

PERCEÇÃO E EXPECTATIVAS DE INFLAÇÃO NA ÁREA DO EURO E PORTUGAL*

*Francisco Dias***

*Cláudia Duarte***

*António Rua***

1. INTRODUÇÃO¹

Nas últimas décadas, o crescente interesse na percepção e expectativas dos agentes económicos quanto à evolução de determinadas variáveis económicas, num contexto de uma melhoria contínua quer ao nível das técnicas de recolha de dados quer das técnicas estatísticas, tem estado associado ao surgimento de inquéritos de opinião às empresas e aos consumidores. Na área do euro, assim como em outros países, vários inquéritos de opinião têm sido feitos às empresas e aos consumidores, de forma regular e com uma periodicidade mensal.

Estes inquéritos de opinião inquiram empresas e consumidores individualmente sobre a sua opinião quanto à evolução de curto prazo, presente e futura, de um conjunto alargado de variáveis económicas. Dado que as respostas exprimem as opiniões dos respectivos agentes quanto ao sentido de evolução de variáveis específicas, a informação coligida nestes inquéritos é naturalmente de natureza qualitativa. Contudo, com vista a poder utilizar esta informação em modelos económicos e em análises econométricas têm sido desenvolvidos esforços no sentido de converter esta informação de natureza qualitativa em indicadores quantitativos, de forma a possibilitar a sua comparação com as correspondentes variáveis quantitativas associadas a cada pergunta.

Embora várias variáveis tenham sido analisadas ao longo dos anos (ver, por exemplo, Smith e McAleer (1995) ou Driver e Urga (2004)), de entre o conjunto de questões inquiridas, as que têm merecido maior atenção são as relacionadas com preços (ver, entre outros, Carlson e Parkin (1975), Berk (1999) ou Thomas Jr. (1999)). Um exemplo de um inquérito que inclui perguntas sobre a evolução de preços é o inquérito de opinião aos consumidores da Comissão Europeia (CE), que inquir mensalmente 23000 consumidores na área do euro, sobre a sua percepção e expectativa quanto à evolução dos preços (ver Comissão Europeia (2007)).

Tendo em vista transformar dados de natureza qualitativa em indicadores quantitativos, vários métodos alternativos foram propostos na literatura ao longo do tempo (ver Nardo (2003) para uma síntese). Um desses métodos é o método probabilístico de Carlson e Parkin (1975) (CP, daqui em diante). Este método assume que cada consumidor inquirido responde ao inquérito baseando-se numa função

* As opiniões expressas no artigo são as dos autores e não coincidem necessariamente com as do Banco de Portugal ou do Eurosistema. Todos os erros e omissões são da exclusiva responsabilidade dos autores.

** Departamento de Estudos Económicos, Banco de Portugal.

(1) Este artigo é baseado em trabalhos anteriores produzidos pelos autores (Dias, Duarte e Rua (2007,2008)).

densidade de probabilidade subjectiva associada à variável sobre a qual está a ser inquirido. Esta hipótese permite interpretar a proporção de inquiridos com uma resposta específica como uma determinada área sob a função densidade de probabilidade agregada do conjunto de inquiridos. A aplicação do método de CP às questões de preços é frequentemente encontrada na literatura (ver, por exemplo, Forsells e Kenny (2002), Łiziak (2003) ou Mestre (2007)).

O objectivo deste artigo é apresentar medidas quantitativas para a percepção e expectativas de inflação para a área do euro e Portugal, tendo por base a informação qualitativa do inquirido aos consumidores da Comissão Europeia, utilizando o método CP, de forma a que possam ser directamente comparáveis com a inflação observada². Adicionalmente, torna-se possível analisar a questão dos efeitos da introdução física do euro sobre a percepção da inflação e testar a racionalidade das expectativas de inflação dos consumidores.

2. PERCEPÇÃO DA INFLAÇÃO

2.1. Quantificação

A percepção da inflação por parte dos consumidores não tem que ser idêntica à inflação observada. Como referido por Berk (1999), os agentes, individualmente, podem não ser capazes de se aperceber exactamente do nível geral de inflação, devido ao problema de extracção de sinal (ver Lucas (1972, 1976)). Uma vez que, ao fim e ao cabo, o que influencia as decisões dos agentes económicos são as suas percepções, avaliar a percepção de preços e comparar a sua evolução com a inflação observada está a tornar-se cada vez mais importante, não só para a investigação académica mas também para os decisores de política económica.

Com vista à obtenção de uma medida quantitativa para a percepção da inflação, de entre os vários métodos que foram apresentados na literatura para converter dados de natureza qualitativa em variáveis quantitativas, vamos utilizar o método CP para quantificar a informação qualitativa obtida a partir dos inquéritos de opinião dos consumidores da Comissão Europeia. Ainda que uma comparação formal dos diferentes métodos nem sempre seja possível, existe alguma evidência empírica a favor do método proposto por Carlson e Parkin (1975), como foi discutido em Nardo (2003).

O método CP assume que cada consumidor inquirido, em cada momento do tempo, responde ao questionário tendo por base uma função densidade de probabilidade subjectiva associada à variável sobre a qual está a ser inquirido. Assim, este pressuposto permite associar a cada fracção de respostas de uma certa categoria uma área específica sob a função densidade de probabilidade agregada.

