

PREVISÃO DA INFLAÇÃO UTILIZANDO AGREGADOS MONETÁRIOS*

João Valle e Azevedo**

Ana Pereira**

I am concerned that this encouraging but brief period of success will foster the opinion, already widely held, that the [ECB's] monetary pillar is superfluous, and lead monetary policy analysis back to the kind of muddled eclecticism that brought us the 1970s inflation.

Lucas (2006)

1. INTRODUÇÃO

Embora poucos discordarão de que “a inflação é sempre e em toda parte um fenómeno monetário” (Friedman, 1963), temos presenciado nas últimas décadas a uma diminuição do papel atribuído à moeda na condução da política monetária. Por um lado, a dominante corrente *neo-keynesiana* da análise monetária vive em economias *cashless*, onde a procura de moeda é considerada redundante dada uma regra para a fixação da taxa de juro no mercado monetário (ver, por exemplo, Woodford, 2007a) ou, o que é semelhante, a relação de longo prazo entre moeda e inflação é apenas vista como mais uma entre as várias relações de estado estacionário (ver Galí, 2002). Este paradigma não está livre de críticas dado que a inflação no estado estacionário é considerada exógena (o objetivo do banco central), independente da oferta de moeda (ver Nelson, 2008). Por outro lado, questões relacionadas com a instabilidade da procura de moeda e o facto de esta não parecer ser útil na previsão da inflação (ver Estrella e Mishkin, 1997, para uma referência mais distante) têm contribuído para a diminuição da importância do papel da moeda na análise de política monetária. De qualquer forma, há um reconhecimento geral da existência de uma relação de longo prazo entre o crescimento da moeda e a inflação.

A volumosa literatura relacionada com a previsão da inflação nos EUA aponta para o facto de, nas palavras de Stock e Watson (2007), “a inflação se ter tornado simultaneamente mais fácil e mais difícil de prever” desde o início dos anos 80. Mais fácil no sentido em que os erros de previsão têm sido menores, mas mais difícil porque se tornou extremamente complicado superar previsões obtidas com modelos univariados simples. A utilização de grandes bases de dados em painel parece não ser a solução e previsões baseadas em curvas de Phillips não produzem resultados aceitáveis (Stock e Watson, 2008) enquanto que Ang, Bekaert e Wei (2007) concluem, ironicamente, que as previsões

* Os autores agradecem os comentários e sugestões de Nuno Alves, Mário Centeno, Ana Cristina Leal e José Ferreira Machado. As opiniões expressas no artigo são da responsabilidade dos autores, não coincidindo necessariamente com as do Banco de Portugal ou do Eurosistema. Eventuais erros e omissões são da exclusiva responsabilidade dos autores.

** Banco de Portugal, Departamento de Estudos Económicos.

resultantes de inquéritos (em especial do *Philadelphia survey of professional forecasters*) produzem previsões da inflação que são superiores às obtidas com uma série vasta de métodos alternativos.

Neste contexto, este artigo mostra como incorporar de forma útil os agregados monetários em previsões da inflação dos EUA e como estas dominam um amplo conjunto de previsões alternativas. O aspeto fundamental da nossa abordagem advém de ignorarmos totalmente as flutuações de frequência alta que obscurecem a relação moeda/inflação. Esta abordagem está em linha com Lucas (1980), onde o foco nas frequências baixas revela de forma clara a relação entre inflação e crescimento da moeda. Com uma projeção apropriada somos capazes de explorar esta clara relação com o objetivo de produzir previsões atempadas. A novidade da nossa abordagem justifica a surpreendente tensão existente na literatura entre a caracterização da relação inflação/moeda, incluindo a verificação de causalidade à Granger (da moeda para a inflação) nas frequências baixas (ver, por exemplo, Assenmacher-Wesche e Gerlach, 2008a, 2008b), e a falta de poder preditivo marginal da moeda em relação à inflação em exercícios de previsão *out-of-sample* (ver, por exemplo, Ang, Bekaert e Wei, 2007, para uma caracterização recente). Mostraremos que estas conclusões não são válidas para a área do euro e discutiremos razões que justificam este facto.

Entramos portanto em conflito com o ponto de vista de Woodford (2007a): “poder-se-ia pensar que a existência de uma relação de longo prazo entre o crescimento da moeda e a inflação implicaria que medidas de crescimento da moeda seriam úteis na previsão da inflação no médio e longo prazo, se não mesmo a horizontes mais curtos. Mas este não é o caso”. Neste artigo mostraremos que este é de facto o caso, pelo menos para os EUA. Aceitamos que a existência de uma relação de longo prazo não implica a atribuição de um papel especial à moeda na previsão da inflação, exceto se houver evidência de que movimentos na moeda antecipam movimentos na inflação. Mostraremos que este é de facto o caso tal como mostraram Assenmacher-Wesche e Gerlach (2008a, 2008b) aceitando o seu desafio “... de como fazer o melhor uso da informação presente nas frequências baixas do crescimento da moeda para produzir previsões *out-of-sample* da inflação [...]”.

O artigo está organizado da seguinte forma. Na Secção 2, reveremos a relação moeda/inflação, dando especial atenção à estimação do avanço da moeda em relação à inflação nas frequências baixas. Esclareceremos, ainda, como são construídas as projeções do artigo. A Secção 3 apresenta um exercício de previsão *pseudo out-of-sample*, comparando as previsões baseadas nos agregados monetários com uma série de alternativas. A Secção 4 discute os resultados, confrontando-os com a teoria, e a Secção 5 apresenta um resumo das principais conclusões.

2. MOEDA E INFLAÇÃO

A análise da relação de longo prazo entre moeda e inflação para diferentes países (ver McCandless e Weber, 1995, King, 2002 e Haug e Dewald, 2004) mostra tipicamente que a média de longo prazo de ambas as variáveis se concentra em torno de uma linha de 45 graus (a exceção é de Grawe e Polan, 2001, ver críticas a esta análise em Nelson, 2003). A análise da relação moeda/inflação no domínio das frequências (por exemplo, em Thoma, 1994, Jaeger, 2003, Benati, 2005, Brügemann

et al., 2005, Assenmacher-Wesche e Gerlach, 2007, 2008a e 2008b) mostra tipicamente uma correlação alta nas frequências baixas. É verdade que a revelação destas relações não pode resultar, por si só, na atribuição de um papel especial à moeda na condução da política monetária ou como um indicador de orientação da política. Assim, concordamos com Woodford (2007a): “Mas o simples facto de uma vasta literatura ter estabelecido uma relação bastante robusta de longo prazo entre o crescimento da moeda e a inflação não implica, por si só, que as estatísticas monetárias devam ser fontes importantes de informação na avaliação dos riscos para a estabilidade dos preços”. Mas e se, para além da relação de longo prazo, movimentos na moeda antecipam movimentos na inflação, mesmo que apenas nas frequências baixas?

2.1. Caracterização *in-sample* no domínio das frequências

Nesta secção concentramo-nos na evidência *in-sample* do avanço da moeda em relação à inflação. Este é o primeiro passo para investigar se a moeda tem poder preditivo em relação à inflação. Aqui e no resto do artigo, temos em consideração alguns aspetos relacionados com a escolha de variáveis e com o tratamento dos dados que estão geralmente associados à tentativa de estabelecer uma função de procura estável de saldos reais de moeda. Especificamente:

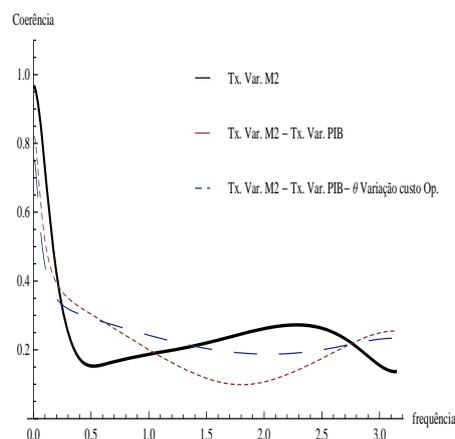
- i. os agregados monetários devem refletir claramente motivos de transação. Assim, a nossa atenção irá recair nos agregados M2, M2(-) e MZM (*Money Zero Maturity*, ver Teles e Zhou, 2004 para uma discussão sobre a estabilidade da procura do agregado monetário MZM) no caso dos EUA. No caso da área do euro, recorreremos ao agregado M3, que contém uma maior variedade de instrumentos, alguns apenas vagamente relacionados com motivos de transação.
- ii. daremos especial atenção à diferença entre o crescimento da moeda e o crescimento do produto (i.e., impomos implicitamente uma elasticidade unitária para o rendimento na procura de saldos reais de moeda), embora os resultados se mantenham robustos sem este ajustamento.
- iii. é útil, mas não crucial, controlar as variações na velocidade de circulação da moeda. Para tal, incluem-se nas projeções medidas do custo de oportunidade de deter moeda, definido como a diferença entre a taxa de rendibilidade dos instrumentos contidos no agregado monetário e uma taxa de juro de curto prazo (*3-month T bill rate*, apenas no caso dos EUA).

