

INCERTEZA E ANÁLISE DE RISCOS: UMA APLICAÇÃO ÀS PROJECCÕES PARA A ECONOMIA PORTUGUESA EM 2004*

Paulo Soares Esteves**

Álvaro A. Novo**

1. INTRODUÇÃO

As previsões económicas são geralmente apresentados sob a forma de projecções pontuais. Estas projecções centrais (*baseline*) estão, no entanto, sujeitas a riscos que se podem traduzir numa função de distribuição de probabilidade cuja estimação poderá fornecer indicações de significativa importância. A existência de incerteza bem como de riscos assimétricos reflecte-se em intervalos de previsão que poderão contemplar probabilidades diferenciadas da variável ficar acima/abaixo dessa projecção pontual.

Na prática, enquanto a análise de incerteza é por vezes quantificada através da divulgação de intervalos de previsão, as implicações de riscos assimétricos, dado o seu maior grau de complexidade técnica, não são geralmente apresentadas de forma quantificada, efectuando-se apenas uma avaliação qualitativa da direcção dos riscos das projecções⁽¹⁾.

Com uma abordagem pioneira, a partir de 1996, o Banco de Inglaterra passou a produzir análises quantificadas dos riscos inerentes às suas previsões. A comunicação para o público é feita sob a forma de *fan charts*, os quais quantificam a distribuição de probabilidade (normalmente assimétrica) subjacente a uma projecção pontual. Estes grá-

ficos sobrepõem, com diferentes tonalidades⁽²⁾, intervalos de projecção assimétricos para diferentes graus de confiança⁽³⁾.

Recentemente, Novo e Pinheiro (2003) propuseram um procedimento alternativo para a construção dessas funções de distribuição de probabilidade, o qual procura ultrapassar algumas limitações inerentes ao procedimento do Banco de Inglaterra. Esta nota apresenta de um modo resumido a abordagem de Novo e Pinheiro (2003), ilustrando a sua aplicação com um exemplo para as projecções da economia portuguesa para 2004 divulgadas neste *Boletim Económico*⁽⁴⁾.

A segunda secção introduz o problema. O método de definição dos factores de incerteza e do balanço de riscos é apresentado na terceira secção. A quarta secção ilustra a agregação desses factores de incerteza e risco, e a obtenção da distribuição de probabilidade subjacente aos valores projectados. Finalmente, na quinta secção, apresenta-se a aplicação do procedimento às projecções para a economia portuguesa em 2004.

2. COMO AGREGAR DISTRIBUIÇÕES ASSIMÉTRICAS E CORRELACIONADAS?

Para ilustrar o problema considere-se um exemplo simples, em que a variável a prever, y , pode ser expressa como uma aproximação linear local de k variáveis condicionantes, x_i :

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

** Departamento de Estudos Económicos.

(1) Por exemplo, esta tem sido a prática do Banco de Portugal nos artigos em que são divulgadas as projecções para a economia portuguesa.

(2) Na literatura são também conhecidos como "*rivers of blood*" dada a sua cor vermelha.

(3) Esta abordagem foi posteriormente adoptada por outros bancos centrais, em particular, o Banco da Suécia.

(4) O procedimento é aplicável a previsões a mais de um período de distância, mas para efeitos ilustrativos considera-se apenas 2004.

$$y_t = \sum_{i=1}^k \alpha_i x_{i,t} \quad (1)$$

A projecção pontual da variável y , para o momento t , $\hat{y}_t$, pode também ser escrita como uma combinação linear dos valores contemporâneos projectados para as variáveis x_i , $\hat{x}_{i,t}$:

$$\hat{y}_t = \sum_{i=1}^k \alpha_i \hat{x}_{i,t} \quad (2)$$

Da mesma forma, os erros da projecção pontual para a variável y , $\varepsilon_{y_t} = y_t - \hat{y}_t$, podem ser escritos como uma combinação linear dos erros de projecção para as variáveis x_i , $\varepsilon_{x_{i,t}} = x_{i,t} - \hat{x}_{i,t}$:⁽⁵⁾

$$\varepsilon_{y_t} = \sum_{i=1}^k \alpha_i \varepsilon_{x_{i,t}} \quad (3)$$

As projecções pontuais assumidas para as variáveis x estão sujeitas a incerteza, a qual é naturalmente transmitida para as projecções efectuadas para a variável y . Assim, o problema corresponde, em primeiro lugar, a estabelecer quais as distribuições para os erros de projecção das variáveis x_i e, em segundo lugar, a agregar essas distribuições (as quais podem estar correlacionadas), de forma a obter a distribuição de probabilidade subjacente ao erro de projecção da variável y ⁽⁶⁾. Em termos gerais, podem considerar-se dois casos.

