

Faculdade de Economia da Universidade de Coimbra
Grupo de Estudos Monetários e Financeiros (GEMF)
Av. Dias da Silva, 165 – 3000 COIMBRA, PORTUGAL
<http://www2.fe.uc.pt/~gemf>

JOÃO DE SOUSA ANDRADE*

DEFINIÇÃO DE MOEDA E EFEITO BERLUSCONI

ESTUDOS DO GEMF

N.º 6

1997

PUBLICAÇÃO CO-FINANCIADA PELA JNICT

* jasa@sonata.fe.uc.pt

* ferrel@mail.telepac.pt



Definição de Moeda e Efeito Berlusconi

João Sousa Andrade

G.E.M.F.
Faculdade de Economia
Universidade de Coimbra
sousandrade@gemini.ci.uc.pt
ferrel@mail.telepac.pt

Apresentação

Este trabalho destina-se a explorar ao nível da definição do agregado massa monetária a ideia que passamos a desenvolver. Os objectivos de política, entendida no sentido mais vasto possível, podem ser divididos em dois tipos. Em primeiro lugar temos os objectivos que são prosseguidos pelos responsáveis pela sua execução não têm que ser confundidos com os "objectivos" que são apresentados a quem compete julgar da eficácia e da correcção daquela política. Haverá razões objectivas que levam à escolha de uns e outros objectivos. Eventualmente aqueles objectivos são coincidentes. Suponhamos que o não são. Então neste último caso pode surgir uma situação à Berlusconi. De tanto apresentar os segundos que levarão a maximizar uma função de popularidade, os responsáveis governam mesmo para esses objectivos esquecendo os primeiros. Naturalmente que o resultado terá de ser destabilizador. Procuramos ver se podemos encontrar condições para um tal efeito no âmbito da política monetária portuguesa.

Política Monetárias e Massa Monetária

Admitamos que temos a responsabilidade de executar a política monetária e que por isso respondemos perante os sucessos e insucessos dessa mesma política. Vestimos assim a pele do Banco Central não só no que respeita à execução da política como à avaliação pública dos seus actos.

Estas duas facetas da responsabilidade do Banco Central leva-nos a escolher os objectivos operacionais e as várias variáveis intermédias.

Tomaremos para o nosso estudo como objectivo final a regulação do valor da procura nominal. Seja o objectivo final medido em termos de inflação ou de procura global nominal, devemos basear a escolha de qualquer um deles em previsões quanto ao crescimento real da economia. E em ambos os casos acabamos, em geral, por ter como variável indicador da política um dos agregados da massa monetária. Esta última variável vai guiar a nossa acção de política monetária.

Pode-se mesmo dar o caso de a variável indicador coincidir com a variável objectivo operacional. Mas também neste caso se coloca a questão de saber que agregado escolher, sabendo-se que será pelos seus valores ou valores de desvios que a nossa política será analisada.

Em consequência do que dissemos vamos indicar como devemos ser julgados e vamos, com certeza, actuar de forma a que a nossa política tenha o maior sucesso. Mas o facto de indicarmos um agregado como o eleito do ponto de vista do julgamento público não invalida que possamos actuar sobre um outro na execução da política. Embora se trate de duas facetas do mesmo problema, que é o julgamento da política monetária que executarmos, podemos fazer esta distinção uma vez que nada impede que o façamos e esta solução pode adequar uma restrição de curto prazo de popularidade e uma outra de longo prazo de eficiência.

Algumas hipóteses lógicas podem ser consideradas. A variável eleita para efeitos de anúncio coincide com a escolhida para a actuação da política monetária. Nesta hipótese o julgamento pode ser atroz em casos de não realização do objectivo quanto à inflação ou à procura global. Uma atitude tipo Pilatos, que

endossaria responsabilidades em caso de não sucesso da política, é nesta situação mais difícil de sustentar.

Como somos, de alguma forma, avessos ao risco avançamos com uma variável, sobre a qual vão cair as atenções públicas, e que possa conter a característica de uma actuação parcimoniosa. Esta escolha, em princípio nada deve à escolha dos procedimentos, das variáveis intermédias e da função de reacção da política monetária. E dizemos isto porque afinal se trata apenas de parecermos bem comportados em face das expectativas que têm a nosso respeito.