O Gráfico 1 apresenta a coerência (medida de correlação em cada frequência¹) e o Gráfico 2 a fase (atraso temporal entre variáveis em cada frequência) entre inflação, π_t^1 , e mg_t para os EUA. π_t^1 é a taxa de variação em cadeia do nível de preços, isto é $\pi_t^1 = \ln(P_t / P_{t-1})$ onde P_t é o nível de preços trimestral (medido pelo deflator do PIB) enquanto mg_t é uma das seguintes formulações: $\ln(M_t / M_{t-1})$, $\ln(M_t / M_{t-1}) - \ln(y_t / y_{t-1})$ ou $\ln(M_t / M_{t-1}) - \ln(y_t / y_{t-1}) - \theta(R_t - R_{t-1})$ onde M_t é o agregado monetário (M2 neste caso, os resultados são semelhantes para outros agregados), y_t é o produto (medido pelo produto interno bruto, PIB), R_t é uma medida do custo de oport-

(1) Frequências baixas correspondem a flutuações com periodicidade elevada, i.e., as ondas longas de uma série temporal.

Gráfico 1

COERÊNCIA ESTIMADA ENTRE A INFLAÇÃO E O CRESCIMENTO DO M2 CONSIDERANDO VÁRIOS AJUSTAMENTOS PARA OS EUA
Período 1984T1-2009T3

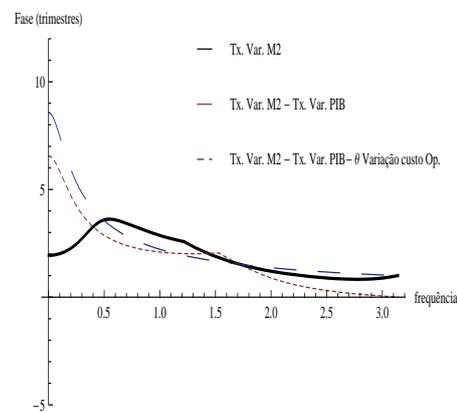


Fonte: Cálculos dos autores baseados em dados do *Federal Reserve Bank of St. Louis (FRED)*.

Nota: Inflação medida pela taxa de variação do deflator do PIB.

Gráfico 2

FASE ESTIMADA ENTRE A INFLAÇÃO E O CRESCIMENTO DO M2 CONSIDERANDO VÁRIOS AJUSTAMENTOS PARA OS EUA
Período 1984T1-2009T3



Fonte: Cálculos dos autores baseados em dados do *Federal Reserve Bank of St. Louis (FRED)*.

Nota: Inflação medida pela taxa de variação do deflator do PIB.

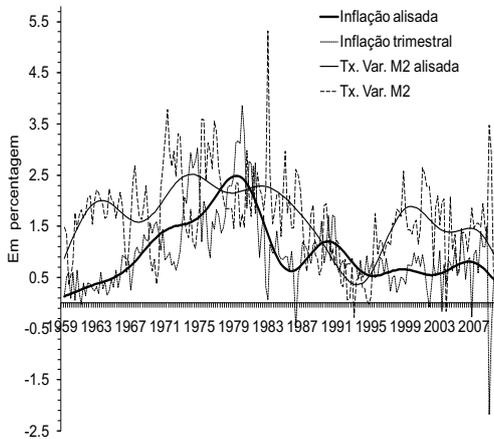
tunidade de deter os instrumentos incluídos no agregado e θ é a semi-elasticidade da procura de saldos reais de moeda com respeito a R_t . Assim, admitimos implicitamente uma procura de saldos reais de moeda à Cagan (1956) com elasticidade em relação ao rendimento unitária. Os resultados apresentados consideram a amostra 1984T1-2009T3, em linha com Atkeson e Ohanian (2001).

Com base no Gráfico 1 conclui-se facilmente que a coerência é menor se o crescimento da moeda é ajustado pelo crescimento do PIB real e ainda menor, em frequências baixas, se ajustado adicionalmente pela variação no custo de oportunidade. Em todos os casos, a coerência é bastante elevada mas apenas nas frequências baixas, deslocando-se em direção a 1 quando a frequência tende para zero apenas no caso em que não é aplicado qualquer ajustamento. Por outro lado, o efeito de fase é positivo (Gráfico 2), diminuindo com o aumento da frequência e mais elevado se ambos os ajustamentos forem aplicados. O facto de este efeito ser positivo revela imediatamente que o crescimento da moeda tem um avanço em relação à inflação.

A caracterização apresentada encontra-se bem documentada na literatura (em termos de coerência, não temos conhecimento da estimação da fase, apenas de testes de causalidade à Granger para diferentes frequências), o que levanta a questão: Porque não é esta informação útil na previsão da inflação? A nossa conjectura é que a consideração da informação ruidosa das frequências altas oculta o sinal fornecido pelo crescimento da moeda. Assim, iremos projetar apenas as frequências baixas da inflação no crescimento da moeda. Isto equivale a considerar como objeto de previsão uma versão alisada da inflação. No Gráfico 3 são apresentadas versões alisadas da inflação, medida pela taxa de variação do deflator do PIB, e do crescimento da moeda, medido pela taxa de variação do M2, que resultam da eliminação das flutuações com período inferior a 8 anos (ou 32 trimestres). Apesar de estar bem estabelecida a correlação entre estas variáveis alisadas, um problema

Gráfico 3

INFLAÇÃO, CRESCIMENTO DO M2 E VERSÕES ALISADAS DE AMBAS AS SÉRIES PARA OS EUA
Período 1959T2-2009T3



Fontes: Federal Reserve Bank of St. Louis (FRED) e cálculos dos autores.
Notas: Inflação medida pela taxa de variação do deflator do PIB. A versão alisada da série consiste na série limpa de flutuações com período inferior a 32 trimestres.

óbvio emerge na prática no contexto de previsão dado que estas médias móveis, por exigirem o conhecimento de observações futuras, não podem ser calculadas em tempo real. Isto é, a variável dependente numa projeção convencional não estaria disponível em tempo real. Lidaremos com este problema na secção seguinte.

No caso da área do euro as conclusões anteriores não são válidas. Embora a coerência entre a inflação, medida pela taxa de variação do IHPC (índice harmonizado de preços no consumidor) e o crescimento do M3 seja alta nas frequências baixas (Gráficos 4 e 5) a fase estimada é apenas ligeiramente positiva nas frequências muito baixas (ver Gráfico 6). Estas estimativas estão rodeadas de grande incerteza devido à pequena dimensão da amostra disponível e à baixa variabilidade da inflação durante a maior parte da amostra. De qualquer forma, os resultados revelam de imediato que não são expectáveis grandes resultados em termos de previsão da inflação na área do euro utilizando o M3, confirmando os resultados recentes de, por exemplo, Hofmann (2008) e Lenza (2006).