(5) Este exemplo mais simples pretende ser ilustrativo, considerando apenas uma variável a prever — não dependente de realizações de um termo aleatório — e que não existe incerteza em relação aos coeficientes de agregação. Num caso mais geral isso já não acontecerá, pois, por um lado, a variável a prever dependerá também de uma perturbação aleatória específica, a qual representará todos os factores que influenciam a variável, mas que não estão expressos na aproximação linear considerada (por exemplo, erros de especificação relativos à forma funcional e às variáveis incluídas, bem como erros de medida das variáveis). Numa análise mais geral, seja Y um vector de variáveis a prever e represente-se por X o vector de variáveis condicionantes. Pode-se admitir que existe uma aproximação linear local ao processo de geração de previsões. Em linguagem matricial:

$$A_y Y = A_x X_t + u_t \Leftrightarrow Y = A_y^{-1} A_x X_t + A_y^{-1} u_t \quad 1a$$

$$\hat{Y}_t = \hat{A}_y^{-1} \hat{A}_x \hat{X}_t \quad 2a$$

$$\hat{A}_y \varepsilon_{y_t} = \hat{A}_x \varepsilon_{x_t} + v_t \Leftrightarrow \varepsilon_{y_t} = \hat{A}_y^{-1} \hat{A}_x \varepsilon_{x_t} + \hat{A}_y^{-1} v_t \quad 3a$$

O erro total de cada uma das variáveis do vector Y é explicado pelo erro das variáveis condicionantes ε_{x_t} e pelos erros puros v_t , que não podem ser explicados pelos erros cometidos nas variáveis condicionantes. Note-se que (3a) exprime ε_{y_t} como uma combinação linear de ε_{x_t} e v_t .

Como caso mais simples, admita-se que os erros de previsão das variáveis x têm uma distribuição simétrica⁽⁷⁾, assumindo-se, portanto, riscos equilibrados. Neste caso, o valor esperado e a moda dos erros de projecção das variáveis x coincidem no valor zero. Consequentemente, a distribuição para o erro de previsão de y é igualmente caracterizada por uma distribuição simétrica centrada em zero. Do ponto de vista técnico, neste caso o problema resume-se à estimação de uma medida de dispersão do erro de projecção de y .

Alternativamente, pode-se considerar, de forma mais realista, que os erros de projecção para as variáveis x_i têm distribuições assimétricas. Neste caso, o problema complica-se, e, além da dispersão, torna-se igualmente necessário estimar o grau de assimetria da distribuição subjacente ao erro de previsão de y . Para além do mais, a função de distribuição da variável y não é normalmente a mesma das variáveis x_i . Nestes casos, podem ser consideradas diferentes formas de resolução do problema:

- (i) Simular numericamente os factores de incerteza e risco (variáveis x_i) e proceder à respectiva agregação. A desvantagem deste procedimento prende-se com a dificuldade de considerar a existência de correlações entre as distribuições dos erros de projecção para as variáveis x_i ⁽⁸⁾.
- (ii) Assumir que a assimetria da projecção resulta da combinação linear das assimetrias definidas para os factores de risco. Este é o procedimento utilizado pelo Banco de Inglaterra na construção dos *fan-charts*⁽⁹⁾. Neste pro-

(6) Uma hipótese para ultrapassar este problema corresponde à utilização directa dos erros de projecção observados à posteriori na projecção da variável y . Este procedimento é o utilizado para a definição dos intervalos de projecção actualmente publicados pelo Banco Central Europeu [ver, ECB (2000)]. No entanto, esta análise (“errar tanto como no passado”) não considera a introdução de elementos diferenciados de incerteza e de riscos relativamente ao passado, nem a análise do seu impacto nas projecções.

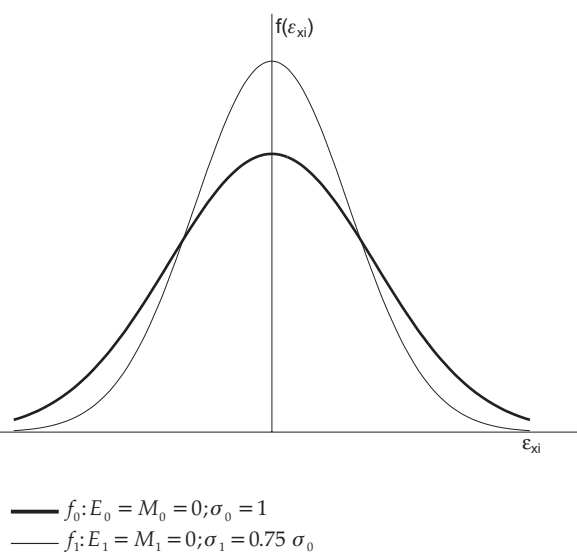
(7) Por conveniência, a hipótese paramétrica mais comum é a da distribuição normal dos erros.

(8) Uma aplicação de um procedimento numérico em que se considera apenas uma correlação do tipo binomial entre duas distribuições de *input* é apresentada em Martins et al (2003). A utilização do método apresentado em Mardia (1970) permite considerar apenas correlações entre dois factores de incerteza — aplicada para a inflação e o PIB da Suécia por Blix e Sellin (2000).

