

ALGUMAS REFLEXÕES SOBRE O PAPEL DO M3 NA POLÍTICA MONETÁRIA DA ÁREA DO EURO*

Nuno Alves**

Carlos Robalo Marques**

João Sousa**

1. INTRODUÇÃO

O agregado lato M3 é o agregado monetário de referência utilizado na análise da evolução monetária na área do euro. Duas condições foram estabelecidas como fundamentais para que este agregado pudesse ser visto como um instrumento útil para aferir os riscos para a estabilidade de preços no médio/longo prazo, nomeadamente i) que existisse uma relação de longo prazo estável entre o agregado monetário e os seus determinantes e ii) que este mesmo agregado monetário fosse um indicador avançado da inflação.

Durante os últimos cinco anos foi produzido um número significativo de artigos com o objectivo de mostrar que estas duas propriedades para a área do euro estavam verificadas pelo agregado monetário M3. Entre os estudos destinados a investigar a existência de uma relação estável de longo prazo podemos citar Coenen e Vega (2001), Brand e Cassola (2000), Calza, Gerdesmeier e Levy (2001), Cassola e Morana (2002), Bruggeman, Donati e Warne (2003) e Carstensen (2004a). Por seu turno, os estudos destinados a estabelecer a propriedade de indicador avançado do M3 em relação à inflação incluem Trecroci e Vega (2000) e Altimari (2001). Durante este período prevaleceu a ideia de que a procura de moeda na área do euro é estável e que o agregado monetário M3 apresenta boas propriedades de indicador avançado em relação aos preços (vejam-se, por exemplo, os Boletins Mensais do BCE de Maio de 2001 e de Outubro de 2004).

É sabido que o agregado monetário M3, a partir de meados de 2001, começou a registar uma taxa de crescimento significativamente superior ao valor de referência de 4 ½ por cento definido pelo Conselho do BCE para o crescimento anual deste agregado. Numa fase inicial, este facto foi essencialmente explicado pelos ajustamentos de carteira no mercado de activos. Especificamente, um aumento da incerteza neste mercado terá dado origem a alterações de carteira no sentido de levar os agentes económicos a procurarem deter activos mais líquidos e seguros, incluídos no M3 e, desta forma, a um crescimento elevado deste agregado monetário (vejam-se os Boletins Mensais do BCE para este período).

Todavia, após quase cinco anos nos quais o agregado monetário cresceu em média significativamente acima do valor de referência, num contexto de crescimento económico moderado e com uma inflação estável e próxima de 2 por cento, é natural suspeitar que as duas propriedades acima referenciadas para o agregado monetário M3 possam ter sido afectadas. A principal finalidade deste artigo é assim a de reavaliar a procura de moeda de longo prazo bem como o papel de indicador avançado da inflação do agregado M3 na área do euro.

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

** Departamento de Estudos Económicos.

A parte restante do artigo está organizada da seguinte forma. A secção 2 reavalia duas importantes funções procura de moeda para a área do euro e a secção 3 discute as implicações para os indicadores de excesso de liquidez, regularmente apresentados pelo BCE, resultantes da quebra de cointegração e/ou de estabilidade detectada nas funções procura de moeda de longo prazo. A secção 4 documenta as propriedades de indicador avançado do agregado M3 e discute a sua robustez, com especial referência ao período mais recente, caracterizado por um elevado crescimento monetário no contexto de um regime de relativa estabilidade de preços. Finalmente, a secção 5 apresenta as principais conclusões.

2. A ESTABILIDADE DA PROCURA DE MOEDA DE LONGO PRAZO

Dos modelos desenvolvidos com vista a estabelecer a existência de uma relação estável de longo prazo existem dois – um proposto em Calza, Gerdesmeier and Levy (2001) [CGL (2001)] e outro sugerido em Carstensen (2004a) – que merecem especial atenção. A selecção do modelo CGL (2001) resulta do facto de ser aquele que, com algumas alterações posteriores, o BCE tem vindo a usar nas suas análises monetárias (veja-se BCE, 2004). A escolha do modelo sugerido em Carstensen (2004a) deriva do facto de ser uma extensão do modelo CGL que procura endogeneizar as alterações de carteira, ocorridas após meados de 2001 e, também, por ser o único, dos vários modelos testados pelo autor, que se mantinha estável quando estimado com dados até ao segundo trimestre de 2003 (amostra máxima disponível à data)¹.

A versão original do modelo sugerido em CGL (2001) é um modelo VAR que inclui como variáveis o *stock* de moeda, M3, em termos reais, o PIB em termos reais e o custo de oportunidade da moeda (medido pelo diferencial entre a taxa de juro de curto prazo e a taxa de remuneração própria do M3), com dois desfasamentos nos níveis das variáveis. Uma versão mais recente do modelo CGL (veja-se BCE, 2004) inclui adicionalmente as seguintes variáveis estacionárias como variáveis exógenas que afectam apenas a dinâmica de curto prazo: as variações do preço do petróleo e da curva de rendimentos (definida como o diferencial entre a remuneração dos títulos do governo de longo prazo e a taxa de juro de curto prazo) desfasadas um período e a primeira diferença da taxa de inflação trimestral anualizada (medida no deflator do PIB). No que se segue, estes dois modelos serão designados por “versão original” e “versão revista” do modelo CGL.

O modelo sugerido em Carstensen (2004a) é uma extensão da versão original do modelo CGL incluindo duas variáveis adicionais respeitantes ao mercado de acções: o diferencial entre a taxa de remuneração das acções e a taxa de remuneração do agregado M3 e a volatilidade da remuneração das acções. Assim, a procura de moeda de longo prazo no modelo sugerido em Carstensen (2004a) pode escrever-se na forma

$$(m - p)_t = \beta_0 + \beta_1 y_t + \beta_2 (r_t^s - r_t^o) + \beta_3 (r_t^e - r_t^o) + \beta_4 z_t \quad (1)$$

onde $(m - p)_t$ representa o logaritmo do *stock* real de moeda, y_t o logaritmo do PIB em termos reais, r_t^s a taxa de juro de curto prazo, r_t^o a taxa de remuneração do agregado M3, r_t^e a taxa de remuneração

(1) Muito recentemente Dreger e Wolters (2006) defenderam ter encontrado uma função procura de moeda estável envolvendo o *stock* real de moeda, o PIB em termos reais e a inflação. Todavia, tudo indica que o modelo foi desenvolvido para um agregado monetário utilizando saldos não corrigidos de reclassificações, outras reavaliações, variações cambiais e outras variações que não sejam devidas a transacções. Como tal o agregado utilizado não corresponde ao agregado M3 oficial.

das acções e z_t a volatilidade da remuneração das acções². A versão original do modelo CGL obtém-se de (1) assumindo à partida $\beta_3 = \beta_4 = 0$. Usando a terminologia sugerida em Carstensen (2004b) o modelo (1) será referido à frente por especificação do “mercado de acções”.