2.2. Como explorar *out-of-sample* a correlação nas frequências baixas

Suponha-se que estamos interessados em prever y_t (por exemplo, a inflação alisada) que define um sinal em x_t (por exemplo, a inflação). Suponha-se que queremos isolar o sinal na amostra finita $\{x_t\}_{t=1}^T$ e que estão disponíveis c séries de regressores z_1, \dots, z_c . A estimativa \hat{y}_t do sinal y_t será uma soma ponderada das observações de x e de z_1, \dots, z_c :

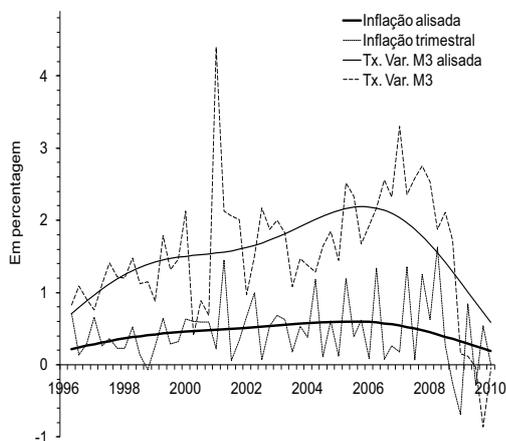
$$\hat{y}_t = \sum_{j=-f}^p \hat{B}_j^{p,f} x_{t-j} + \sum_{s=1}^c \sum_{j=-f}^p \hat{R}_{s,j}^{p,f} z_{s,t-j} \quad (1)$$

onde p representa o número de observações passadas que são utilizadas e f o número de observa-

Gráfico 4

INFLAÇÃO, CRESCIMENTO DO M3 E VERSÕES ALISADAS DE AMBAS AS SÉRIES PARA A ÁREA DO EURO

Período 1996T2-2010T1



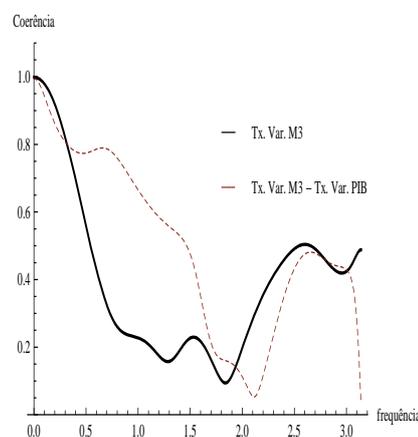
Fontes: Banco Central Europeu (*Statistical Data Warehouse*), Comissão Europeia (*Eurostat*) e cálculos dos autores.

Notas: Inflação medida pela taxa de variação do IHPC. A versão alisada da série consiste na série limpa de flutuações com período inferior a 32 trimestres.

Gráfico 5

COERÊNCIA ESTIMADA ENTRE A INFLAÇÃO E O CRESCIMENTO DO M3 COM E SEM AJUSTAMENTO PARA A ÁREA DO EURO

Período 1996T2-2010T1



Fontes: Banco Central Europeu (*Statistical Data Warehouse*), Comissão Europeia (*Eurostat*) e cálculos dos autores.

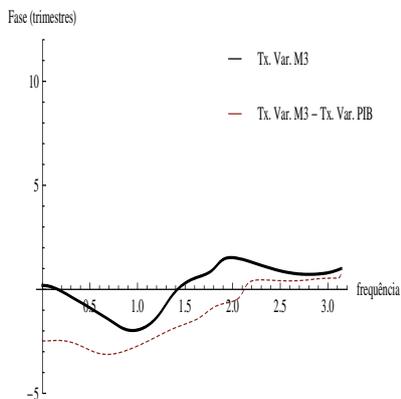
Nota: Inflação medida pela taxa de variação do IHPC.

ções futuras que são utilizadas. Para obter \hat{y}_t escolhem-se os pesos $\{\widehat{B}_j^{p,f}, \widehat{R}_{1,j}^{p,f}, \dots, \widehat{R}_{c,j}^{p,f}\}_{j=-f, \dots, p}$ associados à variável de interesse e aos regressores disponíveis que minimizam a média dos desvios quadrados entre y_t e \hat{y}_t . Dado que f pode assumir valores negativos, é fácil prever o sinal y_{T+k} para $k > 0$. Apenas será necessário fixar $f = -k$ na solução, para que apenas a informação disponível (neste caso, até ao período T) seja considerada. Utilizamos a solução deste problema apresentada em Valle e Azevedo (2010) para aproximar a inflação alisada. Aproximaremos a in-

Gráfico 6

FASE ESTIMADA ENTRE A INFLAÇÃO E O CRESCIMENTO DO M3 COM E SEM AJUSTAMENTO PARA A ÁREA DO EURO

Período 1996T2-2010T1



Fontes: Banco Central Europeu (*Statistical Data Warehouse*), Comissão Europeia (*Eurostat*) e cálculos dos autores.

Nota: Inflação medida pela taxa de variação do IHPC.

inflação alisada a vários horizontes (trimestres futuros) e compararemos essas estimativas com a inflação trimestral observada. Quer isto dizer que consideramos as aproximações à inflação alisada como previsões da própria inflação.

Uma escolha que tem de ser feita é a da frequência (ou período) de corte, ou seja, a extensão do alisamento na série a prever. Por um lado, se excluirmos mais frequências altas (ou aumentarmos o alisamento da inflação) estaremos a abdicar de uma fração maior da variância da inflação. Por outro lado, isto pode conduzir a uma estimação mais precisa dos coeficientes de projeção relevantes dado que a correlação nessas frequências é mais elevada. De acordo com a análise anterior, escolhemos eliminar as flutuações com período inferior a 32 trimestres. Obviamente, o grau de alisamento ótimo pode variar com o horizonte de previsão, mas verificámos que os resultados são semelhantes quando o período de corte está entre 20 e 40 trimestres. Devemos também acrescentar que seria possível construir uma previsão que combinasse uma projeção nas frequências baixas (com, por exemplo, o crescimento da moeda como regressor) com uma projeção (ortogonal) nas frequências altas, com medidas de choques de oferta como regressores. Os ganhos (quando os há) são reduzidos.

3. RESULTADOS DA PREVISÃO

3.1. Dados e *design pseudo out-of-sample*

As medidas de inflação consideradas são a taxa de variação do índice de preços no consumidor (IPC) e do deflator do PIB para os EUA e do IHPC no caso da área do euro. Os resultados que apresentaremos utilizam para previsão da inflação os agregados monetários M2 e MZM para os EUA (os resultados obtidos com o M2(-) são muito semelhantes aos obtidos com o MZM) e o M3 para a área do euro. Em alguns exercícios de previsão, para o caso dos EUA, são utilizadas as variáveis de atividade consideradas mais promissoras por Stock e Watson (1999): a taxa de desemprego (total, 16+, corrigida de variação sazonal), a taxa de utilização da capacidade produtiva, as novas construções, o índice de produção industrial, o rendimento real disponível e o nível de salário dos trabalhadores. Os dados (transformados) são agregados trimestralmente através da média dos três meses do trimestre. No caso da área do euro utilizamos a taxa de desemprego e as expetativas de emprego.

O subscrito $|t$ numa variável representa uma previsão que utiliza toda a informação disponível até ao período t . Ao longo do artigo o objetivo será prever a taxa de variação homóloga do nível de preços, π_t^4 . Se P_t é o nível de preços trimestral define-se $\pi_t^4 = \ln(P_t / P_{t-4})$. No entanto, iremos prever $\pi_t^1 = \ln(P_t / P_{t-1})$ e construir a previsão de π_{t+h}^4 no período t , $\pi_{t+h|t}^4$, como a soma das previsões $\pi_{t+h|t}^1 + \pi_{t+h-1|t}^1 + \pi_{t+h-2|t}^1 + \pi_{t+h-3|t}^1$ onde $\pi_{t+i|t}^1 = \pi_{t+i}^1$ sempre que $i \leq 0$. Esta é apenas uma forma de resumir o desempenho dos vários métodos de previsão. Em termos de conclusões, nada se altera se os resultados forem apresentados em termos da taxa de variação em cadeia do índice de preços, π_t^1 .

Todas as previsões resultantes de todos os modelos são obtidas simulando situações em tempo real: as transformações nos dados, a estimação dos coeficientes da projeção, o cálculo dos pesos

do filtro etc. são realizados como se no momento de previsão não houvesse acesso a informação futura (a única exceção é a não consideração do atraso na publicação do PIB, aproximadamente 1 trimestre).

