

# Estudo do Efeito Liquidez Aplicado à Economia Portuguesa

(versão corrigida em Junho de 1997)

João Sousa Andrade  
G.E.M.F. - F.E.U.C.  
ferrel@mail.telepac.pt

A nossa investigação sobre a presença de um efeito liquidez na economia portuguesa levou-nos a investigar as relações que possam ter existido entre as taxas de juro e a oferta de moeda. Num primeiro momento preocupamo-nos com a relação entre o valor das taxas e o nível da oferta de moeda, tomando como variável dependente a taxa de juro em termos de primeiras diferenças (simples) dos seus valores em logaritmos. Não devemos esquecer que ao fazer assim estamos a considerar de forma implícita que no contexto destas duas variáveis a oferta de moeda é exógena e que são as taxas de juro nominais que são endógenas. Todas as restantes variáveis, que utilizámos, foram também tomadas em primeiras diferenças dos valores transformados em logaritmos.

O nosso estudo foi feito para valores mensais e para valores trimestrais. Começamos por expor o que foi feito com valores mensais.

A base utilizada vai de Dezembro de 1978 a Março de 1995. Escolhemos como variáveis que pudessem ter algum efeito na presença de um efeito liquidez, a taxa de juro dos depósitos à ordem de maior maturidade, o agregado M1, o índice de produção industrial, o índice de preços no consumidor, sem rendas, a taxa de câmbio do marco e a taxa de referência a três meses do mercado monetário de Francoforte (FIBOR). O recurso ao IPC e à produção industrial apenas resulta do facto de fazermos o estudo com base em informação mensal e por isso não dispormos de dados de contabilidade nacional.

O modelo inicialmente ensaiado foi do tipo:

$$(1) \quad \Delta r = \beta_0 + \alpha(L)\Delta r_{-1} + \beta(L)\Delta m$$

onde as variáveis minúsculas se referem a logaritmos e  $\alpha(L)$  e  $\beta(L)$  são polinómios de operadores de desfasamentos. Uma vez que se trata de valores mensais incluímos em todas as equações estimadas variáveis sazonais. Na nossa exposição omitiremos, em geral, qualquer referência a esses coeficientes. Para o conjunto do período retivemos um modelo com apenas um desfasamento, não só para a taxa de juro como para a oferta de moeda. Os modelos com constante, e sem constante, permitiam excluir a hi-

pótese de auto-correlação de ordem doze dos erros, assim como de presença de um processo ARCH. Os testes T permitiam excluir cada uma das hipóteses nulas dos coeficientes. No primeiro modelo a exclusão da hipótese nula do conjunto dos coeficientes era para as duas variáveis inferior ao nível de significância de 5%. No segundo, para o caso da oferta de moeda, o nível de significância aproximava-se dos 9%. Os desvios padrão das estimações das duas equações foram respectivamente de 0.0432 e 0.0433, o que é bastante razoável. As respectivas equações de longo prazo que dali resultavam eram as seguintes:

$$\Delta r = 0.019943 - 0.49436\Delta m - 0.18185 \text{ Sazonais}; \text{ Teste de Wald, } \chi^2_2 = 7.08 (0.03)$$

(0.0134)      (0.193)      (0.136)

$$\Delta r = -0.26542\Delta m + 0.01549 \text{ Sazonais}; \text{ Teste de Wald, } \chi^2_2 = 5.29 (0.07)$$

(0.118)      (0.029)

Como podemos constatar em ambos os modelos deparamos com um efeito liquidez não ambíguo. O crescimento da oferta de moeda está associado, numa relação de equilíbrio, com a redução da taxa de juro.