Esta última forma de actuar pode ter um desvio, que é hoje vulgar em política. Como resultado de tanto "procurar parecer", os objectivos operacionais pura e simplesmente se confundem com aqueles que procuramos que formem a opinião pública daquilo que somos, ou pretendemos fazer.

Façamos agora a divisão da nossa investigação. Vamos começar por estudar a resposta à questão da variável pela qual a nossa política deve ser julgada e depois procuremos estudar qual a variável indicador de política, que de acordo com a análise económica, devemos reter.

A escolha da variável relativamente à qual a acção da política monetária vai ser medida deve obedecer a princípios próprios que são distintos da investigação da definição mais adequada de massa monetária. Avancemos com uma hipótese de critério para essa escolha: vamos escolher, para sermos julgados, o indicador que traduza um comportamento o menos oscilatório possível. Em suma, vamos escolher o agregado M_1 que apresenta o menor desvio-padrão relativo da sua taxa de crescimento. Utilizaremos valores mensais e calcularemos a taxa de crescimento mensal de cada um dos agregados disponíveis com dife-

rentes graus de liquidez. O nosso estudo aplica-se a um conjunto alargado de economias da área da OCDE.

A escolha da variável indicador para a nossa acção política deve ter uma relação estável com a variável objectivo da política monetária. Tomando a despesa nominal como a variável objectivo final da política monetária, o agregado monetário, a ser escolhido, deve ter uma relação estável relativamente a esta variável.

Escolha da Variável Propícia à nossa Popularidade

Utilizámos uma base de dados da OCDE que contem variáveis macro-económicas, de periodicidade mensal e trimestral, e apresenta em geral apenas dois agregados monetários, os "meios imediatos de pagamento", M1, e os "meios imediatos de pagamento" mais a "quase-moeda", M2. Apenas para algumas economias apresenta um agregado mais alargado, que identificaremos por M3.

O coeficiente de variação foi determinado para cada uma daquelas variáveis por:

$$CF_i = \frac{\sigma_{m_i}}{\mu_{m_i}},$$

onde σ e μ representam o desvio padrão e a média, respectivamente. Definimos m_i como:

$$m_i = \left(\frac{M_{i,t}}{M_{i,t-1}} - 1 \right) \cdot 100.$$

No quadro em baixo (Quadro I) resumimos os nossos resultados.

Quadro I.

País	Período	M1	M2	M3
OCDE-Total	82:02-96:06	0,5996	0,416	
OCDE-Europa	idém	0,7125	0,519	
OCDE-EU/15	idém	0,7555	0,5347	
Austrália	60:02-96:06	1,579	0,9698	0,7642
Áustria	idém	3,155	2,327	
Bélgica	80:01-96:03	5,153	2,208	
idém	idém	7,741		2,654
Canadá	70:02-96:07	2,15	0,8887	0,8738
Alemanha	60:02-96:07	2,247	1,547	
Espanha	61:02-96:06	1,254	1,439	
Finlândia	80:02-96:06	2,179	1,28	
França	70:01-96:06	2,062	0,8471	1,001
Reino Unido	82:08-96:07	5,664	0,6098	
Grécia	60:02-96:06	3,616	2,065	
Irlanda	90:12-96:06	4,513	1,264	
Islândia	60:02-96:07	3,623	1,875	
Itália	62:02-96:05	1,607	1,192	
Japão	60:02-96:07	4,251	1,605	
Holanda	83:01-96:07	3,652	1,859	
Noruega	70:01-96:06	2,767	2,334	
Nova Zelândia	idém	5,359	2,314	
Portugal	80:01-96:05	2,927	0,9667	0,8993
Estados Unidos	60:02-96:07	3,252	8,32	

Na maior parte dos países foram utilizadas séries com correcção sazonal. O que para o nosso objectivo é relativamente indiferente uma vez que estamos interessados na comparação entre agregados. No caso da Bélgica incluímos a comparação M1/M2 e M1/M3, porque àqueles dois grupos correspondiam séries com correcção e sem correcção sazonal.

Para cada uma destas economias, com a excepção de Espanha, a escolha entre M1 e M2 é óbvia. O agregado M2 é o que apresenta menores oscilações. Do grupo de países para os quais dispomos de informação de um agregado mais lato que M2, apenas no caso francês a escolha não recairia sobre o agregado mais lato.