3.2. Previsões alternativas

Os resultados obtidos com a aproximação multivariada à inflação alisada (designada por *Filtro Multivariado*), que visa explorar a relação entre inflação e crescimento do agregado monetário nas frequências baixas, serão confrontados com os obtidos através de vários métodos e modelos alternativos (no caso da área do euro apenas alguns métodos serão utilizados devido a restrições impostas pelos dados disponíveis):

- A previsão $\pi_{t+h|t}^4 = \pi_t^4$, analisada por Atkeson e Ohanian (2001), designada por AO. Estes autores apresentam os resultados apenas para $h = 4$, mas dado que é essencialmente a previsão de um passeio aleatório iremos utilizar esta previsão para qualquer h .
- Previsão obtida de uma média recursiva definida como $\pi_{t+h|t}^4 = \frac{1}{t} \sum_{j=1}^t \pi_j^4$ para todo o h , designada por *Média*.
- Previsão obtida da mediana dos resultados de um inquérito, especificamente o *Philadelphia Survey of Professional Forecasters*, designada por *Mediana do Survey of Professional Forecasters* (só para o caso dos EUA).
- Previsão obtida de um modelo autoregressivo direto, designada por *Recursivo*, calculada a partir do modelo $\pi_{t+h}^1 = \mu^h + \beta^h(L)\pi_t^1 + \lambda^h(L)x_t + \varepsilon_{t+h}$, onde $\beta^h(L)$ e $\lambda^h(L)$ são polinómios no operador de desfasamento L . O número de desfasamento é escolhido pelo critério AIC e os parâmetros estimados pelo MMQ. Consideramos a versão restrita e irrestrita de $\beta^h(L)$ de forma a considerar uma possível raiz unitária em π_t^1 . As variáveis x_t são a taxa de desemprego (total, 16+, corrigida de variação sazonal), a taxa de utilização da capacidade produtiva, as novas construções, o índice de produção industrial, o rendimento real disponível e o nível de salário dos trabalhadores para os EUA e a taxa de desemprego e as expectativas de emprego no caso da área do euro.
- Modelo de médias móveis integrado para a inflação, isto é, $\pi_t^1 - \pi_{t-1}^1 = \varepsilon_t - \theta\varepsilon_{t-1}$, onde $\theta = 0.65$ como em Stock e Watson (2007) para o período posterior a 1984. As previsões são obtidas através do filtro de Kalman. Stock e Watson definem um valor diferente para o parâmetro θ na sub-amostra 1960-1984. A definição mais geral é um modelo de componentes não observadas com variâncias não constantes no tempo onde $\pi_t = \tau_t + u_t$, com $\tau_t = \tau_{t-1} + v_t$ e $v_t \sim N(0, \sigma_{v,t}^2)$ e $u_t \sim N(0, \sigma_{u,t}^2)$. θ pode ser recuperado do rácio destas variâncias e parece estável nos EUA no período posterior a 1984. Mantemos este parâmetro fixo, mas note-se que esta previsão não poderá ser considerada uma previsão em tempo real. Isto é útil para o nosso propósito, uma vez que torna estas previsões bastante competitivas.

- Para verificar se os resultados alcançados resultam do método empregue também se analisam as aproximações à inflação alisada (usando o *Filtro Multivariado*) que utilizam os indicadores de atividade já referidos como regressores.
- Modelo triangular de Gordon (1982) com uma taxa de desemprego natural constante: $\pi_t^1 = \beta(L)\pi_{t-1} + \lambda(L)(u_t - u^*) + \gamma(L)z_t + \varepsilon_{t+h}$, onde $\beta(L)$ e $\lambda(L)$ são polinómios no operador de desfasamento L , enquanto que u^* é a taxa natural e z_t é uma medida de choques de oferta (considerámos preços do petróleo). Mais uma vez, consideramos a versão restrita e irrestrita de $\beta(L)$ de forma a considerar uma possível raiz unitária em π_t^1 . O cálculo da previsão utilizando este modelo implica que as variáveis do lado direito da equação sejam previstas através de um modelo autoregressivo, enquanto os coeficientes da projeção são estimados pelo MMQ.

No que diz respeito às previsões que utilizam agregados monetários consideramos as seguintes variações:

- utilizamos a taxa de crescimento do agregado monetário ou o crescimento do agregado monetário ajustado pelo crescimento do PIB real (*i.e.*, a diferença entre o crescimento da moeda e o crescimento do PIB real).
- incluímos na projeção a variação no custo de oportunidade de deter os instrumentos considerados nos agregados.

3.3. Resultados

Um resumo dos resultados para os E.U.A. é apresentado no Quadro 1 para o período 1989T1-2008T3. As principais conclusões são:

- as previsões por inquérito (disponíveis apenas para o IPC e $h \leq 4$) têm um fraco desempenho quando $h = 1,2$ mas são difíceis de superar quando $h = 4$, o que confirma os resultados apresentados em Ang, Bekaert e Wei (2007).
- as previsões do modelo de regressão múltipla que inclui os indicadores de atividade são úteis apenas quando $h = 1,2$ com a notável exceção do modelo que considera a variável novas construções quando $h = 12$ e em menor grau quando $h = 8$.
- a utilização do *Filtro Multivariado* não melhora significativamente o desempenho das previsões que utilizam as novas construções, o rendimento real disponível, o nível de salário dos trabalhadores e a produção industrial. Por outro lado, é evidente que melhora em todos os horizontes o desempenho das previsões baseadas na capacidade de utilização e na taxa de desemprego. Devemos realçar que estas variáveis têm pouca variância atribuível a frequências altas.
- as previsões recursivas baseadas nos agregados monetários têm um fraco desempenho em todos os horizontes de previsão (exceção notável é o crescimento do M2 quando $h = 12$.)

Quadro 1 (continua)

RESULTADOS DE SIMULAÇÃO DE PREVISÕES OUT-OF-SAMPLE PARA OS EUA
Período de avaliação 1989T1-2008T3

| h - horizonte | h=1 | | h=2 | | h=4 | | h=6 | | h=8 | | h=12 | |
|---|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|----------|----------|-------------|----------|
| | IPC | PIB | IPC | PIB | IPC | PIB | IPC | PIB | IPC | PIB | IPC | PIB |
| Medida de Inflação | | | | | | | | | | | | |
| NAIVE (AO) | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 |
| REPQM | 0.004973 | 0.002338 | 0.007162 | 0.003526 | 0.010774 | 0.005590 | 0.011327 | 0.006818 | 0.012197 | 0.008121 | 0.014157 | 0.009804 |
| Média | 2.20 | 3.98 | 1.55 | 2.68 | 1.06 | 1.74 | 1.02 | 1.47 | 0.97 | 1.26 | 0.85 | 1.09 |
| IMA $\theta=0,65$ | 0.70 | 0.77 | 0.77 | 0.84 | 0.95 | 0.99 | 0.98 | 0.98 | 0.95 | 0.97 | 0.97 | 0.97 |
| Random Walk | 2.18 | 2.22 | 1.51 | 1.50 | 1.31 | 1.25 | 1.30 | 1.12 | 1.20 | 1.08 | 1.24 | 1.08 |
| Mediana do <i>Survey Professional Forecasters</i> | 1.31 | | 1.06 | | 0.83 | | | | | | | |
| Previsão com o Filtro Multivariado | | | | | | | | | | | | |
| Crescimento do MZM | 0.70 | 0.76 | 0.77 | 0.82 | 0.94 | 0.92 | 0.97 | 0.84 | 0.93 | 0.82 | 0.96 | 0.91 |
| Crescimento do MZM-crescimento do PIB | 0.68 | 0.73 | 0.73 | 0.76 | 0.86 | 0.83 | 0.89 | 0.79 | 0.86 | 0.83 | 0.93 | 0.96 |
| Crescimento do MZM & custo de oport. | 0.70 | 0.76 | 0.77 | 0.81 | 0.93 | 0.92 | 0.97 | 0.89 | 0.93 | 0.90 | 0.98 | 1.02 |
| Crescimento do MZM-crescimento do PIB & custo de oport. | 0.70 | 0.78 | 0.77 | 0.85 | 0.95 | 1.03 | 1.01 | 1.04 | 0.99 | 1.08 | 1.05 | 1.20 |
| Crescimento do M2 | 0.78 | 0.89 | 0.92 | 1.04 | 1.19 | 1.32 | 1.27 | 1.28 | 1.29 | 1.23 | 1.30 | 1.22 |
| Crescimento do M2-crescimento do PIB | 0.72 | 0.78 | 0.81 | 0.84 | 1.00 | 0.96 | 1.04 | 0.87 | 1.02 | 0.83 | 1.06 | 0.90 |
| Crescimento do M2 & custo de oport. | 0.79 | 0.87 | 0.92 | 1.01 | 1.19 | 1.26 | 1.26 | 1.24 | 1.28 | 1.21 | 1.30 | 1.25 |
| Crescimento do M2-crescimento do PIB & custo de oport. | 0.74 | 0.78 | 0.83 | 0.84 | 1.02 | 0.97 | 1.05 | 0.89 | 1.01 | 0.87 | 1.07 | 0.97 |
| Índice de produção industrial | 0.68 | 0.79 | 0.73 | 0.87 | 0.87 | 1.03 | 0.90 | 1.01 | 0.87 | 1.03 | 0.96 | 1.14 |
| Taxa de utilização da capacidade | 0.66 | 0.79 | 0.69 | 0.86 | 0.81 | 1.04 | 0.86 | 1.08 | 0.86 | 1.14 | 0.97 | 1.33 |
| Desemprego | 0.67 | 0.76 | 0.73 | 0.82 | 0.86 | 0.92 | 0.88 | 0.88 | 0.84 | 0.90 | 0.96 | 1.04 |
| Novas construções | 0.74 | 0.88 | 0.85 | 1.01 | 1.04 | 1.27 | 1.09 | 1.26 | 1.06 | 1.22 | 1.13 | 1.29 |
| Rendimento real disponível | 0.71 | 0.86 | 0.81 | 1.01 | 1.01 | 1.28 | 1.09 | 1.28 | 1.11 | 1.30 | 1.19 | 1.34 |
| Salários dos trabalhadores | 0.68 | 0.79 | 0.73 | 0.87 | 0.89 | 1.06 | 0.95 | 1.06 | 0.95 | 1.09 | 1.06 | 1.21 |

