

NOTAS ECONÓMICAS 10

A MOEDA ÚNICA NA REINVENÇÃO DA EUROPA

REVISTA DA FACULDADE DE ECONOMIA DA UNIVERSIDADE DE COIMBRA

Velocidade de circulação e procura de moeda em Portugal: o agregado M1⁻ de 1970 a 1996



Pedro Miguel Avelino Bação Faculdade de Economia da Universidade de Coimbra

1. Introdução

Este texto apresenta um modelo que procura explicar o comportamento do agregado monetário restrito (M1⁻) de 1970 a 1996. Como ingrediente principal desse modelo, encontra-se a velocidade de circulação da moeda (no nosso caso, trata-se da velocidade medida em relação ao Produto Interno Bruto). Porém, a sua inclusão é precedida pela remoção de desvios sofridos por essa série temporal. Com efeito, argumentaremos que a velocidade de circulação do agregado monetário restrito é uma variável estacionária cuja componente determinística foi fortemente afectada por diversos acontecimentos no último quarto de século. A subida da taxa de inflação, que é vista por muitos autores como o custo de oportunidade da detenção de encaixes monetários, para valores elevados entre 1976 e 1983 poderá ser a razão (ou, pelo menos, uma das causas) de tal comportamento.

2. A Velocidade de Circulação de M1⁻

Se analisarmos a evolução da velocidade de circulação da moeda, logaritimizada, em Portugal desde 1970 (Figura 1; os dados são trimestrais), chegamos à conclusão de que esta passa por três fases distintas. Na primeira fase, de 1970 a 1976, registam-se oscilações importantes, mas podemos dizer que essas oscilações ocorrem em torno de uma média constante. Na segunda fase, de 1976 a 1983, a velocidade de circulação de M1⁻ aumenta significativamente. Pensamos não estar enganados se afirmarmos que esta segunda fase se divide em três subperíodos: o primeiro vai de 1976 a 1979; o segundo (no qual a velocidade de circulação interrompe o seu crescimento) vai de 1979 a 1981; o terceiro vai de 1981 a 1983. Finalmente, na terceira fase, de 1983 em diante, a velocidade de circulação de M1⁻ parece oscilar, de novo, em torno de uma média constante, ou talvez ligeiramente decrescente. A recolha de dados mais recentes poderá esclarecer a situação.

Em face das observações efectuadas, coloca-se a seguinte questão: será a velocidade de circulação de M1⁻ uma variável estacionária cuja componente determinística se alterou de forma notória? Tentando responder a esta questão, procurámos eliminar essas possíveis modificações determinísticas da série temporal.

A Figura 2 mostra a forma escolhida para a componente determinística da velocidade de circulação de M1⁻. Os quatro períodos em que dividimos a amostra são os seguintes: 1970:1 a 1976:2; 1976:3 a 1979:1; 1979:2 a 1981:2; 1981:3 a 1983:4 e 1984:1 a 1996:2. A componente estocástica, obtida por diferença, pode ser vista na Figura 3. Esta série aparenta ser estacionária. Esta hipótese é confirmada pelos testes de estacionaridade realizados (ADF — Augmented Dickey-Fuller; KPSS — teste proposto por Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (1992), em que a hipótese nula é a da estacionaridade; S-B — o teste de Sargan-Bhargava; e P-P — o *t-test* de Phillips-Perron) e cujos resultados estão no Quadro 1. Um possível problema com os testes realizados é a escolha dos valores críticos. Há testes (veja-se Perron (1989)) que contemplam a hipótese de uma modificação da componente determinística da série testada, mas não é do nosso conhecimento a existência de testes para situações em que a componente determinística da série se altera mais do que uma vez durante o período coberto pela amostra disponível.