De acordo com estes resultados, parece existir uma certa convergência para que a escolha internacional do agregado monetário leve a excluir M1. O julgamento da nossa política deve levar à exclusão desse agregado como variável cujo comportamento transmita as nossas acções e pelo qual sejamos julgados. Com a escolha de M2 a nossa política não é lida como oscilatória, ou mesmo errática, como acontece quando escolhemos M1. Não vemos pois razão alguma para que a variável indicador a servir de julgamento à nossa política seja M1.

Escolha da Variável Adequada à Regulação da Procura Global

Como já dissemos, a variável indicador que usamos na condução da política deverá ter uma relação estável com a despesa global. De forma diferente do que fizemos atrás, limitámos a nossa análise à economia portuguesa. O período utilizado foi de 1977 a 1995, período para o qual dispomos de valores trimestrais da Contabilidade Nacional. A variável despesa nominal (DN) é definida pela soma do consumo privado e colectivo e pela formação bruta de capital fixo. Trata-se de uma variável vulgarmente usada em estudos deste tipo, sobretudo em economias muito abertas.

A metodologia aqui aplicada aproxima-se da aplicação da ideia pioneira do grau de "dinheirabilidade" na escolha do agregado monetário e da composição desse agregado. A equação base destes estudos pode ser hoje definida como:

$$DN = \alpha(L) \cdot DN_{-1} + \beta(L) \cdot \left(\sum_{i=1}^k \theta_i \cdot M_i \right)$$

onde, $\alpha(L)$, $\beta(L)$, e θ representam respectivamente, polinómios de desfasamento de grau indeterminado e os pesos de "dinheirabilidade" do agregado monetário

que integra "k" activos monetários. As variáveis estão normalmente logaritmi-
zadas.

A formulação econométrica que, em geral, ainda é aplicada é bastante
mais simples, permitindo a aplicação de métodos lineares, - do método dos mí-
nimos quadrados vulgares -, e evitando assim a não linearidade daquela equa-
ção. O estudo das características de estacionaridade das séries é posterior às
primeiras aplicações desta ideia.

O problema que colocamos àquela equação acima releva em primeiro
lugar do desconhecimento da ordem de integração das variáveis que estudamos
e em segundo lugar da relativa facilidade com que hoje podemos encontrar di-
ferentes valores para os seus coeficientes, traduzindo ideias até contraditórias,
graças aos meios computacionais hoje disponíveis. Por isso começamos pelo es-
tudo da ordem de integração das variáveis disponíveis e depois propomos um
método de investigação que seja caracterizado pela eliminação de explicação
incremental e não pela imposição num modelo de todas as variáveis que pos-
sam fundamentar uma ou outra posição de autor.

Como acabámos de dizer vamos estudar a característica de estacionari-
dade das diferentes séries a serem utilizadas no nosso estudo. Apenas utilizare-
mos variáveis estacionárias nas nossas estimações.

As variáveis monetárias a utilizar são as seguintes, de acordo com as es-
tatísticas do Banco de Portugal:

$$M1 = M1^{\cdot} \quad M2 = M2^{\cdot} \quad M3 = L1^{\cdot}$$

e ainda $M12 = M2 - M1$ e $M23 = M3 - M2$.

Os seguintes prefixos, l, Δ e Δ^4 , tem os seguintes significados, logaritmo,
primeiras diferenças simples e sazonais, respectivamente. Aplicámos um teste

ADF tradicional que seguiu a seguinte estratégia: começámos por aplicar o teste com a presença de constante e de tendência (trend); quando a hipótese de coeficiente nulo para a tendência não era rejeitada passávamos a utilizar apenas a constante; e quando a hipótese nula desta variável também não era rejeitada excluíamos esta variável. O teste ADF foi complementado com um teste LM aos respectivos desvios de forma a garantir a exclusão de auto-correlação destes.

QUADRO II.