Quando ensaiámos a solução pelo método recursivo verificamos que os coeficientes de  $\Delta m$  e  $\Delta m_{-1}$  evoluem de uma forma estranha numa primeira parte do período que analisamos. Até 1987 não é nada clara a estabilidade daqueles coeficientes, e sobretudo até 1985 podemos identificar situações em que o efeito liquidez não existe, sendo o sinal da relação entre a taxa de juro e a oferta de moeda positivo. Por este motivo, decidimos dividir o nosso período de estudo em dois sub-períodos, 1978-1985 e 1987-1995. De notar que o primeiro período caracteriza a forte intervenção da autoridade monetária da fixação das taxas de juro praticadas pelo sistema bancário, enquanto que o segundo reflecte uma determinação em mercado das taxas de juro activas e passivas praticadas pelo sistema bancário.

A investigação de um modelo do tipo de (1) para o primeiro período foi infrutífera. Não obtivemos um modelo que pudesse excluir a hipótese nula dos coeficientes associados à oferta de moeda. Muito diferente foi o resultado com o modelo aplicado ao segundo período. O modelo de curto prazo, sem constante, viu reduzido desvio padrão da estimação para 0.0406, e o modelo de longo prazo vem agora:

$$\Delta r = -0.44194 \Delta m - 0.00927 \text{ Sazonais}; \text{ Teste de Wald, } \chi^2_2 = 15.84 (0.0004)$$

(0.126)      (0.031)

A exclusão da hipótese nula das duas variáveis do modelo é agora feita a níveis inferiores a 1%. Este modelo permite-nos aceitar a hipótese de um efeito liquidez no período em que as taxas de juro não são fixadas administrativamente. Para termos uma ideia da robustez do modelo em causa estimámos o modelo com menos 12 e com menos 24 observações, e fizemos a previsão estática destas últimas observações. Os testes para a não alteração dos coeficientes do modelo foram os seguintes:

$$\begin{aligned} \chi_{12} &= 3.6 (0.99) & \chi_{24} &= 21.5 (0.61) \\ F(12,96) &= 0.26 (0.99) & F(24,84) &= 0.75 (0.78) \end{aligned}$$

Como podemos verificar a hipótese de estabilidade do modelo não deverá ser rejeitada. As Figuras 1. e 2., com a previsão acima referida, demonstram também o que aqueles testes já provaram, o modelo baseado no princípio do efeito liquidez produz boas previsões a um e mesmo a dois anos de distância.

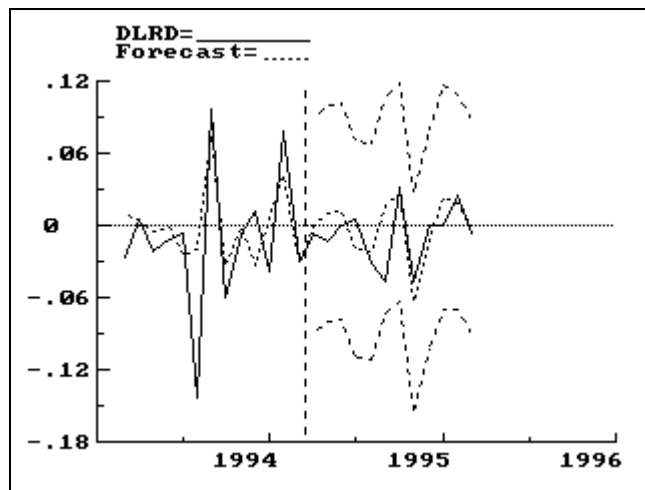


Figura 1.

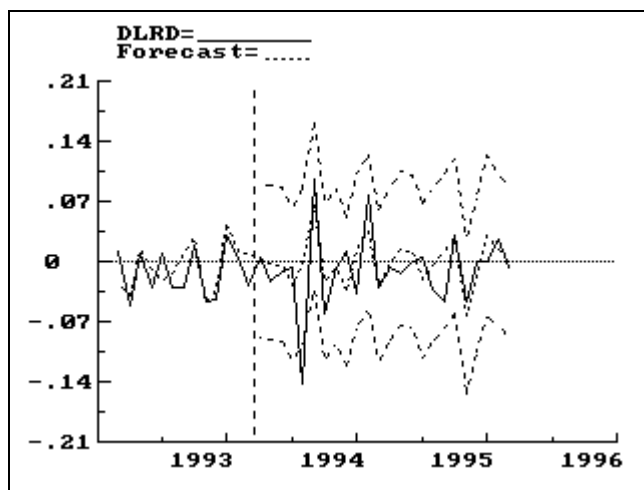


Figura 2.