Se aceitarmos os resultados destes testes como válidos, estaremos a aceitar a hipótese da existência de cointegração entre o agregado monetário restrito e o produto interno bruto, tendo em conta modificações na componente determinística. Mais do que isso, estaremos a aceitar a hipótese de a elasticidade da procura de moeda em relação ao nível de preços e em relação ao rendimento real ser unitária. O passo seguinte será, então, estimar uma equação da procura de

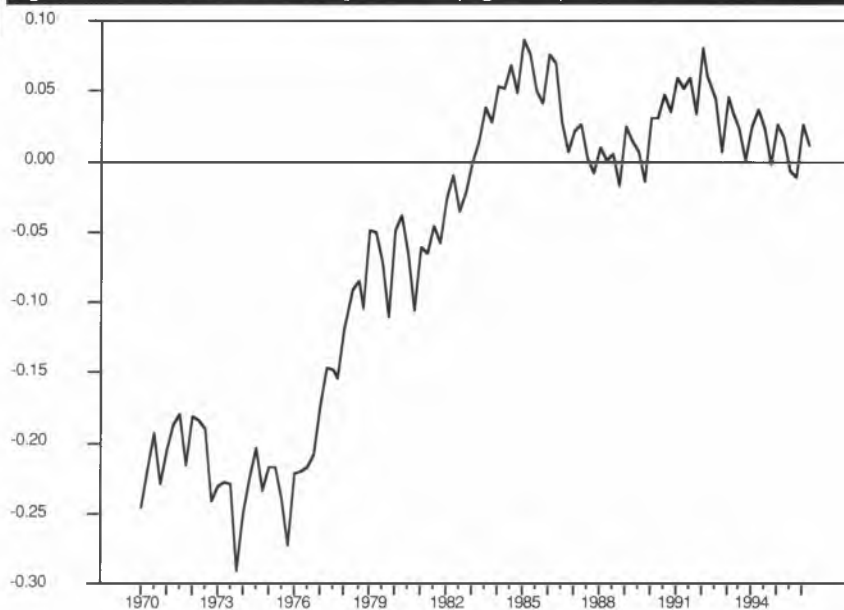
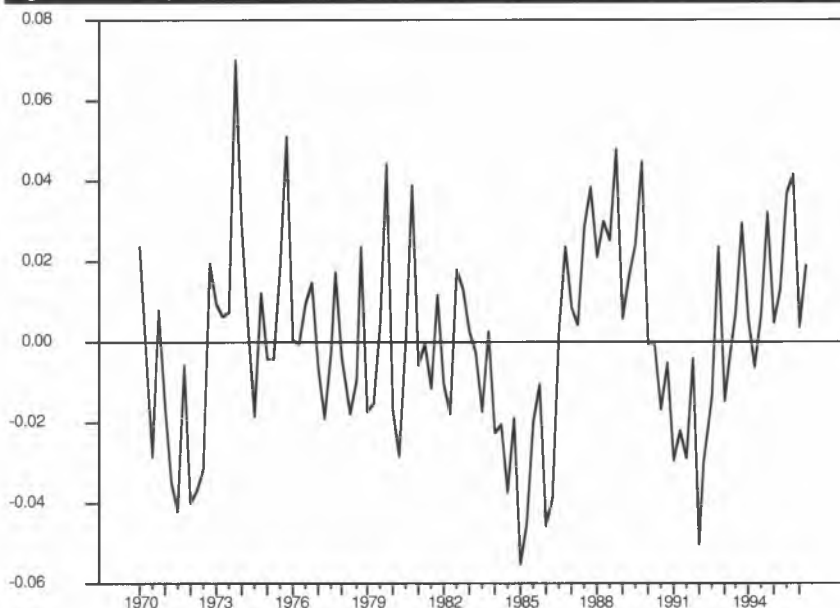
**Figura 1 — velocidade de circulação de M1⁻ (logaritmo)****Figura 2 — componente determinística do simétrico da velocidade de circulação de M1⁻**

Figura 3 — componente estocástica do simétrico da velocidade de circulação de M1¹



Quadro 1 — resultados dos testes de estacionaridade da componente estocástica

Teste	Estatística	Valor Crítico (5%)
ADF 1,2	-3,1912	-1,9434
KPSS 1	0,0825 ¹	0,463
S-B	1,0569	0,26
P-P 1,2	-6,58853	-1,9434

¹ Foram incluídos sete desfasamentos (o necessário para que o teste dos multiplicadores de Lagrange não revele a existência de autocorrelação de quarta ordem)

² Teste realizado sem constante, dado que esta não é significativa

moeda que incorpore esta informação. Tal será feito através de uma equação com mecanismo corrector do erro.