Quadro 1 (continuação)

RESULTADOS DE SIMULAÇÃO DE PREVISÕES OUT-OF-SAMPLE PARA OS EUA
 Período de avaliação: 1989T1-2008T3

| Medida de inflação | h=1 | | h=2 | | h=4 | | h=6 | | h=8 | | h=12 | |
|---|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|
| | IPC | PIB |
| Previsão recursiva direta | | | | | | | | | | | | |
| Crescimento do MZM | 0.72 | 0.81 | 0.82 | 0.92 | 1.10 | 1.14 | 1.19 | 1.25 | 1.19 | 1.33 | 1.23 | 1.45 |
| Crescimento do MZM-crescimento do PIB | 0.71 | 0.81 | 0.81 | 0.91 | 1.08 | 1.11 | 1.16 | 1.23 | 1.18 | 1.33 | 1.25 | 1.47 |
| Crescimento do MZM & custo de oport. | 0.70 | 0.83 | 0.79 | 0.97 | 1.07 | 1.26 | 1.19 | 1.36 | 1.19 | 1.37 | 1.26 | 1.46 |
| Crescimento do MZM-crescimento do PIB & custo de oport. | 0.70 | 0.83 | 0.82 | 0.98 | 1.10 | 1.26 | 1.20 | 1.37 | 1.20 | 1.39 | 1.18 | 1.47 |
| Crescimento do M2 | 0.73 | 0.81 | 0.85 | 0.91 | 1.18 | 1.02 | 1.33 | 1.04 | 1.36 | 1.04 | 1.06 | 0.88 |
| Crescimento do M2-crescimento do PIB | 0.70 | 0.82 | 0.80 | 0.93 | 1.06 | 1.18 | 1.15 | 1.29 | 1.10 | 1.32 | 1.08 | 1.39 |
| Crescimento do M2 & custo de oport. | 0.74 | 0.85 | 0.87 | 0.94 | 1.14 | 1.13 | 1.19 | 1.17 | 1.25 | 1.04 | 1.08 | 0.88 |
| Crescimento do M2-crescimento do PIB & custo de oport. | 0.72 | 0.85 | 0.85 | 1.00 | 1.08 | 1.24 | 1.10 | 1.27 | 1.03 | 1.25 | 1.06 | 1.38 |
| Índice de produção industrial | 0.74 | 0.82 | 0.83 | 0.91 | 1.08 | 1.13 | 1.13 | 1.23 | 1.14 | 1.30 | 1.15 | 1.40 |
| Taxa de utilização da capacidade | 0.76 | 1.00 | 0.93 | 1.26 | 1.33 | 1.74 | 1.53 | 1.95 | 1.60 | 1.97 | 1.78 | 1.81 |
| Desemprego | 0.70 | 0.83 | 0.81 | 0.95 | 1.06 | 1.23 | 1.16 | 1.35 | 1.17 | 1.40 | 1.23 | 1.46 |
| Novas construções | 0.73 | 0.80 | 0.85 | 0.90 | 1.11 | 1.03 | 1.13 | 1.04 | 0.93 | 0.96 | 0.78 | 1.01 |
| Rendimento real disponível | 0.72 | 0.83 | 0.81 | 0.91 | 1.06 | 1.09 | 1.10 | 1.16 | 1.08 | 1.13 | 1.19 | 1.26 |
| Salários dos trabalhadores | 0.72 | 0.84 | 0.80 | 0.94 | 1.02 | 1.18 | 1.08 | 1.30 | 1.06 | 1.38 | 1.13 | 1.37 |
| Varição da Inflação , índice de produção industrial | 0.73 | 0.82 | 0.83 | 0.93 | 1.08 | 1.13 | 1.17 | 1.22 | 1.13 | 1.29 | 1.12 | 1.39 |
| Varição da Inflação , taxa de utilização da capacidade | 0.75 | 0.99 | 0.89 | 1.25 | 1.24 | 1.74 | 1.44 | 1.83 | 1.43 | 1.66 | 1.26 | 1.49 |
| Varição da Inflação , desemprego | 0.70 | 0.83 | 0.79 | 0.96 | 1.07 | 1.27 | 1.24 | 1.39 | 1.24 | 1.42 | 1.31 | 1.50 |
| Varição da Inflação , novas construções | 0.73 | 0.80 | 0.86 | 0.91 | 1.15 | 1.06 | 1.24 | 1.08 | 1.05 | 1.06 | 1.02 | 1.36 |
| Varição da Inflação , rendimento real disponível | 0.72 | 0.84 | 0.81 | 0.97 | 1.09 | 1.16 | 1.17 | 1.24 | 1.11 | 1.32 | 1.16 | 1.38 |
| Varição da Inflação , salário dos trabalhadores | 0.72 | 0.83 | 0.82 | 0.95 | 1.06 | 1.14 | 1.12 | 1.21 | 1.08 | 1.29 | 1.08 | 1.37 |
| Modelo triangular de Gordon | | | | | | | | | | | | |
| Inflação | 0.72 | 0.88 | 0.79 | 1.07 | 1.03 | 1.41 | 1.09 | 1.43 | 0.98 | 1.36 | 1.39 | 1.56 |
| Varição da inflação | 0.72 | 0.89 | 0.78 | 1.08 | 1.02 | 1.41 | 1.07 | 1.43 | 0.97 | 1.34 | 1.23 | 1.50 |

Fonte: Cálculos dos autores.

Notas: O quadro apresenta o Rácio da Raiz do Erro de Previsão Quadrático Médio (REPQM) de cada método com o REPQM das previsões Atkeson e Ohanian (AO). Os valores destacados representam 20% dos valores mais baixos de cada coluna e o valor a negrito corresponde ao valor mais baixo de cada coluna.

