

**AS MARGENS DE LUCRO NO MERCADO DE
BILHETES DO TESOURO EM PORTUGAL**
Uma análise econométrica*

*Bernardino Adão***

*Jorge Barros Luís***

1. INTRODUÇÃO

O presente trabalho analisa o processo de formação dos lucros dos intervenientes no mercado. Os resultados deste trabalho não são obtidos no contexto de um modelo de licitação para os BT, dado que no nosso entender não existe nenhum modelo teórico que capte as características essenciais de um leilão de BT, não sendo por isso possível derivar uma estratégia de licitação de equilíbrio. Ao invés, os resultados do trabalho baseiam-se em algumas das principais implicações da teoria *standard* dos leilões de valores comuns⁽¹⁾. Outros trabalhos nesta linha são Bikhchandani e Huang (1989), Cammack (1991), Jegadeesh (1993), Umlauf (1993) e Bikhchandani *et al.* (1994).

Os Bilhetes do Tesouro (BT) são um dos mais importantes instrumentos de dívida pública no plano interno (ver Adão e Luís (1996)). A colocação destes títulos no mercado é feita através de leilão. A importância destes títulos no contexto da dí-

vida pública e o facto de os juros da dívida pública contribuírem de forma importante para o défice orçamental⁽²⁾ conferem relevância à análise dos resultados conseguidos pelo Tesouro no quadro do método escolhido para colocar os BT. Mais evidente se torna esta relevância se se atender ao facto da entrada de Portugal na terceira fase da UEM estar condicionada pela redução do défice e da dívida pública em percentagem do PIB.

Os preços no mercado primário de BT podem ser influenciados por diversos factores. Uma vez que o Tesouro procede regularmente a leilões de BT, podem existir no mercado secundário substitutos próximos dos BT a emitir, isto é, títulos com prazo para vencimento semelhante ao dos títulos a emitir⁽³⁾, os quais poderão afectar os preços no mercado primário. Os preços no mercado primário de BT podem ainda ser afectados pelo aparecimento de novos títulos de dívida privada de curto prazo, nomeadamente papel comercial.

O mercado de BT em Portugal é um tema já abordado, embora noutras perspectivas, em Branco (1994). Este trabalho analisa o formato de leilões de “valores independentes” (leilões em que cada licitante tem, em relação ao objecto a leiloar, uma valorização independente da dos outros licitantes) com discriminação de preço quando alguns licitantes têm apenas informação pública e outros lici-

* Este trabalho integrou, numa versão anterior, um outro trabalho apresentado no Encontro sobre Aspectos da Gestão da Dívida Pública em Portugal, realizado em 28 de Fevereiro de 1996. Os autores agradecem os comentários de Sushil Bikhchandani, Álvaro Braga, Fernando Branco, Nuno Cassola, Vítor Gaspar, Ana Cristina Leal, Maximiano Pinheiro, Nuno Ribeiro, Carlos Robalo e, em especial, de José Ferreira Machado, cujas observações tornaram o teste econométrico bastante mais preciso e legível. Os autores beneficiaram também das observações dos participantes no referido encontro. Quaisquer erros remanescentes serão naturalmente da exclusiva responsabilidade dos autores.

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.

(1) Por exemplo, Milgrom e Weber (1982).

(2) Em 1995, os juros da dívida pública ultrapassaram mesmo o défice orçamental, totalizando 1005 milhões de contos, face a um défice de 896.5 milhões de contos.

(3) Por exemplo, quando são leiloados BT a 91 dias, os BT a 182 dias que foram leiloados há 91 dias têm igualmente um prazo para o vencimento de 91 dias.

tantes dispõem adicionalmente de informação privada. O resultado principal é que quando é permitido aos licitantes menos informados apresentar propostas não competitivas (competindo apenas pela quantidade, a um dado preço), o Tesouro consegue obter maiores receitas do que nos leilões em que todos os licitantes fazem propostas competitivas (competindo simultaneamente pela quantidade e pelo preço).

Outro estudo sobre o mercado de BT português encontra-se em Gordy (1993), que considera o método utilizado como sendo um leilão de bens divisíveis em que o preço de reserva⁽⁴⁾ é fixado antes do leilão ter lugar. Neste trabalho não é utilizada informação do mercado secundário e é assumido que os leilões de BT correspondem ao modelo de valores independentes. Conclui-se que o Tesouro obteria uma receita inferior se o preço de reserva fosse fixado após ter tido conhecimento das licitações.

