

# ORGANIZAÇÕES INTERNACIONAIS VS. ANALISTAS PRIVADOS: UMA AVALIAÇÃO DO DESEMPENHO DAS PREVISÕES DE CRESCIMENTO ECONÓMICO\*

Ilduerta Abreu\*\*

## RESUMO

Este artigo avalia o desempenho das previsões de crescimento económico divulgadas por três organizações internacionais – FMI, Comissão Europeia e OCDE – e compara-o com a da previsão média de dois inquéritos de analistas privados – *Consensus Economics* e *The Economist*. O objetivo é auxiliar os utilizadores das previsões a responder à questão de quanta confiança atribuir às diferentes previsões que estão disponíveis em cada momento do tempo. A avaliação abrange projeções para nove economias avançadas no período 1991-2009. São utilizados diversos critérios de avaliação: a precisão das previsões quer em termos quantitativos quer em termos de direção e, ainda, a capacidade de prever recessões económicas. Os resultados sugerem que o desempenho das previsões das organizações internacionais é bastante semelhante ao dos analistas do setor privado. Em geral, as previsões para o ano corrente apresentam características desejáveis e são claramente superiores às previsões para o ano seguinte, para as quais a evidência é menos clara.

## 1. Introdução

O esforço e os recursos dedicados à previsão das principais variáveis económicas são bastante consideráveis e a publicação de previsões geralmente atrai grande interesse de economistas, políticos e público em geral. Embora algum do desapontamento que surge periodicamente com as previsões macroeconómicas possa ser justificado, parte dele reflete uma deficiente informação dos utilizadores quanto à confiança que devem atribuir às previsões. Uma avaliação empírica da precisão das previsões no passado e do seu desempenho em termos relativos poderá ajudar o utilizador a fazer um uso informado das várias previsões disponíveis.

Este artigo irá avaliar o desempenho das previsões de três importantes organizações internacionais – Fundo Monetário Internacional (FMI), Comissão Europeia (CE) e Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Económico (OCDE) – e compará-lo com o de dois inquéritos de analistas do setor privado – *Consensus Economics* e *The Economist*. As previsões que são publicadas duas vezes por ano por estas três organizações internacionais recebem uma grande atenção da comunicação social e existe a perceção de que elas beneficiam da grande quantidade de recursos intelectuais e/ou físicos que são dedicados à sua produção. No entanto, muitos analistas do setor privado (incluindo bancos, empresas, consultores, etc.) produzem igualmente previsões fazendo uso de conhecimentos sobre os

---

\* A autora agradece a Carlos R. Marques pelas valiosas discussões e sugestões. A autora agradece igualmente a Rita Duarte e João Sousa pelos seus comentários. As opiniões expressas no artigo são da responsabilidade da autora, não coincidindo necessariamente com as do Banco de Portugal ou do Eurosistema. Eventuais erros e omissões são da exclusiva responsabilidade da autora.

\*\* Banco de Portugal, Departamento de Estudos Económicos.

países onde estão instalados. Estas previsões de analistas privados são publicadas mensalmente e têm vindo a ganhar maior visibilidade. Nesta análise, e ao contrário de trabalhos anteriores de avaliação de previsões, queremos-nos colocar na posição de um utilizador que precisa de saber que confiança deve atribuir a cada uma das várias previsões que estão disponíveis num dado momento do tempo. Para além de seguir uma abordagem empírica ligeiramente diferente quanto à escolha da data de comparação das várias previsões, esta análise visa contribuir para a literatura avaliando um inquérito de analistas privados menos conhecido (*The Economist*) e abrangendo os exercícios de previsão mais recentes incluindo a última recessão.

A avaliação incide sobre previsões de crescimento real do Produto Interno Bruto (PIB) para nove economias avançadas, no período 1991-2009<sup>1</sup>. Serão utilizados diversos critérios de avaliação. Iremos avaliar a precisão das previsões em termos de magnitude (precisão quantitativa) e testar o seu não enviesamento e eficiência. Avaliaremos igualmente a precisão das previsões em termos de sinal da variação do crescimento do PIB (precisão direcional) e examinaremos brevemente a capacidade de prever recessões económicas. O desempenho dos previsores será julgado em relação a diferentes *benchmarks*: em primeiro lugar, face a uma previsão "ingénua" que estabelece um nível mínimo de precisão que uma projeção deve ter e, em segundo lugar, a precisão das previsões das organizações internacionais será comparada com a das previsões alternativas dos analistas privados. Tanto quanto possível, a significância estatística destas diferenças de precisão será testada.

O artigo está estruturado da seguinte forma. A secção 2 descreve em detalhe a informação e as convenções utilizadas. A secção 3 avalia a precisão quantitativa das previsões. A eficiência fraca das previsões é estudada na secção seguinte. A secção 5 examina duas dimensões adicionais de precisão: a precisão direcional e a capacidade de prever recessões económicas. A última secção sintetiza os resultados e compara-os brevemente com os resultados de avaliações anteriores de previsões efetuadas pelas próprias organizações internacionais.

## 2. Dados utilizados

O estudo considera dois grupos de previsões: as publicadas pelo FMI, pela CE e pela OCDE e a média das previsões dos inquéritos de analistas privados efetuados pela *Consensus Economics* e pelo *The Economist*<sup>2</sup>. A análise incide sobre as projeções publicadas duas vezes por ano pelas organizações internacionais (em geral, na primavera e no outono), quer para o ano corrente quer para o ano seguinte<sup>3</sup>. Isso significa que são utilizados quatro conjuntos de previsões que correspondem a quatro diferentes horizontes de previsão. Para um dado ano  $t$ , iremos analisar as previsões da primavera e do outono do ano  $t-1$  para o ano seguinte e da primavera e do outono do ano  $t$  para o ano corrente. Por exemplo, o FMI divulgou quatro previsões para o crescimento do PIB na Alemanha em 2000: as previsões da primavera e do outono de 1999 para o ano seguinte e as previsões da primavera e do outono de 2000 para o ano corrente. Estes horizontes podem ser vistos como correspondendo aproximadamente a previsões a sete, a cinco, a três e a um trimestres, respetivamente.

<sup>1</sup> Este artigo baseia-se largamente no trabalho realizado em Abreu (2011) que avalia adicionalmente o desempenho das previsões de inflação. Ver Working Paper 20 para mais detalhes.

<sup>2</sup> FMI, "*World Economic Outlook*"; CE, "*European Economic Forecast*"; OCDE, "*OECD Economic Outlook*"; *Consensus Economics*, "*Consensus Forecasts*" e *The Economist*, "*The Economist pool of forecasters*".

<sup>3</sup> Não se consideram as atualizações intercalares publicadas por estas organizações nem as previsões a dois anos que são publicadas no outono pela CE e pela OCDE. Para uma avaliação das previsões de crescimento económico a dois anos publicadas pela OCDE ver Vuchelen e Gutierrez (2005).

Para investigar o desempenho relativo das organizações internacionais e dos analistas privados é necessário tomar uma decisão quanto à data de comparação das previsões, dado que as previsões dos analistas privados estão disponíveis numa base mensal. Um argumento válido seria escolher um mês de referência para a previsão dos analistas privados de modo a que a informação subjacente seja semelhante à incluída na previsão de cada organização internacional. A maioria dos trabalhos anteriores de avaliação de previsões procura seguir esta abordagem mas, tipicamente, acaba por utilizar aproximações relativamente grosseiras. Adicionalmente, existe alguma evidência de que a data da comparação poderá ser relevante a avaliar pelos exercícios de sensibilidade do desempenho relativo das organizações internacionais e dos analistas privados a alterações na data, como sejam os apresentados em Timmermann (2007) e Lenain (2001).

Neste estudo decidimos seguir uma estratégia empírica ligeiramente diferente. A ideia é colocarmo-nos na posição de um utilizador que dispõe de uma nova previsão divulgada por uma organização internacional bem como das previsões mais recentes divulgadas por instituições privadas e necessita dispor de um julgamento informado sobre a sua fiabilidade em termos relativos. Para tal, primeiro foi coligida para cada organização internacional a data de divulgação pública de cada exercício de previsão. Seguidamente, foi selecionada para cada instituição privada a previsão divulgada numa data próxima (antes ou poucos dias depois da data da organização internacional). Isto significa que o mês de referência utilizado para a *Consensus* e para o *The Economist* varia de acordo com a organização internacional com que estão a ser comparados e também pode variar ao longo do período em análise<sup>4</sup>.

O estudo incide sobre as previsões de crescimento anual do PIB em termos reais para nove economias avançadas: as seis maiores economias da área do euro (Alemanha, França, Itália, Espanha, Países Baixos e Bélgica)<sup>5</sup>, o Reino Unido, os Estados Unidos e o Japão. A escolha do conjunto de países levou em consideração a sua importância na economia mundial e a disponibilidade de dados para as instituições e para o período em análise<sup>6</sup>. Note-se que as definições dos dados utilizados podem diferir entre instituições e ao longo do tempo (por exemplo, a correção de dias úteis nos dados do PIB e a questão da reunificação alemã). Tanto quanto possível, e em função da disponibilidade de informação, estas diferenças foram devidamente levadas em consideração por forma a não afetarem a magnitude do erro de previsão. O período analisado cobre cerca de duas décadas, de 1991 a 2009<sup>7</sup>. No entanto, é importante realçar que a dimensão relativamente reduzida da amostra (19 observações, no máximo, para cada horizonte de previsão) pode limitar a robustez da inferência que pode ser feita e o número de flutuações cíclicas a ser estudado.

Uma vez que os dados do PIB estão sujeitos a revisões, é necessário tomar uma opção quanto aos dados observados a serem utilizados na avaliação das previsões. Embora não exista uma opção ideal, decidimos seguir a visão convencional de que quem elabora previsões deve ser julgado pela sua capacidade de prever versões iniciais dos dados e não revisões posteriores, que poderão incorporar alterações metodológicas e informações que não estavam disponíveis no momento em que foi elaborada a previsão<sup>8</sup>.

---

4 *Grosso modo*, os meses de referência utilizados foram maioritariamente abril e setembro para comparação com o FMI, abril/maio e outubro/novembro para comparação com a CE e maio/junho e novembro/dezembro para comparação com a OCDE.

5 Que representam mais de 85 por cento do PIB da área do euro.

6 Em particular, o inquérito do *The Economist* não disponibiliza previsões para os países da área do euro de menor dimensão, incluindo Portugal.

7 São analisados exercícios de previsão desde o outono de 1991 até ao outono de 2009. No caso das previsões do FMI para Espanha, Países Baixos e Bélgica a amostra é ligeiramente menor devido à falta de algumas observações no início do período.

8 Ver McNees (1992) e Zarnowitz e Braun (1993) para uma discussão desta questão.

Assim, para cada instituição é utilizado como valor observado para o ano  $t$  o valor divulgado no seu exercício da primavera do ano seguinte  $t + 1$ <sup>9</sup>. Esta opção tem a vantagem adicional de permitir levar em consideração diferenças nas definições das variáveis entre instituições.