- a utilização do *Filtro Multivariado* revela claramente o poder das previsões obtidas com base em agregados monetários (M2M). As previsões baseadas no M2 são apenas ligeiramente melhores com o *Filtro Multivariado* quando consideramos o crescimento do PIB. No caso do M2M as melhorias são visíveis em todos os horizontes, no caso em que se prevê o IPC e mais ainda no caso em que se prevê o deflator do PIB. Tal sucede com ou sem correção do agregado monetário pelo crescimento do PIB e com ou sem a inclusão de medidas de custo de oportunidade. Salvo algumas exceções, os resultados são melhores quando se considera o agregado monetário M2M ajustado pelo crescimento do PIB mas sem inclusão do custo de oportunidade. De facto esta é a ideia geral a retirar dos resultados: é útil, em termos de previsão, corrigir os agregados monetários pelo crescimento do PIB mas desnecessário considerar medidas do custo de oportunidade.
- no entanto, as previsões do *Filtro Multivariado* que consideram a moeda como regressor são superadas quando $h = 4$ pelas previsões por inquérito (no caso do IPC) e pelas previsões do *Filtro Multivariado* que inclui a capacidade de utilização. Em termos relativos, os desvios em relação aos outros métodos são significativos quando $h = 6, 8, 12$.

Resumindo, neste exercício de previsão *pseudo out-of-sample* o crescimento da moeda é uma variável relevante na previsão da inflação. No entanto, alguns pontos fracos devem ser sublinhados. Primeiro, consideramos que a inflação e o crescimento da moeda são ambas variáveis estacionárias. Tal é concebível para uma sub-amostra com início em meados dos anos 80 mas pouco credível para a amostra que considera todo o período posterior a 1960. Uma vez que consideramos vários desfasamentos dos previsores e estimamos autocovariâncias de ordem elevada necessitamos de uma amostra relativamente longa para a estimação, daí a consideração de toda a amostra. Contudo, verificámos que previsões com início em meados dos anos 90 utilizando uma amostra para a estimação iniciada em 1984 são muito semelhantes às previsões obtidas considerando toda a amostra. Ainda assim, no primeiro caso, as previsões que incluem o período 1984-1988 enfraquecem substancialmente os nossos resultados na medida em que se torna mais difícil superar os *benchmarks* univariados, embora continuem válidas as distinções básicas entre métodos e variáveis. Esta situação decorre de uma falha clara das previsões de longo prazo no período 1984-1988. A nossa conjectura é que não foi possível controlar “suficientemente” a diminuição abrupta da velocidade, resultante do decréscimo no custo de oportunidade de deter moeda durante o fim de um período de desinflação acentuado. Este tipo de correção é tipicamente empregue no sentido de restabelecer uma procura de saldos reais estável (ver, por exemplo, Reynard, 2007). No entanto, evitámos explicitamente qualquer correção nos agregados monetários que não pudesse ter sido efetuada em tempo real.

No que respeita às previsões de longo prazo referentes a 2009 e ao último trimestre de 2008, é importante referir que todos os métodos se revelaram desastrosos na previsão da inflação. De tal forma que os erros (quadrados) destas poucas observações são tão elevados como os erros quadrados acumulados dos últimos 20 anos. No entanto, a ideia geral não se altera. Um quadro que incluísse os resultados destas previsões iria conter basicamente a mesma informação. Continuará a ser verdade que os métodos que aproximam a inflação alisada utilizando o crescimento da moeda são superiores.

Finalmente, outro detalhe importante é a escolha das frequências que são eliminadas, que é essencialmente arbitrária. Na verdade, considerámos diferentes frequências de corte mas 32 trimestres provou ser um bom compromisso para vários horizontes. O grau ótimo de alisamento aumentava geralmente com o horizonte de previsão mas as diferenças foram mínimas. Isto é consistente com a evidência apresentada em Reichlin e Lenza (2007) para a área do euro, onde se prevê a inflação através de uma média móvel *in-sample*, concluindo-se que médias móveis mais longas melhoram o desempenho da previsão à medida que o horizonte aumenta. A nossa ideia é semelhante à destes autores em espírito, mas somos capazes de realizar a projeção relevante em tempo real.

Relativamente à área do euro, os resultados para o (curto) período de avaliação 2007T1-2010T1 são apresentados no Quadro 2. As principais conclusões são:

- as previsões obtidas com a média recursiva (*Média*) superam todos os métodos alternativos, exceto nos horizontes mais curtos (e desinteressantes), onde as previsões com base em agregados monetários ou em indicadores de atividade parecem superiores, independentemente do método de previsão.
- As previsões baseadas na moeda não superam as previsões baseadas em indicadores de atividade
- se eliminarmos (resultados não apresentados) do período de avaliação as últimas 5 observações (2009 e 2010T1) todos os métodos de previsão têm um fraco desempenho em todos os horizontes, exceto as previsões recursivas baseadas na taxa de desemprego.

Apesar destes resultados, é de crer que o poder preditivo dos agregados monetários para a previsão da inflação na área do euro possa estar escondido nos dados (ver Benati, 2009, para uma discus-

Quadro 2

| RESULTADOS DE SIMULAÇÃO DE PREVISÕES <i>OUT-OF-SAMPLE</i> PARA A ÁREA DO EURO. Período de avaliação 2007T1-2010T1 | | | | | | |
|--|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| h - horizonte | h=1 | h=2 | h=4 | h=6 | h=8 | h=12 |
| Medida de inflação | IHCP | IHCP | IHCP | IHCP | IHCP | IHCP |
| NAIVE (AO) | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 |
| REPQM | 0.01 | 0.01 | 0.02 | 0.02 | 0.01 | 0.01 |
| Média | 1.77 | 1.07 | 0.74 | 0.71 | 0.93 | 1.02 |
| Previsão com o Filtro Multivariado | | | | | | |
| Crescimento do M3 | 0.93 | 0.75 | 0.80 | 0.78 | 0.94 | 0.99 |
| Crescimento do M3 - crescimento do PIB | 0.92 | 0.74 | 0.79 | 0.77 | 0.94 | 0.99 |
| Desemprego | 0.89 | 0.70 | 0.72 | 0.74 | 1.01 | 1.05 |
| Expetativas de emprego | 0.90 | 0.71 | 0.75 | 0.74 | 0.93 | 0.99 |
| Previsão recursiva direta | | | | | | |
| Univariado | 0.97 | 0.86 | 0.91 | 0.82 | 0.93 | 1.01 |
| Crescimento do M3 | 0.89 | 0.84 | 0.87 | 0.80 | 0.95 | 1.04 |
| Crescimento do M3 - crescimento do PIB | 1.01 | 0.93 | 0.95 | 0.81 | 0.97 | 1.02 |
| Desemprego | 0.97 | 0.87 | 0.86 | 0.79 | 1.12 | 1.01 |
| Expetativas de emprego | 0.91 | 0.81 | 0.91 | 0.88 | 1.02 | 1.02 |

Fonte: Cálculo dos autores.

Notas: O quadro apresenta o rácio da Raiz do Erro de Previsão Quadrático Médio (REPQM) de cada método com o REPQM das previsões Atkeson e Ohanian (AO). Os valores destacados representam 20% dos valores mais baixos de cada coluna e o valor a negrito corresponde ao valor mais baixo de cada coluna.

são das razões pelas quais isto pode ocorrer). Adicionalmente, qualquer processo de estimação é dificultado pela pequena amostra disponível e pela fraca variabilidade da inflação, o que limita a possibilidade de retirar conclusões fortes dos resultados. A amostra poderia ser aumentada considerando o período anterior a 1996 adicionando os dados históricos dos países participantes, mas a agregação de séries com diferentes definições é indesejável, e ainda mais na presença de uma mudança clara de regime. Em segundo lugar, a relação entre o M3 e a inflação parece ter enfraquecido nos últimos anos (ver Alves, Marques e Sousa, 2007, Reichlin e Lenza, 2007). Contudo, não é ainda seguro concluir que este é um facto robusto e/ou o resultado de características indesejáveis do M3, nomeadamente o facto de a sua composição se desviar do conceito de moeda. Assim, pode ser que a recuperação da capacidade preditiva da moeda exija um tratamento (ou desagregação) mais aprofundado do M3 disponível. A utilização do M3 na análise monetária está longe de ser consensual, mas a prática atual de utilização da variável M3 corrigida (de ajustamentos de carteira) (ver Hofmann, 2008 e Fisher, Lenza, Pill e Reichlin, 2006), parece não ser um bom ponto de partida dado que a mesma está contaminada por julgamento.