Na secção seguinte apresentam-se as principais implicações da teoria dos valores comuns para o mercado de BT. Na terceira secção apresenta-se uma equação de regressão para as margens de lucro. Na quarta secção, expõem-se os principais resultados da análise econométrica e na última são apresentadas as principais conclusões.

2. AS IMPLICAÇÕES DA TEORIA DOS VALORES COMUNS NO COMPORTAMENTO DOS LICITANTES NOS LEILÕES DE BT

Nesta secção pretende-se dar conta das principais implicações dos modelos de leilões de BT, as quais serão analisadas de forma sucinta e heurística. Habitualmente, a teoria de leilões distingue dois modelos: os leilões de valores comuns (VC) e os leilões de valores privados independentes (VPI).

Num leilão de VC assume-se que o valor do objecto a leiloar é o mesmo para todos os licitantes. Isto não significa que os licitantes conheçam *a priori* o valor do objecto a licitar, mas, ao invés, que qualquer que seja o licitante que os compra poderá sempre obter o mesmo preço de revenda. Cada licitante possui informação privada e imperfeita acerca do valor do objecto, sendo nesta informação

que as suas propostas de preço se baseiam. Num leilão VPI, cada licitante atribui um valor, que pode ser diferente, ao objecto a leiloar (por exemplo, se se tratar de uma obra de arte para usufruto próprio), ou seja, os licitantes sabem qual é o valor do objecto a leiloar e as suas valorizações são supostas ser independentemente distribuídas.

A informação privada e imperfeita dos licitantes num leilão de BT é proveniente de várias fontes: previsões próprias acerca da estrutura por prazo da taxa de juro, da inflação e das taxas de câmbio, excedentes de liquidez próprios e montantes de ordens de compra (antes dos leilões) de investidores institucionais (por exemplo, os fundos de pensões).

Quando um concorrente aumenta o seu preço de licitação enfrenta um dilema entre uma probabilidade mais elevada da sua proposta ser vencedora, por um lado, e lucros mais baixos na hipótese da proposta ser aceite, por outro. Num cenário de VC, os licitantes podem incorrer na maldição do vencedor, ou seja, possuindo cada licitante uma estimativa não enviesada do preço do objecto, os vencedores serão os mais optimistas quanto ao verdadeiro valor do objecto. Assim, conseguir obter o objecto no leilão pode ser prejudicial para o adquirente, pois isso poderá significar que o adquirente atribui um valor excessivo ao objecto leilado, enquanto todos os concorrentes atribuíram um valor inferior ao objecto, presumivelmente mais próximo do seu verdadeiro valor de mercado. A maldição do vencedor foi detectada em alguns leilões, como, por exemplo, de licenças de prospecção de petróleo (Capen *et al.* (1971)).

A maldição do vencedor tem consequências ao nível da estratégia de licitação óptima. As estratégias de licitação de equilíbrio em leilões de primeiro e segundo preço⁽⁵⁾ implicam que os concorrentes licitem de forma mais conservadora, abaixo da sua estimativa *ex-ante* acerca do verdadeiro valor do objecto, o que lhes garante que, em média, não registem perdas *ex-post*.

Em segundo lugar, *ceteris paribus*, quando o número de licitantes aumenta, o comportamento óptimo poderá ser licitar de forma mais conservado-

(4) Preço mínimo a que o Tesouro aceita vender.

(5) Os leilões de primeiro preço são aqueles em que o preço de venda corresponde ao mais elevado valor licitado. Os leilões de segundo preço são aqueles em que o preço de venda é o segundo mais elevado valor licitado.

ra, uma vez que a mais elevada de 100 estimativas acerca de uma variável é muito provável ser maior do que a mais elevada de 10 estimativas. Contudo, um aumento do número de licitantes incrementa a concorrência, no sentido em que reduz a probabilidade de qualquer proposta de um licitante ser vencedora. Assim, o efeito líquido de um aumento do número de licitantes sobre o preço proposto (ou sobre a margem de lucro) pode ser negativo ou positivo, consoante a natureza da estratégia de equilíbrio e a distribuição da informação privada. Wilson (1988) mostra que para alguns exemplos plausíveis⁽⁶⁾, em média, a margem de lucro dos licitantes diminui com o número de licitantes.