Neste estudo, o erro de previsão ( $e$ ) é definido como a diferença entre o valor observado ( $y$ ) e o valor previsto ( $\hat{y}$ ). Para um dado ano  $t$ , são analisados quatro diferentes erros de previsão que correspondem a quatro diferentes horizontes de previsão ( $h$ ). De acordo com esta notação, o erro de previsão pode ser escrito genericamente como:

$$e_{t,h} = y_t - \hat{y}_{t,h} \quad (1)$$

e a seguinte designação será usada para os quatro diferentes erros de previsão:

$e_{t,primavera_{t-1}} = y_t - \hat{y}_{t,primavera_{t-1}}$	Erro de previsão da primavera para o ano seguinte
$e_{t,outono_{t-1}} = y_t - \hat{y}_{t,outono_{t-1}}$	Erro de previsão do outono para o ano seguinte
$e_{t,primavera_t} = y_t - \hat{y}_{t,primavera_t}$	Erro de previsão da primavera para o ano corrente
$e_{t,outono_t} = y_t - \hat{y}_{t,outono_t}$	Erro de previsão do outono para o ano corrente

### 3. Precisão quantitativa das previsões

Para avaliar a precisão quantitativa das previsões vamos analisar os erros de previsão e calcular um conjunto de medidas de síntese convencionais. O objetivo é caracterizar de forma simples a distribuição dos erros. A primeira medida é o erro médio ( $EM$ ), ou seja, a média aritmética dos erros de previsão disponíveis ( $n$ ) para cada horizonte ( $h$ ). Embora os erros positivos e negativos se possam compensar, o  $EM$  dá uma indicação sobre um possível enviesamento das previsões, sendo que um sinal negativo indica uma sobrestimação em média do valor observado.

$$EM_h = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n e_{t,h} \quad (2)$$

A segunda medida é o desvio-padrão dos erros ( $DP$ ) que pode dar uma indicação da incerteza em cada horizonte de previsão.

$$DP_h = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{t=1}^n (e_{t,h} - EM_h)^2} \quad (3)$$

A terceira é a raiz quadrada do erro quadrático médio ( $REQM$ ), ou seja, a raiz quadrada da média amostral do quadrado dos erros de previsão. A  $REQM$  ignora o sinal dos erros (dá o mesmo peso a erros positivos e negativos) e, implicitamente, assume que a seriedade de qualquer erro aumenta rapidamente de acordo com o quadrado da magnitude do erro. Logo, penaliza as instituições que cometem maiores erros<sup>10</sup>.

<sup>9</sup> No caso dos analistas privados, que não reportam informação referente ao ano  $t$  no seu primeiro exercício de previsão do ano  $t + 1$ , utilizaram-se os dados observados de uma das organizações internacionais.

<sup>10</sup> A  $REQM$  é consistente com uma função perda do previsor simétrica e quadrática. Esta hipótese será discutida na secção 4.

$$REQM_h = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n e_{t,h}^2} \quad (4)$$

Estas medidas têm sido objeto de algumas críticas (ver, por exemplo, Fildes e Stekler (2002)). A *REQM* pode ser particularmente afetada por *outliers* que são comuns em dados económicos. Adicionalmente, nem o *EM* nem a *REQM* são independentes da escala das variáveis. Tal como feito em Koutsogeorgopoulou (2000), a *REQM* é ajustada pelo desvio-padrão dos dados observados no caso de comparações entre países a fim de levar em consideração a variabilidade da série que está a ser prevista.

Adicionalmente, para avaliar o desempenho das previsões de uma instituição, estas estatísticas descritivas são comparadas com estatísticas similares de previsões alternativas que estejam disponíveis para o utilizador. A primeira alternativa é uma previsão “ingénua” que estabelece um nível mínimo de precisão que a previsão deve ter. Um procedimento frequente é utilizar uma previsão “ingénua” de crescimento nulo. Neste trabalho decidimos utilizar uma previsão “ingénua” de crescimento igual ao anterior, que extrapola uma taxa de crescimento do PIB semelhante à observada no período anterior. Tal como argumentado por McNees (1992), este *benchmark* é mais rigoroso e sensato no caso de variáveis que tendem a crescer ao longo do tempo. Para ser justo com quem prevê, utilizamos para cada horizonte de previsão a última taxa de variação conhecida no momento em que é elaborada a previsão. Tal é semelhante a assumir que a variável prevista segue um passeio aleatório<sup>11</sup>. Para formalizar a comparação calculamos uma versão do coeficiente de desigualdade de *Theil* ( $U$ ), definida como o rácio entre o *EQM* da instituição que está a ser avaliada e o *EQM* da previsão “ingénua”  $\left(\hat{y}_{t,h}^N\right)$ <sup>12</sup>. Se o  $U$  de *Theil* for inferior a um a instituição que está a ser avaliada suplanta a previsão “ingénua”. Esta medida, ao contrário de outras, não é afetada pelas unidades de medição das variáveis.

$$U_h = \frac{\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (y_t - \hat{y}_{t,h})^2}{\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (y_t - \hat{y}_{t,h}^N)^2} \quad (5)$$

A segunda alternativa é o *benchmarking* das previsões de outros especialistas. Neste estudo o enfoque é na comparação do desempenho de cada organização internacional com o de duas instituições privadas. A comparação é feita com base no rácio das respetivas *REQM*<sup>13</sup>. Um rácio superior a um indica uma menor precisão da organização internacional face à instituição privada.

Independentemente do *benchmark* utilizado para avaliar o desempenho de uma instituição, é necessário testar se os seus erros de previsão são significativamente diferentes dos da previsão alternativa, ou seja, testar a significância estatística da diferença. Para esse fim aplicamos o teste de igualdade de precisão das previsões proposto por Diebold e Mariano (1995). Para implementar o teste é estimada a seguinte equação<sup>14</sup>:

**11** Na prática significa que: na primavera e outono de  $t-1$ , a previsão “ingénua” para o crescimento no ano  $t$  corresponde à taxa de crescimento observada para  $t-2$ ; na primavera e outono de  $t$ , a previsão “ingénua” corresponde à taxa de crescimento observada para  $t-1$ .

**12** No caso da previsão “ingénua” de crescimento nulo, o  $U$  de *Theil* corresponde ao rácio entre o *EQM* da instituição e a média do quadrado dos valores observados, tal como originalmente proposto por *Theil* (1971).

**13** Note-se que este rácio é equivalente à raiz quadrada do correspondente coeficiente de *Theil*.

**14** Por mínimos quadrados ordinários, usando o estimador de covariância de *Newey-West* que é consistente na presença de heteroscedasticidade e autocorrelação.

$$d_{t,h} = \alpha + \varepsilon_{t,h} \quad \text{em que} \quad d_{t,h} = e_{t,h}^2 - e_{t,h}^{*2} \quad (6)$$

sendo  $e_{t,h}$  o erro de previsão da instituição que está a ser avaliada e  $e_{t,h}^*$  o erro de previsão do *benchmark* (quer seja a previsão “ingénua” ou outra instituição). A hipótese nula de igual precisão das previsões ( $H_0 : \alpha = 0$ ) é testada usando as modificações para pequenas amostras propostas por Harvey *et al.* (1997).

### 3.1. Visão geral dos erros de previsão

O gráfico 1 apresenta uma visão geral dos erros de previsão do crescimento do PIB ao longo do tempo, para cada horizonte de projeção<sup>15</sup>. Por uma questão de simplicidade, os dados referem-se a média dos nove países em análise mas as afirmações seriam semelhantes ao nível de cada país<sup>16</sup>. É evidente, para todas as instituições, que os erros são mais significativos no caso das previsões para o ano seguinte e muito mais próximos de zero no caso das previsões para o ano corrente, especialmente no horizonte mais curto (outono do ano corrente). De facto, o perfil das previsões para o ano seguinte é geralmente mais alisado do que o crescimento observado enquanto as previsões para o ano corrente tendem a seguir mais de perto a volatilidade do crescimento do PIB. Os erros de previsão são bastante semelhantes entre instituições dado que as suas previsões tendem a evoluir de forma idêntica, especialmente para os horizontes do ano corrente<sup>17</sup>. O coeficiente de correlação entre as previsões para o ano corrente das várias instituições é próximo de um.

Os erros de previsão para o ano seguinte são predominantemente abaixo de zero (sobrestimação) para a maioria dos países e são especialmente pronunciados no início e no final da amostra, períodos em que a maioria dos países se encontrava em recessão. Há uma tendência das várias instituições para sobrestimarem o crescimento quando a atividade está a abrandar e, na maioria dos países, isso foi mais forte do que a subestimação em períodos de aceleração da atividade económica<sup>18</sup>. Os erros de previsão para o ano corrente, tal como mencionado anteriormente, variam em torno de zero e não parecem apresentar um enviesamento claro ao longo do período analisado.

O quadro 1 apresenta algumas estatísticas de síntese dos erros de previsão. Para os diferentes países e instituições, a precisão das previsões aumenta à medida que mais informação relevante vai ficando disponível para quem elabora a previsão. Tanto o *EM* como a *REQM* tendem a reduzir-se à medida que o horizonte de previsão diminui. Isto também se verifica no caso do desvio-padrão dos erros e a redução da incerteza parece ser especialmente marcada quando se passa de previsões para horizontes um ano à frente para previsões para o ano corrente. Em relação às previsões para o ano seguinte, o *EM* para o grupo de nove países analisado é negativo para todas as instituições. Na verdade, o crescimento do PIB foi sobrestimado em mais de 50 por cento dos casos por todas as instituições. O erro médio é de cerca de -0.8 p.p. do crescimento do PIB para as previsões feitas na primavera de  $t - 1$  e

<sup>15</sup> Quando se apresentam dados isolados para a *Consensus* e o *The Economist* estes correspondem sempre ao conjunto utilizado para comparação com as previsões do FMI. Nada em substância se alteraria se em vez destes fossem apresentados os dados usados para comparação com a CE ou a OCDE.