4. DISCUSSÃO

Nesta secção contrastamos os resultados apresentados anteriormente com as implicações de dois modelos teóricos simples, para mostrar como a teoria corrente está em desacordo com a previsibilidade da inflação dado o crescimento da moeda. Primeiro, a moeda está ausente na maioria dos chamados modelos *neo-keynesianos* ou é muitas vezes vista como redundante. Este ponto é facilmente verificado no modelo protótipo mais simples (retirado de Nelson, 2008), composto por uma curva de Phillips, uma equação IS e uma regra de política monetária:

$$\pi_t - \pi^* = \kappa \ln(Y_t / Y_t^*) + \beta E_t[\pi_{t+1} - \pi^*] + u_t$$

u_t é um choque do tipo ruído branco, $\kappa > 0$ e $0 < \beta < 1$ enquanto π_t representa a inflação, π^* o objetivo do banco central para a inflação, Y o produto e Y_t^* o produto potencial.

$$\ln(Y_t / Y_t^*) = E_t[\ln(Y_{t+1} / Y_{t+1}^*)] - \sigma(R_t - E_t[\pi_{t+1}] - r_t^*)$$

onde $\sigma > 0$, r_t^* é a taxa de juro real natural de curto prazo e R_t é taxa de juro nominal de curto prazo. Assuma-se que a regra de política é uma regra de Taylor:

$$R_t = R^* + \phi_\pi (\pi_t - \pi^*) + \phi_y \ln(Y_t / Y_t^*)$$

π^* é o objetivo para a inflação, $\phi_\pi > 1$ (princípio de Taylor) e $\phi_y \geq 0$. Acrescente-se a estas equações a seguinte função de procura de moeda:

$$m_t - p_t = c_0 + c_1 \ln(Y_t) + c_2 R_t + \eta_t$$

$m_t - p_t$ é o logaritmo dos saldos reais de moeda, η_t é um choque de procura de moeda (ruído branco), $c_1 > 0$ e $c_2 < 0$. Abstraindo-nos da última equação podemos afirmar que no estado estacionário as três seguintes condições são válidas:

$$\begin{aligned} E[\pi_t - \pi^*] &= 0 \\ E[\ln(Y_t / Y_t^*)] &= 0 \\ R^* = E[R_t] &= E[r_t^*] + \pi^* \end{aligned} \quad (2)$$

Prossegue o argumento: no estado estacionário a inflação é igual ao objetivo estabelecido e, dada a procura de moeda (acomodada pela oferta), é verdade que a inflação e o crescimento de moeda se movem numa razão de um para um no longo prazo se Y_t crescer a uma taxa constante (apenas uma outra relação de estado estacionário, como sublinha Galí, 2002). A procura (e oferta) de moeda é todavia redundante para a determinação da inflação ou, por outras palavras, é possível explicar a dinâmica da inflação sem qualquer referência à moeda. Esta posição é claramente apresentada em Woodford (2007a, 2007b) embora o argumento remonte a McCallum (2001). Contudo, esta posição não está livre de contra-argumentos. Por exemplo, Nelson (2008) argumenta que a última relação de estado estacionário implicaria que no longo prazo, quando os preços são flexíveis, o banco central pudesse controlar a taxa de juro nominal através da realização de operações de mercado aberto. Independentemente da razoabilidade destes argumentos, a verdade é que as observações do crescimento da moeda seriam inúteis na previsão da inflação. Facilmente se demonstra que, dados o hiato do produto ($\ln(Y_t / Y_t^*)$) e a inflação corrente, o crescimento da moeda seria irrelevante para a previsão da inflação. Em modelos que permitem efeitos reais dos saldos reais de moeda (por exemplo, quando a moeda entra na função de utilidade, abrindo-se um canal direto da moeda para a procura agregada), a moeda é útil na previsão da inflação pela sua relação com o hiato do produto. No entanto, a maioria da literatura (por exemplo, Ireland, 2004) argumenta que estes efeitos são negligenciáveis.

Considere-se agora o seguinte modelo com preços flexíveis, adaptado de Marcat e Nicollini (2009). A argumentação que se segue é válida em contextos mais gerais. Este modelo pode ser visto como uma interpretação extrema da teoria da quantidade, embora nenhum monetarista o adotasse. As famílias maximizam a utilidade descrita por $E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U((1 - v_t)C_t^1, v_t C_t^2)$, com $U = \min\{(1 - v_t)C_t^1, v_t C_t^2\}$, onde C_t^1 é um bem a *cash* e C_t^2 um bem a crédito. v_t é um choque de preferência (ou choque de velocidade, ver adiante) e o produto é exógeno e dado por $Y_t = Y_0(1 + g)^t \varepsilon_t$, onde ε_t é um choque de produtividade. A restrição *cash in advance* $M_t \geq P_t C_t^1$ é imposta e a restrição orçamental é dada por $P_t C_t^1 + P_t C_t^2 + M_t + B_{t+1} \leq M_{t-1} + (1 + R_t)B_t + P_t Y_t$ onde P_t é o nível de preços, M_t é o nível de moeda detida, B_t é o nível de obrigações/títulos detidas e R_t a taxa de juro nominal. A restrição de recursos é dada por $Y_t = C_t^1 + C_t^2$. Otimização e equilíbrio nos mercados implicam $M_t v_t = P_t Y_t$. Aplicando logaritmos e subtraindo do período $t + 1$ obtém-se:

$$\ln(M_{t+1} / M_t) + \ln(v_{t+1} / v_t) = \ln(1 + g) + \ln(\varepsilon_{t+1} / \varepsilon_t) + \ln(P_{t+1} / P_t)$$

ou

$$\pi_{t+1} = -\ln(1 + g) + \mu_{t+1} - \xi_{t+1};$$

onde $\xi_{t+1} = \ln(v_{t+1}/v_t) - \ln(\varepsilon_{t+1}/\varepsilon_t)$, $\mu_{t+1} = \ln(M_{t+1}/M_t)$ e $\pi_{t+1} = \ln(P_{t+1}/P_t)$. Assim, se o banco central determina μ_t de forma a minimizar $E_{t-1}(\pi_t - \pi^*)^2$, onde π^* é o objetivo do banco central, sujeito a $\pi_t = -\ln(1 + g) + \mu_t + \xi_t$ a solução é $\mu_t = \pi^* + \ln(1 + g) - E_{t-1}[\xi_t]$. Consequentemente, temos $\pi_t = \pi^* + \xi_t - E_{t-1}[\xi_t] = \pi^* + \xi_t^*$, digamos. Logo, π_t segue um processo ruído branco não correlacionado contemporaneamente com μ_t . Apesar de médias de longo prazo de π_t and μ_t se moverem na razão de um para um, μ_t é inútil na previsão da inflação.

Os exemplos anteriores mostram como os modelos atuais não atribuem nenhum papel especial à moeda na previsão da inflação (ou do hiato do produto). É razoável argumentar que o facto de a análise se concentrar num conjunto muito restrito de responsabilidades financeiras e de taxas de juro (ou de apenas uma, como é habitual) negligencia os canais através dos quais a política monetária influencia o preço de um espectro alargado de ativos, cujo comportamento ou efeitos podem ser resumidos pela informação contida nos agregados monetários (ver Nelson, 2003 para um exemplo onde a moeda serve esta finalidade).

5. CONCLUSÕES

Mostrou-se neste artigo como incorporar de forma útil a moeda na previsão da inflação nos EUA. Tal requer que se projetem apenas as frequências baixas da inflação no crescimento da moeda, desprezando-se assim uma fração considerável da variância total da inflação. Apesar de há muito se ter reconhecido que as frequências baixas do crescimento da moeda e da inflação estão fortemente correlacionadas (e menos habitualmente que a moeda tem um avanço em relação à inflação), a prática atual não atribui qualquer papel especial ao crescimento da moeda na previsão da inflação ou na avaliação da política monetária, em especial nos EUA. No caso da área do euro os resultados não foram promissores mas levantam importantes questões. Contrastando os resultados obtidos para os EUA com o agregado M2 (que inclui instrumentos ilíquidos) com os obtidos com o agregado MZM (que inclui apenas instrumentos muito líquidos), podemos sugerir que o agregado M3 poderá estar longe de constituir uma importante e estável fonte de informação da análise monetária no Eurosistema. É razoável supor que um agregado composto por instrumentos mais próximos do conceito de moeda seja mais útil para este propósito.