Neste modelo assume-se que todas as variáveis são integradas de ordem 1. Na reavaliação que se segue serão usados dados até ao quarto trimestre de 2005. A análise é conduzida em duas frentes. Primeiro, investiga-se a existência de cointegração quando se introduzem na análise os dados mais recentes. Em seguida, testa-se formalmente a quebra de cointegração e/ou de estabilidade recorrendo a novos testes sugeridos em Andrews e Kim (2003).

O Quadro 1 mostra os resultados dos testes de cointegração de Johansen para a hipótese nula de zero vectores cointegrantes contra a alternativa de (pelo menos) um vector cointegrante (com os “*p-values*” entre parêntesis) relativos à versão revista do modelo CGL, como definido acima. Os testes referem-se a uma amostra que começa em 1980T3 (as duas primeiras observações são usadas para levar em conta os dois desfasamentos no modelo) e cujo fim varia desde 2002T1 até 2005T4. O Quadro 1 reporta os *p-values* correspondentes quer às distribuições assintóticas (colunas 2 e 3) quer à correcção de pequenas amostras (designado por “teste traço (T-nm)” e “teste max (T-nm)” nas colunas 4 e 5). Seguindo a discussão na literatura que sugere que a utilização dos valores críticos assintóticos dá origem, em amostras finitas, a testes com problemas de dimensão, a análise que se segue focar-se-á nos valores críticos corrigidos para pequenas amostras.

O modelo CGL foi desenvolvido sob o pressuposto da existência de um vector cointegrante. Olhando para os testes de cointegração no Quadro 1 vemos que a evidência a favor da cointegração se perde em 2003, pois quando se introduzem na análise os dados referentes a 2003T2 e trimestres seguintes, a hipótese nula de zero vectores cointegrantes não é rejeitada para nenhum dos testes, a um nível de significância de 10%. Adicionalmente, a evidência contra a existência de cointegração aumenta de forma consistente ao longo de 2003 e durante 2004 e 2005. Quando se estima o modelo com o máximo de informação disponível (dados até 2005T4) verificamos que a hipótese de ausência de cointegração (i.e., zero vectores cointegrantes) não é rejeitada nem para um teste com um nível de significância de 30%. Mais especificamente, os *p-values* para a hipótese nula de ausência de cointe-

Quadro 1

MODELO CGL (VERSÃO REVISTA)					
Amostra	Testes de cointegração de Johansen			Exogeneidade fraca do PIB	
	Teste traço [Prob]	Teste Max [Prob]	Teste Traço [Prob, T-nm]	Teste Max [Prob, T-nm]	$\chi^2(1)$ [Prob]
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
80T3-02T1	32.5 [0.02]*	19.2 [0.09]	30.2 [0.05]*	17.9 [0.14]	0.0 [0.86]
80T3-02T4	31.0 [0.04]*	18.4 [0.12]	28.9 [0.06]	17.2 [0.17]	0.1 [0.76]
80T3-03T1	29.3 [0.06]	17.9 [0.14]	27.4 [0.10]	16.7 [0.20]	0.5 [0.47]
80T3-03T2	27.1 [0.10]	17.6 [0.15]	25.3 [0.16]	16.4 [0.21]	1.5 [0.22]
80T3-03T3	27.4 [0.10]	17.4 [0.16]	25.6 [0.15]	16.3 [0.22]	1.4 [0.23]
80T3-03T4	26.1 [0.13]	17.2 [0.17]	24.5 [0.19]	16.1 [0.23]	2.2 [0.14]
80T3-04T4	21.9 [0.32]	16.4 [0.21]	20.5 [0.40]	15.4 [0.27]	5.3 [0.02]*
80T3-05T4	19.9 [0.44]	15.7 [0.21]	18.7 [0.53]	14.8 [0.32]	6.9 [0.01]*

Nota:* assinala significância ao nível de 5%.

(2) A taxa de remuneração e a volatilidade da remuneração das acções foram calculadas como em Carstensen (2004a). Em particular, a taxa de remuneração das acções corresponde ao valor anualizado da diferença de três anos do logaritmo do índice nominal *Dow Jones Euro Stoxx50*. Por sua vez, a volatilidade é calculada como a média de dois anos da variância condicional de um modelo Garch com inovações *t* de Student, aplicado à diferença diária do logaritmo do mesmo índice. Os dados das restantes variáveis foram obtidos do BCE.

gração são de 53% no caso do teste do traço e de 32% no caso do teste do máximo valor próprio. Estes valores estão muito para além dos níveis de significância habitualmente usados na literatura para ensaios de hipóteses (que geralmente conduz testes com um nível de significância de 1%, 5% ou no máximo de 10%).

Naturalmente, na ausência de cointegração é a própria existência da função procura de moeda de longo prazo que está em causa. Assim, em face da evidência na Quadro 1, parece razoável argumentar que quando se incluem na análise as observações relativas aos últimos três anos de dados, deixa de existir uma função procura de M3 de longo prazo, no contexto da versão revista do modelo CGL.

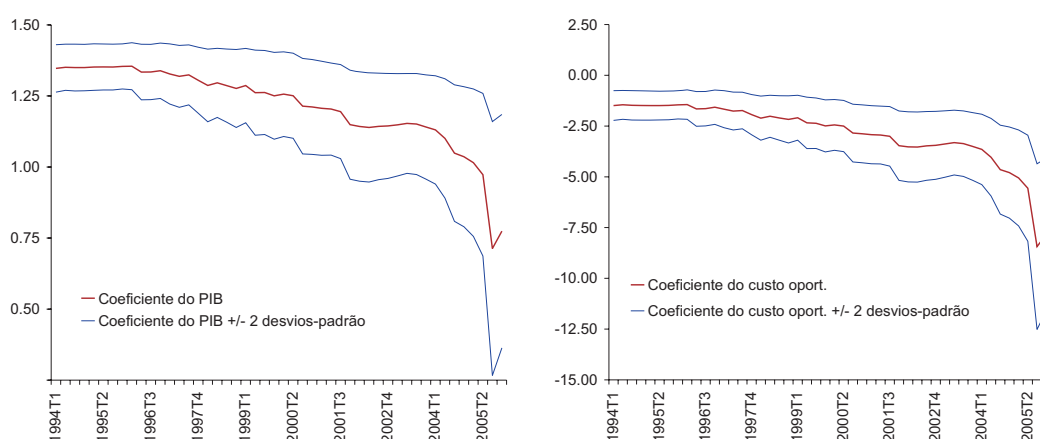
O Gráfico 1 mostra as estimativas recursivas dos parâmetros de longo prazo associados com o PIB e o custo de oportunidade, bem como as bandas de confiança a 95%³. Ainda que a simples inspeção gráfica das estimativas recursivas não seja um teste formal de estabilidade, constitui todavia um exercício muito útil na medida em que permite uma verificação rápida da evolução ao longo do tempo das estimativas para os parâmetros. Olhando para o Gráfico 1 verificamos que as estimativas recursivas se alteram significativamente à medida que os dados mais recentes são incluídos na amostra. Por exemplo, a estimativa pontual para a elasticidade em ordem ao PIB é 1.31 quando se estima o modelo com dados até 2002T4 mas cai para 0.77 quando se usam dados até 2005T4. Esta situação é ainda mais aguda no que se refere à semi-elasticidade do custo de oportunidade em deter moeda, que aumenta (em termos absolutos) de -1.30 em 2002T4 para -7.84 em 2005T4. Nos dois casos as estimativas pontuais em 2005T4 estão claramente fora do intervalo de confiança a 95% que circunda as estimativas em 2002T4, sugerindo que uma quebra de estrutura poderá ter ocorrido em ambos os coeficientes⁴.