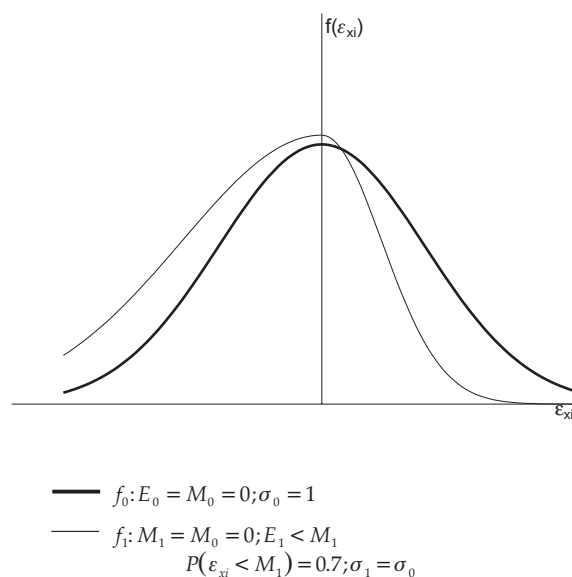
Gráfico 1

DEFINIÇÃO DE INCERTEZA/RISCOS PARA A VARIÁVEL x_i

Diminuição da incerteza em 25 por cento



Riscos para baixo de 70 por cento



cedimento, a dispersão do erro de projecção de y é, por seu lado, obtida através da combinação linear das variâncias dos erros de projecção para as variáveis x_i , assumindo-se, portanto, a inexistência de correlações entre esses erros.

- (iii) Novo e Pinheiro (2003) sugerem um procedimento mais global. Esta abordagem, respeitando certas condições, ultrapassa as hipóteses limitativas da agregação linear utilizada pelo Banco de Inglaterra.

3. DISTRIBUIÇÃO DOS FACTORES DE INCERTEZA E RISCO

O Gráfico 1 ilustra o procedimento utilizado para a definição do nível de incerteza e risco para qualquer das variáveis condicionantes. Este procedimento — que incorpora o julgamento do analista na definição da distribuição de probabilidade em torno dos valores subjacentes ao cenário cen-

tral — é o utilizado pelo Banco de Inglaterra, sendo igualmente seguido em Novo e Pinheiro (2003).

No Gráfico 1, a função de densidade de probabilidade f_0 representa a distribuição inicial do erro de previsão da variável x_i . Trata-se de uma distribuição centrada em torno de zero, traduzindo o valor mais provável para os erros de projecção. No entanto, como existe incerteza, esses erros são caracterizados por uma distribuição de probabilidade, a qual é aproximada por uma distribuição normal pelo facto de se admitir que o *baseline* foi construído sem consideração de riscos assimétricos. Assim, nesta distribuição, o valor mais provável (M_0) coincide com a média (E_0). A variância, por seu lado, pode ser estimada atendendo aos erros de projecção históricos cometidos para a variável x_i (no exemplo considerado admitiu-se um desvio-padrão unitário, $\sigma_0 = 1$). Contudo, o analista deve avaliar a razoabilidade de projectar para o futuro esta variabilidade histórica, podendo exercer o seu julgamento e modificá-la. Por exemplo, para um país pertencente à área do euro, a variabilidade da taxa de câmbio efectiva tenderá a ser menor do que a volatilidade observada no passado, onde existiram alterações significativas das taxas bilaterais entre os países que actualmente compõem a área do euro.

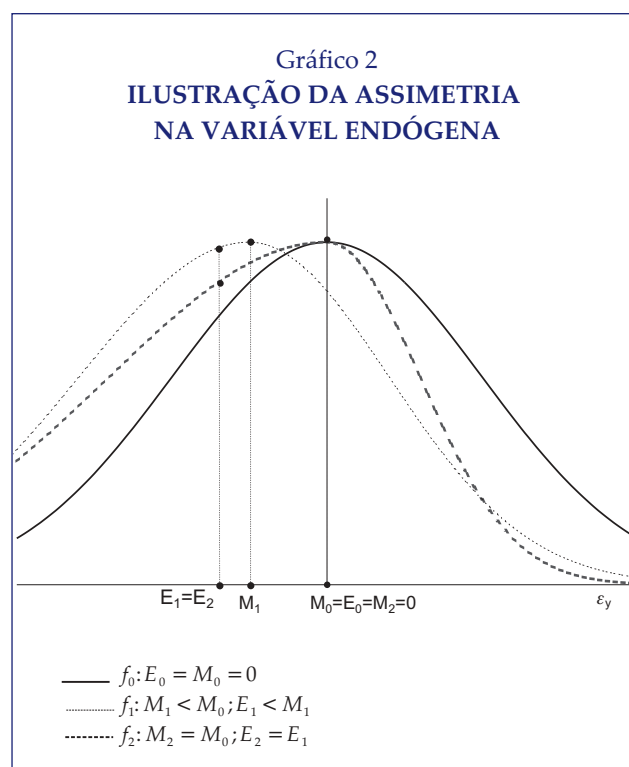
(9) Este procedimento, considera que a diferença entre o valor esperado e a moda é a combinação linear das diferenças entre as médias e a modas dos factores de risco. O problema desta hipótese, como aliás é reconhecido pelo Banco de Inglaterra, resulta do facto da moda de uma combinação linear não poder ser expressa como a combinação linear das respectivas modas (ao contrário do que acontece com o valor esperado).

Para ilustrar o tipo de intervenções que podem ser levadas a cabo pelo analista, considere-se um primeiro caso onde se admite uma diminuição de incerteza sobre a evolução da variável x_i em 25 por cento. Este tipo de intervenção justifica-se quando se considera que a incerteza associada à projecção dessa variável será diferenciada da observada historicamente⁽¹⁰⁾. Assim, a definição destes factores de incerteza adicional apenas muda a dispersão da distribuição, não afectando as medidas de localização — tanto o valor mais provável (M_1) como a média (E_1) para o erro de previsão desta variável continuam a ser iguais a zero.

