} = 0.004957$$

O efeito diferencial calculado

$$\frac{\partial \tau_{CITd}}{\partial t_{CIT}} = 0.30734, \frac{\partial \tau_{IRC}}{\partial t_{IRC}} = 0.04957$$

Fontes: DGEP (1999), Contas Nacionais do INE, Cálculos dos autores.

mento e os regimes transitórios, T_{IRC} , totalizaram uma média anual de 0.09744 por cento do PIB a preços de mercado (Ministério das Finanças, 1993, 1995, 1997, 1998).

Os créditos fiscais de investimento são regularmente usados pelas autoridades fiscais para incentivar certo tipo de sociedades a adquirir certos bens de capital. É evidente que uma alteração do

crédito de imposto é importante na medida em que altera a taxa efectiva de imposto. É assim, ainda que a correspondência entre taxas estatutárias e taxas efectivas de imposto seja independente de tais créditos.

À excepção dos intermediários financeiros – bancos e empresas de seguros – todas as entidades sujeitas a IRC têm direito aos créditos fiscais de in-

vestimento. Assim, ao incorrer em despesas de capital, com excepção de terrenos (excepto para sociedades que operam no sector primário), edifícios (com excepção de fábricas), mobiliário e veículos ligeiros, estas sociedades não financeiras têm a oportunidade de reduzir o seu Λ , i.e., o IRC a pagar antes de se subtraírem os créditos fiscais de investimento.

Sob o actual código fiscal, o crédito fiscal de investimento de uma sociedade num dado ano, é calculado como a fracção, $t_{IRC} = 0.10$, da despesa de investimento elegível, medida a custo de factores, até ao limite de 30 por cento do IRC a pagar antes de se subtraírem os créditos fiscais de investimento. Isto implica que o crédito fiscal de investimento nunca poderá exceder:

$$\min\{0.3\Lambda; t_{IRC} I_{Eligible}^{FC}\}.$$

Para poder avançar, assumimos que o limite dos 30 por cento não é uma restrição activa. Nesse caso, os créditos fiscais de investimento são atribuídos de acordo com $t_{IRC} I_{Eligible}^{FC}$.

De 1988 a 1995, as sociedades não financeiras, as únicas que têm direito aos créditos fiscais de investimento incorreram em despesas de investimento que totalizaram uma média anual de 10.848 por cento do PIB a preços de mercado das quais só uma fracção, $\varepsilon = 0.35$, foram elegíveis para efeitos do crédito fiscal de investimento (INE, Contas Nacionais, vários números).

Avaliado a custo de factores, o investimento das sociedades não financeiras representa $\eta = 0.77728$ de todo o investimento das empresas, $\phi_3 I^{FC}$. Resulta, portanto, que $I_{Eligible}^{FC} = \varepsilon \cdot \eta \cdot I^{FC}$, o que corresponde a 3.472 por cento do PIB medido a preços de mercado.

Dados sobre os créditos fiscais de investimento efectivamente atribuídos sugerem que apenas uma fracção, $\beta = 0.28067$, da despesa de investimento elegível é coberta pela fórmula acima indicada. Isso implica que o valor dos créditos fiscais de investimento que são na realidade concedidos pode ser escrito como:

$$T_{IRC} = t_{IRC} \cdot \varepsilon \cdot \eta \cdot \phi_3 I^{FC} \cdot \beta,$$

onde β é um coeficiente de aproveitamento determinado residualmente usando a equação (2) no quadro 1.⁽⁴⁾

Se a totalidade da despesa de investimento elegível das sociedades não financeiras tivesse sido coberta, os créditos fiscais de investimento teriam atingido uma média anual de 0.347 por cento do PIB a preços de mercado, no período de 1990 a 1998, i.e., cerca de 3.5 vezes o valor que foi na realidade atribuído.

Assim, os nossos cálculos sugerem que, no passado recente, a maior parte do investimento elegível das sociedades não financeiras, i.e., cerca de 2.5 por cento do PIB a preços de mercado, não aproveitou este incentivo fiscal.

Estes números sugerem, portanto, que há um subaproveitamento dos créditos fiscais de investimento. O que poderá explicar este facto? Se rejeitarmos, como devemos, a hipótese de que os empresários desconhecem a existência deste incentivo fiscal, a resposta parece ser que a evasão fiscal pode ser um factor no subaproveitamento dos créditos fiscais de investimento.

Finalmente, dado a natureza agregada da maior parte dos modelos de avaliação da política fiscal, há o hábito de escrever os créditos fiscais de investimento como a fracção, τ_{IRC} , da totalidade da despesa de investimento do sector privado, avaliado a custo de factores, i.e.,

$$T_{IRC} = \tau_{IRC} I^{FC}.$$

Usando os dados disponíveis, a taxa efectiva dos créditos fiscais de investimento é calculada em $\tau_{IRC} = 0.004957$.

Por sua vez, o efeito diferencial de uma alteração na taxa estatutária dos créditos fiscais de investimento sobre a respectiva taxa efectiva é determinado de acordo com:

$$\frac{\partial \tau_{IRC}}{\partial t_{IRC}} = \varepsilon \eta \phi_3 \beta = \frac{\tau_{IRC}}{t_{IRC}} = 0.04957.$$

3. AS CONTRIBUIÇÕES PARA A SEGURANÇA SOCIAL

O sistema de segurança social português opera numa base de repartição e de acordo com o princípio de solidariedade entre gerações. Sob a classifi-

(4) Note que, se o limite dos trinta por cento for uma restrição activa então a fracção de todo o investimento elegível das sociedades que é coberto será ainda menor.

cação convencional dos três pilares (veja, por exemplo, World Bank, 1994), só o primeiro pilar – um regime de gestão pública com contribuições obrigatórias – e o terceiro pilar – um regime complementar individual com tratamento fiscal favorável gerido por fundos de pensões – existem.

A segurança social gerida pelo Estado abrange dois sistemas: um sistema geral para trabalhadores do sector privado e um sistema para os funcionários públicos. Para além destes dois sistemas, existe ainda um sistema especial para bancários que opera numa base de capitalização.

No sistema geral, mais conhecido como *Regime Geral*, existem dois sub-regimes: um regime geral contributivo financiado quer por contribuições patronais quer por contribuições dos empregados, e ainda um regime não-contributivo financiado por transferências do Orçamento do Estado. O regime geral contributivo atribui pensões que visam substituir a perda de rendimento devido à velhice e a outras contingências como a doença, a invalidez, a morte, ou o desemprego. O regime não-contributivo assegura uma protecção mínima às pessoas não cobertas pelo regime contributivo e sofredoras de dificuldades sociais e ou económicas, com um nível de rendimento abaixo de um determinado limiar.