3. O Modelo Econométrico

A equação de que partiremos é a seguinte:

$$\Delta LM1M_t = \text{CONSTANTE} + \sum_{i=1}^4 a_i \Delta LM1M_{t-i} + \sum_{i=1}^3 b_i \Delta LPIBR_{t-i} + \sum_{i=1}^4 c_i \Delta LDPIB_{t-i} + \sum_{i=1}^4 d_i \Delta TJOALP_{t-i} + \sum_{i=1}^3 e_i S_i + \delta VCM_{t-1}$$

$LM1M_t$ é o logaritmo de M1¹; $LPIBR$ é o logaritmo do Produto Interno Bruto real; $LDPIB$ é o logaritmo do deflator do produto; $TJOALP$ é taxa de juro das operações activas de longo prazo (superior a cinco anos); S_i são três variáveis sazonais e VCM é o simétrico da velocidade de circulação de M1¹ sem componente determinística (corresponde, portanto, ao desvio da situação de equilíbrio de longo prazo).



Para que o nosso estudo seja válido, é necessário que as variáveis (em níveis) sejam integradas de ordem um e que, portanto, as variáveis presentes na equação sejam estacionárias. O Quadro 2 apresenta os resultados dos testes de estacionaridade das variáveis em níveis e o Quadro 3 apresenta os resultados dos testes de estacionaridade da primeira diferença das variáveis. Parece indiscutível que as quatro variáveis testadas não são estacionárias. Em relação a LM1M e a LPIBR, também não parece duvidosa a afirmação de que são variáveis integradas de ordem um. Quanto a TJOALP, apenas o teste KPSS não aceita a hipótese da estacionaridade da primeira diferença, pelo que iremos considerar que se trata de uma variável integrada de ordem um. Em relação a LDPIB, a decisão é mais complicada: enquanto os testes ADF e KPSS rejeitam a hipótese da estacionaridade da primeira diferença, os testes Sargan-Bhargava e Phillips-Perron aceitam-na.

Quadro 2 — resultados dos testes de estacionaridade dos níveis das variáveis

Variável	ADF	KPSS	S-B	P-P
LM1M	-1,9846 ¹	2,21503 ¹	0,0032	-0,72946 ¹
LPIBR	-1,6849 ¹	2,17025 ¹	0,0098	-1,96654 ¹
LDPIB	-2,2250 ¹	2,21018 ¹	0,0012	-1,35089 ¹
TJOALP	-2,0179 ¹	0,82831 ¹	0,0484	-1,68844 ¹

¹ Foram incluídos quatro desfasamentos (o necessário para que o teste dos multiplicadores de Lagrange não revele a existência de autocorrelação de quarta ordem)

Quadro 3 — resultados dos testes de estacionaridade das primeiras diferenças das variáveis

Variável	ADF	KPSS	S-B	P-P
DLM1M	-3,5436 ¹ *	0,21776 ¹ *	2,6279 *	-16,23067 ¹ *
DLPIBR	-3,6718 ¹ *	0,33697 ¹ *	2,8333 *	-17,38586 ¹ *
DLDPB	-2,4783 ¹	0,70143 ¹	1,4996 *	-8,06170 ¹ *
DTJOALP	-2,7819 ^{1,2} *	0,53898 ¹	2,4258 *	-12,40779 ^{1,2} *

¹ Foram incluídos três desfasamentos (o necessário para que o teste dos multiplicadores de Lagrange não revele a existência de autocorrelação de quarta ordem)