Consideremos agora o modelo sugerido em Carstensen (2004, a, b) tal como apresentado na equação (1) acima, i.e. a especificação do “mercado de ações”. À semelhança do Quadro 1, o Quadro 2

Gráfico 1

MODELO CGL (VERSÃO REVISTA)

Estimativas recursivas dos parâmetros de longo prazo com bandas de confiança a 95%



(3) Os Gráficos 1 e 2 foram obtidos sem a re-estimação da dinâmica de curto prazo durante a estimação recursiva do sistema.

(4) O gráfico 1 foi obtido não impondo qualquer restrição de exogeneidade fraca. Alternativamente, poder-se-ia olhar para as estimativas recursivas da procura de moeda de longo prazo depois de impor a restrição de exogeneidade fraca do PIB em relação aos parâmetros do vector cointegrante (veja-se BCE 2004). Neste caso, a situação é mais favorável no que diz respeito à estabilidade dos dois coeficientes, mas em especial no que se refere ao coeficiente do PIB que decresce de 1.32 em 2002T4 para 1.17 em 2005T4. Note-se, contudo, que a imposição de tal restrição é altamente questionável. De acordo com o teste de exogeneidade fraca na última coluna do Quadro 1, no pressuposto da existência de cointegração, esta restrição é rejeitada para um teste a 5% quando observações posteriores a 2004T3 são usadas no modelo. No entanto, convém ter presente que a validade deste teste está ela própria em causa pois pressupõe a existência de cointegração, o que de acordo com o Quadro 1 não se verifica.

apresenta os resultados dos testes de cointegração de Johansen para a hipótese nula de zero vectores cointegrantes contra a alternativa de (pelo menos) um vector cointegrante (com os *p-values* entre parêntesis). Os testes referem-se a uma amostra que começa em 1980T3 e cujo fim vai variando desde 2003T2 até 2005T4.

A partir do Quadro 2 concluímos que para a especificação do “mercado de acções” existe evidência de cointegração até à primeira metade de 2005, mas que esta mesma evidência parece desaparecer quando se introduzem na análise as observações para o segundo semestre de 2005.

Intuitivamente, podemos perceber os resultados dos testes de cointegração acima descritos para os dois modelos analisando as Gráficos A1 a A6 do Apêndice. Da Gráfico A1 vemos que o *stock* real de moeda acelera significativamente depois de 2001. Uma vez que esta aceleração não é acompanhada por uma aceleração do PIB real (Gráfico A3) ou por uma diminuição significativa do diferencial entre a taxa de juro de curto prazo e a taxa de remuneração do próprio agregado (A4), o modelo CGL começa a ter cada vez maiores problemas de aderência e eventualmente a cointegração perde-se na primeira metade de 2003, como mostra o Quadro 1. Por outro lado, os Gráficos A5 e A6 mostram que o diferencial entre a taxa de remuneração das acções e a taxa de remuneração própria do M3 decresce e que a volatilidade aumenta até ao princípio de 2003, o que explica a boa aderência da especificação do “mercado de acções” neste período. Contudo, depois do primeiro trimestre de 2003 o diferencial ($r_t^e - r_t^o$) aumenta enquanto a volatilidade z_t decresce. Este facto, tudo o resto constante, deveria ter provocado uma significativa desaceleração do M3 neste período, o que não aconteceu. Deste modo, o modelo começa a revelar problemas de aderência que culminam na eventual perda de cointegração na segunda metade de 2005.

O Gráfico 2 apresenta as estimativas recursivas para os parâmetros de longo prazo bem como as bandas de confiança a 95%⁵. Como se poderia esperar os coeficientes estimados de ($r_t^e - r_t^o$) e de z_t começam a exibir alguma instabilidade em 2003, convergindo progressivamente para zero, como reflexo do facto de durante este período os desenvolvimentos no mercado monetário estarem em dissonância com os desenvolvimentos no mercado de acções.

Acabámos de ver que a evidência quanto à existência de cointegração desaparece e que os coeficientes de longo prazo apresentam alterações significativas nos modelos CGL e de Carstensen quando estes são estimados com as observações mais recentes. Contudo, contra este tipo de análise poderá sempre argumentar-se, por um lado, que os resultados dos testes de cointegração poderão ser fruto

Quadro 2

MODELO DE CARSTENSEN				
Testes de cointegração de Johansen				
Amostra	Teste Traço[Prob]	Teste Max [Prob]	Teste Traço [Prob, T-nm]	Teste Max [Prob, T-nm]
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
80T3-03T4	78.3 [0.01]*	40.4 [0.01]*	70.0 [0.05]*	36.1 [0.02]*
80T3-04T4	80.5 [0.01]*	38.8 [0.01]*	72.3 [0.03]*	34.8 [0.03]*
80T3-05T1	80.3 [0.01]*	38.5 [0.01]*	72.2 [0.03]*	34.6 [0.04]*
80T3-05T2	80.5 [0.01]*	38.3 [0.01]*	72.5 [0.03]*	34.5 [0.04]*
80T3-05T3	71.5 [0.04]*	30.0 [0.14]	64.4 [0.12]	27.0 [0.27]
80T3-05T4	70.9 [0.04]*	29.4 [0.16]	63.8 [0.14]	26.5 [0.30]