O sistema de segurança social dos funcionários públicos, mais conhecido com *Caixa Geral de Aposentações*, é financiado tanto por contribuições dos empregados na função pública como por transferências do Orçamento do Estado. Os beneficiários neste sistema têm cobertura para todas as contingências acima referidas, à excepção do desemprego.

3.1 As contribuições patronais para a segurança social

Estimamos que as contribuições patronais para a segurança social, T_{FSSC} , representam uma média anual de 5 por cento do PIB a preços de mercado, no período de 1990 a 1998. Note que este valor *não* inclui as contribuições pagas pelo Estado, como empregador, à Caixa Geral de Aposentações. Também, as contribuições dos trabalhadores por conta própria estão contabilizados na rubrica das contribuições dos empregados para a segurança social.

De uma forma mais formal, as empresas do sector privado pagam contribuições para a segurança

social a uma taxa estatutária de $t_{FSSC} = 0.2375$ sobre os salários brutos pagos aos seus empregados. Os salários brutos dos trabalhadores por conta de outrem no sector privado são obtidos subtraindo as remunerações brutas dos funcionários públicos, $Wages_{PS}$, e o rendimento bruto dos trabalhadores por conta própria, dos rendimentos (brutos) de trabalho da economia como um todo, $\theta_L Y^{FC} - T_{FSSC}$. As limitações nos dados referentes à parte dos rendimentos de trabalho que é absorvida por trabalhadores de conta própria, forçam-nos a utilizar uma aproximação à base fiscal estatutária. Assumimos assim que o rendimento bruto de trabalho do sector privado é a base fiscal relevante depois de ajustada pelo parâmetro ξ . Isto é, usamos:

$$\xi(\theta_L Y^{FC} - T_{FSSC} - Wages_{PS})$$

como a aproximação à base fiscal estatutária que é relevante no caso das contribuições patronais para a segurança social (ver a equação 7 no quadro 2). Note que, porque o rendimento dos trabalhadores por conta própria é diferente de zero, o valor de ξ é necessariamente menor que um.⁽⁵⁾

Os modelos de avaliação da política fiscal não distinguem geralmente entre trabalhadores do sector público e do sector privado, muito menos entre trabalhadores por conta de outrem e trabalhadores por conta própria. Como apresentado na equação (8) no quadro 2, as contribuições patronais para a segurança social, T_{FSSC} , são calculadas como a fracção, τ_{FSSC} , a taxa efectiva das contribuições patronais para a segurança social, dos rendimentos brutos do trabalho da economia como um todo.

Para se determinar como alterações na taxa estatutária, t_{FSSC} , induzem alterações na taxa efectiva de imposto, τ_{FSSC} , resolvemos as equações (7) e (8) do quadro 2 em ordem a T_{FSSC} para obter a expressão (9) do quadro 2. Este efeito diferencial é calculado de acordo com:

$$\frac{\partial \tau_{FSSC}}{\partial t_{FSSC}} = \left(\frac{\partial T_{FSSC}}{\partial t_{FSSC}} \right)^{-1} \frac{\partial T_{FSSC}}{\partial \tau_{FSSC}}$$

(5) Os nossos cálculos implicam que, do total do rendimento bruto do trabalho, os funcionários públicos, os trabalhadores por conta de outrem, e os trabalhadores por conta própria recebem 38.64 por cento, 58.89 por cento, e 2.47 por cento, respectivamente.

Quadro 2

AS CONTRIBUIÇÕES PATRONAIS PARA A SEGURANÇA SOCIAL

Em termos estatutários

$$T_{FSSC} = \xi \cdot t_{FSSC} [\theta_L (Y^{MP} - T_{VATET}) - T_{FSSC} - Wages_{PS}] \quad (7)$$

Em termos efectivos

$$T_{FSSC} = \tau_{FSSC} [\theta_L Y^{FC} - T_{FSSC}] \quad (8)$$

Como uma alteração na taxa estatutária induz uma alteração na taxa efectiva

$$\frac{\partial \tau_{FSSC}}{\partial t_{FSSC}} = \frac{(1 + \tau_{FSSC})^2}{\theta_L Y^{FC}} \cdot \frac{\xi [\theta_L Y^{FC} - Wages_{PS}]}{(1 + \xi t_{FSSC})^2} \quad (9)$$

Dados

$$T_{FSSC} = 0.05 Y^{MP}, t_{FSSC} = 0.2375, Wages_{PS} = 0.13818 Y^{MP}, T_{VATET} = 0.142 Y^{MP}, \theta_L = 0.475$$

Parâmetros

$$\xi = 0.959686$$

A taxa efectiva de imposto calculada

$$\tau_{FSSC} = 0.139841$$

O efeito diferencial calculado

$$\frac{\partial \tau_{FSSC}}{\partial t_{FSSC}} = 0.546565$$

Fontes: DGEF (1999), Contas Nacionais do INE, Cálculos dos autores.

3.2 As contribuições dos empregados para a segurança social

Estimamos que, de 1990 a 1998, as contribuições dos empregados para a segurança social, T_{WSSC} , representam uma média de 4.1 por cento do PIB medido a preços de mercado.

Os trabalhadores por conta de outrem em qualquer sector pagam uma taxa estatutária de contribuições para a segurança social de $t_{WSSC}^{dep} = 0.11$ sobre o seu rendimento bruto de trabalho. Os salários brutos dos trabalhadores por conta de outrem são calculados como a soma do rendimento bruto do trabalho por conta de outrem no sector privado, $\xi(\theta_L Y^{FC} - T_{FSSC} - Wages_{PS})$, e no sector público, $Wages_{PS}$.