² Teste realizado sem constante, dado que esta não é significativa

* significa: resultado favorável à hipótese da estacionaridade

Prosseguiremos o nosso estudo supondo que LDPIB é uma variável integrada de ordem um. Para justificar tal hipótese, baseamo-nos nos testes auxiliares apresentados no Quadro 4. Partindo da observação de que a soma/diferença de uma variável integrada de ordem dois com uma variável de ordem um é uma variável integrada de ordem dois, verificamos que os testes ADF e KPSS não são coerentes, uma vez que os seus resultados indicam que a diferença entre LM1M e LDPIB (LM1MR — logaritmo da massa monetária real) é uma variável integrada de ordem um. O mesmo se passa, no caso do teste ADF, em relação à soma de LPIBR com LDPIB (LPIB — logaritmo do Produto Interno Bruto nominal). Em virtude desta incoerência, tomaremos como bons os resultados dos testes Sargan-Bhargava e Phillips-Perron.

Quadro 4 — resultados dos testes de estacionaridade auxiliares

Variável	ADF	KPSS	S-B	P-P
LM1MR	-2,6011 ¹	0,30956 ^{1*}	0,2306	-2,04399 ¹
DLM1MR	-2,8021 ^{2,4*}	0,33697 ^{1*}	2,5771 [*]	-15,01300 ^{2,4*}
LPIB	-2,4725 ³	1,86139 ³	0,0012	-2,09049 ³
DLPIB	-3,0316 ^{2*}	0,70416 ³	1,9715 [*]	-10,18127 ^{2*}

¹ Foram incluídos quatro desfasamentos (o necessário para que o teste dos multiplicadores de Lagrange não revele a existência de autocorrelação de quarta ordem)

² Foram incluídos três desfasamentos (o necessário para que o teste dos multiplicadores de Lagrange não revele a existência de autocorrelação de quarta ordem)

³ Foram incluídos cinco desfasamentos (o necessário para que o teste dos multiplicadores de Lagrange não revele a existência de autocorrelação de quarta ordem)

⁴ Teste realizado sem constante, dado que esta não é significativa

* significa: resultado favorável à hipótese da estacionaridade

4. Os Resultados

A estimação do modelo para M1^{*} e a subsequente redução desse modelo conduziram aos resultados apresentados no Quadro 5. Como se pode ver, o modelo obtido pode ser qualificado como «minimal», uma vez que apenas contém duas variáveis, para além do desvio da situação de equilíbrio de longo prazo e dos elementos determinísticos.

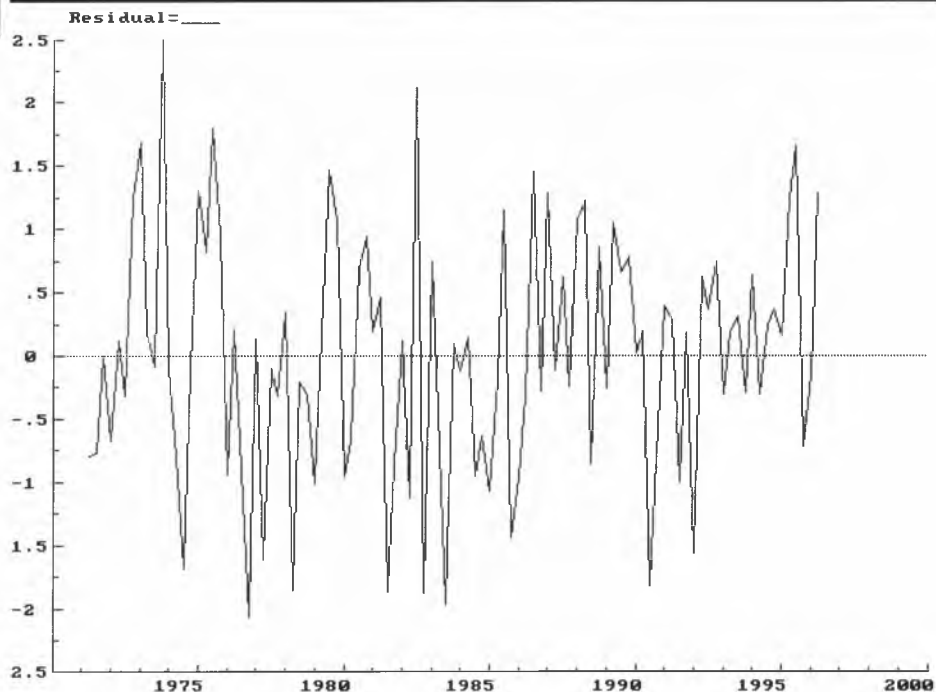
Quadro 5 — resultado da estimação do modelo para M1^{*} (1971:2 a 1996:2)