Em terceiro lugar, *ceteris paribus*, à medida que a incerteza acerca do valor do objecto aumenta, a maldição do vencedor agrava-se, os licitantes tornam-se mais conservadores e tal leva a lucros maiores (*ex-post*) para os licitantes⁽⁷⁾. Então, o vencedor pode aumentar o preço de venda se ele se comprometer previamente em disponibilizar a sua informação privada aos licitantes, por forma a diminuir a incerteza. Muito embora possa parecer colidir com a intuição, os licitantes têm lucros maiores quando dispõem de menos informação⁽⁸⁾. No limite, se o verdadeiro valor é conhecido de todos os participantes, o seu lucro é zero.

A presença no mercado de BT dos efeitos mencionados, no quadro dos leilões de VC, é analisada na secção seguinte, procurando-se determinar a influência da incerteza, do número de competidores, do nível de concorrência e de outras variáveis relevantes sobre as margens de lucro das instituições participantes no mercado primário.

3. UM MODELO PARA AS MARGENS DE LUCRO NO MERCADO DE BT

Esta secção contém os resultados das regressões das margens de lucro, com o objectivo de analisar o contributo de cada um dos factores acima mencionados para a formação dos lucros das instituições financeiras participantes no mercado de BT

(6) Em casos em que os preços propostos pelas instituições participantes nos leilões têm distribuição normal ou log-normal.

(7) Ver Milgrom e Weber (1982).

(8) Este resultado poderá também ser considerado esperado, dado que um maior grau de incerteza conduz à exigência de taxas de juro mais elevadas.

em Portugal. A equação de regressão especificada foi a seguinte:

$$MARGENS_t = \beta_0 + \beta_1 STD(O/N)_t + \beta_2 MONTPR_t + \beta_3 VAR(TAXA)_t + \beta_4 MONTIND_t + \beta_5 DIFTAXAS_t + ERRO_t$$

A variável dependente – *MARGENS* – foi calculada como o rácio entre os lucros e o preço de licitação pago. Os lucros são a diferença entre os preços de venda e de compra, calculados do seguinte modo:

$$PREÇO_{i_t} = \frac{36500}{36500 + TAXA_{i_t} \cdot PRAZO}$$

onde

PREÇO_{i_t} = preço no mercado *i* no leilão ocorrido em *t*.

i = mercado primário (*p*), secundário (*s*).

TAXA_{i_t} = taxa de juro anual média (por leilão) na data *t* em que ocorreu um leilão.

PRAZO = Prazo dos BT leiloados (em dias).

Uma vez que a informação disponível acerca do mercado secundário é composta por séries mensais, houve necessidade de assumir a hipótese de que a taxa de juro do mercado secundário em cada leilão (*TAXA_{S_t}*) corresponde a:

$$TAXA_{S_t} = (TAXA_{S_t}^M \cdot DIA_t + (31 - DIA_t) \cdot TAXA_{S_t}^{M-1}) / 31,$$

onde

TAXA_{S_t}^M = taxa média do mercado secundário no mês do leilão;

TAXA_{S_t}^{M-1} = taxa média do mercado secundário no mês anterior ao do leilão;

DIA_t = dia do mês do leilão.

Durante o período estudado vigoraram diversos regimes de reservas de caixa, com reflexos nos preços dos bilhetes do Tesouro, dado que a inclusão dos valores das vendas definitivas destes títulos e dos respectivos acordos de recompra na base de incidência das reservas de caixa durante parte do referido período aumentou os custos de colocação dos BT no público, obrigando os bancos a exigirem um preço relativamente mais elevado pela sua venda e/ou a reduzirem o seu preço de com-

pra em leilão. Apesar de não ser evidente o efeito líquido deste elemento do regime de reservas de caixa, não é de excluir que as margens de lucro possam ter sido afectadas, pelo que se corrigiu as margens do custo de constituição de reservas de caixa. Deste modo, as margens corrigidas (*MARGCORR*) que se tornaram a verdadeira variável dependente (expressa em pontos base), foram calculadas da seguinte forma:

$$MARGCORR = \frac{P^R - P^C - r^I \cdot (r^{CO} - r^{RR})P^R}{P^C}$$

onde

P^R = Preço de Revenda;

P^C = Preço de Compra;

r^I = coeficiente de reservas de caixa;

r^{CO} = taxa de custo de oportunidade;

r^{RR} = taxa de remuneração das reservas de caixa, paga pelo Banco de Portugal.