Um dos pressupostos basilares do método CP diz respeito à escolha da distribuição para a amostra. Inicialmente, e na maioria das aplicações empíricas subsequentes, esta escolha recaiu sobre a distribuição Normal. Esta escolha pode ser justificada com base na teoria estatística, em particular pelo Te-

(2) A mesma medida foi calculada também para outros países, nomeadamente, Alemanha, França, Itália, Espanha, Bélgica, Países Baixos, Irlanda e Grécia, (ver Dias, Duarte e Rua (2007, 2008)).

orema do Limite Central. Não obstante, a escolha da distribuição Normal tem sido sujeita a algumas críticas. Por exemplo, Carlson (1975) e Batchelor (1981) apontam para o facto de a hipótese de uma distribuição simétrica, como é o caso da Normal, poder ser um pressuposto forte. Contudo, para além da conveniência analítica da escolha da distribuição Normal, existe igualmente evidência empírica a favor do uso desta distribuição. Balcombe (1996) e Berk (1999) não encontraram evidência empírica a favor da utilização de distribuições assimétricas. Adicionalmente, este último autor e Löffler (1999) concluíram que os resultados obtidos são similares, quer se utilize ou não a distribuição Normal.

A formulação inicial do método CP foi desenvolvida para inquéritos que contemplavam apenas três respostas possíveis para uma dada questão. Batchelor e Orr (1988) e Berk (1999) estenderam o método CP a um enquadramento que contempla um conjunto de respostas mais rico, nomeadamente um em que os inquéritos contêm cinco respostas alternativas a cada uma das questões. Um exemplo deste tipo de inquéritos é o inquérito aos consumidores da Comissão Europeia. Em particular, a pergunta e as correspondentes respostas alternativas, no que se refere à avaliação da evolução corrente dos preços, são as seguintes (ver Comissão Europeia (2007)):

Em seu entender, os preços nos últimos 12 meses...

- 1) aumentaram muito
- 2) aumentaram moderadamente
- 3) aumentaram um pouco
- 4) ficaram na mesma
- 5) desceram ligeiramente
- 6) não sabe

Por outras palavras, os consumidores são inquiridos se a taxa de inflação homóloga está: 1) acima do seu nível moderado; 2) ao seu nível moderado; 3) abaixo do seu nível moderado; 4) nula ou 5) negativa.

Tendo em conta a forma como a questão é formulada, verifica-se que, para além da inflação nula, existe um outro valor de referência que condiciona a escolha da resposta, e que é o nível de inflação moderada. Consequentemente, qualquer medida quantitativa de percepção de inflação deve levar em conta não só a distribuição das diferentes respostas alternativas, mas também deve depender do nível de inflação moderada.

Represente-se por P_{it} a proporção de respostas da amostra inquirida, no momento t , afectas à categoria i ($i = 1, \dots, 5$)³. Esta proporção de respostas pode ser entendida como a estimativa de máxima verossimilhança das áreas sob a distribuição de percepção agregada dos consumidores delimitada pelos correspondentes limites de intervalos (ver Batchelor e Orr (1988)). Seja F a função de distribuição cumulativa da distribuição Normal e defina-se os limites (Z_{it}) (Gráfico 1) por:

(3) Note que, conforme referido em Mestre (2007), a resposta "não sabe" não é informativa para efeitos de percepção da inflação. Por isso, é usual redistribuir a fracção de respostas desta categoria proporcionalmente pelas restantes categorias (ver, por exemplo Forsells e Kenny (2002)).

$$Z_{1t} = F_t^{-1}(1 - P_{1t})$$

$$Z_{2t} = F_t^{-1}(1 - P_{1t} - P_{2t})$$

$$Z_{3t} = F_t^{-1}(1 - P_{1t} - P_{2t} - P_{3t})$$

$$Z_{4t} = F_t^{-1}(P_{5t})$$

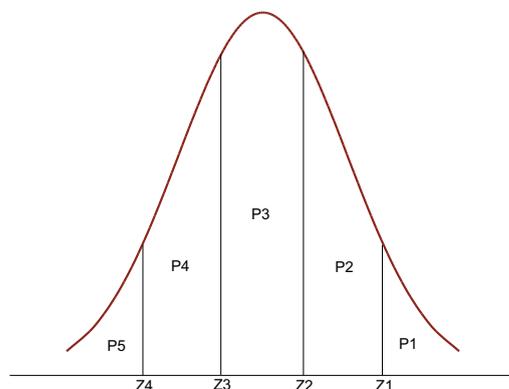
Nestas condições, como foi demonstrado por Batchelor e Orr (1988) e Berk (1999), a medida de percepção de inflação, π_t^p , é dada por ⁴

$$\pi_t^p = \frac{-Z_{3t} - Z_{4t}}{Z_{1t} + Z_{2t} - Z_{3t} - Z_{4t}} \pi_t^m$$

onde π_t^m representa o valor da inflação moderada. A partir da expressão anterior pode-se verificar que a inflação moderada desempenha o papel de medida de escala na quantificação da percepção de inflação. Batchelor e Orr (1988) argumentam que a inflação moderada reflecte a melhor estimativa individual da tendência de inflação, ou seja da inflação permanente. Neste sentido, uma possível medida aproximada para a inflação moderada pode ser obtida utilizando um filtro estatístico que permita extrair a componente tendência da inflação observada. Para esse efeito, pode ser utilizado, por exemplo, o filtro de Hodrick and Prescott (1997) (HP daqui em diante). O filtro HP é um procedimento de filtragem bem conhecido e habitualmente utilizado, que permite isolar a componente de tendência com um perfil alisado para qualquer série (ver, por exemplo, King e Rebelo (1993)). Na aplicação empírica, o parâmetro que determina o grau de alisamento foi fixado em 14400, o que corresponde ao valor habitualmente utilizado para se extrair a tendência de séries com periodicidade mensal, e o

Gráfico 1

DISTRIBUIÇÃO DAS RESPOSTAS SOB A HIPÓTESE DE DISTRIBUIÇÃO NORMAL



(4) Para mais detalhes, ver Dias, Duarte e Rua (2007).

problema do fim da amostra foi resolvido, como é prática corrente, estendendo a série com previsões mensais da inflação. Note-se que a tendência é extraída utilizando todo o período amostral e não apenas a informação disponível no momento em que a percepção é formada. Assim, em cada momento do tempo a inflação moderada reflecte valores passados, presentes e futuros da inflação observada. Refira-se, no entanto, que num contexto de relativa estabilidade da inflação (como é o caso dos dois últimos terços da amostra) esta hipótese é relativamente inócua. Adicionalmente, durante o processo de desinflação (e que corresponde ao primeiro terço da amostra) esta hipótese também é razoável, dado que era do conhecimento do público em geral o compromisso das autoridades nacionais no sentido de alcançar a estabilidade de preços.