O segundo painel do Gráfico 1 considera a definição de um factor de risco assimétrico relativamente à evolução da variável x_i . Apesar de se considerar que o valor mais provável desse erro continua a ser zero — isto é, o valor de x_i implícito no *baseline* continua a ser o mais provável — admite-se uma probabilidade diferenciada desse erro ficar abaixo ou acima de zero (respectivamente, 70 e 30 por cento no exemplo apresentado). Com a definição desta assimetria, o valor esperado (E_1) distancia-se da moda (M_1), deslocando-se para a abda da distribuição com maior massa de probabilidade. Neste caso, a hipótese paramétrica da distribuição normal já não serve os propósitos do analista. Assim, é necessário seleccionar distribuições que acomodem ambas as situações — simetria e assimetria. Este é o caso das distribuições utilizadas pelo Banco de Inglaterra e em Novo e Pinheiro (2003). No primeiro caso, a distribuição eleita foi a normal segmentada (*two-piece normal (tpn)*) e, no último caso, os autores optaram pela *skewed generalized normal (sgn)*⁽¹¹⁾.

(10) Neste contexto, refira-se um caso concreto de âmbito estatístico em que se pode justificar a definição de um factor tendente a diminuir a incerteza associada à variável em questão. A variância histórica dos erros de projecção dessa variável pode ter sido significativamente afectada por uma observação de natureza irregular, em particular, quando se utilizam amostras de reduzida dimensão.

(11) A adopção da distribuição *sgn* (combinação linear de uma distribuição normal com uma distribuição gama) é justificada pelas suas melhores propriedades de agregação linear face à *tpn*. Em termos da definição dos factores elementares de incerteza e risco, os resultados são bastante parecidos aos do Banco de Inglaterra dada a semelhança das duas distribuições. No caso de simetria, os resultados são os mesmos porque ambas as distribuições têm como caso particular a distribuição normal.



4. DISTRIBUIÇÃO DA PROJEÇÃO

Após a definição dos factores de risco e de incerteza sobre a evolução das variáveis condicionantes, a agregação dessas distribuições permite obter a distribuição subjacente às projecções das variáveis endógenas. O Gráfico 2 ilustra o *output* resultante dessa agregação, evidenciando o impacto da adopção de riscos (assimetria), e a sua leitura pode dividir-se em três partes:

- (i) A distribuição inicial, f_0 , corresponde à distribuição subjacente à projecção pontual inicial, definida num contexto de inexistência de riscos assimétricos. Neste caso, os erros de projecção para a variável y seguem uma distribuição normal, com uma média igual a zero e um determinado desvio padrão.
- (ii) A definição de riscos assimétricos altera a distribuição dos erros de previsão. A distribuição f_1 ilustra o resultado do procedimento Novo e Pinheiro (2003). O deslocamento da média (de E_0 para E_1) reflecte o facto da análise de riscos ter igualmente alterado o valor esperado das variáveis que afectam a projecção de y . Mas a introdução de riscos assimétricos altera igualmente a moda da projecção (de M_0 para M_1). Esta última alte-

ração resulta do procedimento agregar de uma forma estatisticamente correcta as distribuições de x_i , isto é, sem simplificações relativamente à agregação da moda. Desta forma, o efeito da introdução de riscos assimétricos deverá considerar a deslocação da distribuição, a qual pode ser dividida em duas partes: (a) deslocação do valor mais provável (*mode-effect*); (b) diferenciação entre o valor esperado e a moda devido à assimetria da nova distribuição. Refira-se que esta diferença entre a moda e a média será mais pequena do que a combinação linear das diferenças entre as médias e as modas das variáveis sobre as quais são definidos riscos, em particular quando o número de variáveis aumenta. Será sobre esta nova distribuição que deverão ser definidos intervalos de previsão e calculada a probabilidade da variável em causa ficar acima/abaixo do valor projectado no cenário central.

- (iii) Para efeitos ilustrativos, considera-se também a distribuição resultante da aplicação do procedimento usado pelo Banco de Inglaterra (f_2). Neste caso, enquanto o valor esperado regista uma deslocação igual⁽¹²⁾ ao do método de Novo e Pinheiro (2003), a moda é artificialmente mantida na projecção inicial.

Assim, com a abordagem de Novo e Pinheiro (2003), podem-se considerar duas medidas de localização para medir os efeitos da análise de riscos no cenário central: (i) o deslocamento da moda, $M_1 - M_0$; (ii) o deslocamento da média, $E_1 - E_0$. Note-se que o sinal das diferenças é indicativo da direcção dos riscos. Assim, diferenças negativas (positivas) estão associadas a riscos para baixo (cima) na previsão.

A utilização da moda tem a vantagem de medir a alteração do valor mais provável resultante da

análise efectuada. De facto, atendendo à análise de incertezas e riscos considerada, o valor M_1 pode ser interpretado como a realização mais verosímil para a variável em causa. A utilização do valor esperado torna-se menos consistente com a interpretação de que o *baseline* corresponde a uma previsão modal sobre o qual são definidos incertezas e riscos. No entanto, a utilização desta medida tem uma vantagem de comunicação. O seu deslocamento pode ser facilmente explicado pelos riscos introduzidos nas variáveis x_i . Isto é, o efeito na média da variável dependente pode ser decomposto de uma forma aditiva pelos efeitos nas médias das variáveis condicionantes.