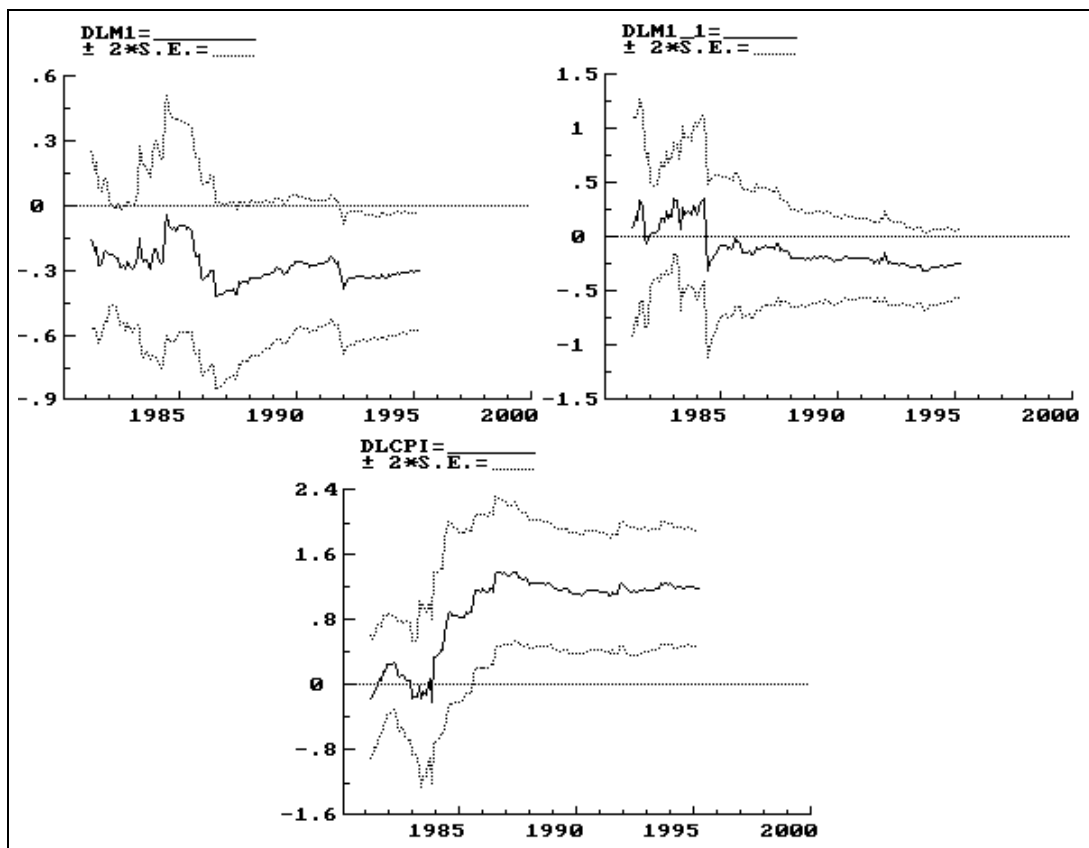
Nas figuras acima também são indicados os valores de mais e menos duas vezes o erro padrão da estimativa. A previsão a um ano é sem sombra de dúvida bastante melhor que a dois anos. Mas não esqueçamos que não é isso que nos preocupa. Em ambos os casos estamos perante um nítido efeito de liquidez.

Querendo verificar se as expectativas inflacionistas exerciam algum efeito sobre a taxa de juro nominal passámos a incluir a taxa de inflação como variável exógena ( $\Delta p$ ). Não ignoramos assim a possível presença de um efeito inflação que, ao fazer subir a taxa de juro como consequência de uma variação positiva da oferta de moeda, anularia a presença do efeito liquidez que identificámos.