Variável ¹	Coefficiente	Desvio Padrão	Estatística-t	Nível de de Significância
Constante	0,015388	0,0035461	4,340	0,0000
Sazonal	-0,034816	0,0069400	-5,017	0,0000
Sazonal{1}	-0,019030	0,0046404	-4,101	0,0001
Sazonal{2}	-0,013051	0,0043729	-2,984	0,0036
DLM1M{4}	0,27522	0,091144	3,020	0,0033
TJOALP{1}	-0,0024067	0,0010445	-2,304	0,0234
VCM{1}	-0,25527	0,069574	-3,669	0,0004
	R ² = 71%	F(6,94)=227,77*	DW = 1.93	

¹ Entre chavetas está indicado o desfasamento da variável

Dos valores presentes no Quadro 5, importa realçar o coeficiente de VCM: é negativo, como seria de esperar num modelo com mecanismo de correcção do erro, e revela um ajustamento na ordem dos 25% do agregado monetário M1^{*} em resposta a desvios da situação de equilíbrio de longo prazo.

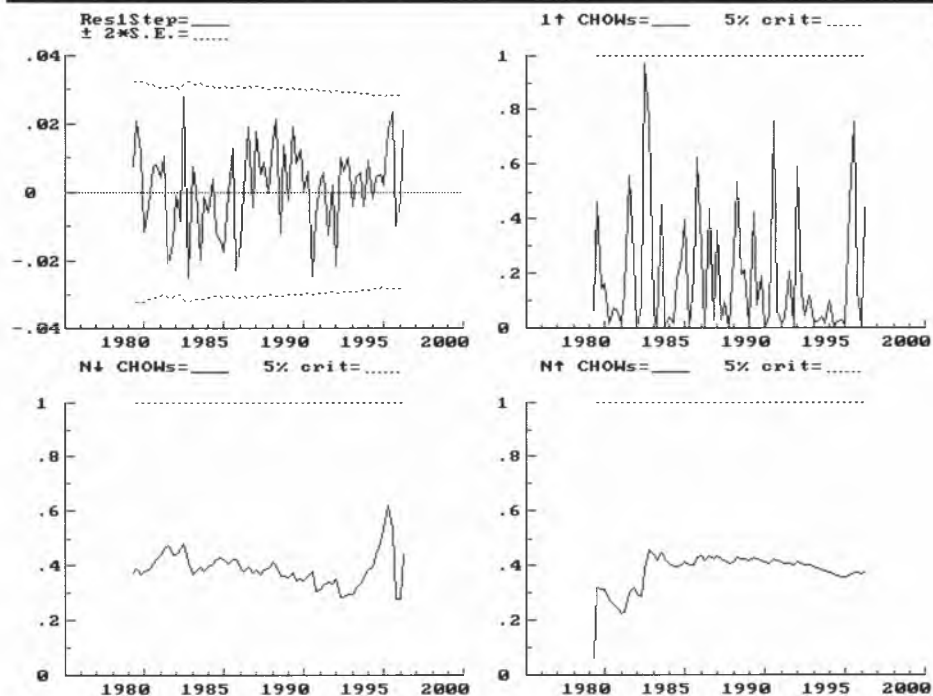
No Quadro 6, encontram-se os testes de diagnóstico do modelo. Nenhum dos testes indicia a existência de problemas com o modelo obtido. A visualização dos resíduos normalizados do modelo (Figura 4) demonstra que esses resíduos se encontram, quase totalmente, dentro de limites aceitáveis. De resto, os resíduos recursivos e os testes de Chow (Figura 5) são pacíficos quanto à estabilidade do modelo estimado. A estimação recursiva dos coeficientes (Figura 6) revela alguma variabilidade dos coeficientes em 1983-1985, provavelmente resultante da execução do acordo de estabilização com o F. M. I.