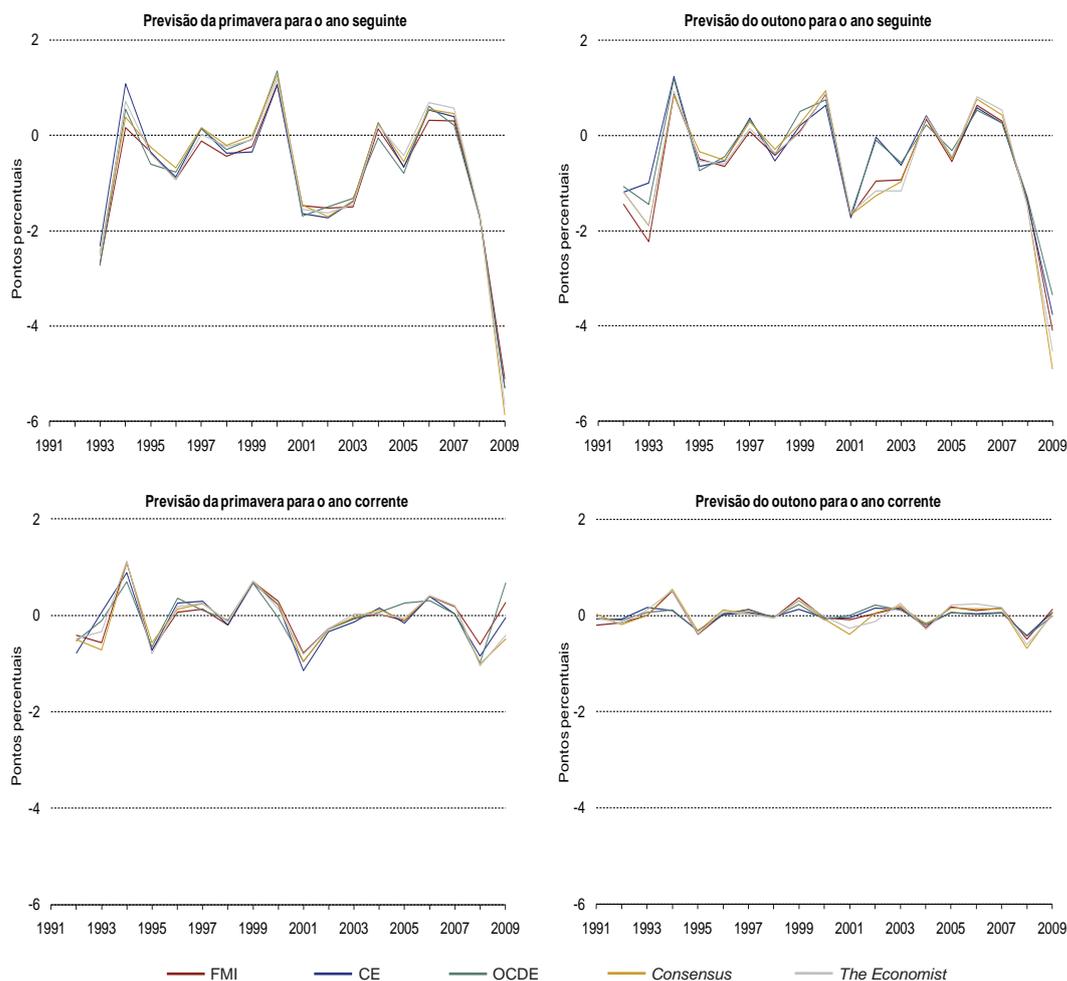
<sup>16</sup> Ver Abreu (2011) para informação desagregada por país.

<sup>17</sup> Como mencionado anteriormente, decidimos usar para cada instituição o seu próprio valor observado (tal como publicado no seu exercício de previsão da primavera do ano seguinte) mas os valores observados para cada país são na realidade bastante semelhantes entre instituições.

<sup>18</sup> Tal parece consistente com a evidência de uma considerável inércia na revisão das previsões de crescimento económico, como documentado por exemplo em Loungani *et al.* (2011).

## Gráfico 1

### CRESCIMENTO DO PIB – ERROS DE PREVISÃO PARA A MÉDIA DOS 9 PAÍSES



Fontes: CE, Consensus Economics, FMI, OCDE, The Economist e cálculos da autora.

em torno de -0.5 p.p. para as previsões feitas no outono de  $t - 1$ <sup>19</sup>. Dado que o crescimento real do PIB foi de 1.6 por cento em média neste período, a precisão das previsões para o ano seguinte não é particularmente impressionante. Os países com maiores erros médios são os três maiores países da área do euro e o Japão<sup>20</sup>. Vale a pena mencionar que o *EM* substancialmente negativo no caso do Japão está associado a um desvio-padrão elevado. Em relação às previsões para o ano corrente, estas parecem ser em geral não enviesadas. Para o grupo de países estudados, o erro médio de previsão é muito pequeno e no caso do outono do ano corrente é basicamente zero.

Quando se olha para a *REQM* ajustada pelo desvio-padrão do crescimento observado do PIB, que leva em consideração o facto de os países com maior volatilidade do PIB poderem ser mais difíceis de prever, o desempenho das previsões torna-se um pouco mais semelhante entre os diversos países.

Finalmente, vale a pena mencionar que a correlação dos erros de projeção entre países é maior para horizontes um ano à frente e especialmente elevada entre os países da área do euro e, embora em

<sup>19</sup> Se excluirmos a recessão de 2009, o *EM* seria ainda negativo mas um pouco menos: cerca de -0.5 p.p. para previsões feitas na primavera de  $t - 1$  e cerca de -0.3 p.p. para previsões feitas no outono de  $t - 1$ .

<sup>20</sup> A significância estatística dos erros médios de previsão será testada na secção 4.



Quadro 1 (continua)

ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS DOS ERROS DE PREVISÃO PARA O CRESCIMENTO DO PIB (1991-2009)																	
Memo:	Previsão da primavera para o ano seguinte			Previsão do outono para o ano seguinte			Previsão da primavera para o ano corrente			Previsão do outono para o ano corrente							
	FMI	CE	The Economist	FMI	CE	The Economist	FMI	CE	The Economist	FMI	CE	The Economist					
<b>EM</b>																	
Alemanha	1.3	-1.0	-1.1	-1.0	-1.1	-0.9	-0.9	-0.6	-0.6	-0.8	-0.9	0.1	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
França	1.5	-0.9	-0.9	-0.9	-0.9	-0.7	-0.7	-0.5	-0.5	-0.7	-0.7	-0.1	-0.1	0.0	0.0	-0.1	-0.1
Itália	0.8	-1.4	-1.3	-1.3	-1.3	-1.1	-1.1	-1.0	-0.8	-1.1	-1.1	-0.4	-0.5	-0.3	-0.5	-0.4	-0.1
Espanha	2.3	-0.6	-0.6	-0.4	-0.3	-0.2	-0.2	-0.4	-0.3	-0.2	-0.2	0.1	0.0	0.1	0.1	0.0	0.1
Países Baixos	1.7	-0.7	-0.8	-0.7	-0.6	-0.5	-0.4	-0.3	-0.3	-0.5	-0.4	0.0	0.0	0.1	0.0	0.0	0.2
Bélgica	1.6	-0.6	-0.8	-0.6	-0.5	-0.3	-0.4	-0.5	-0.5	-0.4	-0.4	0.1	-0.1	0.0	0.1	0.0	0.1
Reino Unido	1.6	-0.6	-0.6	-0.5	-0.6	-0.5	-0.5	-0.4	-0.3	-0.5	-0.5	-0.1	-0.1	0.0	0.0	0.0	0.0
Estados Unidos	2.6	0.0	0.2	0.0	-0.1	0.0	0.1	0.2	0.4	0.3	0.0	0.3	0.3	0.1	0.1	0.1	0.0
Japão	0.9	-1.4	-1.2	-1.3	-1.1	-1.3	-1.1	-0.9	-0.7	-0.9	-1.1	-0.1	-0.3	-0.2	0.0	-0.1	-0.2
Média dos 9 países	1.6	-0.8	-0.8	-0.7	-0.7	-0.6	-0.6	-0.5	-0.4	-0.6	-0.6	0.0	-0.1	0.0	-0.1	-0.1	0.0
<b>DP</b>																	
Média dos 9 países	1.9	1.8	1.8	1.9	1.9	1.5	1.6	1.4	1.4	1.6	1.6	0.8	0.8	0.8	0.8	0.3	0.5
<b>Percentagem de erros negativos</b>																	
Média dos 9 países	63.3	58.8	60.8	57.8	57.1	57.1	54.3	54.3	55.1	55.1	57.1	47.2	47.5	46.3	54.7	51.6	38.8
<b>REQM</b>																	
Alemanha	2.3	2.3	2.2	2.3	2.3	1.9	1.6	1.5	2.0	2.0	2.0	0.8	0.8	0.8	0.7	0.8	0.3
França	1.5	1.6	1.7	1.7	1.7	1.3	1.1	1.1	1.5	1.4	1.4	0.6	0.6	0.6	0.7	0.7	0.3
Itália	2.1	2.1	2.1	2.2	2.2	1.8	1.7	1.4	1.9	1.9	1.9	0.9	0.8	0.7	0.9	0.8	0.5
Espanha	1.6	1.8	1.7	1.7	1.7	1.1	1.2	1.1	1.3	1.2	1.2	0.5	0.6	0.5	0.6	0.6	0.3
Países Baixos	2.0	2.0	2.0	2.1	2.1	1.7	1.5	1.4	1.8	1.8	1.8	0.9	0.9	0.9	0.9	0.9	0.5
Bélgica	1.6	1.8	1.8	1.7	1.7	1.3	1.3	1.3	1.6	1.5	1.5	0.8	0.7	0.7	0.9	0.8	0.4
Reino Unido	1.8	1.8	1.7	1.8	1.8	1.5	1.3	1.3	1.6	1.5	1.5	0.7	0.7	0.6	0.8	0.8	0.3
Estados Unidos	1.5	1.5	1.6	1.7	1.6	1.3	1.3	1.3	1.3	1.5	1.3	0.6	0.7	0.5	0.6	0.5	0.4
Japão	2.8	2.5	2.7	2.7	2.7	2.3	2.1	2.1	2.3	2.4	2.4	1.4	1.4	1.3	1.3	1.3	0.7
Média dos 9 países	1.9	2.0	2.0	2.0	2.0	1.6	1.5	1.4	1.7	1.7	1.7	0.8	0.8	0.8	0.8	0.8	0.4

## Quadro 1 (continuação)

ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS DOS ERROS DE PREVISÃO PARA O CRESCIMENTO DO PIB (1991-2009)																
Memo:		Previsão da primavera para o ano seguinte			Previsão do outono para o ano seguinte			Previsão da primavera para o ano corrente			Previsão do outono para o ano corrente					
	Crescimento do PIB observado	FMI	CE	OCDE	Con-sensus	The Economist	FMI	CE	OCDE	Con-sensus	The Economist	FMI	CE	OCDE	Con-sensus	The Economist
<b>R<sub>EQM</sub>/DP do crescimento do PIB observado</b>																
	Alemanha	1.1	1.2	1.1	1.2	1.2	1.0	0.8	0.8	1.0	1.0	0.4	0.4	0.4	0.4	0.4
	Frância	1.1	1.1	1.1	1.1	1.1	1.0	0.8	0.7	1.0	1.0	0.4	0.5	0.4	0.5	0.5
	Itália	1.1	1.2	1.1	1.2	1.2	1.0	0.9	0.8	1.0	1.0	0.5	0.4	0.4	0.5	0.5
	Espanha	0.8	0.9	0.9	0.9	0.9	0.6	0.6	0.6	0.7	0.7	0.3	0.3	0.3	0.3	0.3
	Países Baixos	1.0	1.0	1.0	1.0	1.0	0.9	0.8	0.7	0.9	0.9	0.4	0.5	0.4	0.4	0.5
	Bélgica	1.0	1.1	1.1	1.1	1.0	0.8	0.8	0.8	1.0	0.9	0.5	0.4	0.4	0.5	0.5
	Reino Unido	0.9	0.9	0.9	1.0	0.9	0.8	0.7	0.7	0.8	0.8	0.4	0.4	0.3	0.4	0.4
	Estados Unidos	0.8	0.9	0.9	1.0	0.9	0.8	0.8	0.8	0.9	0.8	0.4	0.4	0.3	0.3	0.3
	Japão	1.3	1.1	1.3	1.2	1.2	1.1	1.0	1.0	1.1	1.1	0.6	0.6	0.6	0.6	0.6
	Média dos 9 países	1.0	1.0	1.0	1.0	1.0	0.9	0.8	0.7	0.9	0.9	0.4	0.4	0.4	0.4	0.4

Fontes: CE, Consensus Economics, FMI, OCDE, The Economist e cálculos da autora.

menor grau, entre estes e o Reino Unido. Os erros de previsão dos Estados Unidos e do Japão são pouco correlacionados entre si e com os dos outros países. Pode portanto dizer-se que a correlação dos erros parece ser substancial apenas para horizontes mais longos e para economias com ciclos económicos mais sincronizados, como é o caso dos países da área do euro.