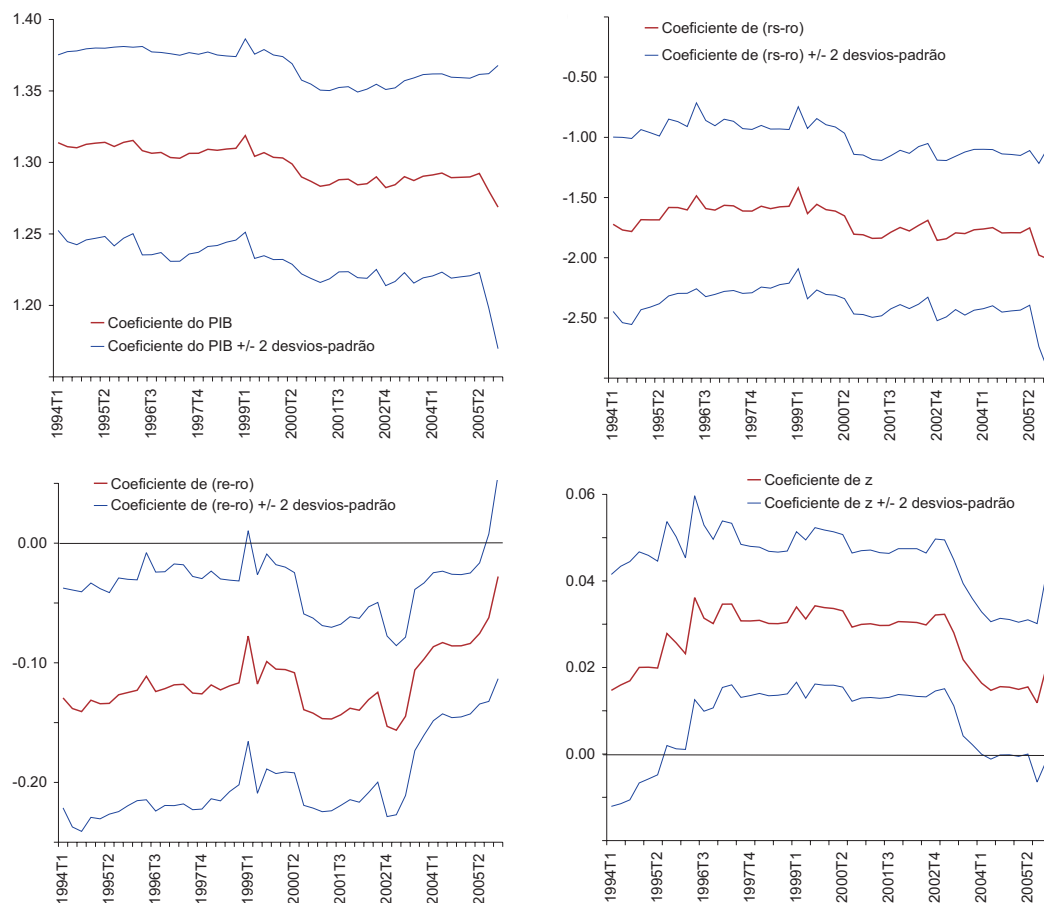
Nota: * assinala significância ao nível de 5%.

(5) O Gráfico 2 foi obtido não impondo qualquer restrição de exogeneidade fraca. Todavia, a imposição de exogeneidade fraca do PIB em relação aos parâmetros de longo prazo não tem implicações significativas para os coeficientes estimados.

Gráfico 2

MODELO DE CARSTENSEN

Estimativas recursivas dos parâmetros de longo prazo com bandas de confiança a 95%



da falta de potência dos mesmos, e por outro, que a inspeção visual das estimativas recursivas com os correspondentes intervalos de confiança a 95 por cento não constitui um teste formal de estabilidade. Por esta razão, importa investigar este mesmo assunto recorrendo a testes formais de quebra de cointegração e/ou de estabilidade da relação de longo prazo.

Andrews e Kim (2003) desenvolveram testes que permitem investigar a possibilidade de quebra de cointegração e de estabilidade da relação de longo prazo no fim da amostra e que, por isso, são especialmente indicados para investigar o nosso problema. Os testes são conduzidos sob a hipótese de que a cointegração e a estabilidade dos parâmetros de longo prazo se verificou até certo momento no tempo, pretendendo-se avaliar se essa hipótese se mantém válida após esse momento (e até ao fim do período amostral).

Para testar a quebra de cointegração e/ou de estabilidade, Andrews e Kim (2003) desenvolveram duas famílias de testes, cada uma delas incluindo três estatísticas alternativas. Com base em simulações de Monte Carlo os autores verificaram que duas delas, designadas por P_c e R_c , eram ligeiramente superiores às outras em termos de dimensão e/ou potência do teste. Por estas razões, a análise no presente artigo restringir-se-á à investigação do comportamento destas duas estatísticas⁶.

(6) No cálculo dos testes de Andrews e Kim foi usado uma rotina em Rats, gentilmente disponibilizada por Kai Carstensen.

Os testes são conduzidos sob a hipótese de que existe cointegração e estabilidade de longo prazo quando os modelos são estimados com dados até ao terceiro trimestre de 2001. Deste modo a hipótese de quebra de cointegração e/ou estabilidade dos parâmetros de longo prazo é investigada para o período 2001T4-2005T4. A escolha deste período resulta do facto de a segunda metade de 2001 marcar o início de um período caracterizado por um crescimento monetário claramente acima do valor de referência fixado pelo BCE, pelo que 2001T4 é uma data a partir da qual se pode esperar que surja instabilidade nos modelos. Por outro lado, a validade dos testes pressupõe que o modelo seja estável para o período antes do momento da quebra de estrutura, e existe evidência que os modelos são estáveis quando estimados com dados até 2001T3 (veja-se Carstensen, 2004a).

O Quadro 3 apresenta os *p-values* dos testes P_c e R_c (obtidos por simulação) para os modelos em análise, usando os métodos FM-OLS e FIML para estimar as relações de longo prazo. Do Quadro 3 vemos que não há sinais fortes de instabilidade ou de quebra de cointegração nos dois modelos quando estes são estimados com dados até 2003T2⁷. Quando a amostra é estendida até 2004T4, a existência de cointegração e estabilidade é geralmente rejeitada no modelo CGL (a excepção é o teste R_c quando o modelo é estimado por FIML), mas não na especificação do “mercado de acções”. Contudo, quando se usam dados até 2005T4, a cointegração e/ou estabilidade é fortemente rejeitada nos dois modelos.

Deste modo, a evidência obtida a partir dos testes de quebra de cointegração e/ou de estabilidade de Andrews e Kim está de acordo com a evidência sobre os testes de cointegração de Johansen acima apresentados. Quando os dados para o período 2003-2005 são incluídos na análise verifica-se pois

Quadro 3

TESTES DE QUEBRA DE COINTEGRAÇÃO E/OU DE ESTABILIDADE (P-VALUES)

Teste	CGL (Versão revista)	Especificação do “mercado de acções”
(1)	(2)	(3)
Quebra em 2001T4, amostra até 2003T2		
P_c (FM-OLS)	0.089	0.190
R_c (FM-OLS)	0.076	0.203
P_c (FIML)	0.260	0.166
R_c (FIML)	0.364	0.104
Quebra em 2001T4, amostra até 2004T4		
P_c (FM-OLS)	0.000	0.137
R_c (FM-OLS)	0.000	0.233
P_c (FIML)	0.014	0.394
R_c (FIML)	0.239	0.507
Quebra em 2001T4, amostra até 2005T2		
P_c (FM-OLS)	0.000	0.000
R_c (FM-OLS)	0.000	0.000
P_c (FIML)	0.000	0.044
R_c (FIML)	0.015	0.145
Quebra em 2001T4, amostra até 2005T4		
P_c (FM-OLS)	0.000	0.000
R_c (FM-OLS)	0.000	0.000
P_c (FIML)	0.000	0.000
R_c (FIML)	0.000	0.000

Nota: Os valores no Quadro são os *P-values* obtidos por *bootstrapping* dos testes P_c e R_c sugeridos em Andrews e Kim (2003).

(7) Esta é a amostra considerada em Carstensen (2004a,b).

que a cointegração se perde e a estabilidade dos parâmetros de longo prazo é rejeitada, quer no modelo CGL quer no modelo de Carstensen.