Figura 4 — resíduos normalizados do modelo para M1⁺

Quadro 6 — testes de diagnóstico do modelo para M1⁺

Teste	Valor
Autocorrelação (1 a 5) F(5, 89)	0,34947
ARCH 4 F(4, 86)	1,3965
Normalidade χ^2 (2)	0,026162
Heterocedasticidade F(11, 84)	1,4383
Especificação funcional F(21, 72)	1,0211
RESET F(1, 93)	0,9579

Como último teste do nosso modelo, fizemos a sua estimação utilizando como amostra os dados anteriores a 1990 e reservando os dados posteriores para a aferição da capacidade de previsão do modelo. Os coeficientes estimados encontram-se no Quadro 7 e os testes no Quadro 8. Nenhum dos testes de diagnóstico e de capacidade de previsão denota problemas e as previsões (veja-se a Figura 7) situam-se bem dentro do intervalo de confiança.

Figura 5 — resíduos recursivos e testes de estabilidade de Chow



Quadro 7 — resultado da estimação do modelo para M1 (1971:2 a 1989:4)

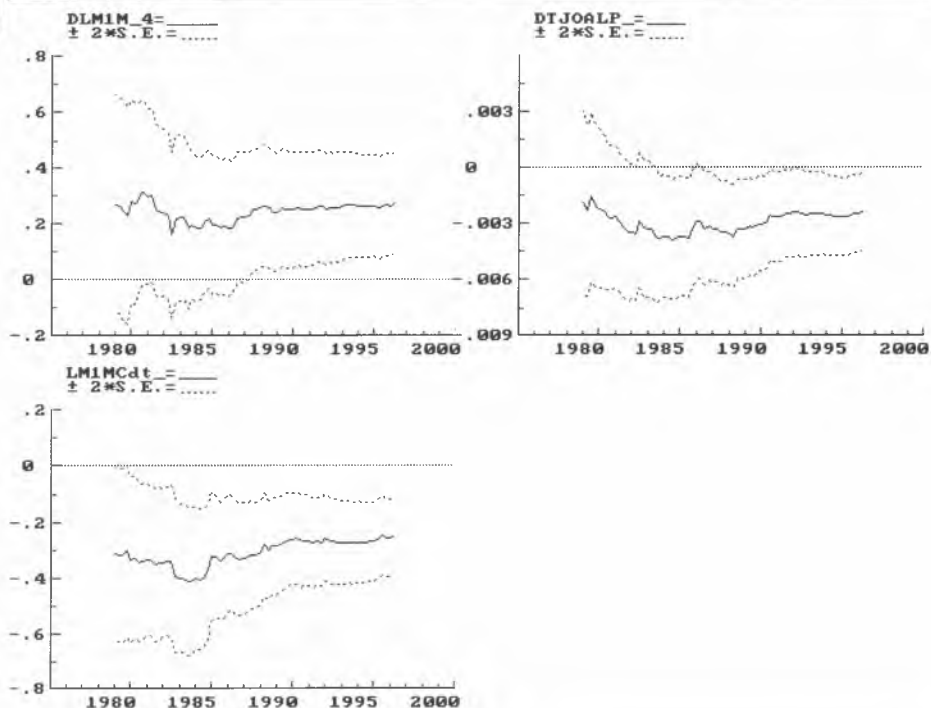
Variável ¹	Coefficiente	Desvio Padrão	Estatística-t	Nível de Significância
Constante	0,016271	0,0042287	3,848	0,0003
Sazonal	-0,035653	0,0081037	-4,400	0,0000
Sazonal{1}	-0,022925	0,0058268	-3,934	0,0002
Sazonal{2}	-0,013424	0,0053049	-2,531	0,0137
DLM1M{4}	0,25054	0,10444	2,399	0,0192
TJOALP{1}	-0,0030230	0,0012779	-2,366	0,0209
VCM{1}	-0,26158	0,083847	-3,120	0,0027