No Gráfico 2 apresenta-se as proporções das respostas ao inquérito de cada categoria relativamente à questão da avaliação da evolução corrente dos preços, e o Gráfico 3 mostra a medida de percepção de inflação resultante, quer para a área do euro quer para Portugal. Em geral, verifica-se que a medida quantitativa de percepção segue de perto a série da inflação observada.

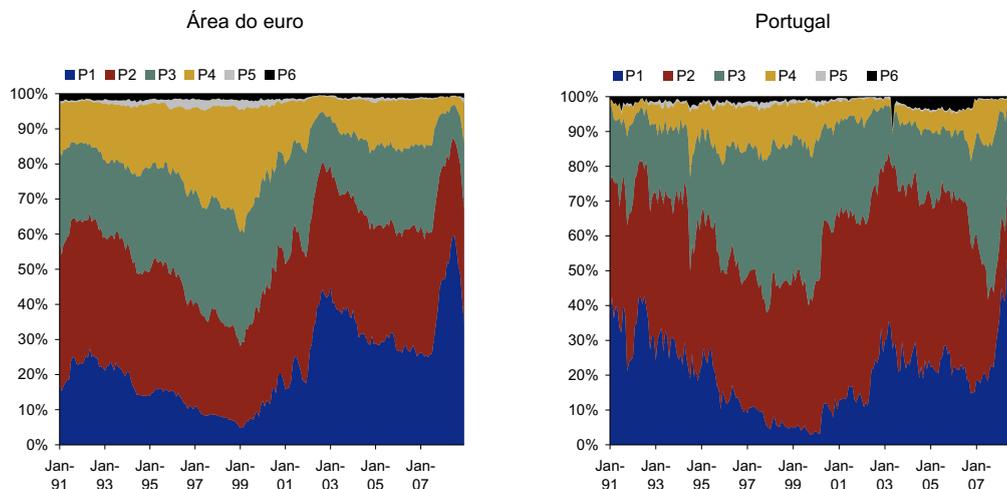
Adicionalmente, também se apresenta no Gráfico 3 as correspondentes séries de saldos de respostas extremas. O saldo de respostas extremas é a medida correntemente utilizada pela Comissão Europeia para sintetizar os resultados dos inquéritos e é simplesmente uma média ponderada das proporções das cinco respostas informativas ao questionário

$$b = -P_5 - \frac{1}{2}P_4 + 0P_3 + \frac{1}{2}P_2 + P_1$$

com ponderadores *ad hoc* associados a cada uma das respostas. O saldo de respostas extremas é uma medida sintética muito popular, dado que é fácil de calcular e é publicada mensalmente pela Co-

Gráfico 2

PROPORÇÃO DE RESPOSTAS DA *i* – ÉSIMA CATEGORIA RELATIVAMENTE À QUESTÃO SOBRE A EVOLUÇÃO ACTUAL DOS PREÇOS

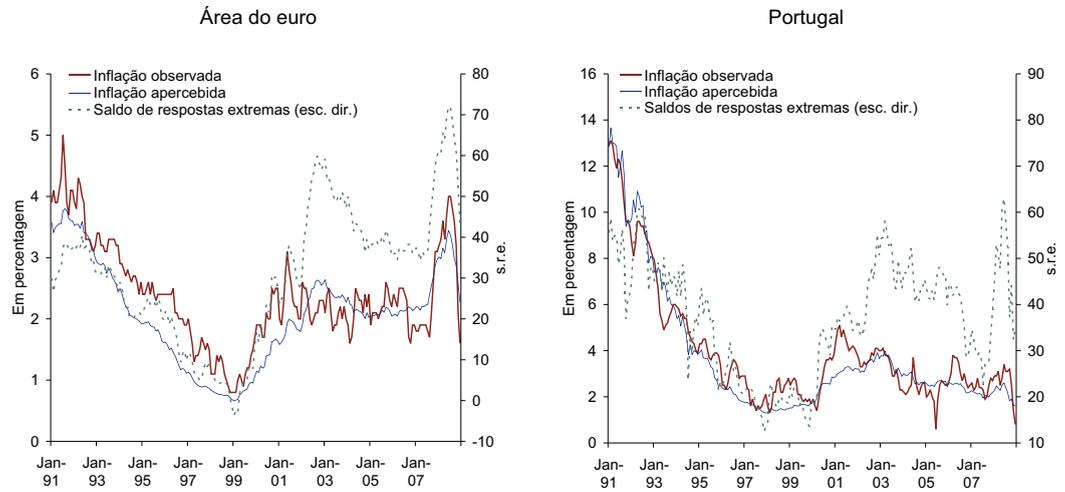


Fonte: Comissão Europeia.

Fonte: INE.