A presença da taxa de inflação vem ao encontro do seria de esperar, na medida em que para a totalidade do período e para o segundo sub-período, o coeficiente de longo prazo desta variável aproxima-se da unidade (de .85 a 1.03). No entanto, para a totalidade do período o modelo não é estável, o que também não é estranho. Na Figura 3. apresentamos os coeficientes de regressão deste último modelo, obtidos por utilização do método regressivo na estimação do modelo. Quando fazemos a estimação para o segundo sub-período não podemos excluir a hipótese nula do coeficiente dos preços, os 12,42% de nível de significância do seu coeficiente de regressão a isso conduzem. De qualquer modo há a referir a presença de um coeficiente de sinal negativo, significativo, associado à oferta de moeda, embora de valor ligeiramente inferior

ao obtido acima. Ou seja, continuaríamos perante um efeito liquidez mesmo se aquele modelo fosse aceite.

Também os modelos que resultavam da inclusão do volume de produção industrial e dos preços, da taxa de câmbio do marco, e da taxa FIBOR, não foram retidos porque não excluía a hipótese nula dos coeficientes destas variáveis, na presença permanente da oferta de moeda.



Passamos a apresentar os resultados que obtivemos quando utilizámos uma base trimestral que limitámos ao período 1987:1 a 1995:4. A taxa de juro agora utilizada foi a correspondente a operações de concessão de crédito bancário a empresas não financeiras para períodos de cento e oitenta dias a um ano. Para medida da oferta de moeda continuámos a utilizar o agregado dos meios imediatos de pagamento. Todas os valores das diferentes variáveis foram transformados em logaritmos e depois em primeiras diferenças sazonais.

Como fizemos mais acima vamos insistir nos resultados de longo prazo que são obtidos a partir dos modelos escolhidos de curto prazo.

A equação escolhida para estudar a sensibilidade da taxa de juro à oferta de moeda foi o seguinte:

$$(2) \quad \Delta^s r = \sum_{i=1,4,5} \lambda_i \Delta^s r_{-i} + \sum_{i=0,1} \alpha_i \Delta^s \Delta m_{-i} + \sum_{i=0,1} \beta_i \Delta^s \Delta q_{-i}$$

onde Q é o Produto Interno Bruto a preços de 1990.

O desvio padrão da estimativa é de 0.049 e podemos excluir a presença de auto-correlação dos erros e de um processo ARCH, ambos de ordem quatro. A equação de longo prazo vem dada por:

$$\Delta^s r = -1.921 \Delta^s m + 6.13 \Delta^s q ; \text{ Teste de Wald, } \chi_2 = 13.86 (0.001)$$

(0.52)            (2.02)

A estimativa com menos quatro observações, correspondendo a um ano, conduz à previsão estática dos valores da taxa de variação anual da taxa de juro, que não excluem a hipótese de estabilidade do modelo:

$$\chi_4 = 5.6 (0.231) \quad F(4,25)=1.08 (0.389)$$

A Figura 4. retrata esta estabilidade de previsão do modelo.

Os resultados obtidos apontam de forma inequívoca para a presença de um efeito liquidez estável na nossa economia para o período de 1987 ao final de 1995.

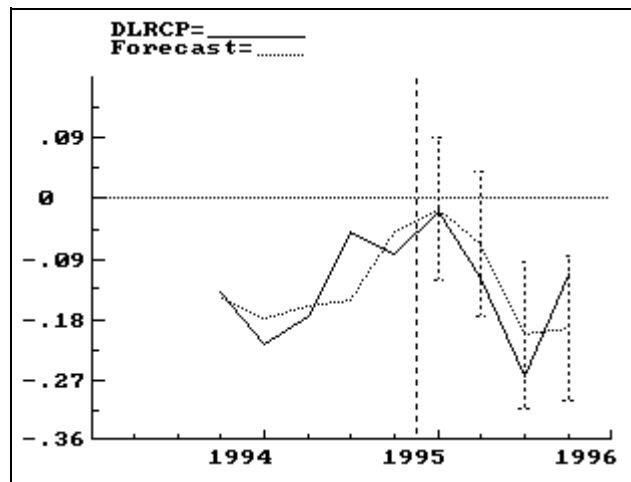


Figura 4.