### 3.2. Avaliação da precisão relativa das previsões

O quadro 2 apresenta o coeficiente  $U$  de *Theil* que compara as previsões de crescimento do PIB das várias instituições com uma previsão “ingénua” de crescimento igual ao último observado. Todas as instituições apresentam coeficientes  $U$  inferiores a um, o que significa que todas têm um menor  $EQM$  do que a previsão “ingénua”<sup>21</sup>. No entanto, de acordo com os resultados do teste proposto por Diebold e Mariano (1995), as cinco instituições são significativamente melhores do que a previsão “ingénua” para o ano corrente mas não para o ano seguinte. As estimativas negativas para o parâmetro  $\alpha$  são o equivalente ao resultado de coeficientes  $U$  inferiores a um. Para o ano corrente, rejeita-se a hipótese nula de igual precisão das previsões para a maioria dos países, a um nível de significância de 10 por cento. Para o ano seguinte, não é possível concluir que as instituições são significativamente melhores do que a previsão “ingénua” para a maioria dos países (com exceção do Japão).

A comparação da precisão das previsões das três organizações internacionais com a das duas instituições privadas é reportada no quadro 3<sup>22</sup>. Em geral, a  $REQM$  das previsões das organizações internacionais não difere muito da dos analistas privados, para os diferentes países e horizontes. O rácio da  $REQM$  é na maioria dos casos próximo de um. O teste de significância estatística da diferença entre os dois conjuntos de projeções confirma que, em geral, não podemos rejeitar a hipótese de que a precisão das previsões das organizações internacionais e dos analistas privados é semelhante. Existem apenas alguns casos para o horizonte de previsão mais curto (outono do ano corrente) em que esta hipótese é rejeitada. Na maioria desses casos uma das organizações internacionais, embora nem sempre a mesma, provou ser mais precisa do que a *Consensus* ou o *The Economist* (rácio da  $REQM$  menor do que um  $\Leftrightarrow$  estimativa negativa para  $\alpha$ ). Embora a evidência seja um pouco mais consistente para a França e a Bélgica, mesmo para esses países seria exagerado concluir que as organizações internacionais são consistentemente melhores para o horizonte mais curto<sup>23</sup>.

## 4. Eficiência das previsões

A avaliação das previsões efetuada na secção anterior não avalia a sua qualidade no sentido de ser ótima face a um conjunto particular de informação. Para tal é necessário estabelecer um conjunto de propriedades testáveis que uma previsão ótima deve ter e, para isso, vamos assumir que a função objetivo do previsor é do tipo erro quadrático médio, *i.e.* as previsões minimizam uma função perda simétrica e quadrática. Como discutido em Timmermann (2007), isto implica, sob condições gerais, que a previsão ótima é não enviesada e não há autocorrelação nos erros de previsão. A existência de

**21** Este *benchmark* de crescimento igual ao último observado provou ser mais exigente do que o de crescimento nulo tal como esperado: os coeficientes  $U$  de *Theil* são geralmente mais elevados. Há algumas exceções nas previsões para o ano seguinte para Alemanha, Itália e Japão, que registaram crescimentos do PIB em torno de zero durante alguns anos da amostra.

**22** Relembre-se que, tal como explicado na secção 2, cada organização internacional é comparada com o seu conjunto específico de dados para a *Consensus* e para o *The Economist*.

**23** Aplicou-se igualmente o teste de Diebold e Mariano (1995) às diferenças de precisão quer das três organizações internacionais entre si quer entre os dois analistas do setor privado e, novamente, não foi possível rejeitar igualdade de precisão das previsões para a grande maioria dos casos.

**Quadro 2**

**CRESCIMENTO DO PIB – COMPARAÇÃO DA PRECISÃO DAS PREVISÕES DE CADA INSTITUIÇÃO COM A DE UMA PREVISÃO “INGÊNUA” DE CRESCIMENTO IGUAL AO ÚLTIMO OBSERVADO**

	Previsão da primavera para o ano seguinte			Previsão do outono para o ano seguinte			Previsão da primavera para o ano corrente			Previsão do outono para o ano corrente											
	FMI	CE	The Economist	FMI	CE	The Economist	FMI	CE	The Economist	FMI	CE	The Economist									
<b>U de Theil</b>																					
Alemanha	0.9	0.8	0.7	0.8	0.8	0.8	0.6	0.4	0.3	0.6	0.5	0.1	0.1	0.1	0.1	0.0	0.0	0.0	0.0		
França	0.9	0.9	0.9	0.9	0.8	0.8	0.6	0.4	0.4	0.7	0.6	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.0	0.0	0.1	0.1	
Itália	0.8	0.9	0.9	0.9	0.9	0.9	0.6	0.5	0.4	0.7	0.7	0.2	0.2	0.2	0.3	0.2	0.1	0.0	0.0	0.1	0.1
Espanha	0.5	0.6	0.5	0.6	0.6	0.6	0.2	0.3	0.2	0.3	0.3	0.1	0.1	0.1	0.1	0.1	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
Países Baixos	0.6	0.7	0.7	0.7	0.7	0.7	0.5	0.4	0.4	0.5	0.5	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.1	0.0	0.0	0.1	0.1
Bélgica	0.6	0.7	0.7	0.7	0.7	0.7	0.3	0.3	0.3	0.5	0.5	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.1	0.0	0.0	0.1	0.1
Reino Unido	0.5	0.5	0.4	0.5	0.5	0.5	0.3	0.3	0.3	0.4	0.3	0.1	0.2	0.1	0.2	0.2	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
Estados Unidos	0.4	0.5	0.5	0.6	0.5	0.5	0.4	0.4	0.4	0.5	0.4	0.1	0.2	0.1	0.1	0.1	0.1	0.1	0.1	0.1	0.1
Japão	0.8	0.6	0.8	0.7	0.7	0.7	0.5	0.4	0.4	0.5	0.6	0.4	0.4	0.3	0.3	0.3	0.1	0.1	0.1	0.1	0.1
<b>Teste de Diebold e Mariano: estimativa para <math>\alpha</math></b>																					
Alemanha	-0.5	-1.5	-2.1	-1.4	-1.6	-1.6	-2.1	-4.6	-5.1	-3.0	-3.4	-4.3	-4.5	-4.2	-4.6	-4.2	-4.4	-4.8	-4.6	-4.7	-4.5
França	-0.4	-0.3	-0.4	-0.5	-0.5	-0.5	-1.2	-1.8	-2.1	-1.1	-1.2	-1.8	-1.7	-1.8	-1.7	-1.7	-2.0	-2.1	-2.2	-2.1	-2.1
Itália	-1.1	-0.7	-0.7	-0.5	-0.5	-0.5	-2.1	-2.3	-3.0	-1.5	-1.5	-2.2	-2.3	-2.3	-2.0	-2.1	-2.6	-2.6	-2.6	-2.5	-2.5
Espanha	-2.4	-2.7	-3.1	-2.0	-2.0	-2.0	-4.3	-4.5	-4.8	-4.0	-4.0	-2.6	-2.5	-2.6	-2.5	-2.6	-2.6	-2.5	-2.5	-2.6	-2.5
Países Baixos	-2.3	-2.0	-1.9	-1.7	-1.8	-1.8	-2.9	-3.7	-3.8	-2.8	-2.7	-2.9	-2.7	-2.8	-3.0	-2.9	-3.3	-3.2	-3.2	-3.3	-3.2
Bélgica	-1.6	-1.5	-1.5	-1.3	-1.4	-1.4	-3.0	-3.6	-3.5	-2.2	-2.5	-2.7	-2.8	-2.7	-2.5	-2.7	-3.1	-3.4	-3.1	-2.9	-3.0
Reino Unido	-3.7	-3.7	-3.7	-3.4	-3.4	-3.4	-4.2	-4.8	-4.8	-4.0	-4.2	-2.8	-2.8	-2.9	-2.7	-2.7	-3.4	-3.4	-3.4	-3.4	-3.4
Estados Unidos	-2.6	-2.4	-2.3	-1.8	-2.3	-2.3	-2.7	-2.8	-2.7	-2.2	-2.6	-2.5	-2.3	-2.6	-2.5	-2.5	-2.3	-2.3	-2.3	-2.3	-2.3
Japão	-2.4	-3.8	-2.5	-2.8	-2.8	-2.8	-4.9	-6.1	-6.1	-5.0	-4.6	-3.2	-3.3	-3.4	-3.4	-3.3	-4.3	-4.5	-4.3	-4.1	-4.1
<b>p-value da estatística <math>t</math> para <math>\alpha=0^{(a)}</math></b>																					
Alemanha	0.76	0.31	0.24	0.25	0.24	0.24	0.33	0.09	0.08	0.10	0.11	0.07	0.07	0.06	0.06	0.06	0.05	0.04	0.04	0.04	0.04
França	0.56	0.63	0.56	0.49	0.48	0.48	0.25	0.06	0.07	0.19	0.16	0.02	0.02	0.04	0.03	0.03	0.01	0.01	0.02	0.02	0.02
Itália	0.42	0.53	0.50	0.56	0.58	0.58	0.17	0.09	0.10	0.18	0.18	0.04	0.04	0.04	0.04	0.03	0.02	0.02	0.02	0.03	0.02
Espanha	0.24	0.15	0.19	0.26	0.29	0.29	0.17	0.10	0.11	0.16	0.17	0.12	0.12	0.11	0.12	0.13	0.10	0.07	0.07	0.10	0.11
Países Baixos	0.27	0.25	0.26	0.35	0.32	0.32	0.20	0.11	0.15	0.18	0.22	0.20	0.21	0.20	0.19	0.19	0.14	0.11	0.10	0.14	0.15
Bélgica	0.23	0.19	0.15	0.10	0.16	0.16	0.10	0.04	0.03	0.05	0.08	0.02	0.02	0.01	0.02	0.02	0.01	0.00	0.01	0.02	0.02
Reino Unido	0.11	0.12	0.12	0.12	0.12	0.12	0.13	0.14	0.14	0.11	0.13	0.14	0.13	0.14	0.15	0.15	0.08	0.07	0.07	0.07	0.07
Estados Unidos	0.09	0.11	0.13	0.18	0.09	0.09	0.07	0.07	0.11	0.10	0.07	0.02	0.03	0.01	0.02	0.02	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01
Japão	0.06	0.01	0.04	0.05	0.02	0.02	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.04	0.03	0.02	0.03	0.03	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01

**Fontes:** CE, *Consensus Economics*, FMI, OCDE, *The Economist* e cálculos da autora.

**Nota:** (a) p-values menores ou iguais a 0.05 (0.1) estão sombreados a amarelo mais escuro e indicam rejeição da hipótese nula de igual precisão das previsões, a um nível de significância de 5 (10) por cento.