5. APLICAÇÃO ÀS ACTUAIS PROJEÇÕES PARA A ECONOMIA PORTUGUESA EM 2004

A utilização do procedimento Novo e Pinheiro (2003) implica a adopção de um conjunto de hipóteses de trabalho. Assim, para as projecções para a economia portuguesa em 2004, elaboradas no âmbito do exercício de Outono do Eurosistema e divulgadas neste *Boletim Económico*, foram tomadas as seguintes opções:

(i) Variáveis consideradas

O actual exercício de projecções do Eurosistema considera um conjunto de variáveis sobre as quais se podem definir factores de risco e de incerteza. Estas variáveis podem ser divididas em três grandes grupos.

- Variáveis condicionantes sobre as quais são efectuadas hipóteses técnicas (foram consideradas a taxas de câmbio do euro, o preço do petróleo e as taxas de juro de curto e longo prazos).
- Outras variáveis condicionantes sobre as quais são assumidas hipóteses comuns para os países do Eurosistema (evolução da actividade económica nos países exteriores à área do euro, a qual, em conjunto com as projecções para os restantes países do Eurosistema, determina a procura externa relevante para a economia portuguesa), ou cuja natureza de variável de política as torna naturalmente variáveis condicionantes do exercício (consumo público).

(12) Em termos aproximados, dadas as diferenças nas hipóteses paramétricas, *tpn* e *sgn*, utilizadas na definição dos factores de risco. Os valores esperados destas duas distribuições são diferentes mesmo que partilhem a mesma moda, o mesmo percentil da moda e o mesmo desvio padrão. Desta forma, o deslocamento do valor esperado da distribuição resultante da definição de um mesmo factor de risco específico (ver Gráfico 1) não é exactamente o mesmo, originando, por conseguinte, ligeiras diferenças no deslocamento do valor esperado das variáveis endógenas.

- (c) Variáveis endógenas sobre as quais se podem definir factores de incerteza e risco através do comportamento do resíduo das respectivas equações (consumo privado, investimento, exportações, importações, salários, emprego, inflação)⁽¹³⁾. Refira-se que o efeito no comportamento de uma variável endógena irá depender não só dos factores definidos directamente para essa variável mas também dos impactos associados aos factores definidos, tanto para as variáveis condicionantes como para as restantes variáveis endógenas.

(ii) Erros históricos

A recolha de erros históricos tanto das hipóteses assumidas para as variáveis condicionantes como das projecções efectuadas para as variáveis endógenas torna-se imprescindível para estimar os desvios padrão e a respectiva matriz de correlações entre os erros de projecção das várias variáveis consideradas. Refira-se que, como já referido anteriormente, esta informação corresponde a uma base de trabalho, sobre a qual o analista pode exercer o seu julgamento, avaliando a razoabilidade de projectar essa informação histórica para o horizonte da projecção.

A informação histórica foi construída considerando os exercícios de projecção de Outono de 1995 a 2003 elaborados pelo Banco de Portugal, no âmbito do Instituto Monetário Europeu até 1998 e do Eurosistema desde então. Para lidar com as habituais revisões de séries, considerou-se que o valor observado para cada variável num determinado ano corresponde ao valor projectado no exercício de Outono do ano seguinte.

(iii) Aproximação linear

Na definição da aproximação linear que caracteriza as relações entre as várias variáveis em torno do cenário central, consideraram-se multiplicadores de choques tanto das variáveis condicionantes como das variáveis endógenas através da introdução de inovações nas respectivas equações comportamentais. Saliente-se que, além de garantirem

a agregação das várias variáveis, estes multiplicadores se afiguram imprescindíveis para filtrar os erros de projecção observados em cada variável endógena da parte que pode ser explicada por erros cometidos na projecção das outras variáveis consideradas.

Estes multiplicadores foram obtidos com base no modelo habitualmente usado no Banco de Portugal nos exercícios de projecção da economia portuguesa. No caso dos choques das variáveis condicionantes (com excepção do consumo público), refira-se que os multiplicadores do modelo foram amplificados considerando simulações equivalentes para os restantes países da área do euro. Desta forma, esses multiplicadores levam igualmente em consideração os efeitos na economia portuguesa associados ao facto dessas variáveis afectarem os restantes países da área do euro com os quais Portugal mantém fluxos de comércio. Por exemplo, uma alteração das taxas de juro do euro, além de produzir efeitos directos na economia portuguesa, gera igualmente efeitos indirectos através da procura externa relevante para a economia portuguesa pelo facto dos países da área do euro serem igualmente afectados por essa alteração das taxas de juro.