Em particular, a quebra de cointegração e/ou de estabilidade verificada no modelo de Carstensen durante o ano de 2005 permite lançar dúvidas sobre a ideia de que o crescimento elevado da moeda possa ser explicado maioritariamente pelas alterações de carteira referidas e sugere que outras explicações poderão ter que ser consideradas por forma a justificar a continuação de um crescimento elevado do M3, especialmente no período mais recente.

A um nível mais estrutural, convém frisar que a quebra de cointegração e/ou de estabilidade dos parâmetros de longo prazo implica que neste momento não há uma função de longo prazo conhecida que relacione o agregado M3 com o nível de preços, o nível de actividade e o custo de oportunidade em deter moeda, pelo que o agregado monetário deixou de ser um bom instrumento para analisar a evolução da situação monetária. Em particular, como se mostra a seguir, a quebra de cointegração implica também que, no contexto destes modelos, a própria ideia de “excesso de liquidez” perde significado e os chamados indicadores de “excesso de liquidez” baseados nos resíduos da regressão de cointegração perdem o seu conteúdo informativo⁸.

3. CONSEQUÊNCIAS PARA OS INDICADORES DE EXCESSO DE LIQUIDEZ RESULTANTES DA QUEBRA DE COINTEGRAÇÃO

Nas análises monetárias regulares do BCE, os chamados “desvios da moeda” são muitas vezes usados como medidas de excesso de liquidez na economia e interpretados como indicadores avançados da inflação. Por exemplo, o BCE escreve “estas medidas são úteis por permitirem uma análise monetária global de médio prazo, pois um desvio persistente para cima ou para baixo do *stock* de moeda, a partir do seu nível de equilíbrio, pode trazer riscos para a estabilidade de preços que poderão não ser visíveis na taxa de crescimento anual do M3” (veja-se, por exemplo, BCE, 2001, 2004).

Nesta secção apresentam-se brevemente os principais indicadores de excesso de liquidez e discutem-se as consequências para tais indicadores resultantes da quebra de cointegração na equação da procura de moeda subjacente.

Em linha com a literatura relevante admita-se que o “nível desejado” do (logaritmo) do *stock* real de moeda, $(m - p)_t^*$, é dado pela procura de moeda de longo prazo estática:

$$(m - p)_t^* = \alpha + \beta y_t + \gamma r_t \quad (1)$$

onde y_t representa o (logaritmo do) PIB em termos reais e r_t uma medida do custo de oportunidade em deter moeda.

O chamado *excedente/défice monetário* (EMO) define-se como a diferença (em logaritmos) entre o *stock* de moeda corrente em termos reais e o seu “nível desejado”

$$EMO_t = (m - p) - (m - p)_t^* = (m - p) - \alpha - \beta y_t - \gamma r_t \quad (2)$$

(8) Em complemento do agregado monetário oficial, o BCE estimou um agregado designado por “M3 corrigido do impacto dos ajustamentos de carteira” (veja-se BCE, 2004). Contudo, a utilização deste agregado nas análises monetárias levanta algumas questões importantes. Primeiro, a correcção é totalmente *ad-hoc*, baseada em simples modelos não causais de séries temporais, implicando que de facto não se sabe qual teria sido o verdadeiro *stock* de moeda na ausência dos citados ajustamentos de carteira. Segundo, ele é usado sob o pressuposto de que os modelos existentes (incluindo as estimativas dos parâmetros) se teriam mantido válidos depois de 2002/2003 na ausência de tais ajustamentos, algo que não pode ser investigado. Finalmente, como se disse, a quebra de cointegração na procura de moeda, para o período mais recente, é difícil de relacionar com os ajustamentos de carteira, pois ela também ocorre para a especificação do “mercado de acções”.

e reflecte os desenvolvimentos monetários não explicados pelas variáveis macroeconómicas da procura de moeda de longo prazo. Em termos práticos, EMO_t corresponde aos resíduos estimados da equação estática da procura de moeda (1).

O desvio da moeda em termos nominais (DMN) é definido como a diferença entre o stock de moeda corrente em termos nominais e o stock nominal de “equilíbrio”:

$$DMN_t = (m_t - m_t^{eqn}) = m_t - (p_t^* + \alpha + \beta y_t^* + \gamma r_t^*) \quad (3)$$

onde y_t^* e r_t^* representam os valores de equilíbrio do *output* e do custo de oportunidade, e p_t^* é o nível preços consistente com a estabilidade de preços tal como definida pela autoridade monetária. Por sua vez, o desvio da moeda em termos reais (DMR) é a diferença entre o stock de moeda corrente em termos reais e o stock real de “equilíbrio”:

$$\begin{aligned} DMR_t &= (m_t - p_t) - m_t^{egr} = (m_t - p_t) - (m_t^{eqn} - p_t^*) \\ &= (m_t - p_t) - \alpha - \beta y_t^* - \gamma r_t^* \end{aligned} \quad (4)$$

Em princípio, o desvio da moeda em termos nominais bem como o desvio da moeda em termos reais devem ser calculados usando o lado direito de (3) e (4), respectivamente⁹.

Nas análises dos desenvolvimentos monetários, os indicadores monetários (especialmente os desvios da moeda) são muitas vezes usados como medidas de excesso de liquidez, a qual por sua vez é vista como uma fonte potencial de inflação futura (veja-se, por exemplo, BCE, 2004). A utilização destas medidas como indicadores avançados da inflação foi fundamentada com base na evidência empírica de alguns artigos. Por exemplo, Gerlach e Svensson (2003) e Trecroci e Vega (2000) concluem que o desvio da moeda em termos reais tem um poder significativo para prever a inflação futura. Contudo, tal evidência foi obtida com base em amostras que incluem dados apenas até 2000, pelo que poderá levantar-se a questão de saber se esta se mantém uma vez que se considere a informação mais recente. Esta questão é particularmente relevante porque, como vimos acima, o forte crescimento monetário observado após 2001 não é explicável no contexto da procura de moeda e, portanto, é de esperar que tal facto tenha consequências para a propriedade de indicador avançado dos indicadores monetários calculados a partir da função procura de moeda.

Para vermos como a ausência de cointegração na função procura de moeda pode ter implicações importantes para as propriedades do correspondente desvio da moeda em termos reais, comecemos por notar que este pode ser escrito na forma:

$$DMR_t = EMO_t + \beta(y_t - y_t^*) + \gamma(r_t - r_t^*) \quad (5)$$

onde EMO_t representa o excedente/défi ce monetário. Uma vez que EMO_t é estimado como os resíduos da regressão de cointegração correspondente à procura de moeda de longo prazo subjacente (veja-se equação 2) é imediato reconhecer que problemas de cointegração e/ou de estabilidade na procura de moeda far-se-ão sentir imediatamente nas propriedades do desvio da moeda em termos reais através do excedente/défi ce monetário.