A nossa segunda tarefa de investigação com valores trimestrais levou-nos a procurar conhecer a sensibilidade da taxa de juro a variação não esperadas da oferta de moeda. Para estimarmos a oferta esperada de moeda optámos por um processo simples que consistiu em supor que o logaritmo desses valores eram dados pelo processo tendencial que resulta da aplicação do filtro de Hodrick-Prescot. Assim os valores não esperados eram obtidos por diferença dos valores efectivos e dos valores de tendência. Admitimos à partida duas hipóteses. Numa primeira supusemos que a oferta esperada e não esperada fariam parte da explicação da taxa de juro. E neste caso seríamos levados à obtenção de um coeficiente de regressão de sinal positivo para a primeira variável e negativo para a segunda. Numa segunda hipótese, admitimos que apenas a oferta não esperada desempenharia algum papel.

A procura de uma equação para a primeira hipótese que apresentasse coeficientes estáveis levou-nos a um modelo em que não eliminávamos a presença de auto-correlação dos erros.

$$\Delta^s r = \lambda \Delta^s r_{-1} + \alpha \Delta^s m^U + \alpha_1^* \Delta^s m^E + \alpha_2^* \Delta^s m_{-1}^E + \beta \Delta^s q$$

Onde "E" e "U" se referem a "esperado" e "não esperado". Ao mesmo tempo, os coeficientes totais da oferta de moeda não esperada e da oferta esperada não só tinham sinal negativo, como eram muito próximos um do outro. O teste à igualdade dos coeficientes, com base na correcção da auto-correlação de ordem quatro da matriz das variâncias, conduz à rejeição da não igualdade [ $\chi_1^2 = 0.218 (0.64)$ ]

Finalmente obtivemos o modelo correspondente à segunda hipótese referida acima.

$$\Delta^s r = \beta_0 + \sum_{i=1,4,5} \lambda_i \Delta^s r_{-i} + \sum_{i=0,1} \alpha_i \Delta^s \Delta m_{-i}^U + \beta_1 \Delta^s \Delta q_{-1}$$

Com um desvio padrão de estimação de 0.049 e cuja expressão de longo prazo é a seguinte:

$$\Delta^s r = -0.168 - 3.297 \Delta^s m^U + 3.653 \Delta^s q ; \text{ Teste de Wald, } \chi_2 = 9.33 (0.009)$$

(0.06) (1.20) (1.79)

A hipótese de auto-correlação de erros também foi excluída, assim como a de um processo ARCH. A estimação com menos quatro trimestres conduziu aos testes:

$$\chi_4 = 6.05 (0.196)$$

$$F(4,25)=1.17 (0.349)$$

que excluem a hipótese da não estabilidade do modelo. Na Figura cinco representamos os valores de previsão do modelo.

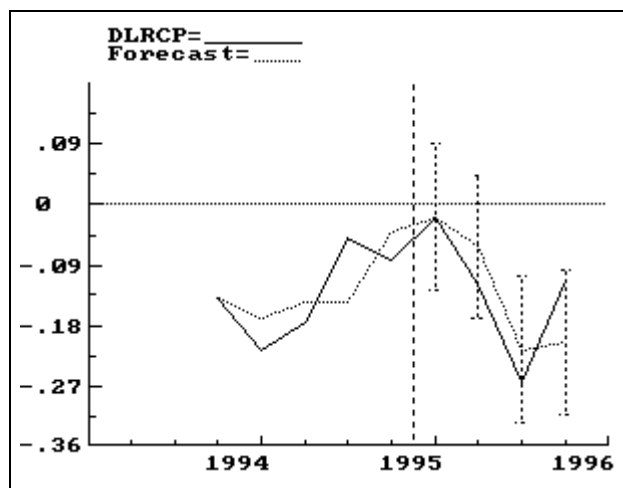


Figura 5.