5.1. Filtragem dos erros

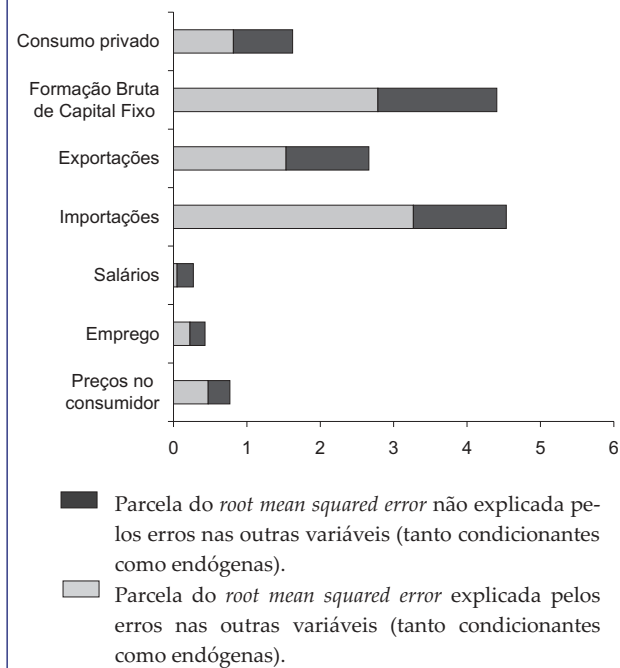
Uma consequência da aplicação do procedimento é possibilitar a análise dos erros de projecção que foram cometidos no passado em exercícios de projecção similares. Adicionalmente, a filtragem desses erros permite reconhecer as origens desses erros. O Gráfico 3 ilustra essa análise para os erros de projecção a um ano de distância, apresentando uma medida numérica desses erros para cada uma das variáveis endógenas — *Root Mean Squared Error (RMSE)* —, bem como a parcela desse indicador que não é atribuível a erros de projecção “puros” dessa variável⁽¹⁴⁾.

Não surpreendentemente, verifica-se que os erros de projecção tem sido maiores para o investimento (forte sensibilidade ao ciclo económico), ex-

(13) Os erros de projecção do PIB são determinados pela agregação dos erros das várias componentes da despesa.

(14) Note-se que as variáveis utilizadas no modelo de aproximação linear em torno do *baseline* não têm necessariamente que coincidir com as usadas pelo Banco de Portugal nos seus modelos de previsão. Assim, as decomposições aqui reportadas têm que ser interpretadas somente à luz do modelo usado para análise de riscos.

Gráfico 3

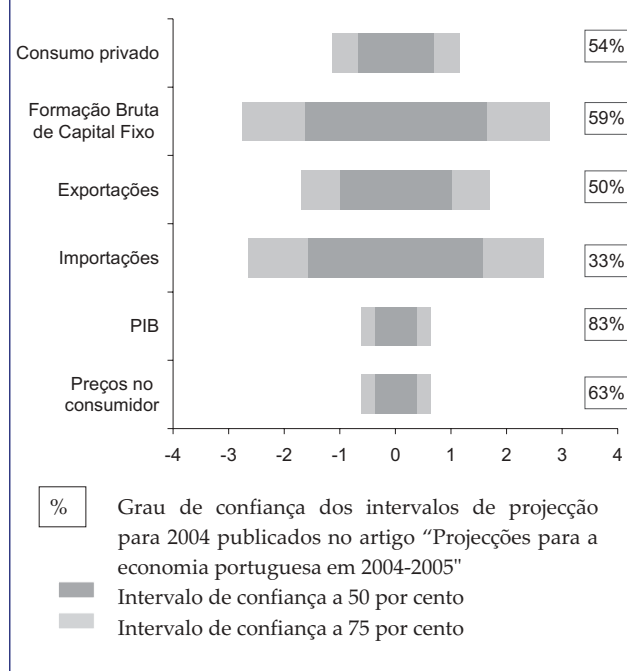
ERROS HISTÓRICOS DE PREVISÃOEm pontos percentuais, *root mean squared errors*

portações (grande dependência relativamente às hipóteses assumidas para a evolução da procura externa) e importações (fortemente condicionada pelos erros de projecção cometidos na projecção das várias componentes da procura global). Nestes casos, uma significativa percentagem do erro tenderá a ser explicado pelos erros cometidos nas restantes variáveis consideradas.

Os erros de projecção têm sido menos significativos para as restantes variáveis — salários, emprego e inflação — o que, no entanto, não poderá ser directamente atribuído a uma maior perícia na projecção destas variáveis, pois este resultado reflectirá o facto destas séries terem registado uma menor variabilidade no período considerado⁽¹⁵⁾. Refira-se que, entre as variáveis consideradas, os erros de projecção cometidos nos exercícios de Outono para a evolução dos salários no ano seguinte são os de menor dimensão, mas simultaneamente são os que tendem a ser menos explicados pelos

(15) Na obtenção de indicadores de perícia de projecção, torna-se importante comparar os erros de projecção com a variabilidade da própria série. Existe uma maior tolerância face aos erros cometidos na projecção de séries de maior imprevisibilidade [ver, por exemplo, Diebold e Killian (2001)].

Gráfico 4

INTERVALOS DE PROJECCÃO

erros de projecção cometidos nas restantes variáveis consideradas — evidenciando a pouca flexibilidade dos salários em relação a acontecimentos do próprio ano.

5.2. Análise de incerteza

Independentemente do conjunto de riscos que se possam considerar, a aplicação do procedimento de Novo e Pinheiro (2003) permite sempre construir intervalos de confiança para as projecções económicas. Se o único objectivo for obter uma medida do grau de imprecisão das projecções, não há necessidade de definir riscos assimétricos. Com base nas variâncias e covariâncias históricas e no conjunto dos multiplicadores do modelo estima-se da dispersão dos erros de projecção.

O Gráfico 4 sintetiza os resultados para 2004⁽¹⁶⁾. Considerando-se graus de confiança de 50 e 75 por cento, apresentam-se os intervalos de confiança para erros de projecção das variáveis para as quais são habitualmente divulgados intervalos de projecção. Adicionalmente, apresenta-se o grau de confiança que este procedimento atribui aos intervalos de projecção para 2004 considerados no artigo deste boletim económico que apresenta as projecções para a economia portuguesa.