$R^2 = 69\%$ $F(6,68) = 179,58^*$ $DW = 1,93$

¹ Entre chavetas está indicado o desfasamento da variável



Figura 6 — estimação recursiva dos coeficientes



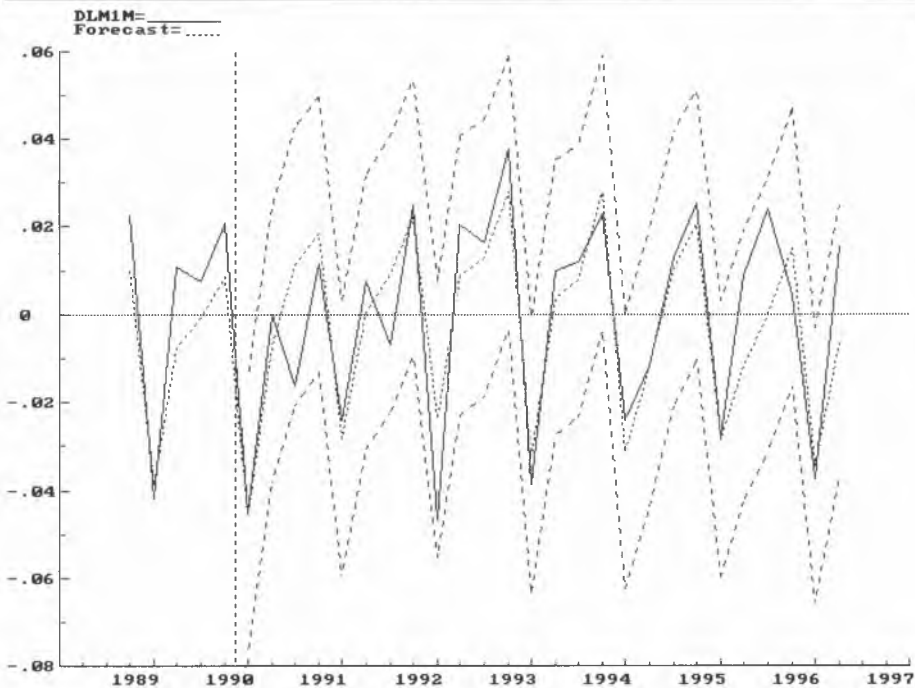
Quadro 8 — testes do modelo para M1* (1971:2 a 1989:4)

Teste	Valor
Autocorrelação (1 a 5) F(5, 63)	0,39624
ARCH 4 F(4, 60)	1,404
Normalidade χ^2 (2)	0,30256
Heterocedasticidade F(9, 58)	1,054
Especificação funcional F(21, 46)	0,87833
RESET F(1, 67)	0,41507
Forecast χ^2 (26)	16,396
Chow F(26, 68)	0,57709
t(25)	0,786

5. Discussão e Conclusão

A procura de moeda tem sido objecto de variados estudos empíricos. A polémica em torno desse tipo de estudos aumentou consideravelmente quando os modelos estimados começaram a revelar sintomas de incapacidade de previsão. Ficou célebre o episódio conhecido por *missing*

Figura 7 — previsões do modelo para o período 1990:1 a 1996:2



money e que consistiu numa significativa sobre-estimação, por parte dos modelos econométricos, do agregado monetário restrito nos Estados Unidos, em meados dos anos 70 (veja-se, por exemplo, Goldfeld e Sichel (1990)). Uma explicação para esse acontecimento que foi bastante difundida baseia-se na influência da inovação financeira sobre as características dos activos monetários e dos activos quase-monetários. Tem sido afirmado que o agregado monetário restrito é o mais afectado por essa inovação financeira. Entre nós, os relatórios do Banco de Portugal têm sublinhado essa hipótese com alguma frequência.