Os trabalhadores por conta própria, contudo, cujas contribuições já estão incluídas em T_{WSSC} , podem escolher a sua base contributiva – entre 1 e 12 salários mínimos nacionais – assim como a taxa estatutária à qual contribuem – $t_{WSSC}^{se,min} = 0.254$ ou

$t_{WSSC}^{se,max} = 0.32$ – dependendo do grau de cobertura pretendido. Este facto introduz um significativo grau de ambiguidade na definição tanto da base fiscal como da taxa de imposto a que os trabalhadores por conta própria estão sujeitos. Só podemos inferir que, em média, para o período 1990 a 1998, as contribuições dos trabalhadores por conta própria para a segurança social, $t_{WSSC}^{se,min} B_{WSSC}^{se,min} + t_{WSSC}^{se,max} B_{WSSC}^{se,max}$, totalizaram 0.2624 por cento do PIB medido a preços de mercado, i.e., cerca de 6.5 por cento do total das contribuições dos empregados para a segurança social.⁽⁶⁾

Uma vez mais, porque os modelos de avaliação de política fiscal são geralmente altamente agregados, escrevemos T_{WSSC} como a fracção, τ_{WSSC} , a

(6) É interessante notar que, se todos os trabalhadores por conta própria tivessem optado pela cobertura máxima, implicando que $B_{WSSC}^{se,min} = 0$, então, em média, a base contributiva escolhida teria sido equivalente a 93.35 por cento do seu rendimento bruto de trabalho.

AS CONTRIBUIÇÕES DOS EMPREGADOS PARA A SEGURANÇA SOCIAL

Em termos estatutários

$$T_{WSSC} = t_{WSSC}^{dep} \left\{ \xi \left[\theta_L (Y^{MP} - T_{VATET}) - T_{FSSC} - Wages_{PS} \right] + Wages_{PS} \right\} + t_{WSSC}^{se,min} \cdot B_{WSSC}^{se,min} + t_{WSSC}^{se,max} \cdot B_{WSSC}^{se,max} \quad (10)$$

Em termos efectivos

$$T_{WSSC} = \tau_{WSSC} \left[\theta_L Y^{FC} - T_{FSSC} \right] \quad (11)$$

Como uma alteração na taxa estatutária induz uma alteração na taxa efectiva

$$\frac{\partial \tau_{WSSC}}{\partial t_{WSSC}^{dep}} = \frac{\xi (\theta_L Y^{FC} - T_{FSSC} - Wages_{PS}) + Wages_{PS}}{\theta_L Y^{FC} - T_{FSSC}} \quad (12)$$

Dados

$$T_{WSSC} = 0.041Y^{MP}, \quad t_{WSSC}^{dep} = 0.11, \quad t_{WSSC}^{se,min} = 0.254, \quad t_{WSSC}^{se,max} = 0.32, \\ T_{VATET} = 0.142Y^{MP}, \quad T_{FSSC} = 0.05Y^{MP}, \quad \theta_L = 0.475, \quad Wages_{PS} = 0.13818Y^{MP}$$

Parâmetros

$$\xi = 0.959686, \quad t_{WSSC}^{se,min} \cdot B_{WSSC}^{se,min} + t_{WSSC}^{se,max} \cdot B_{WSSC}^{se,max} = 0.002624Y^{MP}$$

A taxa efectiva de imposto calculada

$$\tau_{WSSC} = 0.114669$$

O efeito diferencial calculado

$$\frac{\partial \tau_{WSSC}}{\partial t_{WSSC}^{dep}} = 0.975266$$

Fontes: DGEP (1999), Cálculos dos autores.

taxa efectiva das contribuições sociais, do rendimento bruto de trabalho da economia como um todo (ver a equação 11 da quadro 3).

Finalmente, ao calcular a correspondência entre taxas estatutárias e taxas efectivas, focamos apenas nos trabalhadores por conta de outrem porque, tanto a base contributiva como a taxa à qual os trabalhadores por conta própria contribuem não podem ser determinados. Este efeito diferencial, pelo qual alterações na taxa estatutária para os trabalhadores por conta de outrem, t_{WSSC}^{dep} , induzem alterações na taxa de imposto efectiva, é facilmente determinado como a equação (12) no quadro 3.

4. O IMPOSTO SOBRE O RENDIMENTO DE PESSOAS SINGULARES, O IRS

4.1 Aspectos gerais da base fiscal do IRS

Estimamos que, de 1990 a 1998, as receitas do imposto sobre o rendimento de pessoas singulares, T_{PIR} , totalizaram uma média de 6.1 por cento do PIB medido a preços de mercado.

A unidade tributável é a família que é composta por um casal que vive com os seus filhos dependentes, ou alternativamente abrange pessoas separadas, pais solteiros e os seus dependentes. Um casal que vive no mesmo agregado é tributado de

acordo com um sistema de fraccionamento de rendimentos, que permite a tributação separada do rendimento total de modo a evitar pagar uma taxa de imposto mais elevada. Os indivíduos são considerados como residentes desde que permaneçam em território nacional pelo menos 183 dias. Os residentes em Portugal estão sujeitos ao pagamento de IRS sobre a totalidade do rendimento obtido, independentemente da origem. Os não residentes só estão sujeitos a IRS sobre o rendimento obtido em Portugal, sujeito a uma miríade de acordos bilaterais de tributação internacional.

Em Portugal, o IRS é um imposto sobre a totalidade o rendimento da família, independentemente da sua origem. Na prática, contudo, os rendimentos de capital e os outros rendimentos são tributados de forma diferente. O rendimento de capital é pago líquido de uma taxa constante e cujo imposto é automaticamente retido na fonte. Todos os outros rendimentos, por outro lado, que consistem essencialmente de rendimentos do trabalho e pensões, beneficiam de certas deduções que são contingentes ao comportamento e às características do agregado familiar, e são depois sujeitos a uma estrutura de impostos progressivos. Depois os créditos de imposto reduzem efectivamente o imposto a pagar pela família. Por estas razões analisamos a tributação dos rendimentos de capital e os outros rendimentos de forma separada. Deve ser salientada que tal distinção é também comum em modelos de avaliação da política fiscal.

Até recentemente, o conceito de rendimento abrangia nove categorias de rendimento, que se distinguiam pela respectiva fonte: rendimentos de trabalho incluindo regalias, rendimento dos trabalhadores por conta própria, rendimento de actividades de comércio e indústria, rendimento da agricultura, rendimentos de capital, rendimentos imobiliários, as mais valias, o rendimento das pensões incluindo as anuidades e as pensões de alimentos, e finalmente, outros rendimentos que incluem rendimentos de lotarias e outros jogos de azar.⁽⁷⁾

(7) A partir de 2001, o número de categorias é reduzido a seis – basicamente, os rendimentos de trabalhadores por conta própria, e aqueles obtidos de actividades industriais, comerciais e agrícolas integram uma única categoria chamada de rendimentos profissionais.