De acordo com os resultados obtidos, considerando toda a incerteza associada tanto à adopção das hipóteses externas resultantes do exercício do Eurosistema como a comportamentos específicos das variáveis endógenas consideradas, o crescimento do PIB em 2004 deverá situar-se, com um grau de confiança de 50 por cento, num intervalo de semi-amplitude 0.4 pontos percentuais (p.p.), em torno do *baseline* (ou de 0.6 p.p. no caso de um intervalo a 75 por cento de confiança). No caso da taxa de inflação, as semi-amplitudes desses intervalos são igualmente cerca de 0.4 e 0.6 p.p. para 50 e 75 por cento de confiança, respectivamente.

Em relação à evolução das várias componentes da despesa verifica-se que existe uma incerteza significativamente maior do que a subjacente à projecção do PIB. Há duas possíveis explicações para este resultado. Em primeiro lugar, na ausência de correlações, a variabilidade de um indicador mais agregado (que pode ser expresso como uma média de outros indicadores) pode diluir-se, (sendo inferior à média da variabilidade dos indicadores), uma vez que inovações positivas numa variável podem ser compensadas por inovações negativas noutra variável. Adicionalmente, atendendo à forte correlação entre as importações e a procura global, uma parte das inovações das várias componentes da procura reflecte-se na evolução das importações, não afectando, desta forma, o crescimento do produto.

(16) Várias hipóteses foram consideradas na construção destes intervalos de confiança. Em primeiro lugar, traduzindo uma hipótese habitual, assumiu-se que os erros de projecção das variáveis condicionantes não estão correlacionados com os resíduos das equações de comportamento (erros “puros”) das variáveis endógenas. Em segundo lugar, os desvios padrão históricos dos erros de projecção foram calculados excluindo a observação mais “anormal”, pois a presença de *outliers* é particularmente susceptível de influenciar os resultados quando se considera amostras de reduzida dimensão. Finalmente, refira-se que a adopção de distribuições não truncadas origina uma probabilidade diferente de zero da variável projectada se deslocar para valores muito negativos ou muito positivos, apesar da sua pouca razoabilidade económica. No caso dos *fan charts* do Banco de Inglaterra, a distribuição original da previsão é truncada para os limites definidos pela escala do próprio gráfico. Neste caso, considerou-se uma truncagem a 98 por cento, isto é uma distribuição apenas definida para os valores centrais que concentram 98 por cento de probabilidade.

5.3. Cenários de risco

A aplicação deste procedimento permite igualmente quantificar os impactos de um determinado balanço de riscos nas projecções efectuadas. A título ilustrativo, considera-se um balanço que traduza uma quantificação possível dos factores de risco referidos no artigo que apresenta as projecções para a economia portuguesa: (i) uma apreciação da taxa de câmbio do euro; (ii) um preço do petróleo mais elevado; (iii) um menor crescimento da procura externa; (iv) um maior crescimento do consumo público; (v) um maior ajustamento do mercado de trabalho — traduzido num menor ritmo de crescimento do emprego e dos salários; (vi) um maior crescimento dos preços do consumidor devido à possibilidade de se verificar um maior aumento dos preços sujeitos a controle administrativo. Em todos os casos considera-se um balanço de risco intermédio (percentil da moda de 0.4 ou 0.6). No caso da taxa de câmbio, atendendo à significativa apreciação do euro desde a realização do exercício do Eurosistema, assume-se um balanço de risco mais acentuado (probabilidade subjectiva de 70 por cento da taxa de câmbio do euro em 2004 registar uma apreciação relativamente à hipótese técnica considerada no cenário central).

O Quadro 1 considera a aplicação deste balanço de riscos às projecções da economia portuguesa para 2004, apresentando a probabilidade da taxa de crescimento do PIB e da taxa de inflação ficarem abaixo da projecção central, bem como os respectivos intervalos de confiança de amplitude mínima⁽¹⁷⁾.

Os resultados confirmam que os riscos relativamente à actividade económica em 2004 são mais concentrados no sentido da baixa — probabilidade superior a 55 por cento da taxa de crescimento do PIB ficar abaixo da projecção pontual inicial. No caso da inflação os riscos parecem ser mais balanceados. A probabilidade da taxa de inflação ser superior à projecção pontual é apenas ligeiramente superior a 50 por cento.

Um aspecto importante é o facto dos intervalos de confiança deixarem de estar centrados na projecção inicial, com o limite do intervalo a alargar-se para o lado de maior concentração de riscos. Considerando este balanço de riscos definido em torno de uma projecção pontual de 0.75 por cento

Quadro 1
ANÁLISE DE RISCOS

<i>Input</i>		Probabilidade subjectiva (percentil da moda)
Variáveis condicionantes		
Taxa de câmbio ^(a)		0.7
Preço do petróleo		0.4
Procura externa		0.6
Consumo público		0.4
“Erros puros”		
Emprego		0.6
Salários		0.6
Inflação		0.4
<i>Output</i>		
PIB	Percentil do cenário central	0.57
	Intervalo de confiança (50%) ^(b)	[0.28; 1.03]
	Intervalo de confiança (75%) ^(b)	[0.02; 1.29]
Inflação	Percentil do cenário central	0.49
	Intervalo de confiança (50%) ^(b)	[2.19; 2.86]
	Intervalo de confiança (75%) ^(b)	[1.89; 3.13]