1977:I-1995:IV	Teste ADF	LM(1)
$\Delta\Delta^4\text{IDN}$	-9,61	0,184
$\Delta\Delta^4\text{IM1}$	-9,24	0,042
$\Delta\Delta^4\text{IM2}$	-7,39	2,19
$\Delta\Delta^4\text{IM3}$	-8,51	0,406
$\Delta\Delta^4\text{IM12}$	-5,123	1,849
$\Delta\Delta^4\text{IM23}$	-5,744	0,024

Quando a hipótese nula para a tendência não era rejeitada passávamos a utilizar apenas a constante; e quando a hipótese nula desta variável também não era rejeitada excluíamos esta variável. O teste ADF foi complementado com um teste LM aos respectivos desvios de forma a garantir a exclusão de auto-correlação destes.

Fizemos também as transformações usuais. Logaritimizámos as séries, calculámos primeiras diferenças sazonais e depois primeiras diferenças simples.

Os resultados em termos dos coeficientes ADF para as variáveis que finalmente verificavam a estacionaridade constam do Quadro II¹.

Em todos os casos temos a exclusão de tendência e mesmo de constante. O valor crítico para 5% do teste ADF é aproximadamente de -1,95. O valor da coluna de LM(1) é o valor da estatística do chi-quadrado. Em qualquer dos casos podemos excluir a presença de auto-correlação de primeira ordem dos desvios.

Aquelas variáveis podem ser tomadas como estacionárias e assim todas as transformações anteriores conduziam a variáveis não estacionárias.

Depois da selecção das variáveis estacionárias, continuámos a nossa investigação com a obtenção de um modelo auto-regressivo para a despesa

¹ Em Anexo incluímos as Figuras com as transformações das diferentes variáveis, onde 'd_' significa diferença sazonal e 'd_d_' primeira diferença de diferença sazonal.

$\Delta\Delta^4IDN_t$	$\Delta\Delta^4IDN_{t-4}$	
(eq.1)	-0,417	SEE=0,018
	4,09	Q(15)=18,1 (0,26)
		ADF=-7,60

nominal ($\Delta\Delta^4IDN$). A nossa ideia era a selecção de um modelo que fosse o máximo possível auto-suficiente, em termos de explicação dos seu próprio passado, e apenas para os valores que não conseguisse explicar, os desvios, procurar o agregado monetário que contivesse algum nível de informação a reter. Nesta última tarefa começávamos com M1 e depois passávamos a M2 pela inclusão de M12 e ainda a M3 pela inclusão de M13.

O modelo auto-regressivo que retivemos foi o do Quadro III, ao qual vamos chamar equação um, eq.1.

O valor de SEE corresponde ao desvio-padrão dos desvios, Q ao valor da estatística de Ljung-Box, com indicação do respectivo ní-

R_1	Constante	$\sum_{i=0}^2 \Delta\Delta^4IM1$	
(eq.2)	-0,003	0,255	SEE=0,018
	1,497	2,187	Q(16)=20,5(0,20)
			ADF=-8,27

vel de significância e ADF o valor do teste de ADF aplicado aos desvios.

Os resíduos deste modelo (R_1) vão agora ser utilizados para investigarmos a inclusão do agregado monetário a reter. Começamos por M1 e utilizamos como critério de selecção para a escolha do modelo o valor de um critério de Akaike, dado por $N \cdot IRSS + 2 \cdot k$, onde N e k se referem ao número de observações e de parâmetros respectivamente e IRSS é o logaritmo da soma dos resíduos da estimação. Este critério foi utilizado conjuntamente com a exclusão da hipótese nula do conjunto dos coeficientes do agregado monetário.

O modelo escolhido foi o da (eq.2).

Com base nos resíduos deste último modelo procurámos investigar a presença da variável M12. Se tal presença se justificar, então a variável M1 por si só não esgota a informação a ser obtida com base num agregado monetário

R_1	Constante	$\sum_{i=0}^2 \Delta\Delta^4IM2$	
(eq.3)	-0,002	0,355	SEE=0,018
	1,165	2,22	Q(16)=22,19(0,137)
			ADF=-8,29

para explicar a formação da despesa nominal. E portanto deveremos avançar para o agregado que essa presença implica: M2..

Na nossa investigação em caso algum a exclusão da hipótese nula dos coeficientes podia ser admitida. O que significa que não haverá interesse em passarmos para o agregado M2. O agregado M1, como agregado monetário, contém as informações convenientes à explicação da despesa nominal que não são explicadas pelo seu próprio comportamento anterior.