Ainda que os rendimentos de capital sejam uma das nove categorias consideradas, o contribuinte pode escolher se quer ou não reportar na sua declaração de IRS o rendimento de capital obtido e sobre a qual uma taxa de t_r já foi aplicada (ver a secção 4.3). Naturalmente que o contribuinte só escolhe reportar este rendimento se a taxa marginal de imposto a que está sujeito sobre a totalidade do seu rendimento for menor que t_r , em cujo caso este tem direito a uma devolução do imposto pago. Como tal, para simplificar, assumimos que os rendimentos de capital apenas são pagos aos agregados familiares de maiores rendimentos, que nunca escolhem reportar os seus rendimentos de capital nas declarações de IRS, porque isso acarretaria o pagamento de mais impostos.

4.2 Outros rendimentos que não os de capital

Estimamos que, de 1990 a 1998, as receitas fiscais do imposto sobre o rendimento de pessoas singulares que correspondem à tributação de rendimentos que não os de capital, T_{NCI} , totalizaram uma média de 3.224 por cento do PIB medido a preços de mercado.

Baseamos os nossos cálculos a respeito dos rendimentos que não os de capital num calculador fiscal desenvolvido no Ministério das Finanças. O imposto a pagar por uma família é apurado com base na informação que é reportada anualmente às autoridades fiscais na forma da declaração de IRS. DGITA (1999) é uma base de dados de 1997 que contém 40,000 registos individuais deste tipo. Esta informação é principalmente utilizada para actualizar o calculador fiscal e depois fazer análises de política fiscal num contexto de microsimulação. Por definição, a versão de 1997 deste instrumento contém as fórmulas matemáticas usadas pela Administração Fiscal para determinar o IRS que cada família teve que pagar sobre rendimento recebido nesse ano. Em geral, o calculador fiscal como um todo pode ser considerado como a expressão do IRS em termos estatutários. No agregado, estes cálculos permitem determinar a fracção, $\tau_{PIT,NCI}$, do rendimento reportado que não o de capital que foi pago em IRS.

O rendimento que não o de capital abrange essencialmente os rendimentos do trabalho e das pensões, e inclui tanto o rendimento de trabalhadores por conta de outrem como de trabalhadores

por conta própria assim como rendimentos profissionais do sector não empresarial. Isto sugere que se defina a base fiscal do IRS que incide sobre o rendimento que não o de capital como:

$$(1 - \tau_{WSSC})(\theta_L Y^{FC} - T_{FSSC}) + \varphi TR,$$

onde $(1 - \tau_{WSSC})(\theta_L Y^{FC} - T_{FSSC})$ é o rendimento bruto de trabalho líquido das contribuições dos empregados para a segurança social, e TR representa as pensões de velhice, sobrevivência e de invalidez, apenas a fracção, φ , das quais entra na base fiscal do IRS. Esta fracção corresponde à percentagem de todas as pensões que excedem um múltiplo do salário mínimo nacional.⁽⁸⁾

Ao calcular o rendimento líquido de cada categoria, são dedutíveis uma percentagem das despesas directamente relacionadas com a obtenção desse rendimento. Em 1997, estas deduções incluíam as despesas de saúde não reembolsadas, as contribuições obrigatórias para a segurança social, uma parte do pagamento de juros sobre empréstimos de habitação, uma fracção dos prémios de certos seguros, as quotizações para organizações sindicais, as despesas de educação, as despesas com idosos, os custos com a aquisição de equipamentos amigos do ambiente, e finalmente uma parte das contribuições para planos poupança reforma (PPRs).⁽⁹⁾

Depois de deduzir certas despesas do rendimento bruto total, obtém-se a base fiscal à qual se aplica uma estrutura de impostos progressivos. Isto é descrito pela equação (13) do quadro 4, onde o rendimento líquido, RL , isto é, o rendimento total menos as deduções, é sujeito a um perfil de taxas marginais crescentes, $t_{PIT,1} < \dots < t_{PIT,A}$, uma taxa para cada escalão de rendimentos que têm $E_0 < \dots < E_3$ como limites superiores. Veja o quadro 4 para a parametrização destas variáveis em 1997.

Deve ser salientado que a declaração de rendimentos para efeitos de IRS só é obrigatória para agregados familiares com rendimentos anuais bru-

tos que excedem o limiar de catorze vezes o salário mínimo nacional, isto é E_0 . A proporção de todo o rendimento que não o de capital que é recebido por estes agregados familiares é $\Pr(RL < E_0) = 5.4\%$ (DETEFP, 1997). Por esta razão, a base de rendimentos (DGITA, 1999) tem de ser aumentada dividindo-a por $1 - \Pr(RL < E_0)$.

Finalmente, um contribuinte residente tem depois direito a certos créditos de imposto que reduzem o imposto a pagar. Este é o caso dos créditos familiares que aumentam com o número de dependentes e dependem do estado civil do contribuinte. Também, se o contribuinte teve rendimentos imobiliários, tem direito a um crédito que é o menor dos seguintes montantes: a contribuição autárquica paga sobre o imobiliário, e uma fracção, a fracção do rendimento imobiliário no total do rendimento que não o de capital, do imposto a pagar antes da aplicação de quaisquer créditos.

Com a taxa efectiva de imposto, $\tau_{PIT,NCI}$, determinada pelo calculador fiscal, depois de concretizar todas as variáveis conhecidas na equação (14) do quadro 4, as receitas de IRS obtidas sobre os rendimentos que não os de capital foram estimadas em 3.224 por cento do PIB a preços de mercado no período 1990 a 1998.

Existe uma taxa estatutária diferente para cada escalão dos rendimentos que não os de capital. Por este motivo, existe o mesmo número de correspondências entre as taxas estatutárias de imposto e as respectivas taxas efectivas que se aplicam aos rendimentos que não os de capital. Como ilustração, escolhemos apresentar como uma alteração na taxa estatutária do maior escalão de rendimentos, $t_{PIT,A}$, induz uma alteração na taxa efectiva que se aplica a rendimentos que não os de capital, $\tau_{PIT,NCI}$. Esta relação é descrita pela equação (15) no quadro 4. De uma forma simples, significa que uma alteração na taxa estatutária, $t_{PIT,A}$, só afecta a taxa efectiva ao mudar o imposto a pagar pelos agregados familiares de maiores rendimentos.

4.3 Rendimentos de capital

Estimamos que o IRS obtido ao tributar os rendimentos de capital que são reportados, T_{CI} , totalizaram uma média de 2.876 por cento do PIB a preços de mercado de 1990 a 1998.

De acordo com o CIRS, os rendimentos de capital estão sujeitos a uma taxa fixa, t_r . As receitas fis-

(8) Em 2000, com o salário mínimo nacional fixado em PTE 63800, e o limite de isenção para pensões fixado em PTE 1482000, este múltiplo foi de 1.6592.