Quadro 3

## CRESCIMENTO DO PIB - COMPARAÇÃO DA PRECISÃO DAS PREVISÕES DOS ORGANISMOS INTERNACIONAIS COM A DOS ANALISTAS PRIVADOS

	Comparação com a Consensus						Comparação com o The Economist																	
	Previsão da primavera para o ano seguinte			Previsão do outono para o ano corrente			Previsão da primavera para o ano seguinte			Previsão do outono para o ano seguinte			Previsão da primavera para o ano corrente			Previsão do outono para o ano corrente								
	FMI	CE	OCDE	FMI	CE	OCDE	FMI	CE	OCDE	FMI	CE	OCDE	FMI	CE	OCDE	FMI	CE	OCDE						
<b>Rácio da <math>REQM^{(a)}</math></b>																								
Alemanha	1.0	1.0	1.0	1.0	1.0	1.0	1.1	0.9	1.1	1.0	1.0	1.0	1.0	1.0	1.0	1.1	1.1	1.1	0.8	0.7	0.9			
França	0.9	1.0	1.0	0.9	0.9	0.9	0.9	0.7	1.1	1.0	1.0	0.9	1.0	0.9	1.0	0.9	1.0	1.0	0.6	0.8	1.0			
Itália	1.0	1.0	1.0	0.9	1.0	0.9	1.0	1.0	1.0	1.0	1.0	0.9	1.0	1.0	0.9	1.0	0.9	1.0	1.2	1.1	1.0			
Espanha	0.9	1.0	0.9	0.9	1.0	0.9	0.8	0.9	0.9	1.2	0.6	0.9	0.9	1.0	0.9	1.1	0.9	0.9	0.9	0.6	0.8			
Países Baixos	0.9	1.0	1.0	1.0	0.9	1.0	1.0	1.1	1.1	1.0	1.1	1.0	1.0	1.0	1.0	0.9	1.1	1.1	0.8	1.1	1.0			
Bélgica	0.9	1.0	1.0	0.8	0.8	0.9	0.9	0.9	0.9	0.7	0.6	0.7	0.9	1.0	1.0	0.9	1.0	0.9	0.9	0.7	0.8			
Reino Unido	1.0	1.0	1.0	1.0	0.9	1.0	0.9	0.9	1.0	1.0	0.8	1.1	1.0	1.0	1.0	0.9	0.9	0.9	1.0	0.8	1.2			
Estados Unidos	0.8	0.9	1.0	0.9	1.0	1.0	1.0	1.4	1.0	0.9	1.0	1.1	0.9	1.0	1.0	1.1	1.3	1.0	0.9	1.0	1.1			
Japão	1.0	0.9	1.0	1.0	1.0	1.0	1.0	1.0	1.0	0.8	0.9	1.0	1.0	0.9	1.0	1.0	1.0	1.0	0.8	0.9	1.0			
<b>Teste de Diebold e Mariano: estimativa para <math>\alpha</math></b>																								
Alemanha	-0.2	0.2	-0.2	-0.2	-0.1	-0.1	0.1	0.1	0.2	0.0	-0.0	0.0	-0.3	0.1	-0.2	-0.3	0.1	-0.4	0.1	-0.0	-0.1	-0.0		
França	-0.4	-0.1	0.0	-0.4	-0.4	-0.2	-0.1	0.0	-0.0	-0.1	-0.1	0.0	-0.3	-0.2	0.1	-0.2	-0.0	-0.2	-0.1	-0.0	-0.1	-0.0		
Itália	-0.4	0.1	0.1	-0.5	0.0	-0.3	-0.0	-0.1	-0.0	0.0	-0.0	-0.0	-0.5	-0.1	-0.1	-0.4	0.4	-0.3	0.0	0.1	0.0	0.0		
Espanha	-0.4	-0.1	-0.4	-0.4	-0.1	-0.2	-0.1	-0.1	-0.1	-0.1	-0.0	-0.0	-0.4	-0.2	-0.4	-0.4	0.2	-0.2	-0.1	-0.1	-0.0	-0.0		
Países Baixos	-0.5	-0.2	-0.1	-0.3	-0.3	-0.0	-0.0	0.1	0.1	-0.0	0.0	0.0	-0.5	-0.2	-0.1	-0.3	-0.0	-0.3	-0.1	0.1	0.1	0.0		
Bélgica	-0.5	-0.2	-0.1	-0.8	-0.7	-0.5	-0.2	-0.1	-0.1	-0.1	-0.1	-0.1	-0.4	-0.1	0.1	-0.6	-0.0	-0.3	-0.1	-0.0	-0.1	-0.1		
Reino Unido	-0.2	-0.0	-0.0	-0.2	-0.4	-0.0	-0.1	-0.1	-0.0	0.0	-0.0	0.0	-0.1	-0.2	-0.0	-0.0	-0.1	-0.1	-0.1	0.0	-0.0	0.0		
Estados Unidos	-0.8	-0.5	-0.3	-0.5	-0.1	0.1	0.0	0.2	0.0	-0.0	0.0	0.0	-0.3	-0.2	0.0	-0.1	-0.0	-0.0	0.1	0.2	0.0	0.0		
Japão	0.4	-1.0	0.4	0.1	-0.3	0.3	0.2	0.1	-0.1	-0.2	-0.1	-0.0	0.3	-0.9	0.4	-0.3	-0.1	-0.0	0.1	0.1	-0.1	-0.0		
<b>p-value da estatística <math>t</math> para <math>\alpha=0^{(b)}</math></b>																								
Alemanha	0.75	0.34	0.63	0.72	0.85	0.72	0.34	0.19	0.09	0.53	0.34	0.14	0.57	0.62	0.67	0.43	0.50	0.34	0.51	0.47	0.09	0.23	0.05	0.41
França	0.49	0.76	0.84	0.37	0.29	0.08	0.25	0.47	0.92	0.02	0.01	0.34	0.42	0.62	0.33	0.46	0.82	0.34	0.18	0.92	0.51	0.04	0.05	0.82
Itália	0.60	0.84	0.59	0.40	0.96	0.30	0.84	0.26	0.64	0.74	0.75	0.97	0.49	0.81	0.58	0.32	0.05	0.32	0.91	0.55	0.62	0.53	0.35	0.90
Espanha	0.22	0.60	0.43	0.28	0.27	0.22	0.18	0.21	0.12	0.04	0.20	0.63	0.09	0.37	0.53	0.18	0.29	0.31	0.36	0.15	0.09	0.38	0.04	0.31
Países Baixos	0.07	0.35	0.72	0.17	0.30	0.97	0.71	0.35	0.11	0.89	0.07	0.90	0.09	0.41	0.79	0.16	0.88	0.55	0.32	0.54	0.15	0.10	0.48	0.97
Bélgica	0.49	0.69	0.77	0.25	0.22	0.13	0.07	0.38	0.21	0.02	0.00	0.00	0.38	0.81	0.42	0.12	0.89	0.13	0.38	0.76	0.58	0.21	0.01	0.09
Reino Unido	0.47	0.83	0.81	0.65	0.40	0.86	0.27	0.32	0.56	0.75	0.17	0.23	0.38	0.35	0.84	0.96	0.15	0.04	0.28	0.41	0.32	0.93	0.11	0.18
Estados Unidos	0.35	0.52	0.62	0.38	0.79	0.60	0.26	0.13	0.69	0.07	0.90	0.05	0.50	0.65	0.97	0.75	0.90	0.96	0.09	0.22	0.80	0.16	1.00	0.49
Japão	0.59	0.25	0.47	0.86	0.63	0.43	0.38	0.72	0.56	0.02	0.32	0.86	0.48	0.17	0.33	0.59	0.69	0.95	0.45	0.77	0.63	0.05	0.31	0.95

Fontes: CE, Consensus Economics, FMI, OCDE, The Economist e cálculos da autora.

Notas: (a) Rácio da  $REQM$  de cada organismo internacional com a  $REQM$  da Consensus ou do The Economist. (b) p-values menores ou iguais a 0.05 (0.1) estão sombreados a amarelo mais escuro (amarelo claro) e indicam rejeição da hipótese nula de igual precisão das previsões, a um nível de significância de 5 (10) por cento.

erros autocorrelacionados significa que seria possível melhorar a previsão usando a informação sobre os erros passados. Estes requisitos são geralmente referidos na literatura como requisitos de eficiência fraca e são empiricamente testados para o nosso conjunto de dados.

O teste para os requisitos de eficiência fraca é realizado diretamente nas propriedades dos erros de previsão (não enviesamento e ausência de autocorrelação). De facto, para uma previsão a  $h$  períodos ser eficiente, os erros de previsão podem seguir um processo de média móvel de ordem não superior a  $h - 1$ <sup>24</sup>. Para implementar o teste é estimada a regressão:

$$e_{t,h} = \gamma + \beta e_{t-1,h} + \varepsilon_{t,h} \quad (7)$$

e são realizados os três seguintes testes: um teste  $t$  para  $\gamma = 0$  (não enviesamento), um teste  $t$  para  $\beta = 0$  (ausência de autocorrelação) e um teste  $F$  para a hipótese conjunta  $\gamma = 0$  e  $\beta = 0$  (eficiência fraca). Se  $\beta$  é significativamente diferente de zero significa que existe um erro sistemático com autocorrelação de ordem superior à apropriada. Para estes testes econométricos serem válidos não poderá existir autocorrelação nos termos residuais  $\varepsilon_{t,h}$ . O teste de *Breusch-Godfrey* é efetuado para testar a presença de autocorrelação nos resíduos<sup>25</sup>.

A evidência sobre não enviesamento das previsões de crescimento do PIB, apresentada no quadro 4, mostra que para a maioria dos países não é possível rejeitar que o erro médio das previsões para o ano seguinte é estatisticamente igual a zero. No entanto, como sugerido pela análise da secção 3, as instituições apresentam uma tendência para sobrestimar significativamente o crescimento do PIB para o ano seguinte no caso das maiores economias da área do euro<sup>26</sup>. As previsões para o ano corrente não têm um enviesamento significativo para a grande maioria dos países e instituições (com algumas exceções para Itália e Espanha)<sup>27</sup>.

Quando se testa conjuntamente o não enviesamento e a ausência de autocorrelação dos erros de previsão, não é possível rejeitar na maioria dos casos que as previsões para o ano corrente são eficientes. No caso das previsões para o ano seguinte, a evidência aponta para ineficiência das previsões das várias instituições para alguns países da área do euro. Isto significa que as projeções poderiam ter sido melhoradas se o enviesamento médio ou a informação contida em erros passados tivessem sido devidamente levados em consideração.