Se a procura de moeda subjacente apresenta cointegração então, por definição, EMO_t é uma variável estacionária e o mesmo acontecerá ao correspondente desvio da moeda em termos reais. É isto que

(9) Como alternativa os desvios da moeda também podem ser calculados usando a taxa de crescimento constante do M3 correspondente ao valor de referência para o crescimento do M3 (4 ½ % em termos anuais) e a taxa de inflação constante correspondente à definição de estabilidade de preços da autoridade monetária (veja-se BCE, 2001, 2004). Os desvios da moeda assim calculados apresentam todavia algumas limitações que derivam do facto de diferirem do stock nominal de moeda apenas numa tendência linear determinista e, portanto, terem um conteúdo informativo igual ao do próprio agregado monetário.

se espera que aconteça quando se estimam os modelos com dados até 2001/2002, que corresponde ao período máximo usado nos artigos de Trecroci e Vega (2000) e Gerlach e Svensson (2003). Contudo, acabámos de ver que quando os dados posteriores a 2002 são usados na análise, a evidência a favor da cointegração no modelo CGL desaparece, e isto, por definição, implica que o excedente/défi- ce monetário deixe de ser estacionário, o mesmo acontecendo naturalmente com o desvio da moeda em termos reais.

A primeira implicação resultante desta situação é de que o próprio conceito de desvio da moeda em termos reais, à semelhança do que acontece com a procura de moeda subjacente, perde o seu significado económico. Isto aplica-se, em especial, à sua interpretação como indicador de excesso de liquidez pois, uma vez que passa a ser uma variável integrada de ordem 1, deixa de exibir reversão à média. Por outras palavras, deixa de haver um nível de equilíbrio de longo prazo do *stock* real de moeda, correspondente ao nível zero de excesso de liquidez, para o qual se possa esperar que o desvio da moeda em termos reais reverta numa base regular.

A segunda implicação importante é a de que é de esperar que o desvio da moeda em termos reais estimado perca as suas propriedades de indicador avançado da inflação. Para ver que assim é, consideremos o modelo estimado em Trecroci and Vega (2000):

$$\Delta\pi_t = \theta_0(\pi_{t-1} - \hat{\pi}_t) + \theta_1 DMR_{t-1} + \theta_2(y - y^*)_{t-1} + \theta_3(r - r^*)_{t-1} + \dots + v_t \quad (6)$$

onde, π_t , $\hat{\pi}_t$ e y^* representam a inflação, o objectivo de inflação do banco central e o PIB potencial, respectivamente. Uma vez que θ_1 é significativamente diferente de zero (e positivo) os autores concluem que o desvio da moeda em termos reais apresenta um poder preditivo importante para a inflação futura na área do euro¹⁰.

Sob a hipótese de cointegração na procura de moeda subjacente, (6) é uma equação equilibrada do ponto de vista estatístico na qual a variável explicada ($\Delta\pi_t$), tal como todas as variáveis explicativas (e, em particular DMR_{t-1}) são estacionárias. Contudo, na ausência de cointegração (6) passa a ser uma equação estatisticamente desequilibrada porque uma variável estacionária passa a ser regredida sob um conjunto de variáveis explicativas onde todas, com excepção de uma, DMR_{t-1} , são estacionárias. Deste modo, estatisticamente devemos esperar que $\theta_1 = 0$. Concluímos assim que a quebra de cointegração na equação da procura de moeda, provocada por um crescimento monetário não explicável pelos determinantes incluídos nessa equação, pode levar a que o correspondente desvio da moeda em termos reais estimado perca as suas propriedades de indicador avançado da inflação.

4. O AGREGADO MONETÁRIO M3 COMO INDICADOR AVANÇADO DOS PREÇOS NA ÁREA DO EURO

Vimos na secção anterior que dada a quebra de cointegração da procura de moeda de longo prazo se poderá esperar que os indicadores de excesso de liquidez vejam a propriedade de indicador avançado da inflação fortemente enfraquecida uma vez que se incluam nos modelos estimados os dados mais recentes. Ora, a quebra de cointegração na procura de moeda poderá ter consequências semelhantes ao nível do próprio agregado M3, fazendo com que o crescimento monetário deixe também de ser um bom instrumento para analisar as perspectivas da inflação no médio/longo prazo. Neste contexto, esta secção procurará documentar e discutir as propriedades do M3 como indicador avançado dos preços na área do euro no médio/longo prazo. A ênfase no médio/longo prazo decorre de dois argumentos. Por um lado, este é o horizonte relevante no contexto da actual estratégia de política mo-

(10) Gerlach e Svensson (2002) desenvolvem uma análise semelhante num modelo ligeiramente diferente.

netária do BCE. Por outro, é consensual que a relação entre o agregado M3 e os preços no curto prazo é frágil, de sinal ambíguo, e não relevante para a condução da política monetária. Este facto tem sido enfatizado em vários estudos (veja-se BCE, 2004)¹¹. A ausência de uma relação de curto prazo entre o agregado M3 e a inflação pode também ser constatada olhando para o Gráfico 3 que apresenta a taxa de variação homóloga da componente de curto/médio prazo do crescimento do M3 e da inflação (frequências de 6 a 32 trimestres) calculadas com base no filtro proposto por Christiano e Fitzgerald (2003), na sua versão simétrica.

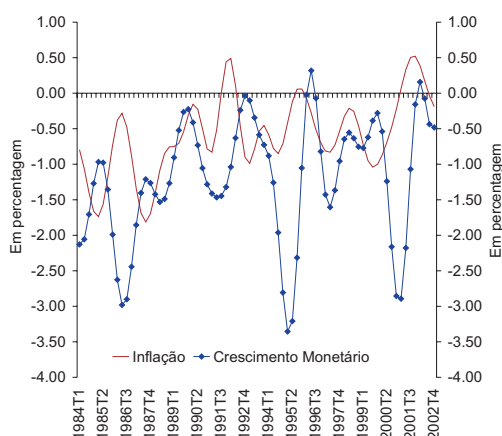
O trabalho mais citado como favorável à existência de um papel de indicador avançado da moeda para a inflação na área do euro é Altimari (2001), que aplica à área do euro a metodologia sugerida por Stock e Watson (1999). Esta metodologia compara as previsões de modelos univariados da inflação com as previsões de modelos bivariados que incluem o crescimento monetário como variável explicativa adicional. Segundo os resultados do estudo de Altimari (2001), a moeda tem propriedade de indicador avançado da inflação para um prazo de dois a três anos.

No entanto as conclusões deste estudo devem ser qualificadas. Os resultados obtidos com a metodologia de Altimari (2001) baseiam-se em especificações em que se assume que o crescimento do M3 e da inflação foram estacionários no período amostral. Esta hipótese é, no entanto, rejeitada pelos dados, que sugerem que tanto a inflação como o crescimento monetário na área do euro são melhor classificadas como variáveis integradas de ordem 1. A partir do momento em que a especificação do modelo tem em conta as propriedades das séries no período amostral, o valor informativo dos agregados monetários desaparece totalmente¹². Este resultado sugere que o papel indicativo da moeda esteve associado ao período de desinflação observado na área do euro, que promoveu uma tendência comum descendente entre o M3 e os preços.