No estudo que aqui apresentamos, é precisamente o agregado monetário restrito o alvo da nossa reflexão. A evolução da sua velocidade de circulação evidencia uma tendência crescente, a qual foi por nós eliminada na fase inicial do nosso trabalho. Contudo, uma questão surge naturalmente: por que motivo(s) aumentou a velocidade de circulação no período considerado? Sem pretendermos responder aqui a essa questão (pois tal requeria uma análise mais demorada e que passaria não só pela discussão da influência da inovação financeira, mas também por outras teorias como a proposta pela abordagem institucional de Bordo e Jonung (1987)) pensamos que uma possível «pista» reside no comportamento da taxa de inflação.

Na Figura 8, podemos observar a evolução da taxa de inflação medida pelo índice de preços no consumidor entre 1975 e 1986. Não deixa de ser interessante notar que em 1976 a taxa de inflação está a subir, que em 1980 a taxa de inflação está num dos pontos mais baixos do período, e que em 1983 a inflação atinge o seu valor mais elevado. Estes são exactamente os pontos de separação entre os vários períodos em que dividimos o comportamento da velocidade de circulação de M1⁺. De acordo com esta hipótese, o aumento da taxa de inflação poderá ter sido sinónimo do aumento do custo de oportunidade da detenção dos activos monetários



Figura 8 — Taxa de inflação medida pela variação do Índice de Preços no Consumidor



incluídos no agregado M1¹, ideia que tem sido defendida por vários autores (veja-se Laidler (1993) para um discussão do custo de oportunidade da detenção de moeda).

O estudo apresentado pode ser relacionado de duas formas com a introdução da Moeda Única. Em primeiro lugar, ao contrário do que o estudo de Sousa (1996) indica que terá sucedido com o agregado monetário L, a liberalização dos movimentos de capitais não parece ter afectado o agregado M1¹. Portanto, o agregado M1¹ continuará a ser um agregado, por assim dizer, «nacional», no sentido de reagir mais a factores internos do que a factores externos, talvez por estar mais relacionado com a procura de moeda por motivo transacção. Será interessante saber se com a introdução do Euro, que será uma inovação financeira muito especial, este «isolamento» da procura de moeda em sentido restrito será afectado.

Em segundo lugar, têm sido ouvidas algumas opiniões que defendem que a política monetária na União Europeia deverá seguir o modelo alemão. A actuação do banco central alemão baseia-se na fixação de objectivos para os agregados monetários. Tal prática requer a existência de uma função de procura de moeda estável. De acordo com os resultados que apresentei, uma função de procura de moeda estável poderá existir em Portugal, pelo menos para o agregado monetário restrito (note-se que os resultados de modelos para agregados mais latos não foram satisfatórios). Porém, nada garante que, em primeiro lugar, os resultados positivos obtidos sejam representativos do comportamento do agregado M1¹, e, em segundo lugar, que a velocidade de circulação do agregado M1¹ não venha a ser afectada por novas variações, *a priori* imprevisíveis, da componente determinística.

Referências Bibliográficas



Bordo, M.; Jonung L. (1987) *The Long-Run Behavior of the Velocity of Circulation: The International Evidence*, Cambridge University Press.

Goldfeld, S. M.; Sichel, D. E. (1990) The Demand for Money, in Friedman, B. M.; Hahn, F. H. (eds.) *Handbook of Monetary Economics*, Amsterdam, North-Holland Publishing Company, Vol. 1, Cap. 8.

Kwiatkowski, D.; Phillips, P. C. B.; Schmidt, P.; Shin, Y. (1992) Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root — How Sure are We that Economic Time Series Have a Unit Root?, *Journal of Econometrics*, 54, 1-3, October/December, 159-178.

Laidler, D. (1993) *The Demand for Money: Theories, Evidence and Problems*, 4^a ed., New York, Harper and Row.

Perron, P. (1989) The Great Crash, the Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis, *Econometrica*, 57, 6, November, 1361-1401.

Sousa, João (1996) A Money Demand Function for Portugal, *WP 7-96*, Banco de Portugal.