**24** Dado que se está a utilizar dados anuais, assumiu-se que  $h$  pode ser igual a 1 (previsões para o ano corrente) ou 2 (previsões para o ano seguinte). Para  $h = 1$ , os erros não podem ser autocorrelacionados.

**25** Nos casos considerados necessários, o teste de eficiência fraca é realizado estimando uma regressão alternativa:  $e_{t,h} = \gamma + \beta_1 e_{t-1,h} + \beta_2 e_{t-2,h} + \varepsilon_{t,h}$  e testando  $\beta_1 = \beta_2 = 0$  (ausência de autocorrelação) e  $\gamma = \beta_1 = \beta_2 = 0$  (eficiência fraca). Os resultados apresentados no quadro 4 para Alemanha, França, Itália e Espanha referem-se a esta equação dado que o teste de *Breusch-Godfrey* aplicado à equação (7) indicou possível autocorrelação nos resíduos em vários casos.

**26** Se excluirmos 2009 da amostra, a evidência de um enviesamento significativo para os maiores países da área do euro nos horizontes para um ano à frente mantém-se.

**27** Como sugerido por Holden e Peel (1990), fizemos um teste direto da significância estatística do enviesamento estimando a regressão  $e_{t,h} = \gamma + \varepsilon_{t,h}$  e fazendo um teste  $t$  para  $\gamma = 0$ . Este teste confirma, em geral, os resultados apresentados no quadro 4 mas existe evidência adicional de um enviesamento significativo nas previsões do Japão para o ano seguinte, a um nível de significância de 10 por cento. Esta diferença de resultados está provavelmente relacionada com o já mencionado elevado desvio-padrão dos erros de previsão para o Japão.



Quadro 4

## CRESCIMENTO DO PIB – TESTE DE EFICIÊNCIA FRACA DAS PREVISÕES

	Previsão da primavera para o ano seguinte				Previsão do outono para o ano seguinte				Previsão da primavera para o ano corrente				Previsão do outono para o ano corrente				
	FMI	CE	OCDE	The Economist	FMI	CE	OCDE	The Economist	FMI	CE	OCDE	The Economist	FMI	CE	OCDE	The Economist	
<b>Teste de não enviesamento (<math>\gamma=0</math>)<sup>(a)</sup></b>																	
Alemanha	0.05	0.08	0.08	0.11	0.08	0.17	0.12	0.16	0.12	0.10	0.03	0.03	0.03	0.02	0.02	0.02	0.02
França	0.06	0.05	0.10	0.13	0.10	0.07	0.10	0.11	0.07	0.03	0.37	0.38	0.26	0.44	0.49	0.41	0.74
Itália	0.01	0.01	0.03	0.02	0.02	0.01	0.03	0.03	0.02	0.02	0.00	0.12	0.02	0.05	0.18	0.14	0.29
Espanha	0.13	0.20	0.25	0.30	0.25	0.51	0.54	0.74	0.54	0.70	0.56	0.01	0.58	0.28	0.04	0.28	0.03
Países Baixos	0.29	0.35	0.32	0.32	0.37	0.25	0.36	0.40	0.28	0.32	0.84	0.82	0.69	0.92	0.25	0.10	0.51
Bélgica	0.24	0.12	0.14	0.34	0.34	0.20	0.15	0.17	0.26	0.27	0.30	0.92	0.69	0.93	0.13	0.57	0.48
Reino Unido	0.40	0.37	0.37	0.37	0.37	0.40	0.47	0.55	0.43	0.34	0.69	0.82	0.91	0.85	0.67	0.73	0.99
Estados Unidos	0.90	0.95	0.85	0.61	0.70	0.68	0.21	0.44	0.85	0.95	0.20	0.21	0.63	0.51	0.31	0.64	0.96
Japão	0.27	0.24	0.24	0.33	0.26	0.19	0.23	0.25	0.27	0.20	0.74	0.41	0.54	0.97	0.28	0.29	0.38
<b>Teste de ausência de autocorrelação (<math>\beta=0</math>)<sup>(b)</sup></b>																	
Alemanha	0.41	0.49	0.59	0.36	0.26	0.72	0.59	0.65	0.77	0.73	0.79	0.94	0.77	0.50	0.60	0.64	0.75
França	0.59	0.72	0.44	0.29	0.34	0.45	0.43	0.52	0.73	0.69	0.12	0.50	0.41	0.15	0.49	0.10	0.50
Itália	0.08	0.10	0.13	0.08	0.08	0.16	0.37	0.30	0.18	0.18	0.09	0.10	0.34	0.36	0.29	0.55	0.34
Espanha	0.00	0.05	0.13	0.01	0.01	0.04	0.18	0.24	0.09	0.03	0.52	0.21	0.10	0.44	0.46	0.17	0.23
Países Baixos	0.24	0.27	0.37	0.25	0.22	0.36	0.78	0.84	0.31	0.28	0.75	0.26	0.36	0.35	0.16	0.23	0.40
Bélgica	0.94	0.71	0.76	0.64	0.55	0.97	0.37	0.55	0.58	0.72	0.05	0.34	0.66	0.17	0.40	0.73	0.97
Reino Unido	0.16	0.15	0.16	0.18	0.19	0.39	0.54	0.68	0.49	0.62	0.72	0.92	0.96	0.80	0.31	0.26	0.38
Estados Unidos	0.10	0.19	0.11	0.07	0.09	0.34	0.93	0.78	0.23	0.22	0.65	0.19	0.64	0.68	0.52	0.98	0.79
Japão	0.15	0.22	0.31	0.18	0.23	0.24	0.38	0.63	0.25	0.33	0.46	0.38	0.35	0.46	0.11	0.32	0.41
<b>Teste de eficiência fraca (<math>\gamma=0</math> e <math>\beta=0</math>)<sup>(c)</sup></b>																	
Alemanha	0.10	0.18	0.14	0.20	0.11	0.39	0.49	0.46	0.51	0.42	0.87	0.99	0.91	0.70	0.77	0.76	0.89
França	0.04	0.09	0.06	0.08	0.07	0.13	0.28	0.36	0.41	0.29	0.20	0.62	0.54	0.24	0.65	0.17	0.62
Itália	0.00	0.01	0.01	0.01	0.01	0.02	0.07	0.07	0.04	0.03	0.07	0.02	0.32	0.10	0.37	0.18	0.22
Espanha	0.00	0.07	0.16	0.02	0.01	0.06	0.28	0.38	0.12	0.04	0.61	0.21	0.04	0.61	0.15	0.16	0.10
Países Baixos	0.19	0.27	0.29	0.24	0.25	0.29	0.61	0.66	0.29	0.31	0.93	0.51	0.58	0.63	0.26	0.19	0.58
Bélgica	0.43	0.28	0.31	0.47	0.42	0.43	0.31	0.37	0.40	0.47	0.10	0.63	0.83	0.38	0.27	0.82	0.77
Reino Unido	0.17	0.14	0.17	0.23	0.21	0.38	0.57	0.73	0.50	0.46	0.88	0.97	0.99	0.95	0.56	0.50	0.67
Estados Unidos	0.25	0.36	0.27	0.17	0.22	0.49	0.38	0.64	0.48	0.44	0.26	0.07	0.78	0.70	0.52	0.89	0.96
Japão	0.06	0.10	0.15	0.14	0.11	0.08	0.19	0.36	0.17	0.14	0.74	0.56	0.59	0.75	0.20	0.43	0.54

Fontes: CE, Consensus Economics, FMI, OCDE, The Economist e cálculos da autora.

Notas: (a)  $p$ -value da estatística  $t$  para  $\gamma=0$ ,  $p$ -values menores ou iguais a 0.05 (0.1) estão sombreados a amarelo mais escuro (amarelo claro) e indicam rejeição da hipótese nula de não enviesamento, a um nível de significância de 5 (10) por cento. (b)  $p$ -value da estatística  $t$  para  $\beta=0$ ,  $p$ -values menores ou iguais a 0.05 (0.1) estão sombreados a amarelo mais escuro (amarelo claro) e indicam rejeição da hipótese nula de ausência de autocorrelação, a um nível de significância de 5 (10) por cento. (c)  $p$ -value da estatística  $F$  para  $\gamma=\beta=0$ ,  $p$ -values menores ou iguais a 0.05 (0.1) estão sombreados a amarelo mais escuro (amarelo claro) e indicam rejeição da hipótese nula de eficiência fraca, a um nível de significância de 5 (10) por cento.

## 5. Dimensões adicionais de precisão das previsões

### 5.1. Avaliação da precisão em termos de direção

A avaliação quantitativa tradicional das previsões macroeconómicas tende a ignorar o facto de que, mesmo que os erros de previsão sejam substanciais, as previsões podem fornecer informações úteis sobre o estado qualitativo de uma economia, como seja a aceleração/desaceleração da atividade económica. Previsões úteis deverão ir na direção certa. Esta secção investiga a precisão direcional das previsões, *i.e.* quão corretas são as previsões em termos de sinal da variação da taxa de crescimento do PIB.

Sendo  $y_t$  a taxa de crescimento do PIB observada no ano  $t$ , seja  $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$  a aceleração ( $\Delta y_t > 0$ ) ou desaceleração ( $\Delta y_t < 0$ ) observada no ano  $t$ . A maioria dos estudos anteriores calcula a aceleração/desaceleração prevista como a diferença entre a taxa de crescimento prevista e a taxa de crescimento observada no período anterior ( $\Delta \hat{y}_{t,h} = \hat{y}_{t,h} - y_{t-1}$ ). No entanto, para horizontes de previsão mais longos, isso implicaria o uso de informação ainda não conhecida no momento em que é elaborada a previsão. Para ser coerente com a abordagem seguida na secção 3 – utilizar apenas informação que esteja disponível para o predictor em cada momento do tempo – e seguindo a metodologia de Ashiya (2003), decidimos calcular o sinal da variação previsto como a aceleração/desaceleração implícita em cada exercício de previsão ( $\hat{\Delta y}_{t,h} = \hat{y}_{t,h} - \hat{y}_{t-1,h}$ ). Para avaliar a precisão das previsões em termos de direção, o sinal de  $\hat{\Delta y}_{t,h}$  é comparado com o sinal de  $\Delta y_t$ .

Os dados da direção das previsões para cada país podem ser dispostos numa tabela de contingência 2x2, em que as duas linhas representam variações observadas positivas e negativas/nulas e as duas colunas representam variações previstas positivas e negativas/nulas. Se o número de casos na diagonal ( $n_{11} + n_{22}$  = casos em que  $\Delta y_t$  e  $\hat{\Delta y}_{t,h}$  são ambos  $> 0$  ou ambos  $\leq 0$ ) é “suficientemente” grande em relação ao número total de observações ( $n$ ), as previsões são consideradas precisas em termos de direção. Mais formalmente, realizamos um teste qui-quadrado de independência tal como descrito em Carnot *et al.* (2005)<sup>28</sup>.

$$\sum_{i=1}^2 \sum_{j=1}^2 \frac{(n_{ij} - n_i \cdot n_j / n)^2}{n_i \cdot n_j / n} \sim \chi^2(1) \quad (8)$$

A hipótese nula é que o sinal de  $\Delta y_t$  e o sinal de  $\hat{\Delta y}_{t,h}$  são independentes. A rejeição da hipótese nula significa que há uma associação significativa entre o sinal da variação observado e previsto e, portanto, as previsões podem ser consideradas precisas em termos de direção.