Gráfico 3

INFLAÇÃO OBSERVADA E APERCEBIDA E SALDO DE RESPOSTAS EXTREMAS

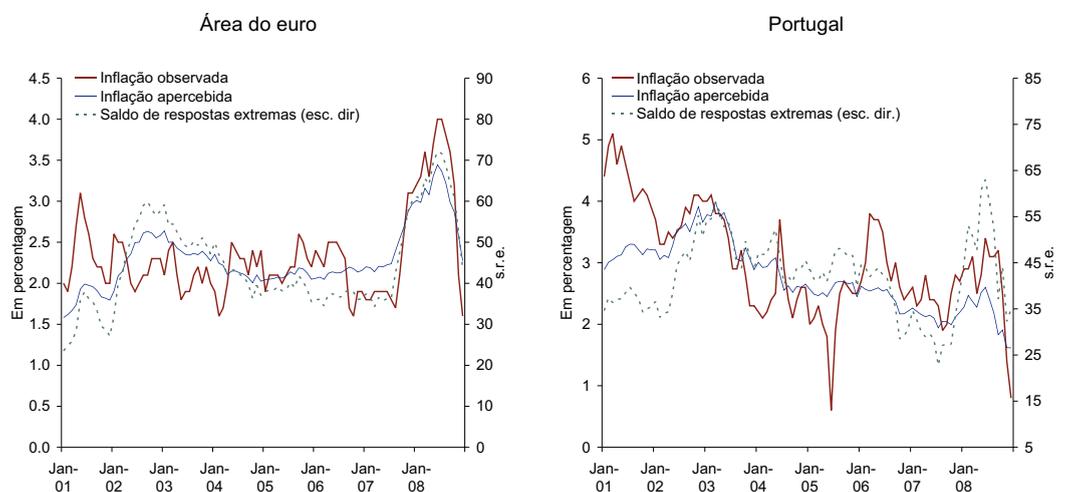


Fontes: Comissão Europeia, Eurostat e cálculos dos autores.

Fontes: Eurostat, INE e cálculos dos autores.

Gráfico 4

INFLAÇÃO OBSERVADA E APERCEBIDA E SALDO DE RESPOSTAS EXTREMAS



Fontes: Comissão Europeia, Eurostat e cálculos dos autores.

Fontes: Eurostat, INE e cálculos dos autores.

missão Europeia. Ajustando devidamente a escala, o saldo de respostas extremas para a questão da percepção da inflação tem sido largamente utilizado como *proxy* do indicador de percepção da inflação (ver BCE (2003, 2005 e 2007) ou Döring e Mordonu (2007), entre outros). Contudo, o saldo de respostas extremas para esta questão em particular nem sempre é uma medida fiável para a inflação apercebida (sobre este assunto, ver Dias, Duarte e Rua (2007)). De facto, o procedimento habitual de representar no mesmo gráfico a inflação observada e o saldo de respostas extremas, ainda que em escalas diferentes, para avaliar a evolução da percepção de inflação é razoável apenas num contexto em que a inflação é relativamente estável. A título de exemplo, considere-se num gráfico a inflação observada, a medida de inflação apercebida e o saldo de respostas extremas, apenas para o conjunto dos últimos oito anos, período em que a inflação se manteve relativamente estável (Gráfico 4). Neste caso, verifica-se que o saldo de respostas extremas e a medida de inflação apercebida proposta apresentam uma evolução bastante similar.

2.2. Introdução física do euro

Nos últimos anos, tem-se assistido a um debate intenso sobre o comportamento divergente ente a inflação observada e o saldo de respostas extremas, que como foi mencionado acima é a medida mais utilizada como indicador de percepção da inflação (ver, por exemplo, BCE (2007)). Não obstante a inflação observada não ter variado muito⁵, o saldo de respostas extremas aumentou significativamente após a introdução física das notas e moedas do euro, divergindo claramente em relação à inflação observada. O hiato entre as duas séries atingiu o valor mais alto algures no princípio de 2003, tendo-se mantido relativamente persistente desde então (Gráfico 3).

Na literatura emergente sobre este tópico (ver, entre outros, BCE (2003, 2005, 2007), Aucremanne, Collin e Stragier (2007) e Döring e Mordonu (2007)), o papel da introdução física do euro como elemento gerador deste hiato tem sido apresentado de várias formas. Por exemplo, tem sido argumentado que a introdução do euro, e a extensiva cobertura por parte da imprensa deste evento, pode ter dado mais atenção à subida de preços, induzindo uma sobre-reação da inflação apercebida. Além disso, as subidas de preços no consumidor que ocorreram aquando da introdução do euro parecem ter estado concentradas nos bens mais frequentemente transaccionados, o que pode ter tido um impacto significativo sobre a percepção de inflação. Adicionalmente, também tem sido argumentado que um elevado número de consumidores europeus ainda converte os preços de euros para as antigas moedas nacionais, ancorando por isso os preços relativos aos níveis existentes antes da introdução física do euro.

Contudo, como referido anteriormente, o saldo de respostas extremas não é uma medida adequada para avaliar a evolução da percepção da inflação num período amostral em que a inflação observada não é estacionária. Consequentemente, tal facto invalida o uso do saldo de respostas extremas para aferir o impacto da introdução física do euro sobre a percepção da inflação quando se considera todo

(5) Segundo o Eurostat (2003), o efeito mais significativo da introdução física da nova moeda sobre a inflação observada, na zona do euro, ocorreu entre Dezembro de 2001 e Janeiro de 2002 e é estimado como tendo atingido um valor no intervalo de 0.09 a 0.28 pontos percentuais.

o período amostral, dado que na maior parte dos países este período engloba um sub-período de desinflação pronunciada. De facto, o inadequado uso do saldo de respostas extremas conduziu à conclusão errónea que teria emergido um hiato entre a inflação observada e apercebida, e que tal poderia estar associado à introdução do euro em Janeiro de 2002. Adicionalmente, algumas das explicações apresentadas parecem ter sido baseadas em evidências circunstanciais pois, por exemplo, alguns dos preços que subiram por altura da introdução do euro, nomeadamente dos bens mais frequentemente adquiridos, não estão directamente relacionados com esse evento, em particular a subida dos preços de bens energéticos (relacionados com o preço de petróleo nos mercados internacionais) e dos preços de bens alimentares não processados (directamente associados às condições meteorológicas e das colheitas) (ver *Eurostat* (2003)).