(9) Em 1999, por razões de equidade, o regime de deduções foi alterado. Certas despesas, como as despesas de saúde não reembolsadas, os prémios de seguros, as despesas com lares, e as despesas com a propriedade imobiliária, que até então eram aceites como deduções foram depois transformados em créditos de imposto.

Quadro 4

**O IMPOSTO SOBRE O RENDIMENTO DE PESSOAS SINGULARES, IRS:
OUTROS RENDIMENTOS QUE NÃO OS DE CAPITAL**

Em termos estatutários ... de acordo com o modelo do calculador fiscal

$$\begin{aligned} \tau_{PIT,NCI} = & \left\{ \sum_{i=1}^{40,000} RL_i (RL_i \geq E_0) [1 - \Pr(RL < E_0)]^{-1} \right\}^{-1} \cdot \\ & \cdot \left\{ t_{PIT,1} \left[\sum_{i=1}^{40,000} (E_1 - E_0) 1(RL_i \geq E_1) \right] + \right. \\ & + t_{PIT,2} \left[\sum_{i=1}^{40,000} (E_2 - E_1) 1(RL_i \geq E_2) \right] + \\ & + t_{PIT,2} \left[\sum_{i=1}^{40,000} (RL_i - E_1) 1(E_2 > RL_i \geq E_1) \right] + \\ & + t_{PIT,3} \left[\sum_{i=1}^{40,000} (E_3 - E_2) 1(RL_i \geq E_3) \right] + \\ & + t_{PIT,3} \left[\sum_{i=1}^{40,000} (RL_i - E_2) 1(E_3 > RL_i \geq E_2) \right] + \\ & \left. + t_{PIT,4} \left[\sum_{i=1}^{40,000} (RL_i - E_3) 1(RL_i \geq E_3) \right] - \text{Créditos} \right\} \end{aligned} \quad (13)$$

Em termos efectivos

$$T_{NCI} = \tau_{PIT,NCI} [(1 - \tau_{WSSC})(\theta_L Y^{FC} - T_{FSSC}) + \varphi TR] \quad (14)$$

Como uma alteração na maior taxa estatutária, $t_{PIT,4}$, induz uma alteração em $\tau_{PIT,NCI}$

$$\begin{aligned} \frac{\partial \tau_{PIT,NCI}}{\partial t_{PIT,4}} = & \sum_{i=1}^{40,000} (RL_i - E_3) 1(RL_i > E_3) \cdot \\ & \cdot \left\{ \sum_{i=1}^{40,000} RL_i 1(RL_i \geq E_0) [1 - \Pr(RL < E_0)]^{-1} \right\}^{-1} \end{aligned} \quad (15)$$

Dados

$$T_{PIT} = T_{CI} + T_{NCI} = 0.061 Y^{MP}, \quad TR = 0.093 Y^{MP}, \quad \Pr(RL < E_0) = 0.054,$$

$$\theta_L = 0.475, \quad \varphi = 0.075, \quad t_{PIT,1} = 0.15, \quad t_{PIT,2} = 0.25, \quad t_{PIT,3} = 0.35, \quad t_{PIT,4} = 0.40,$$

$$\text{Em 1997 (PTE): } E_0 = 793800, \quad E_1 = 1050000, \quad E_2 = 2435000, \quad E_3 = 6150000,$$

Parâmetros

$$T_{NCI} = 0.03224 Y^{MP}$$

A taxa efectiva de imposto calculada

$$\tau_{PIT,NCI} = 0.09964$$

O efeito diferencial calculado para a taxa relativa ao escalão de maiores rendimentos

$$\frac{\partial \tau_{PIT,NCI}}{\partial t_{PIT,4}} = 0.07100$$

Fontes: DETEFP (1997), DGEP (1999), DGITA (1999), Cálculos dos autores.

**O IMPOSTO SOBRE O RENDIMENTO DE PESSOAS SINGULARES, IRS:
RENDIMENTOS DE CAPITAL**

Em termos estatutários

$$T_{CI} = t_r (r^{PD}PD + OII + \Gamma \cdot \Pi) \quad (16)$$

Em termos efectivos

$$T_{CI} = \tau_r (r^{PD}PD + OII + \Gamma \cdot \Pi) \quad (17)$$

Como uma alteração na taxa estatutária induz uma alteração na taxa efectiva

$$\frac{\partial \tau_r}{\partial t_r} = 1 \quad (18)$$

Dados

$$T_{PIT} = T_{NCI} + T_{CI} = 0.061Y^{MP}, \quad t_r = 0.20, \quad r^{PD} = 0.0525, \quad PD = 0.6321Y^{MP}$$

Parâmetros

$$T_{CI} = 0.02876Y^{MP}, \quad OII = 0.10851Y^{MP}, \quad \Gamma \cdot \Pi = 0.0021Y^{MP}$$

A taxa efectiva de imposto calculada

$$\tau_r = t_r = 0.20$$

O efeito diferencial calculado

$$\frac{\partial \tau_r}{\partial t_r} = 1$$

Fontes: DGEP (1999), Cálculos dos autores.

cais resultantes são retidas na fonte, i.e., são retidas por quem paga os rendimentos de capital e são depois entregues à Administração Fiscal. Isto significa que, na prática, os rendimentos de capital são pagos líquidos de imposto.

Na margem do IRS, a base fiscal dos rendimentos de capital inclui três componentes – os juros da dívida pública, $r^{PD}PD$, outros juros, como o juro recebido sobre certificados de aforro e depósitos bancários, OII , e ainda os lucros distribuídos, que são uma fracção, Γ , dos lucros das sociedades depois do pagamento de impostos, Π . Deve ser salientado que o rendimento de capital que é pago e reportado às autoridades fiscais geralmente difere do peso dos rendimentos de capital na economia, θ_K , porque nem todas as empresas pertencem ao sector das sociedades, estas poderão escolher reter os seus lucros, e finalmente, uma parte dos lucros distribuídos inevitavelmente escapará à tributa-

ção. Isto sugere que se defina rendimento de capital, reportado para efeitos de IRS, como:

$$CI = r^{PD}PD + OII + \Gamma \cdot \Pi.$$

Sob a hipótese de que a rendibilidade bruta de uma obrigação do Tesouro é $r^{PD} = 0.0525$ em termos reais, sabendo que o endividamento público rondou os 63.21 por cento do PIB a preços de mercado de 1990 a 1998 (DGEP, 1999), calcula-se que o rendimento proveniente de outros juros mais os lucros distribuídos, $OII + \Gamma \cdot \Pi$, tenha totalizado uma média de 11.061 por cento do PIB a preços de mercado de 1990 a 1998.