Tal como anteriormente, a precisão das previsões em termos de direção é comparada com a de uma previsão “ingénua”. Esta previsão “ingénua” extrapola um sinal de variação da taxa de crescimento do PIB igual ao último observado no momento em que é elaborada a previsão. Para além disso, a capacidade de previsão das três organizações internacionais em termos de direção é comparada com a das duas instituições privadas.

O quadro 5 apresenta a percentagem de casos em que as instituições previram corretamente que o PIB iria acelerar ou desacelerar. Para o grupo de nove países, as previsões de todas as instituições para o ano seguinte são precisas em mais de 60/70 por cento dos casos. A precisão das previsões para o ano

<sup>28</sup> Ver Ash *et al.* (1998) para uma aplicação de testes não paramétricos alternativos à precisão das previsões em termos de direção.

Quadro 5

## CRESCIMENTO DO PIB – PRECISÃO DIRECIONAL DAS PREVISÕES

	Previsão da primavera para o ano seguinte				Previsão do outono para o ano seguinte				Previsão da primavera para o ano corrente				Previsão do outono para o ano corrente					
	FMI	CE	OCDE	<i>The Economist</i>	FMI	CE	OCDE	<i>The Economist</i>	FMI	CE	OCDE	<i>The Economist</i>	FMI	CE	OCDE	<i>The Economist</i>		
<b>Porcentagem de previsões corretas do sinal da variação</b>																		
Alemanha	47	71	65	47	71	83	83	72	67	83	89	89	83	100	94	100	94	
França	59	65	59	53	71	72	78	67	67	78	83	89	89	100	94	89	89	
Itália	53	53	53	47	59	61	72	56	56	72	78	72	78	94	94	89	89	
Espanha	87	71	82	80	80	88	78	83	81	83	89	88	88	94	100	100	88	
Países Baixos	67	65	71	60	60	56	72	67	63	67	72	65	59	81	83	76	71	
Bélgica	73	71	76	80	80	88	89	78	81	88	83	82	82	88	89	76	76	
Reino Unido	82	82	76	82	82	83	89	94	89	94	94	94	94	94	100	100	100	
Estados Unidos	59	65	65	59	59	67	56	67	67	67	83	78	78	83	83	78	72	
Japão	53	82	59	53	59	78	83	67	78	72	72	72	72	72	78	72	72	
9 países	64	69	67	62	69	73	78	77	72	71	82	81	83	81	90	91	87	84
<b>Rácio de previsões corretas face às de uma previsão "ingénua"</b>																		
Alemanha	0.8	1.2	1.2	0.9	1.5	1.1	1.6	1.8	1.4	1.6	2.1	2.1	2.0	2.0	2.3	1.9	2.3	1.7
França	1.0	1.1	1.0	0.9	1.2	1.4	1.5	1.3	1.1	1.1	2.8	2.7	2.1	2.3	2.3	3.4	2.4	2.3
Itália	1.1	1.1	1.1	1.0	1.3	1.3	1.5	1.5	1.2	1.2	1.6	1.6	1.6	1.4	1.6	1.9	1.9	1.8
Espanha	2.0	1.7	2.0	1.9	2.3	2.2	1.9	2.0	2.0	2.3	1.6	1.4	1.6	1.8	1.8	1.9	1.8	2.0
Países Baixos	1.3	1.0	1.1	0.9	1.1	0.9	1.4	1.3	1.2	1.2	1.7	1.6	1.6	1.7	1.8	1.9	1.5	1.6
Bélgica	2.6	2.0	2.2	2.8	3.4	2.6	2.5	2.2	2.4	3.0	2.0	1.7	1.7	1.9	1.9	2.0	1.8	1.7
Reino Unido	3.5	3.5	3.3	3.5	3.5	3.5	5.0	4.0	3.8	3.8	2.3	2.1	2.1	2.1	2.1	2.1	2.0	2.3
Estados Unidos	1.3	1.2	1.2	1.1	1.1	1.4	0.9	1.1	1.1	1.1	1.4	1.6	1.7	1.6	1.6	1.3	1.3	1.2
Japão	1.3	2.3	1.4	1.3	1.4	1.9	2.4	1.6	1.9	1.8	1.1	1.3	1.1	1.1	1.1	1.1	1.3	1.1
9 países	1.4	1.5	1.5	1.4	1.6	1.6	1.8	1.7	1.6	1.7	1.8	1.7	1.7	1.7	1.7	1.9	1.8	1.7
<b>p-value da estatística <math>\chi^2</math>(a)</b>																		
Alemanha	0.27	0.02	0.06	0.27	0.03	0.03	0.00	0.00	0.02	0.04	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
França	0.09	0.05	0.09	0.16	0.02	0.02	0.01	0.01	0.03	0.03	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
Itália	0.16	0.16	0.16	0.27	0.09	0.06	0.02	0.02	0.11	0.11	0.01	0.01	0.01	0.02	0.01	0.00	0.00	0.00
Espanha	0.00	0.08	0.01	0.02	0.02	0.00	0.02	0.00	0.01	0.01	0.01	0.02	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
Países Baixos	0.19	0.20	0.06	0.45	0.45	0.61	0.06	0.17	0.30	0.61	0.30	0.06	0.06	0.23	0.46	0.01	0.00	0.02
Bélgica	0.06	0.03	0.01	0.01	0.01	0.00	0.00	0.01	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.01	0.01	0.00	0.00	0.03
Reino Unido	0.01	0.01	0.02	0.01	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
Estados Unidos	0.38	0.13	0.13	0.38	0.38	0.04	0.13	0.04	0.09	0.09	0.01	0.01	0.00	0.01	0.01	0.00	0.00	0.02
Japão	0.60	0.00	0.31	0.60	0.31	0.01	0.00	0.17	0.02	0.06	0.06	0.02	0.06	0.06	0.02	0.07	0.02	0.07

**Fontes:** CE, *Consensus Economics*, FMI, OCDE, *The Economist* e cálculos da autora.

**Nota: (a)** p-values menores ou iguais a 0.05 (0.1) estão sombreados a amarelo mais escuro (amarelo claro) e indicam rejeição da hipótese nula de independência, a um nível de significância de 5 (10) por cento.

corrente é maior, em torno de 80/90 por cento dos casos<sup>29</sup>. Os resultados do teste qui-quadrado de independência confirmam que há uma associação significativa entre o sinal da variação do crescimento do PIB previsto e observado para basicamente todos os países, com algumas exceções para o horizonte de previsão mais longo.

Quando se olha para diferentes *benchmarks* para avaliar a precisão direcional das previsões, é claro que as cinco instituições são melhores a prever acelerações ou desacelerações do PIB do que uma previsão “ingénua” em todos os horizontes, embora menos no caso do horizonte mais longo<sup>30</sup>. Quando comparamos as instituições entre si<sup>31</sup>, a precisão em termos de direção das previsões das organizações internacionais não parece ser, em geral, significativamente diferente da *Consensus* ou do *The Economist*, para os vários horizontes.

## 5.2. Capacidade de prever recessões

Um critério informativo adicional para avaliar previsões macroeconómicas é a capacidade de prever pontos de viragem, considerando tanto o número de viragens corretamente previstas como o número de falsas viragens previstas. Para analisar a capacidade de prever recessões económicas, definimos recessão como qualquer ano de queda real do PIB ( $y_t < 0$ )<sup>32</sup>.

Durante o período 1991-2009, foi identificado um total de vinte e três episódios de recessão para o grupo de nove países em análise. As propriedades das previsões durante esses episódios estão resumidas no quadro 6. Quando se calcula a percentagem de episódios que as instituições foram capazes de prever, vemos que em geral elas não são capazes de antecipar que vai ocorrer uma recessão no ano seguinte. Isto é sobretudo visível na primavera do ano anterior e mais evidente no caso dos analistas privados. As instituições parecem apenas identificar recessões no próprio ano em que ocorrem, embora na primavera desse ano cerca de metade dos episódios de recessão não seja ainda identificada pela maioria das instituições. No outono do ano da recessão, embora a queda do PIB seja corretamente identificada na grande maioria dos casos, a magnitude da queda é subestimada em cerca de 50 por cento dos casos<sup>33</sup>.

No período analisado as instituições previram algumas falsas recessões. Tal é, contudo, um evento raro e na maioria dos casos tratou-se de previsões para o ano corrente em anos em que o crescimento observado do PIB foi próximo de zero.

A evidência das dificuldades em identificar recessões económicas antecipadamente (ou mesmo quando estão a ocorrer) é considerável, tanto para as organizações internacionais como para os analistas privados. Embora as razões para tal não pareçam ter sido ainda suficientemente exploradas, alguns autores como Loungani (2001) sugeriram que os previsores ou não têm a informação necessária (dados em tempo real ou modelos confiáveis) ou não têm incentivos para prever recessões. Em todo o caso, é importante ter presente que as previsões pontuais publicadas por várias instituições poderão não capturar alterações na probabilidade que estas atribuem aos piores cenários.

---

<sup>29</sup> Note-se que, para este grupo de países, o sinal de  $\hat{\Delta y}_{t,h}$  mostrou ser mais preciso do que o sinal de  $\hat{\Delta y}_{t,h}$  para os horizontes um ano à frente. Isto está em linha com os resultados anteriores de Ashiya (2003).

<sup>30</sup> Ao aplicar o teste qui-quadrado de independência à previsão “ingénua” não é possível, em geral, rejeitar a hipótese nula de inexistência de uma associação significativa entre o sinal da variação do crescimento do PIB observado e previsto.

<sup>31</sup> Olhando para o rácio entre a percentagem de previsões corretas de cada organização internacional e a das previsões correspondentes para a *Consensus* e o *The Economist* (não apresentado no quadro 5).

<sup>32</sup> Para uma análise semelhante das previsões da *Consensus* para um conjunto alargado de países ver Loungani (2001).

<sup>33</sup> Tal como mencionado na secção 3, as instituições apresentam uma tendência para sobrestimar o crescimento quando a economia está a desacelerar e isto é particularmente notório durante os períodos de recessão.

## Quadro 6

## CRESCIMENTO DO PIB – COMPORTAMENTO DAS PREVISÕES DURANTE OS EPISÓDIOS DE RECESSÃO OCORRIDOS NO GRUPO DE 9 PAÍSES DURANTE O PERÍODO 1991-2009

	Previsão da primavera para o ano seguinte			Previsão do outono para o ano seguinte			Previsão da primavera para o ano corrente			Previsão do outono para o ano corrente												
	FMI	CE	OCDE Consensus Economist	FMI	CE	OCDE Consensus Economist	FMI	CE	OCDE Consensus Economist	FMI	CE	OCDE Consensus Economist										
Percentagem de episódios em que foi prevista uma recessão ( $\hat{y}_{t,h} < 0$ )	0	0	0	0	0	0	13	22	39	0	0	0	43	57	65	48	57	87	87	91	83	87
Percentagem de episódios em que a previsão foi demasiado otimista ( $\hat{y}_{t,h} > y_t$ )	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	70	70	61	87	83	48	48	52	61	57
Número de episódios em que foi prevista uma falsa recessão ( $\hat{y}_{t,h} < 0, y_t \geq 0$ )	0	0	0	0	0	0	0	1	1	1	0	0	2	3	4	2	3	3	3	3	3	3

Fontes: CE, Consensus Economics, FMI, OCDE, The Economist e cálculos da autora.