Neste momento, em face da quebra de cointegração, pode esperar-se que a propriedade de indicador avançado de médio prazo do agregado M3 tenha sido negativamente afectada. Todavia, tal conjectu-

Gráfico 3

COMPONENTES DE FREQUÊNCIA ENTRE 6 E 32 TRIMESTRES DO CRESCIMENTO MONETÁRIO E DA INFLAÇÃO (FILTRO DE CHRISTIANO-FITZGERALD)



(11) A razão subjacente a este resultado é imediata: a resposta de M3 e dos preços varia em função dos choques que estão continuamente a atingir a economia (choques de política monetária, choques tecnológicos, choques de velocidade, choques nas preferências dos consumidores, choques fiscais, só para dar alguns exemplos representativos).

(12) Apesar deste resultado ser reportado em Altimari (2001), não foi destacado nas subsequentes referências ao trabalho.

ra não pode ainda ser globalmente testada com base na metodologia de Altimari (2001) porque os dados para 2004/2005 são exactamente aqueles que têm que ser excluídos na avaliação das propriedades de indicador avançado para prazos superiores a 2 anos. Uma forma alternativa de avaliar as propriedades de indicador avançado da moeda no médio/longo prazo é analisar até que ponto a tendência da moeda tem exibido uma relação próxima e avançada da tendência de inflação (veja-se BCE, 2004). Em termos descritivos, esta relação é visível no Gráfico 4 que apresenta a taxa de variação homóloga da componente de longo prazo do crescimento do M3 e da inflação calculadas com base no filtro proposto por Christiano e Fitzgerald (2003) (frequências superiores a 32 trimestres), na sua versão simétrica. O Gráfico 4 sugere duas importantes ideias no que se refere à relação entre as tendências de muito longo prazo (frequências superiores a 8 anos) do agregado M3 e da inflação. Primeiro, parece existir uma relação próxima entre a evolução da moeda e dos preços no longo prazo embora se observe uma marcada deterioração da relação no período mais recente, facto a que não será alheia a quebra de cointegração verificada na secção 2. A deterioração da relação é especialmente notória se se utilizarem medidas tendenciais mais tradicionais que permitem analisar o período mais recente, como, por exemplo, o filtro de Hodrick-Prescott (ver Gráfico 5). Em segundo lugar, os Gráficos 4 e 5 sugerem que a componente tendencial do crescimento monetário é avançada face à componente tendencial da inflação, cerca de 6 a 8 trimestres.

Refira-se todavia que existem vários argumentos que sugerem que as medidas de tendência de moeda são de difícil interpretação como indicador avançado da inflação.

Em primeiro lugar, a existência de uma relação de indicador avançado tem uma interpretação complexa quando se analisam frequências baixas. Note-se que a construção de medidas tendenciais para um determinado período com base em filtros como o de Christiano-Fitzgerald ou de Hodrick-Prescott tem em conta não só a informação passada das variáveis mas também a informação futura (grosso modo, estas tendências podem ser vistas como médias ponderadas de valores passados e futuros do crescimento monetário e da inflação) pelo que deixa de ser possível falar em propriedades de indicador avançado neste caso. Adicionalmente, e em termos mais operacionais, importa notar que a correlação entre a moeda e os preços surge em frequências muito baixas, pelo que as medidas de tendência monetária são muito pouco reactivas, sendo deste modo de difícil associação aos desenvolvimentos económicos no curto e médio prazos.

Gráfico 4

TENDÊNCIAS DE LONGO PRAZO PARA A INFLAÇÃO E PARA O CRESCIMENTO MONETÁRIO (CHRISTIANO-FITZGERALD; FREQUÊNCIAS > 32 TRIMESTRES)

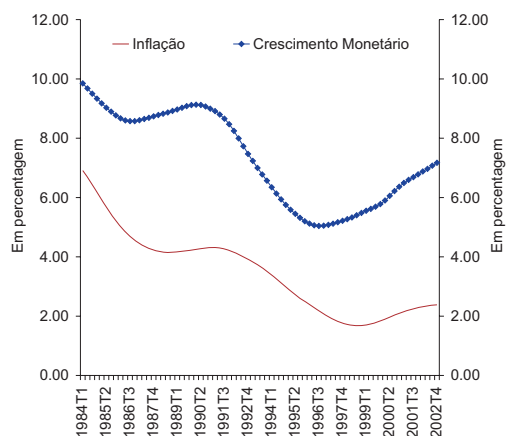
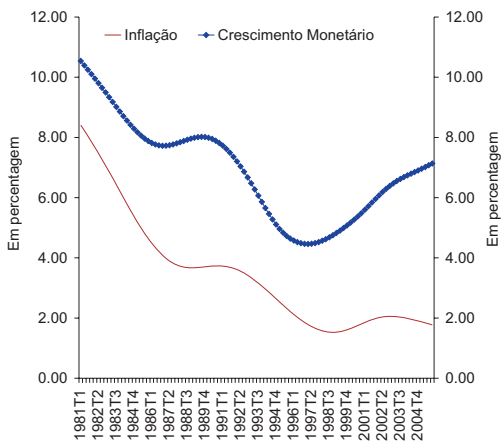


Gráfico 5

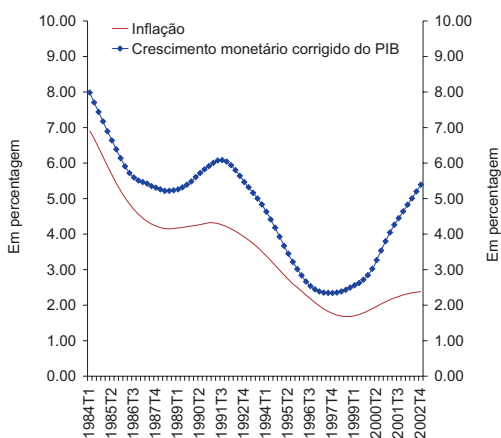
TENDÊNCIAS DE LONGO PRAZO PARA A INFLAÇÃO E PARA O CRESCIMENTO MONETÁRIO (HODRICK-PRESCOTT; LAMBDA=1600)



Em segundo lugar, é importante notar que a teoria quantitativa da moeda sugere que a relação de longo prazo entre a moeda e os preços deve ter em conta a evolução tendencial do produto. Todavia, a relação empírica entre a componente de longo prazo da moeda e dos preços na área do euro apresenta uma característica peculiar: quando se tem em conta a evolução tendencial do PIB, a relação entre o M3 (corrigido da tendência de crescimento do PIB) e preços deixa de ser avançada e torna-se contemporânea. Esta conclusão emerge igualmente de trabalhos recentes sobre filtros estruturais para a análise monetária (veja-se, Bruggeman *et al.*, 2005). Esta relação contemporânea é evidente no Gráfico 6 onde se representa a tendência do crescimento do rácio da moeda sobre o PIB real e a tendência de inflação¹³.