Finalmente, deve ser salientado que, porque nem deduções nem créditos de imposto foram considerados, as receitas fiscais provenientes da tributação de rendimentos de capital escrevem-se da mesma forma tanto em termos estatutários

como em termos efectivos. Obviamente, então, o efeito diferencial que se calcula é unitário.

5. ALGUMAS OBSERVAÇÕES FINAIS

Neste artigo centramo-nos nos impostos directos e discutimos formalmente as correspondências entre taxas estatutárias e taxas efectivas de imposto na economia portuguesa. De facto, o imposto sobre o rendimento de pessoas colectivas, as contribuições patronais e dos empregados para a segurança social, e o imposto sobre o rendimento de pessoas singulares são estudados com grande detalhe. As correspondências entre taxas estatutárias e efectivas dependem dos pormenores da lei fiscal portuguesa, e de uma quantidade de informação estatística, bem como de alguns *a priori* em relação a parâmetros comportamentais na economia. Para além das correspondências gerais entre taxas de imposto estatutárias e efectivas, apresentamos as nossas estimativas das taxas efectivas de imposto nas diferentes margens fiscais. Como tal, foi organizada, de uma forma sistemática, uma informação fiscal detalhada que é particularmente útil na avaliação da política fiscal. Também, as principais características do sistema fiscal português foram esboçadas e todos os detalhes contabilísticos devidamente parametrizados.

A informação contida neste artigo foi recentemente utilizada em Pereira e Rodrigues (2000a, 2000b) no contexto de um projecto de investigação em curso sobre a reforma fiscal em Portugal. No âmbito da reforma da Segurança Social, ver Pereira e Rodrigues (2001b). Mais importante, contudo, é a utilização desta informação técnica por analistas de política fiscal, permitindo-lhes a obtenção de estimativas próprias a partir dos parâmetros fiscais aqui apresentados.

REFERÊNCIAS

Centro de Estudos Fiscais, CEF, (1997), *The Portuguese Tax System*, Direcção-Geral de Contribuições e Impostos, DGCI, Ministério das Finanças.

Departamento de Estatística do Trabalho, Emprego e Formação Profissional, DETEFP, (1997), *Estatísticas Sobre a Estrutura e a Distribuição dos Ganhos - 1995*, Ministério do Trabalho e Solidariedade.

Direcção-Geral de Estudos e Previsão, DGEP, (Setembro 1999), *A Economia Portuguesa - Anexo Estatístico*, Ministério das Finanças.

Direcção-Geral de Informática e Apoio aos Serviços Tributários e Aduaneiros, DGITA, (1999), *Uma Amostra Aleatória de 40000 Declarações de I.R.S. Referentes a 1997*, base de dados, Ministério das Finanças.

Instituto Nacional de Estatística, INE, *Contas Nacionais*, vários números.

Jorgenson, D., e R. Landau, (1993), *Tax Reform and the Cost of Capital*, The Brookings Institute.

King, M., e D. Fullerton, (1984), *The Taxation of Income from Capital*, Chicago University Press.

KPMG, (1997), *European Tax Handbook*, KPMG, International Tax Services.

Ministério das Finanças, (1993), *Orçamento Geral do Estado para 1994*.

Ministério das Finanças, (1995), *Orçamento Geral do Estado para 1996*.

Ministério das Finanças, (1997), *Orçamento Geral do Estado para 1998*.

Ministério das Finanças, (1998), *Orçamento Geral do Estado para 1999*.

Pereira, A., e P. Rodrigues, (2000a), "On the Impact of a Tax Shock in Portugal", *mimeo*, Ministério das Finanças.

Pereira, A., e P. Rodrigues, (2000b), "Strategies for Tax Reform in Portugal in the Context of the EMU", *mimeo*, Ministério das Finanças.

Pereira, A., e P. Rodrigues, (2001a), "Parâmetros Fiscais na Economia Portuguesa: Parte I - Impostos Indirectos", *Boletim Económico*, Banco de Portugal, Março.

Pereira, A., e P. Rodrigues, (2001b), "Kou-rei-na-mi in Portugal: A Tale of Aging and the Sustainability of the Public Pension Schemes", *mimeo*, Ministério das Finanças.

World Bank, (1994), *Averting the Old Age Crisis: Policies to Protect the Old and Promote Growth*, New York: Oxford University Press.

Janeiro*

- **4 de Janeiro (Instrução nº 1/2001, DR nº 14, 2ª Série)** Estabelece, ao abrigo das alíneas f) e g) do nº 1 do artº 6 dos Estatutos do Instituto de Gestão do Crédito Público, aprovados pelo Dec.-Lei nº 160/96, de 04-09, e do artº 11 do Dec.-Lei nº 280/98, de 17-09, as normas que regulam a emissão de obrigações do Tesouro, bem como as condições de acesso e os direitos e obrigações dos operadores financeiros que actuam em mercado primário. Revoga a instrução nº 2-A/98 (2ª Série) de 17-12, produzindo efeitos a partir de 1-1-2001.
- **29 de Janeiro (Carta-Circular do Banco de Portugal nº 2/DMR)** Comunica, na sequência da Carta-Circular nº 347/DMR, de 27-10-99, que a taxa de remuneração dos Títulos de Depósito Série B será de 4,77%, para o período trimestral de contagem de juros que se inicia em 4-2-2001.
- **30 de Janeiro (Dec.-Lei nº 19/2001, DR nº 25, 1ª Série A)** Altera o regime jurídico das sociedades de garantia mútua, qualificando-as como instituições de crédito que têm uma actividade restrita à realização de operações financeiras e prestação de serviços conexos, em benefício de pequenas e médias empresas.