Do Gráfico 3, ao invés do que é perceptível quando se usa o saldo de respostas extremas, pode-se suspeitar imediatamente que a referida quebra entre a inflação observada e a apercebida não parece existir quando se utiliza a medida de percepção de inflação aqui proposta. Dias, Duarte e Rua (2007) procuraram avaliar formalmente se existe ou não uma quebra entre a inflação apercebida e a observada. Em particular, depois de testar a presença de raízes unitárias nas duas séries, a existência de uma relação de cointegração entre inflação observada e apercebida é avaliada. Utilizando a estatística do traço de Johansen, é possível concluir que há evidência de cointegração. Para testar a existência de uma quebra na relação de cointegração, os autores utilizaram o teste recentemente proposto por Andrews e Kim (2006). A partir dos resultados deste teste, não foi encontrada qualquer evidência a favor duma quebra de estrutura, quer para a área do euro quer para Portugal, por altura da introdução física do euro. Assim, utilizando a medida proposta de percepção de inflação, para toda a amostra, os resultados baseados em testes formais permitem concluir que não existe evidência empírica que sustente a ideia de que um hiato, provocado pela introdução física do euro, tenha emergido entre a inflação observada e a apercebida.

3. EXPECTATIVAS DE INFLAÇÃO

3.1. Quantificação

Para obter uma medida quantitativa para as expectativas de inflação, em particular a partir do inquérito de opinião aos consumidores da Comissão Europeia, é utilizado novamente o método CP apresentado na Secção 2.1. Neste caso, a questão e o correspondente conjunto de respostas, referentes à avaliação da evolução futura dos preços, são os seguintes (ver Comissão Europeia (2007)):

Em seu entender, tendo em conta a actual situação, acha que os preços, nos próximos 12 meses, irão...

- 1) aumentar mais rapidamente
- 2) aumentar tanto como actualmente
- 3) aumentar menos rapidamente

- 4) ficar na mesma
- 5) descer ligeiramente
- 6) não sabe

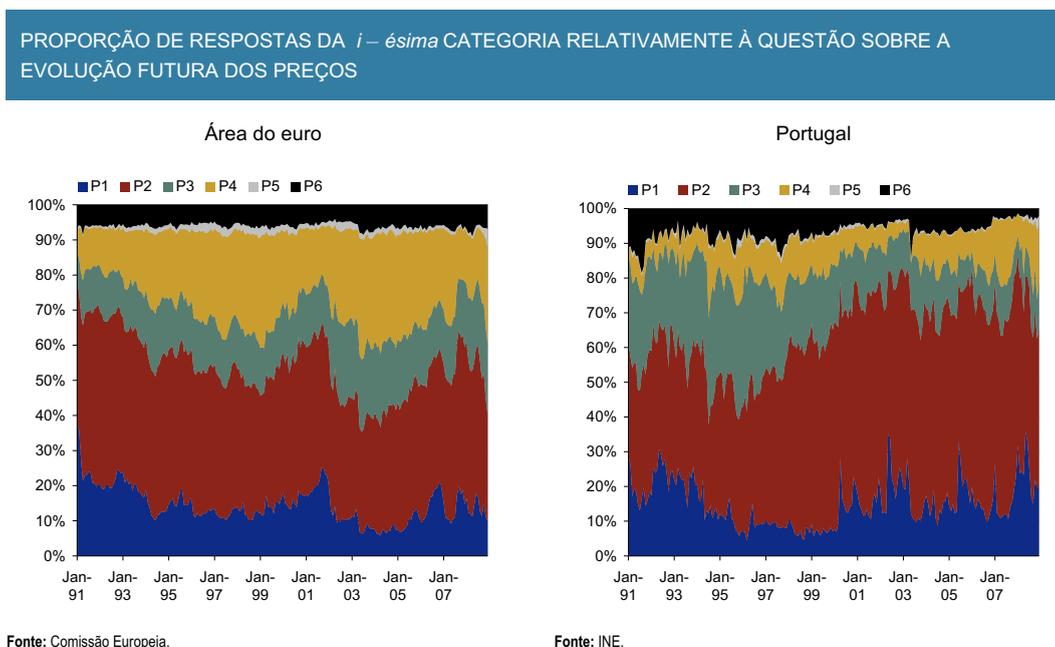
Por outras palavras, os consumidores são inquiridos se a expectativa da taxa de variação homóloga dos preços estará: 1) acima da sua percepção actual da inflação; 2) igual à inflação apercebida; 3) abaixo da inflação apercebida; 4) nula ou 5) negativa. Note-se que, tal como anteriormente, existem dois valores de referência para avaliar a evolução das expectativas de inflação: zero e a inflação apercebida.

De forma análoga ao caso da inflação apercebida, pode ser deduzida uma expressão semelhante para a expectativa de inflação – π_t^e :

$$\pi_t^e = \frac{-Z_{3t} - Z_{4t}}{Z_{1t} + Z_{2t} - Z_{3t} - Z_{4t}} \pi_t^p$$

em que, neste caso, é a inflação apercebida que condiciona a escala da medida quantitativa das expectativas de inflação. Uma escolha óbvia e natural para a inflação apercebida é a medida obtida na secção anterior.⁶ No Gráfico 5, apresenta-se as proporções de respostas das diferentes categorias referentes à questão sobre a evolução futura dos preços, enquanto que no Gráfico 6 é apresentada a medida de expectativas de inflação resultante para a área do euro e para Portugal.