Gráfico 6

TENDÊNCIAS DE MOEDA CORRIGIDA DO PIB E INFLAÇÃO (CHRISTIANO-FITZGERALD; FREQUÊNCIAS >32 TRIMESTRES)



(13) Para a construção do gráfico utilizou-se o filtro de Christiano Fitzgerald aplicado à diferença entre o logaritmo do stock nominal de M3 e o logaritmo do nível real do PIB da área do euro. Os resultados são robustos à imposição de um coeficiente não unitário do PIB (por exemplo, 1,3 que corresponde à elasticidade do produto estimada em CGL, 2001). Este caso corresponderia a incorporar na análise a tendência descendente da velocidade de circulação da moeda observada no período amostral.

Em terceiro lugar, e numa perspectiva de análise monetária, importa perceber que factores estruturais deverão estar na base da relação entre os desenvolvimentos monetários e a inflação. Em particular, importa questionar que tipos de choques poderão gerar uma relação empírica de indicador avançado da moeda para os preços no longo prazo. Nesta frequência temporal, o principal candidato a esta situação é uma alteração das expectativas dos agentes quanto ao objectivo de estabilidade de preços da autoridade monetária, seja por via de uma alteração intencional deste objectivo ou por uma alteração da credibilidade da autoridade monetária na sua prossecução.¹⁴ Neste caso, o crescimento monetário poderia ser um indicador avançado da inflação. Este mecanismo poderá aliás justificar a existência empírica da propriedade de indicador avançado no período de desinflação na área do euro nos anos 80 e 90. No entanto, este não deverá ser um fenómeno relevante no contexto de um regime de estabilidade de preços. Por outras palavras, no caso de o BCE ser bem sucedido na prossecução do objectivo de estabilidade de preços, não será de esperar que a moeda exiba qualquer relação empírica de indicador avançado dos preços no longo prazo, dado que a sua evolução tendencial – decorrente de alterações no crescimento tendencial do PIB ou na velocidade tendencial de circulação da moeda – não terá uma contraparte na evolução dos preços. Esta hipótese ilustra mais uma vez o facto de indicadores monetários meramente empíricos não permitirem identificar a natureza dos riscos para a estabilidade de preços.

(14) Por exemplo, em modelos com significativa rigidez real e nominal bem como em modelos de aprendizagem do comportamento do banco central, uma diminuição permanente da taxa de juro (e a correspondente diminuição permanente do crescimento monetário) poderia ser acompanhada de uma resposta lenta dos preços para o novo nível de inflação de estado estacionário.

5. CONCLUSÕES

Este artigo reavalia o papel do agregado monetário M3 para efeitos de política monetária. A análise permite concluir que os modelos de procura de moeda sugeridos em Calza, Gerdesmeier e Levy (2001) e Carstensen (2004a,b) exibem fortes sinais de instabilidade ou de quebra de cointegração quando se consideram as observações até 2005. A quebra de cointegração implica que deixou de existir uma função estável de longo prazo conhecida que relacione o agregado M3 com o nível de preços, o nível de actividade e o custo de oportunidade de deter moeda. Assim, o agregado M3 deixou de ser um bom instrumento para analisar a evolução monetária. Em particular, a quebra de cointegração implica também que, no contexto destes modelos, a própria ideia de “excesso de liquidez”, baseada num valor de equilíbrio do agregado M3, perdeu o seu significado e que os chamados indicadores de excesso de liquidez baseados nos resíduos da regressão de cointegração daqueles modelos poderão ter perdido o seu conteúdo informativo.

Uma segunda conclusão deste estudo, que confirma a de estudos anteriores, é a de que parece haver uma relação entre a tendência de longo prazo do agregado M3 e movimentos de longo prazo da inflação, a qual todavia se deteriorou nos anos mais recentes reflectindo a quebra de cointegração verificada nos modelos de procura de moeda. Note-se que a existência de uma relação avançada entre a moeda e os preços no longo prazo, por um lado é de difícil aferição, e por outro, é difícil de ser explorada para efeitos de política monetária já que os prazos em que as duas variáveis estão correlacionadas são extremamente longos (frequências superiores a 32 trimestres).

Em suma, a evidência recente coloca sérias dúvidas quanto à utilização do M3 como indicador de avaliação de riscos para a estabilidade de preços. No entanto, tal não implica que a análise da moeda e, de uma forma mais lata, a análise monetária não seja útil. A este respeito, é de referir a importância do crédito – e das suas componentes – como indicador relevante para a análise da estabilidade financeira, para a análise do mecanismo de transmissão da política monetária ou para sinalizar eventuais episódios de sobreavaliação de preços dos activos. Por seu turno, a moeda pode ser um indicador que pode ajudar a identificar certos choques ou permitir caracterizar o ajustamento de carteira dos agentes económicos. Neste contexto, a modelação cuidada da moeda no contexto de modelos dinâmicos de equilíbrio geral surge como uma via que poderá, no futuro, permitir aferir a importância dos desenvolvimentos monetários no contexto de uma estratégia de política monetária.

REFERÊNCIAS

- Altimari, S. N. (2001), “Does money lead inflation in the euro area?”, *ECB Working Paper* No. 63.
- BCE (2001), *Monthly Bulletin*, May.
- BCE (2003), “Background studies for the ECB’s evaluation of its monetary policy strategy”.
- BCE (2004), *Monthly Bulletin*, October.
- BCE (2005), *Monthly Bulletin*, October.
- Brand, C. and N. Cassola (2000), “A money demand system for the euro area M3”; *ECB Working Paper* No. 39.
- Bruggeman, A., P. Donati and A. Warne (2003), “Is the demand for euro area M3 stable?”, *ECB Working Paper* No. 255.

- Bruggeman, A, G. Gamba-Mendez., B. Fischer, J. Sousa (2005), "Structural filters for monetary analysis: inflationary movements of money in the euro area", *ECB Working Paper* No. 470.
- Calza, A., D. Gerdesmeier, and J. Levy (2001), "Euro area money demand: measuring the opportunity costs appropriately", *IMF Working Paper* No. 01/179.
- Carstensen, Kai (2004a), "Is European money demand still stable?", *Kiel Institute for world Economics, Working Paper* No. 1179, Revised version, March 2004.
- Carstensen, Kai (2004b), "Stock market downswing and the stability of EMU money demand", *Kiel Institute for World Economics*.
- Cassola, N. and C. Morana (2002), "Monetary policy and the stock market in the euro area", *ECB Working Paper* No. 119.
- Christiano, L. e T. Fitzgerald (2003), "The band pass filter", *International Economic Review*, 44(2), 435-465.
- Coenen, G. and J. L. Vega (2001), "The demand for M3 in the euro area", *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 16(6), pp.727-748.
- Dreger, C., Wolters J. (2006), "Investigating M3 money demand in the euro area – new evidence based on standard models", *DIW Berlin, German Institute for Economic Research, Discussion Paper* 561.
- Gerlach, S. and L. Svensson (2003), "Money and inflation in the euro area: a case for monetary indicators?", *Journal of Monetary Economics*, 50, 1649-1672.
- Stock, J.H. and M.W. Watson (1999), "Forecasting Inflation," *Journal of Monetary Economics* 44, pp. 293-335.
- Trecroci, C. and J. L. Vega (2000), "The information content of M3 for Future Inflation", *ECB Working Paper* No. 33.

ANEXO