Fevereiro

- **2 de Fevereiro (Aviso do Banco de Portugal nº 1/2001, DR nº 34, 1ª Série B)** Altera o Aviso nº 1/93, de 8-6, relativamente ao cálculo do rácio de solvabilidade das instituições de crédito. Introduce, designadamente, modificações nos ponderadores de risco de crédito de determinados elementos do activo (v.g. empréstimos garantidos por hipoteca, operações de locação financeira imobiliária e títulos garantidos por créditos hipotecários) e no processo de cálculo do valor ponderado de operações extrapatrimoniais relacionadas com contratos (v.g. *swaps*, futuros e opções) sobre taxas de juro, taxas de câmbio, títulos de capital, metais preciosos e mercadorias, que não sejam negociados num mercado reconhecido.
- **15 de Fevereiro (Instrução do Banco de Portugal nº 1/2001, BNBP nº 2/2001)** Estabelece o processo de notificação ao Banco de Portugal de cedências de crédito no âmbito de operações de titularização.
- **15 de Fevereiro (Instrução do Banco de Portugal nº 2/2001, BNBP nº 2/2001)** Altera a Instrução nº 4/96 (Plano de Contas para o Sistema Bancário), requerendo a publicação, nas Notas anexas às contas anuais, de informações sobre operações de titularização.
- **16 de Fevereiro (Aviso do Banco de Portugal nº 2/2001, DR nº 40, 1ª Série B)** Incentiva, dada a aproximação do início da circulação física do euro em 1-1-2002, a utilização de cheques expressos em euros, regulamentando alguns aspectos do seu uso.

Março

- **2 de Março (Carta-Circular do Banco de Portugal nº 4/01/DSBDR)** Informa de que foi aprovada a Instrução nº 6/2001 - que altera o âmbito da conta "9203 - Linhas de crédito irrevogáveis" do Plano de Contas para o Sistema Bancário (PCSB) - devendo as Instituições, no prazo de um mês contado a partir da data da recepção da presente Carta-Circular, proceder à reclassificação das linhas de crédito e comunicar ao Banco de Portugal a alteração do montante de provisões para riscos gerais de crédito daí resultantes.
- **20 de Março (Aviso do Banco de Portugal nº 3/2001, DR nº 67, 1ª Série B)** Estabelece, atento o disposto no nº 4 do artº 1 do Decreto-Lei nº 3/94, de 11-1, com a redacção que lhe foi dada pelo Decreto-Lei nº 53/2001, de 15-2, os requisitos que devem ser observados pelas agências de câmbios que pretendam prestar serviços de transferências de dinheiro de e para o exterior.

* A cronologia das medidas de política monetária do Eurosistema encontra-se no *Boletim Mensal* do Banco Central Europeu.

Abril

- **3 de Abril (Aviso do Banco de Portugal nº 4/2001, DR nº 79, 1ª Série B)**

Adita um nº 9-A e dá nova redacção aos nºs. 5 e 8 do Aviso nº 12/92, de 22-12, publicado no DR, 2ª Série, nº 299 Suplemento 2, de 29-12-1992, que fixa os elementos que podem integrar os fundos próprios das instituições sujeitas à supervisão do Banco de Portugal e que define as características que os mesmos podem revestir. Em particular, as deduções aos fundos próprios passam a incluir, pelo seu valor de aquisição, o montante correspondente a títulos, resultantes de operações de titularização, detidos por entidades não cedentes dos activos subjacentes, quando aqueles, pelas suas características, concentrem o risco de crédito dos referidos activos.
- **3 de Abril (Regulamento da CMVM nº 5/2001, DR nº 79, 2ª Série)**

Procede à alteração do Regulamento nº 24/98, de 28-12, por forma a flexibilizar e simplificar os procedimentos de execução dos métodos de redeterminação deliberados. Dá nova redacção aos artºs. 11, 18 e 19 e revoga os artºs. 8 e 17 do citado Regulamento, no qual a referência à “Central de Valores Mobiliários” é substituída pela expressão “Interbolsa”.
- **17 de Abril (Decreto-Lei nº 118/2001, DR nº 90, 1ª Série A)**

Altera os artºs. 4, 6, 39, 59, 64 e 65 da Lei Orgânica do Banco de Portugal, aprovada pela Lei nº 5/98, de 31-01, em vigor desde a data da adopção do euro. O artº 64 da Lei Orgânica, com a redacção que lhe é dada pelo presente diploma, produz efeitos desde 1-1-2001.
- **17 de Abril (Decreto-Lei nº 117/2001, DR nº 90, 1ª Série A)**

Regulamenta, em sede monetária, o período de dupla circulação fiduciária a decorrer entre 1 Janeiro e 28 de Fevereiro de 2002. Ao Banco de Portugal incumbe estabelecer, através de Aviso, a regulamentação deste diploma que vier a tornar-se necessária. Durante o prazo de 20 anos contados a partir de 28-2-2002, o Banco de Portugal receberá e pagará em euros as notas mencionadas no artº 2 que lhe forem apresentadas.
- **19 de Abril (Aviso do Banco de Portugal nº 5/2001, DR nº 92, 1ª Série B)**

Altera, tendo em conta a alteração do conceito de instrumentos derivados do mercado de balcão constante da Directiva nº 93/6/CEE, de 15-03, tendo igualmente em conta a entrada em vigor da Directiva do Parlamento Europeu e do Conselho nº 2000/12/CE, de 20-03 e considerando ainda o disposto nos artºs. 9 a 11 do Dec.-Lei nº 250/2000, de 13-10, a subsecção III da secção B do anexo VI do aviso nº 7/96, de 24-12. Em consequência, o apuramento dos requisitos de fundos próprios para cobertura do risco de contraparte de quaisquer instrumentos derivados do mercado de balcão incluídos na carteira de negociação deve efectuar-se segundo o método de “avaliação a preço de mercado”.
- **23 de Abril (Despacho nº 8484/2001, DR nº 95, 2ª Série)**

Aprova, nos termos do nº 1 do artº 63 da Lei Orgânica do Banco de Portugal (Lei nº 5/98, de 31-01), os ajustamentos no Plano de Contas do Banco de Portugal, sob a forma de uma versão reduzida.
- **23 de Abril (Aviso do Banco de Portugal nº 6/2001, DR nº 95, 1ª Série B)**

Adita uma alínea c) ao nº 5 do Aviso nº 8/94, de 2-11, (que consagra disposições em matéria de supervisão em base consolidada e subconsolidada), alargando o âmbito em que o Banco de Portugal pode requerer a supervisão em base subconsolidada.
- **24 de Abril (Dec.-Lei nº 134/2001, DR nº 96, 1ª Série A)**

Revê o regime de retenção na fonte de IRS. Altera diversos artigos, adita um artº 2-A e republica, na íntegra, com as modificações introduzidas pelos Dec.-Lei nº 263/92, de 24-11, 95/94, de 9-4, 18/97, de 21-1, Lei nº 87-B/98, de 31-12 e pelo presente diploma, o Dec.-Lei nº 42/91, de 22-1.
- **26 de Abril (Regulamento da CMVM nº 2/2001, DR nº 97, 2ª Série)**

Altera o artº 2 do Regulamento nº 10/98, de 5-8, que estabelece as regras relativas às operações de reporte ou empréstimo de valores mobiliários por conta de fundos de investimento mobiliário.