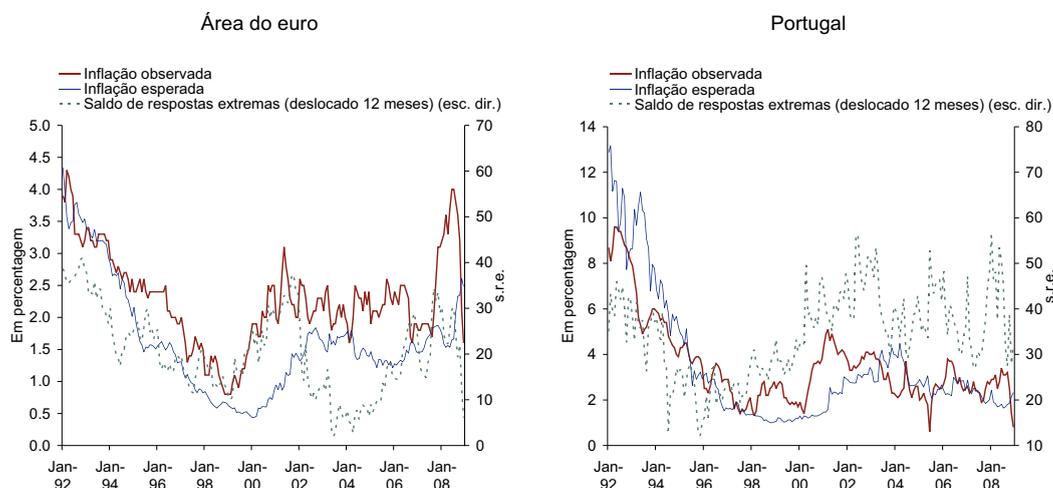
Gráfico 5



(6) Refira-se, no entanto, que os resultados obtidos se mantêm qualitativamente inalterados se se utilizar como medida de inflação apercebida a inflação observada, como é comum encontrar na literatura.

Gráfico 6

INFLAÇÃO OBSERVADA E ESPERADA E SALDO DE RESPOSTAS EXTREMAS



Fontes: Comissão Europeia, Eurostat e cálculos dos autores.

Fontes: Eurostat, INE e cálculos dos autores.

3.2. Teste à racionalidade das expectativas

O conceito de expectativas racionais foi introduzido por Muth (1961) e é baseado no pressuposto de que as expectativas são em traços gerais, na sua essência, similares a previsões informadas deduzidas a partir da teoria económica. Como tal, as previsões devem explorar de uma forma eficiente toda a informação disponível na base de dados. Nesta secção, a hipótese da racionalidade das expectativas é testada para um tipo de agentes económicos específico – os consumidores – relativamente a uma variável em particular – a inflação.

Nesse sentido, para avaliar a validade das hipótese de expectativas racionais, um conjunto de testes formais foram propostas na literatura, nomeadamente testes sobre o não enviesamento, ausência de correlação serial, eficiência e ortogonalidade (ver Pesaran (1989)). Expectativas não enviesadas assumem que os agentes racionais não cometem erros sistemáticos e persistentes quando prevêm a inflação. Tal significa que agentes racionais podem sobre- (ou sub-) prever a inflação em curtos períodos de tempo, mas que tal fenómeno não ocorre num longo período de tempo. Considere a seguinte equação para o ensaio:

$$\pi_t = \alpha + \beta\pi_t^e + u_t$$

em que π_t é a taxa de inflação observada. Assim o teste de não enviesamento consiste no ensaio conjunto de $\alpha = 0$ e $\beta = 1$. Num contexto em que as séries $(\pi_t$ e $\pi_t^e)$ são não estacionárias, a restrição de não enviesamento requer a existência de uma relação de cointegração entre a inflação observada e a expectativa de inflação e que o vector cointegrante $[\alpha \ \beta]$ seja igual a $[0 \ 1]$.

Relativamente à eficiência e ortogonalidade, ambos os testes dizem respeito à utilização de informação por parte dos agentes na previsão da inflação: no primeiro caso, com o uso da informação passada da taxa de inflação enquanto, no segundo, com o uso de um conjunto de informação mais alargada. A terminologia utilizada para estes ensaios não é consensual entre os diferentes autores. Por exemplo, Forsells e Kenny (2002) utilizam alternativamente eficiência fraca e forte para designar os testes de eficiência e de ortogonalidade, respectivamente. Testar a eficiência fraca (ou eficiência) consiste em averiguar a significância estatística da informação respeitante à inflação passada numa regressão em que variável dependente é o erro de previsão, definido como a diferença entre a inflação observada e o indicador de expectativa de inflação. Se o conjunto de coeficientes nessa regressão associados às variáveis desfasadas de inflação for conjuntamente significativo, então a inflação passada contém informação relevante que poderia melhorar a previsão, *i.e.*, reduzir os erros de previsão.

Para a eficiência forte (ou ortogonalidade), um enquadramento de teste análogo é considerado, só que neste caso o objectivo é analisar se um conjunto de informação mais alargado é ortogonal aos erros de previsão. Para esse efeito, considere a seguinte equação:

$$e_t = \mu + \gamma \Omega_{t-12} + u_t$$

onde Ω_{t-12} representa o conjunto de informação disponível no momento em que as expectativas de inflação (respeitante a 12 meses à frente) são formadas. Formalmente, os erros de previsão serão ortogonais às variáveis consideradas relevantes para a previsão da inflação se $\gamma = 0$. Como actualmente, devido ao progresso na disseminação de dados, os agentes económicos têm acesso a um conjunto de informação cada vez mais alargado a um custo progressivamente mais baixo, o conjunto de informação relevante pode englobar um número extremamente alargado de variáveis. Com base no artigo seminal de Stock e Watson (1998), pode-se utilizar os factores comuns extraídos a partir da base de dados original. Dessa forma, é possível ultrapassar o problema da dimensão do conjunto de informação disponível, reduzindo o número de regressores de uma forma parcimoniosa, sem desperdiçar parte significativa da informação. Adicionalmente, tal como em Łiziak (2003), pode-se controlar para os efeitos dos erros de previsão passados e levar em conta desfasamentos de publicação dos dados, deslocando a posição relativa das séries, de tal forma que em cada momento do tempo a variável independente considerada reflecte toda a informação disponível aos agentes económicos no momento do inquérito (ver, por exemplo, Altissimo e outros (2007) e Barhoumi e outros (2008)). Para esse efeito, considere o seguinte modelo:

$$e_t = \mu + \sum_{i=1}^p \rho_i e_{t-1} + \sum_{j=1}^k \Psi_j F_{j,t-12} + u_t$$

em que p é o número de termos autoregressivos com vista a levar em conta a autocorrelação nos erros de previsão, F_j refere-se ao j –ésimo factor comum extraído da base de dados alargada e k representa o número de factores comuns considerados na regressão ⁷. Pode-se utilizar o critério proposto

(7) Para uma discussão sobre a existência de autocorrelação nos erros de previsão sob a hipótese de racionalidade, ver Dias, Duarte e Rua (2008).

por Bai e Ng (2002) para determinar o número de factores comuns a incluir no modelo. Neste contexto, as expectativas dos agentes económicos serão ortogonais ao conjunto de informação considerada ou, por outras palavras, os agentes são fortemente eficientes, se a hipótese conjunta $\Psi_1 = \Psi_2 = \dots = \Psi_k = 0$ não for rejeitada.

Dias, Duarte e Rua (2008) conduziram os ensaios acima mencionados para o conjunto da área do euro assim como para vários países membros (incluindo Portugal). Quanto ao não enviesamento, os autores não encontraram evidência empírica a favor do não enviesamento (à semelhança de Berk (1999), Łiziak (2003) e Mestre (2007)). Ainda que os resultados do teste de Johansen apontem para a existência de uma relação de cointegração entre a inflação observada e a medida de expectativa de inflação, a hipótese de o vector cointegrante $[\alpha \beta]$ ser igual a $[0 \ 1]$ é claramente rejeitada, quer para a área do euro quer para Portugal (assim como para todos os outros países considerados na análise). Restringindo a amostra ao período pós introdução do euro (*i.e.* desde Janeiro de 1999), a mesma conclusão é obtida para a área do euro, ao passo que para Portugal existe alguma evidência de não enviesamento.

Como os resultados do teste anterior sugerem que as expectativas dos agentes económicos são, em geral, enviesadas, a hipótese das expectativas serem racionais é desde logo posta em causa, independentemente dos resultados dos testes de eficiência e de ortogonalidade. Contudo, mesmo que os agentes possam incorrer em erros de previsão sistemáticos, Paquet (1992) argumenta que, nestes casos, a existência de uma relação de cointegração entre a inflação observada e a expectativa de inflação pode ser interpretada como uma espécie de racionalidade, a qual designou de racionalidade de forma fraca.

Prosseguindo para a eficiência fraca, quando se considera todo o período amostral, os resultados em Dias, Duarte e Rua (2008) sugerem que não se pode rejeitar a hipótese de eficiência fraca para a área do euro. Pelo contrário, para Portugal os autores não encontraram evidência empírica a favor da eficiência fraca. Quando os ensaios são conduzidos restringindo-se à amostra pós introdução do euro, os resultados permanecem qualitativamente inalterados. No que diz respeito à eficiência forte, existe evidência a favor dessa hipótese para a área do euro, sendo que a conclusão se mantém quando se considera apenas o período pós introdução do euro.

Concluindo, nem para Portugal nem para a área do euro estão preenchidas todas as condições necessárias para satisfazer a hipótese das expectativas serem racionais. Tal verifica-se quer para a amostra como um todo quer para o sub-período após a introdução do euro.

4. CONCLUSÕES

Este artigo tem dois objectivos principais. Em primeiro lugar, propor uma medida alternativa para a percepção da inflação obtida a partir da quantificação dos dados qualitativos provenientes de inquéritos de opinião. A mensurabilidade da percepção de inflação ganhou uma atenção acrescida ao longo dos últimos anos, em particular na área do euro. Este interesse renovado surgiu pelo facto de a intro-

dução física do euro em Janeiro de 2002 ter tido, aparentemente, um efeito significativo sobre a percepção da inflação por parte dos consumidores. Recorrendo ao indicador habitualmente utilizado, o saldo de respostas extremas, publicado pela Comissão Europeia, como uma *proxy* para a inflação apercebida, verifica-se que emergiu um hiato entre a inflação observada e a inflação apercebida na sequência da introdução física das notas e moedas em euros. Contudo, deve-se ter cautela quando se retira conclusões no caso de se utilizar o saldo de respostas extremas, uma vez que este é uma medida adequada de inflação apercebida apenas em circunstâncias muito particulares. Para ultrapassar as limitações do saldo de respostas extremas, neste artigo, é proposta uma medida mais refinada para a percepção de inflação, sendo calculada quer para a área do euro quer para Portugal. Esta medida baseia-se na conhecida versão generalizada do método de Carlson e Parkin e explora a informação relativa à questão acerca da percepção de inflação do inquérito de opinião dos consumidores da Comissão Europeia. Em claro contraste com trabalhos anteriormente publicados, que se baseiam no saldo de respostas extremas, não se encontra qualquer evidência empírica a favor de uma quebra de estrutura entre a inflação observada e a percepção de inflação, após a introdução do euro, quando se utiliza a medida para a percepção de inflação proposta neste artigo.