No entanto estimámos R_1 com M2. No processo de investigação do melhor modelo, de acordo com as regras já atrás apresentadas, fomos conduzidos ao modelo seguinte (eq.3):

Quando estimámos os novos resíduos, resultantes deste modelo, com a variável $\sum_{i=0}^2 \Delta\Delta^4IM12$ fomos conduzidos a um modelo com desfasamentos até sete períodos onde excluíamos a hipótese nula do conjunto destes desfasamentos. Só que o coeficiente da variável monetária (M12) era negativo. Este último resultado é suficientemente elucidativo sobre o retorno à primeira variável utilizada, ou seja, M1.

A nossa decisão consiste na escolha da variável M1 como sendo a variável com mais informação sobre a despesa nominal global na economia. Mas também verificámos que esta variável apresentava um elevado nível de oscilação no seu comportamento quando comparada com M2 e M3. Devido ao papel que a incerteza com a evolução de uma variável monetária pode trazer ao comportamento da economia, procurámos conhecer os efeitos da oscilação de M1 sobre o comportamento da despesa nominal.

A variável tomada para representar a oscilação de M1, para efeitos da sua introdução no nosso modelo com variáveis estacionárias, foi o desvio-padrão no trimestre dos valores mensais das taxas de crescimento anuais desta variável (STDM1). Esta última variável é estacionária, o valor do coeficiente do teste ADF, com constante, foi de -8,49, para um valor crítico a 5% de 2,9, sendo o valor do chi-quadrado do teste LM, de auto-correlação dos desvios, de 0,992.

Mantendo a informação dos modelos, eq.1 e eq.2, chegámos, após investigação com os critérios conhecidos, ao seguinte modelo:

$\Delta\Delta^4IDN$	Constante	$\sum_{i=0}^2 \Delta\Delta^4IM1$	$\Delta\Delta^4IDN_{-4}$	$\sum_{i=1}^2 STDM1$	
	-0,017	0,27	-0,46	1,29	SEE=0,017
	2,99	2,39	4,61	2,58	Q(16)=18,59(0,29)
					ADF=9,50

Pensamos que este resultado é bastante interessante porque nos diz que a instabilidade da oferta de moeda tem efeitos positivos sobre os valores nominais da despesa global.

Tentativa de Conclusão

O rumo dos nossos resultados levou-nos a estudar se aquelas oscilações de M1 teriam algum efeito sobre a formação real da despesa global.

A variável DR revelou-se uma variável integrada de ordem um [I(1)]. Os valores do teste ADF apontavam uma raiz próxima da unidade para $\Delta^4\text{IDR}$, pelo que ensaiámos a aplicação do teste KPSS que testa a hipótese nula da estacionaridade. Os resultados obtidos foram os seguintes:

$\Delta^4\text{IDR}$	l	KPSS	S/tendência
		0,21	5%=0,463
		0,141	
		0,115	

De acordo com estes resultados tomámos IDR como uma variável I(1). A aplicação de um modelo auto-regressivo aos valores de $\Delta^4\text{IDR}$ levou-nos a um modelo AR=8. Os desvios da despesa real associados a este modelo não apresentam relação alguma com as oscilações de M1, como aqui as medimos.

As oscilações de M1 têm assim efeitos desfasados, até dois trimestres, sobre a despesa nominal, mas não têm efeitos sobre a despesa real explicada por um processo auto-regressivo de oito trimestres. Estas oscilações não têm efeitos reais mas não deixam de ser um elemento perturbador das informações que circulam pelas variações nominais na economia. Pelo que a nossa conclusão deverá ser no sentido de procurar reduzir essas flutuações monetárias².

² Tendo em conta, naturalmente, a ponderação das flutuações da taxa de juro de intervenção que daqui pode resultar.

Se porventura esquecermos que a instabilidade de M1 pode afectar a economia e apenas nos preocuparmos com uma variável M3 porque ela é a que apresenta menores oscilações estaremos a fazer uma política monetária à Berlusconi, esquecendo que o objectivo da política monetária não é o julgamento que possamos fazer dessa política mas atingirmos objectivos tais como a estabilização dos preços ou da procura nominal global. E o resultado será a criação de instabilidade económica ainda que a nossa popularidade esteja de momento bastante bem.

ANEXO: Figuras