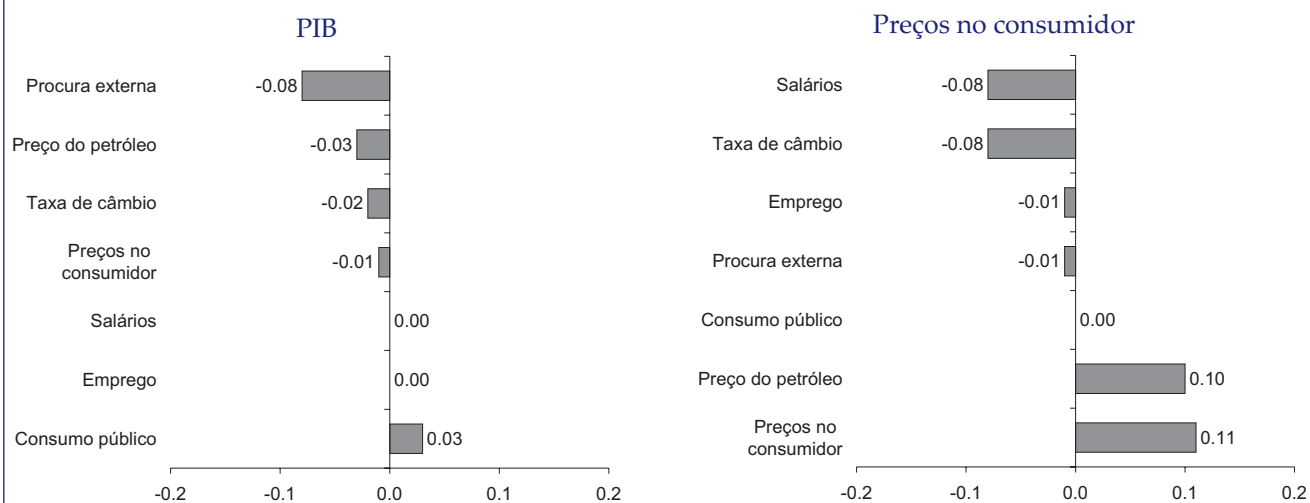
Notas

(a) Uma subida (descida) corresponde a uma depreciação (apreciação).

(b) Definidos sobre distribuições truncadas a 98 por cento.

Gráfico 5
CONTRIBUTOS DOS RISCOS ELEMENTARES PARA A DESLOCAÇÃO DAS MÉDIAS
DAS DISTRIBUIÇÕES DO PIB E DOS PREÇOS NO CONSUMIDOR (MEAN-EFFECT)

Contributos para as taxas de crescimento, em pontos percentuais



(valor central do intervalo publicado no artigo que apresenta as projecções para a economia portuguesa), os intervalos para a taxa de crescimento do PIB em 2004 seriam [0.28; 1.03] a 50 por cento de confiança e [0.02; 1.29] a 75 por cento de confiança. No caso da taxa de inflação, esses intervalos definidos em torno do cenário central de 2.5 por cento seriam de [2.19; 2.86] e [1.89; 3.13].

Considerando os efeitos do balanço de riscos sobre o valor esperado das projecções (*mean effect*), torna-se possível analisar quais os factores de risco que mais poderão contribuir para um desvio da taxa de crescimento do PIB e da taxa inflação em 2004 relativamente ao cenário central (Gráfico 5).

A generalidade dos factores de risco considerados, em particular o relacionado com a evolução da procura externa relevante para a economia portuguesa, poderão influenciar negativamente a taxa de crescimento do PIB em 2004. Esses factores tenderão a sobrepor-se ao risco do consumo público não registar uma evolução tão negativa como a assumida no cenário central de projecção.

No caso da inflação, os riscos associados à possibilidade do preço do petróleo ficar acima do assumido na projecção pontual ou de se verificar um maior aumento dos preços sujeitos a controle administrativo, tenderão a ser contrabalançados pelos riscos de uma apreciação do euro e de um menor crescimento dos salários.

REFERÊNCIAS

- Britton, E., P. Fisher e J. Whitley (1998), The inflation report projections: understanding the fan chart, Bank of England, *Quarterly Bulletin*, February.
- Blix, M. e P. Sellin (2000), A bivariate distribution for inflation and output forecasts, Riksbanc, *Working Paper*.
- Diebold, F. e Lutz Killian (2001): Measuring predictability: theory and macroeconomic applications, *Journal of Applied Econometrics* 16, 657-669.
- ECB (2000), European Central Bank, *Monthly Bulletin*, December.
- Mardia, K. (1970), Families of Bivariate Distributions, Griffin, London.
- Martins, F., J. Machado e P. Esteves (2003), Modelling Taylor rule uncertainty: an application to the euro area, *Economic Modelling*, forthcoming.
- Novo, A. e M. Pinheiro (2003), Uncertainty and Risk Analysis of Conditional Macroeconomic Forecasts: Fan Charts Revisited, Banco de Portugal, *Working Paper*, December.
- Wallis, K. (1999), Asymmetric forecasts of inflation and the Bank of England's fan-chart, *National Institute of Economic Review*, January.