- **30 de Abril (Carta-Circular do Banco de Portugal n.º 7/DMR)**

Comunica, na sequência da Carta-Circular n.º 347/DMR, de 27-10-99, que a taxa de remuneração dos Títulos de Depósito Série B será de 4,77 por cento, para o período trimestral de contagem de juros que se inicia em 4-5-2001.
- **7 de Maio (Despacho n.º 9501/2001, DR n.º 105, 2.ª Série)**

Aprova, tendo presente a proposta apresentada pelo grupo de trabalho criado pelo Despacho n.º 15379/2000 de 28-7, e considerando o disposto no n.º 2 da Resolução do Conselho de Ministros n.º 170/2000, de 7-12, o plano final de transição da administração financeira para o euro.
- **11 de Maio (Resolução do Conselho Europeu n.º 2001/C 138/01, JOCE n.º 138, Série C)**

Resolução do Conselho Europeu sobre uma regulamentação mais eficaz do mercado de valores mobiliários na União Europeia.
- **12 de Maio (Regulamento da CMVM n.º 3/2001, DR n.º 110, 2.ª Série)**

Estabelece, ao abrigo do disposto na alínea b) do n.º 1 do art.º 353 do Código dos Valores Mobiliários, e para efeitos do disposto nos art.ºs. 8 e 24 do Dec.-Lei n.º 276/94, de 2-11, com a redacção que lhe foi dada pelo Dec.-Lei n.º 323/99, de 13-08, as regras segundo as quais as entidades gestoras de fundos de investimento mobiliário devem publicar num dos boletins de cotações das bolsas de valores, a composição discriminada das aplicações de cada fundo de investimento que administrem, o respectivo valor líquido global, as responsabilidades extrapatrimoniais e o número de unidades de participação em circulação. Revoga o Regulamento n.º 7/98, de 25-6.
- **17 de Maio (Carta Circular do Banco de Portugal n.º 10/01/DSBDR)**

Recomenda às instituições de crédito e sociedades financeiras que recorrem à *Internet* como canal de distribuição dos seus serviços, um conjunto de procedimentos a serem tidos em conta no âmbito da sua organização e controlo interno, por forma a diminuir os riscos a que se encontram expostas, tendo em conta o aumento do uso de meios electrónicos na prestação desses serviços.
- **18 de Maio (Carta Circular do Banco de Portugal n.º 11/01/DSBDR)**

Recomenda que os clientes das instituições de crédito que sejam lesados por motivo de atraso na regularização de débitos indevidamente efectuados por razões imputáveis àquelas instituições, sejam indemnizados pelo menos, com o pagamento de um montante correspondente à aplicação da taxa de juro legal ao valor das importâncias em causa, calculado entre a data em que as mesmas deveriam ter sido processadas e a data da respectiva regularização.
- **23 de Maio (Carta Circular do Banco de Portugal n.º 12/01/DSBDR)**

Informa que, face às alterações ao Aviso n.º 6/95 que se encontram em preparação, as quais se prevê venham a ter efeitos a partir do início do 2.º semestre do corrente ano, é permitido, desde que reunidas determinadas condições, a relevação contra resultados transitados, de acréscimos de responsabilidades por reformas antecipadas.

Maio

WORKING PAPERS**1998**

- 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*
- 7/98** ON THE TIME-VARYING EFFECTS OF UNEMPLOYMENT INSURANCE ON JOBLESSNESS
— *John T. Addison, Pedro Portugal*
- 8/98** JOB SEARCH METHODS AND OUTCOMES
— *John T. Addison, Pedro Portugal*

1999

- 1/99** PRICE STABILITY AND INTERMEDIATE TARGETS FOR MONETARY POLICY
— *Vitor Gaspar, Ildeberta Abreu*
- 2/99** THE OPTIMAL MIX OF TAXES ON MONEY, CONSUMPTION AND INCOME
— *Fiorella De Fiore, Pedro Teles*
- 3/99** OPTIMAL EXECUTIVE COMPENSATION: BONUS, GOLDEN PARACHUTES, STOCK OWNERSHIP AND STOCK OPTIONS
— *Chongwoo Choe*
- 4/99** SIMULATED LIKELIHOOD ESTIMATION OF NON-LINEAR DIFFUSION PROCESSES THROUGH NON-PARAMETRIC PROCEDURE WITH AN APPLICATION TO THE PORTUGUESE INTEREST RATE
— *João Nicolau*
- 5/99** IBERIAN FINANCIAL INTEGRATION
— *Bernardino Adão*
- 6/99** CLOSURE AND DIVESTITURE BY FOREIGN ENTRANTS: THE IMPACT OF ENTRY AND POST-ENTRY STRATEGIES
— *José Mata, Pedro Portugal*

2000

- 1/00** UNEMPLOYMENT DURATION: COMPETING AND DEFECTIVE RISKS
— *John T. Addison, Pedro Portugal*
- 2/00** THE ESTIMATION OF RISK PREMIUM IMPLICIT IN OIL PRICES
— *Jorge Barros Luís*
- 3/00** EVALUATING CORE INFLATION INDICATORS
— *Carlos Robalo Marques, Pedro Duarte Neves, Luís Morais Sarmento*
- 4/00** LABOR MARKETS AND KALEIDOSCOPIIC COMPARATIVE ADVANTAGE
— *Daniel A. Traça*
- 5/00** WHY SHOULD CENTRAL BANKS AVOID THE USE OF THE UNDERLYING INFLATION INDICATOR?
— *Carlos Robalo Marques, Pedro Duarte Neves, Afonso Gonçalves da Silva*
- 6/00** USING THE ASYMMETRIC TRIMMED MEAN AS A CORE INFLATION INDICATOR
— *Carlos Robalo Marques, João Machado Mota*

2001

- 1/01** THE SURVIVAL OF NEW DOMESTIC AND FOREIGN OWNED FIRMS
— *José Mata, Pedro Portugal*
- 2/01** GAPS AND TRIANGLES
— *Bernardino Adão, Isabel Correia, Pedro Teles*
- 3/01** A NEW REPRESENTATION FOR THE FOREIGN CURRENCY RISK PREMIUM
— *Bernardino Adão, Fátima Silva*
- 4/01** ENTRY MISTAKES WITH STRATEGIC PRICING
— *Bernardino Adão*