## 6. Síntese dos resultados e comparação com avaliações anteriores

Neste artigo avaliamos o desempenho das previsões do FMI, da CE e da OCDE e comparámo-las com o dos inquiridos de analistas privados da *Consensus* e do *The Economist*. A análise centrou-se nas previsões de crescimento económico para nove economias avançadas, ao longo das últimas duas décadas. Nesta secção fazemos uma síntese dos resultados e uma breve comparação com resultados de avaliações anteriores de previsões efetuadas pelas próprias organizações internacionais.

A evidência mostra que a precisão das previsões de crescimento do PIB aumenta claramente à medida que se reduz o horizonte de previsão e que mais informação relevante vai ficando disponível para quem elabora a previsão. Em relação às previsões para o ano seguinte, embora sejam não enviesadas e eficientes na maioria dos casos, existe evidência de ineficiência para alguns países da área do euro. Em particular, as previsões para o ano seguinte apresentam um enviesamento negativo significativo para as maiores economias da área do euro. Tal decorre de uma tendência das várias instituições para sobrestimar o crescimento quando a economia está a abrandar, de forma mais notória em períodos de recessão económica. As previsões de crescimento do PIB para o ano corrente são em geral não enviesadas e eficientes.

A análise sugere que a precisão quantitativa das previsões de crescimento do PIB publicadas pelo FMI, pela CE e pela OCDE não é estatisticamente diferente da *Consensus* ou do *The Economist*, para os diferentes países e horizontes examinados. Nas raras exceções observadas para o horizonte mais curto (outono do ano corrente) nenhuma instituição provou ter um desempenho consistentemente melhor. As cinco instituições analisadas são em geral melhores do que uma previsão “ingénua”, que projeta uma taxa de crescimento do PIB igual à última observada, para horizontes relativos ao ano corrente mas não ao ano seguinte<sup>34</sup>.

Não obstante algumas características particulares da análise realizada neste artigo, os resultados são basicamente em linha com os das avaliações de previsões mais recentes publicadas pelo FMI, pela CE e pela OCDE<sup>35</sup>. A análise feita por Timmermann (2007) das previsões do FMI, para o período 1990-2003, revelou que as previsões apresentam uma tendência para sobreestimar o crescimento do PIB para o ano seguinte em várias economias avançadas. No entanto, há muito pouca evidência de enviesamento ou autocorrelação dos erros nas previsões para o ano corrente. O desempenho geral do FMI é estatisticamente semelhante ao da *Consensus*, embora as previsões do FMI para o ano corrente sejam ligeiramente melhores em alguns casos. De acordo com a avaliação de Melander *et al.* (2007) das previsões da CE, para o período 1969-2005, as previsões de crescimento para a União Europeia são em geral não enviesadas e eficientes, embora haja evidência contrária para alguns Estados-Membros. Concluíram igualmente que o desempenho das previsões da CE é largamente comparável ao da *Consensus*, do FMI e da OCDE. A análise realizada por Vogel (2007) das projeções de crescimento da OCDE para os países do G7, no período 1991-2006, constatou que as previsões para o ano seguinte são menos precisas e têm tendência para sobrestimar o resultado. As previsões para o ano corrente são, no entanto, não

---

<sup>34</sup> Identicamente, a avaliação das previsões de inflação realizada em Abreu (2011) (que inclui apenas o FMI, a *Consensus* e o *The Economist*) conclui que a precisão quantitativa das previsões do FMI é similar à da *Consensus* e do *The Economist*. A precisão destas três instituições não é, na maioria dos casos, estatisticamente diferente da de um modelo “ingénuo” do tipo passeio aleatório. As previsões de inflação são em geral não enviesadas e eficientes, tanto para horizontes um ano à frente como para o ano corrente, embora as instituições apresentem igualmente uma tendência para sobrestimar (subestimar) a inflação quando ela está a diminuir (aumentar). Adicionalmente, estas três instituições parecem ser um pouco mais precisas a prever a inflação do que o crescimento do PIB para o ano seguinte.

<sup>35</sup> Para avaliações anteriores ver, por exemplo, Artis (1997), Keereman (1999) e Koutsogeorgopoulou (2000).

enviadas e eficientes. O autor argumenta que as previsões da OCDE tendem a superar a *Consensus* para o horizonte do ano corrente.

Em relação à precisão das previsões em termos de direção, concluímos que todas as instituições são precisas a prever acelerações/desacelerações do PIB para os vários horizontes, com algumas exceções para o horizonte mais longo. Tal como anteriormente, a precisão direcional das previsões das organizações internacionais não parece diferir muito da dos analistas privados. As cinco instituições são melhores a prever acelerações/desacelerações da atividade económica do que uma previsão “ingénua”.

Existe um consenso geral na literatura quanto ao insucesso da maioria dos analistas a prever recessões económicas com antecedência e, por vezes, a identificá-las contemporaneamente<sup>36</sup>. Não obstante o número limitado de observações, a breve avaliação dos episódios de recessão ocorridos durante o período 1991-2009 nos nove países da nossa amostra é totalmente consistente com este resultado. Na primavera do ano anterior nenhuma das instituições analisadas é capaz de prever que o PIB vai cair e na primavera do ano de recessão cerca de metade dos episódios de recessão continua a não ser identificada pela maioria das instituições. Para além disso, as previsões feitas no outono do ano de recessão subestimam a sua magnitude em cerca de 50 por cento dos casos. Essa subestimação foi particularmente notória durante a última recessão económica. Adicionalmente, são muito raras as previsões de recessões que não ocorrem. Tal como apontado por McNees (1992), esta evidência perturbadora sobre a incapacidade de prever recessões económicas aconselha o utilizador não a ignorar as previsões mas sim a pensar cuidadosamente sobre resultados plausíveis que difiram do cenário central.

Os resultados deste estudo estão em linha com a evidência anterior de que as previsões de crescimento em economias avançadas para o ano corrente apresentam, em geral, características desejáveis mas as previsões para o ano seguinte tendem a ser menos precisas em termos quantitativos e qualitativos. Esta perceção de quão substanciais poderão ser os erros de previsão e da frequência com que as instituições poderão falhar na previsão da direção futura da economia é absolutamente necessária para avaliar a utilidade das previsões para os seus utilizadores. Alguns poderão considerar dececionante o facto do desempenho das organizações internacionais de renome ser em geral semelhante ao de inquéritos de analistas privados. No entanto, é preciso ressaltar que as previsões das organizações internacionais servem um propósito bem diferente do das instituições privadas. As organizações internacionais fornecem mais do que uma previsão pontual. Em particular, fornecem uma visão detalhada e consistente do enquadramento internacional e uma discussão aprofundada das principais questões e riscos, para além de recomendações de políticas potencialmente valiosas para os decisores políticos. Para o utilizador de previsões poderá ser, no entanto, reconfortante saber que pode atribuir uma confiança idêntica às previsões alternativas dos analistas privados que estão disponíveis numa base mensal.

---

<sup>36</sup> Ver Fildes e Stekler (2002) para um *survey* e Loungani (2001) para evidência numa amostra alargada de países industrializados e em desenvolvimento.

## Referências

- Abreu, I. (2011), "International organisations' vs. private analysts' forecasts: an evaluation", *Working Papers* 20, Banco de Portugal.
- Artis, M. J. (1997), "How accurate are the IMF's short-term forecasts? Another examination of the World Economic Outlook", *Staff Studies for the World Economic Outlook – World Economic and Financial Surveys*, International Monetary Fund.
- Ash, J. C. K., Smyth, D. J. e Heravi, S. M. (1998), "Are OECD forecasts rational and useful?: a directional analysis", *International Journal of Forecasting* 14(3), 381–391.
- Ashiya, M. (2003), "The directional accuracy of 15-months-ahead forecasts made by the IMF", *Applied Economics Letters* 10(6), 331–333.
- Carnot, N., Koen, V. e Tissot, B. (2005), *Economic Forecasting*, Palgrave MacMillan.
- Diebold, F. X. e Mariano, R. S. (1995), "Comparing predictive accuracy", *Journal of Business and Economic Statistics* 13(3), 253–263.
- Fildes, R. e Stekler, H. (2002), "The state of macroeconomic forecasting", *Journal of Macroeconomics* 24(4), 435–468.
- Harvey, D., Leybourne, S. e Newbold, P. (1997), "Testing the equality of prediction mean squared errors", *International Journal of Forecasting* 13(2), 281–291.
- Holden, K. e Peel, D. A. (1990), "On testing for unbiasedness and efficiency of forecasts", *The Manchester School* 58(2), 120–127.
- Keereman, F. (1999), "The track record of the Commission forecasts", *Economic Papers* 137, European Commission (Directorate General for Economic and Financial Affairs).
- Koutsogeorgopoulou, V. (2000), "A post-mortem on Economic Outlook projections", OECD Economics Department, *Working Papers* 274, OECD.
- Lenain, P. (2001), "What is the track record of OECD economic projections?", *Technical report*, OECD Economics Department.
- Loungani, P. (2001), "How accurate are private sector forecasts? Cross-country evidence from consensus forecasts of output growth", *International Journal of Forecasting* 17(3), 419–432.
- Loungani, P., Stekler, H. e Tamirisa, N. (2011), "Information rigidity in growth forecasts: Some cross-country evidence", *IMF Working Paper* 125, International Monetary Fund.
- McNees, S. (1992), "How large are economic forecast errors?", *New England Economic Review*, pp. 25–42.
- Melander, A., Sismanidis, G. e Grenouilleau, D. (2007), "The track record of the Commission's forecasts - an update", *Economic Papers* 291, European Commission (Directorate General for Economic and Financial Affairs).
- Theil, H. (1971), *Applied Economic Forecasting*, North-Holland Publishing Company.
- Timmermann, A. (2007), "An evaluation of the World Economic Outlook forecasts", *IMF Staff Papers* 54(1), 1–33.

Vogel, L. (2007), "How do the OECD growth projections for the G7 economies perform? A post-mortem", OECD Economics Department *Working Papers* 573, OECD.

Vuchelen, J. e Gutierrez, M.-I. (2005), "Do the OECD 24 month horizon growth forecasts for the G7-countries contain information?", *Applied Economics* 37(8), 855–862.

Zarnowitz, V. e Braun, P. A. (1993), "Twenty-two years of the NBER-ASA quarterly economic outlook surveys: Aspects and comparisons of forecasting performance", em J. Stock e M. Watson, eds, "Business Cycles, Indicators and Forecasting", The University of Chicago Press, pp. 11–93.