Os resultados foram comparados com as implicações de dois modelos padrão onde o crescimento da moeda é certamente correlacionado com a inflação, mas não ajuda a prever a inflação. Terminamos com um excerto de Lucas (2006):

“os modelos *neo-keynesianos* definem a política monetária como a escolha da taxa de juro no mercado monetário, estabelecendo assim contacto direto com a prática dos bancos centrais. Medidas de oferta de moeda não desempenham qualquer papel na estimação, análise ou simulação de política nestes modelos. Um papel para a moeda no longo prazo é por vezes reconhecido verbalmente, mas os próprios modelos são formulados em termos de desvios em relação a tendências que são

determinadas fora do modelo. Parece razoável que estes modelos possam ser reformulados de modo a unificar o tratamento das tendências, incluindo as tendências nos agregados monetários, e o dos desvios em torno das tendências, mas até ao momento não foram. Esta continua a ser uma questão por resolver na fronteira da teoria macroeconómica”.

BIBLIOGRAFIA

- Alves, N., C. R. Marques e J. Sousa (2007), “Is the euro area M3 abandoning us?”, Banco de Portugal *Working Paper Series No. 20/2007*.
- Ang, A., G. Bekaert, e M. Wei (2007), “Do Macro Variables, Asset Markets, or Surveys Forecast Inflation Better?”, *Journal of Monetary Economics* 54, 1163 - 1212.
- Assenmacher-Wesche, K. e S. Gerlach (2008a), “Money growth, output gaps and inflation at low and high frequency: Spectral estimates for Switzerland”, *Journal of Economic Dynamics and Control* 32, 2, 411-435.
- Assenmacher-Wesche, K. e S. Gerlach (2008b), “Interpreting euro area inflation at high and low frequencies”, *European Economic Review* 52, 6, 964-986.
- Assenmacher-Wesche, K. e S. Gerlach (2007), “Money at Low Frequencies”, *Journal of the European Economic Association* 5, 2-3, 534- 42.
- Atkeson, A. e L.E. Ohanian (2001), “Are Phillips Curves Useful for Forecasting Inflation?”, *FRB Minneapolis Quarterly Review* (Winter), 2-11.
- Baxter, M. e King, R. (1999). “Measuring business cycles: approximate band-pass filters for economic time series”, *Review of Economics and Statistics*, 81:575-93.
- Benati, L. (2005), “Long-run evidence on money growth and inflation”, Bank of England *Quarterly Bulletin* Autumn, 349- 355.
- Bruggeman, A., G. Camba-Mendez, B. Fischer e J. Sousa (2005), “Structural filters for monetary analysis: the inflationary movements of money in the Euro area”, European Central Bank *Working Paper*, No. 470.
- Brunner, K. (1969), “The Drift into Persistent Inflation”, *Wharton Quarterly*, Fall 1969, 23-36. Reprinted in T. Lys (ed.), *Monetary theory and Monetary Policy: The Selected Essays of Karl Brunner*, Vol 2. Cheltenham, U.K: Edward Elgar 1997.
- Cagan, P. (1956), “The Monetary Dynamics of Hyperinflation”, in Friedman, Milton (ed.), *Studies in the Quantity Theory of Money*, Chicago: University of Chicago Press.
- Christiano, L. e T. Fitzgerald (2003), “The band-pass filter”, *International Economic Review* 44, 435-65.
- Estrella, A. e F. S. Mishkin (1997), “Is There a Role for Monetary Aggregates in the Conduct of Monetary Policy?”, *Journal of Monetary Economics* 40, 279-304.
- Fisher, B., M. Lenza, H. Pill e L. Reichlin (2008), “Money and Monetary Policy: The ECB Experience 1999-2006”, in *The Role of Money and Monetary Policy in the Twenty-First Century*, ed. by A. Beyer, and L. Reichlin, 102-175, European Central Bank.
- Friedman, M. (1963), *Inflation: Causes and Consequences*, New York: Asia Publishing House.
- Galí, J. (2002), “New Perspectives on Monetary Policy, Inflation, and the Business Cycle”, NBER *Working Papers*, No. 8767.

- de Grauwe, P. e M. Polan (2001), "Is Inflation Always and Everywhere a Monetary Phenomenon?", *CEPR discussion paper*, No. 2841.
- Gordon, R. J. (1982), "Price Inertia and Ineffectiveness in the United States", *Journal of Political Economy* 90, 1087-1117.
- Hofmann, B. (2008): "Do Monetary Indicators Lead Euro Area Inflation?", *ECB Working Paper Series*, No 867.
- Ireland, P. (2004), "Money's Role in the Business Cycle", *Journal of Money, Credit and Banking* 36, 969-983.
- Jaeger, A. (2003), "The ECB's money pillar: an assessment", *International Monetary Fund Working Paper*, No. 82.
- King, M. (2002), "No money, no inflation - the role of money in the economy", *Bank of England Quarterly Bulletin*, Vol. 42 (2), 162-177.
- Lenza, M. (2006), "Does money help to forecast inflation in the euro area?", *mimeo*, European Central Bank.
- Lucas, R. E. (1980), "Two illustrations of the quantity theory of money". *American Economic Review* 70, 1005-1014.
- Lucas, R. E. (2006), "Panel Discussion: Colloquium in Honor of Otmar Issing", remarks presented at the *ECB colloquium Monetary Policy: A Journey from Theory to Practice*, Frankfurt
- Marcet, A. e J. P. Nicolini (2009), "Monetary Policy and the Quantity Theory of Money", *mimeo*.
- McCallum, B. T. (2001), "Monetary Policy Analysis in Models without Money", *Federal Reserve Bank of St. Louis Review* 83, 145-160.
- McCandless, G. T., Jr., e W. E. Weber (1995), "Some Monetary Facts", *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, Summer 1995, 2-11.
- Nelson, E., (2003), "The future of monetary aggregates in monetary policy analysis", *Journal of Monetary Economics* 50, 1029-1059.
- Nelson, E. (2008), "Why Money Growth Determines Inflation in the Long Run: Answering the Woodford Critique," *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 40(8), 1791-1814.
- Reichlin, L. e M. Lenza (2007), "On short-term and long-term causality of money to inflation: understanding the problem and clarifying some conceptual issues", *mimeo*.
- Reynard, S. (2007), "Maintaining low inflation: Money, interest rates, and policy stance," *Journal of Monetary Economics*, Elsevier, Vol. 54(5), 1441-1471, July.
- Svensson, L. E.O. (2003), "Comment: The Future of Monetary Aggregates in Monetary Policy Analysis", *Journal of Monetary Economics* 50, 1061-1070 .
- Stock, J. e M. Watson (1999), "Business cycle fluctuations in US macroeconomic time series", in J. B. Taylor and M. Woodford (Eds.), *Handbook of Macroeconomics*, 3-64. Amsterdam: Elsevier Science Publishers.
- Stock, J. e M. Watson (1999), "Forecasting inflation," *Journal of Monetary Economics*, Elsevier, Vol. 44(2), 293-335.
- Stock, J. e M. Watson (2007), "Why Has U.S. Inflation Become Harder to Forecast?", *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 39, 3-33.

- Stock, J. e M. Watson (2008), "Phillips Curve Inflation Forecasts", NBER *Working Papers* 14322.
- Teles, P. e R. Zhou (2005), "A stable money demand: Looking for the right monetary aggregate," *Economic Perspectives*, Federal Reserve Bank of Chicago, issue Q I, 50-63.
- Thoma, M. A. (1994), "The effects of money growth on inflation and interest rates across spectral frequency bands", *Journal of Money, Credit, and Banking* 26, 218-231.
- Valle e Azevedo, J. (2010), "A Multivariate Band-Pass filter for Economic Time Series", *Journal of the Royal Statistical Society (C)*, forthcoming.
- Woodford, M. (2007a), "How Important is Money in the Conduct of Monetary Policy?", CEPR *Discussion Papers* 6211.
- Woodford, M. (2007b), "Does a 'Two-Pillar Phillips Curve' Justify a Two-Pillar Monetary Policy Strategy?", CEPR *Discussion Papers* 6447.