Em segundo lugar, foi igualmente calculada uma medida quantitativa da expectativa de inflação para a área do euro e Portugal. Para esse efeito, recorreu-se de novo ao inquérito de opinião dos consumidores da Comissão Europeia divulgado numa base mensal e utilizou-se o referido método probabilístico de Carlson e Parkin. Esta medida quantitativa permite testar em que medida as expectativas dos consumidores quanto à inflação são racionais ou não. Neste contexto, a hipótese de racionalidade das expectativas de inflação por parte dos consumidores não parece ser suportada empiricamente, nem para a área do euro nem para Portugal.

REFERÊNCIAS

- Altissimo, F., R. Cristadoro, M. Forni, M. Lippi e G. Veronese (2007) "New Eurocoin: Tracking economic growth in real time", CEPR *Discussion Paper* no. 5633.
- Andrews, D. e Kim, J. (2006) "Tests for cointegration breakdown over a short time period", *Journal of Business and Economic Statistics*, 24 (4), 379-394.
- Aucremanne, L., Collin, M. e Stragier, T. (2007) "Assessing the gap between observed and perceived inflation in the euro area: is the credibility of the HICP at stake?", National Bank of Belgium *Working Paper* no. 112.
- Bai, J. e Ng, S. (2002) "Determining the number of factors in approximate factor models", *Econometrica*, 70, no 1, 191-221.
- Balcombe, K. (1996) "The Carlson and Parkin method applied to NZ price expectations using QSBO survey data", *Economic Letters*, 51, 51—57.
- Barhoumi, K., Benk, S., Cristadoro, R., Reijer, A., Jakaitiene, A., Jelonek, P., Rua, A., Rünstler, G., Ruth, K., van Nieuwenhuyze, C. (2008) "Short-term forecasting of GDP using large datasets: A pseudo real-time forecast evaluation exercise", ECB *Occasional Paper Series* no. 84, European Central Bank.

- Batchelor, R. (1981) "Aggregate expectations under the stable laws", *Journal of Econometrics*, 16, 199-210.
- Batchelor, R. e Orr, A. (1988) "Inflation expectations revisited", *Economica*, vol. 55, no. 219, 317-331.
- Berk, J. (1999) "Measuring inflation expectations: a survey data approach", *Applied Economics*, 31, 1467-1480.
- Carlson, J. (1975) "Are price expectations normally distributed?", *Journal of the American Statistical Association*, vol. 70, no. 352, 749-754.
- Carlson, J. e Parkin, M. (1975) "Inflation expectations", *Economica*, vol. 42, no. 166, 123-138.
- Dias, F., Duarte, C. e Rua, A. (2007), "Inflation (mis)perceptions in the euro area", Banco de Portugal, *Working Paper* no. 15.
- Dias, F., Duarte, C. e Rua, A. (2008), "Inflation expectations in the euro area: Are consumers rational?", Banco de Portugal, *Working Paper* no. 23.
- Döring, B. e Mordonu, A. (2007) "What drives inflation perceptions? A dynamic panel data analysis", *European Economy Economic Papers* no. 284, European Commission.
- Driver, C. e Urga, G. (2004) "Transforming qualitative survey data: performance comparisons for the UK", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 66 (1), 71-89.
- European Central Bank (2003) "Recent developments in euro area inflation perceptions", *ECB Monthly Bulletin*, October 2003.
- European Central Bank (2005) "Consumers' inflation perceptions: still at odds with official statistics?", *ECB Monthly Bulletin*, April 2005.
- European Central Bank (2007) "Measured inflation and inflation perceptions in the euro area", *ECB Monthly Bulletin*, May 2007.
- European Commission (2007) *The Joint Harmonised EU Programme of Business and Consumer Surveys - User Guide*.
- Eurostat (2003) "Euro changeover effects", *Euro-indicators news release*, 18 June.
- Forsells, M. e Kenny, G. (2002) "The rationality of consumers' inflation expectations: survey-based evidence for the euro area", *ECB Working Paper* series no. 163.
- Hodrick, R. J. e Prescott, E. C. (1997) "Postwar U.S. business cycles: an empirical investigation", *Journal of Money, Credit and Banking*, 29(1), 1-16.
- King, R. e Rebelo, S. (1993) "Low frequency filtering and real business cycles", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 17(1), 207-231.
- Łziak, T. (2003) "Consumer inflation expectations in Poland", *ECB Working Paper* series no. 287.
- Löffler, J. (1999) "Refining the Carlson-Parkin method", *Economic Letters*, 64, 167-171.
- Lucas, R. (1972) "Expectations and the neutrality of money", *Journal of Economic Theory*, 4, 103-124.
- Lucas, R. (1976) "Understanding business cycles" reprinted in R. Lucas (1985) *Studies in business cycle theory*, MIT press, Cambridge (MA), 215-239.
- Mestre, R. (2007) "Are survey-based inflation expectations in the euro area informative?", *ECB Working Paper* series no. 721.

- Muth, J. F. (1961) "Rational Expectations and the Theory of Price Movements", *Econometrica*, vol. 29, no. 3, 315-335.
- Nardo, M. (2003) "The quantification of qualitative survey data: a critical assessment", *Journal of Economic Surveys*, 17 (5), 645-668.
- Paquet, A. (1992) "Inflationary expectations and rationality", *Economics Letters*, 40, 303-308.
- Pesaran, H. (1989) *The Limits to Rational Expectations*, Basil Blackwell.
- Smith, J. e McAleer, M. (1995) "Alternative procedures for converting qualitative response data to quantitative expectations: an application to Australian manufacturing", *Journal of Applied Econometrics*, 10 (2), 165-185.
- Stock, J. e Watson, M. (1998) "Diffusion Indexes", NBER *Working Paper* no 6702.
- Thomas Jr., L. (1999) "Survey measures of expected U.S. inflation", *The Journal of Economic Perspectives*, 13 (4), 125-144.