Estes resultados não nos permitem confirmar a tese das expectativas inflacionistas que levaria a identificar um coeficiente positivo para a oferta de moeda esperada. Pelo contrário, de acordo com os resultados obtidos não podemos separar os efeitos da oferta de moeda esperada e não esperada na explicação de um efeito liquidez sobre a taxa de juro. A utilização da oferta de moeda não esperada confirma os resultados já acima obtidos, com a oferta efectiva de moeda, da presença de um efeito liquidez na nossa economia.

Procurámos também investigar os efeitos da oferta de moeda deduzidos de efeitos exógenos sobre a velocidade de circulação da moeda. Criámos assim uma variável (MS) que é o inverso da velocidade produto da moeda. A equação que retivemos foi a seguinte:

$$\Delta^s r = \beta_0 + \sum_{i=1,4,5} \lambda_i \Delta^s r_{-i} + \sum_{i=0,1,2,3} \alpha_i \Delta^s \Delta ms_{-i}$$

O valor do desvio padrão da estimação foi de 0.047. Do ponto de vista desta estatística os modelos aqui apresentados não se distinguem. A equação exclui a presença de auto-correlação e de processo ARCH e conduz ao seguinte modelo de equilíbrio:

$$\Delta^s r = -0.036 - 2.25 \Delta^s ms ; \text{Teste de Wald, } \chi_1^2 = 10.37 (0.001)$$

(0.03) (0.70)

Também do ponto de vista da estabilidade da previsão de quatro trimestres este modelo é estável:

$$\chi_4 = 6.62 (0.157) \quad F(4,24)=1.12 (0.332)$$

A previsão dos valores da taxa de juro consta da Figura 6.

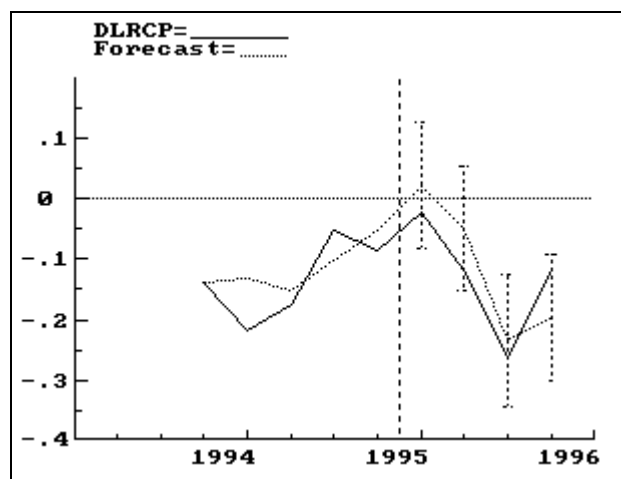


Figura 7.

Mais uma vez podemos constatar as semelhanças na previsão dos diferentes modelos aqui obtidos. E mais uma vez somos levados a não excluir a hipótese da presença de um efeito liquidez, clássico, na economia portuguesa de 1987 a 1995. O mercado do crédito bancário é pois sensível à política monetária.

Com base nestes modelos procurámos incluir outras variáveis que pudessem dar conta da nossa política económica no período em análise. Assim, estudámos a presença da taxa de câmbio do marco e da taxa FIBOR a três meses. Não obtivemos nenhum modelo que aceitasse a exclusão da hipótese nula dos coeficientes destas variáveis. Pelo que podemos concluir que apesar da abertura da nossa economia estamos perante um efeito liquidez tipicamente "interno". O que de forma alguma exclui a importância daquelas variáveis, porque estamos convencidos que o processo de crescimento da oferta de moeda, previsto pelas autoridades monetárias, teve em conta, en-

tre outras, aquelas variáveis externa. Esta endogeneização da oferta de moeda poderá ser a razão para a exclusão daquelas variáveis quando estudamos a taxa de juro.