No período em análise as reservas de caixa eram remuneradas a uma taxa de juro que reflectia as taxas de mercado monetário, por forma a compensar as instituições pelo custo de não disporem dessas reservas para realizarem aplicações no curto prazo. Considerando os problemas apresentados pelas taxas do mercado monetário, foi escolhida como *proxy* para o custo de oportunidade a taxa de absorção (ver Adão e Luís (1996)).

Para medir o efeito da incerteza introduzida pelo MMI, foi utilizada a variável $STD(O/N)_t$, consistindo no desvio-padrão da taxa *overnight* do MMI na semana anterior ao leilão⁽⁹⁾ (em pontos de base). A ideia subjacente é a de que, conforme sustenta a teoria dos valores comuns, quanto maior for a incerteza *ex-ante*, maior será a probabilidade de um licitante incorrer na maldição do vencedor e mais conservador se tornará nas suas propostas. Consequentemente, verificando-se esta relação entre a incerteza e os resultados obtidos pelos licitantes, o desvio-padrão da taxa *overnight* deverá estar positivamente correlacionado com as margens de lucro.

(9) A semana foi o período utilizado tendo em conta a duração média dos períodos de constituição de reservas de caixa. Em Umlauf (1993), utiliza-se a variância em lugar do desvio-padrão. Porém, a variância evidencia um comportamento mais volátil.

A variável $VAR(TAXA)_t$, consistindo na variância das taxas das propostas aceites pelo Tesouro em cada leilão (expressa em pontos base), permitirá medir o efeito de outros tipos de incerteza, que não somente a proveniente do MMI, esperando-se igualmente que, existindo o efeito da maldição do vencedor, o coeficiente seja positivo. Ao invés, se esse coeficiente for negativo, tal poderá significar a ocorrência de situações de conluio de preços, nas quais as instituições participantes consigam aumentar os seus resultados diminuindo a dispersão das suas propostas.

Poder-se-ia pensar, à partida, que todo o tipo de incerteza estaria reflectido na variável ($VAR(TAXA)$), pelo que não seria necessário utilizar igualmente a variável $STD(O/N)_t$. No entanto, esta última variável não se revela significativa na explicação da primeira variável. Por outro lado, o efeito da incerteza não tem forçosamente que se reflectir em $VAR(TAXA)_t$, se ocorrerem situações de conluio⁽¹⁰⁾.

$MONTPR_t$ é o montante total das propostas apresentadas pelos participantes em cada leilão (em milhões de contos). Esta variável permite medir o efeito do aumento da procura nos leilões de BT⁽¹¹⁾. Isto significa que se tivermos um coeficiente negativo, poderá admitir-se que o mercado é competitivo e então o aumento da procura implica um decréscimo dos lucros⁽¹²⁾.

$MONTIND_t$ é o montante indicativo de BT que é anunciado pelo Tesouro (através do Banco de Portugal) para ser leilado (em milhões de contos). Se o coeficiente assume um valor positivo, os lucros au-

(10) Um outro caso em que a incerteza poderá não estar reflectida em $VAR(TAXA)_t$ é em situações de aumento das taxas do mercado monetário que levem ao aumento das taxas propostas nos leilões mas à aceitação, pelo Tesouro, de uma parcela diminuta dessas propostas, concentradas nas taxas mais baixas.

(11) Inicialmente, em substituição desta variável, foi testado o número de participantes, conforme Umlauf (1993) e, posteriormente, o rácio entre o montante proposto e o montante indicativo do leilão e o rácio entre o montante proposto e o montante emitido, conforme Cammack (1991) e Jegadeesh (1993), com resultados estatísticos inferiores (em relação ao primeiro rácio, a sua utilização levaria a que o significado do coeficiente da variável $MONTIND_t$ se alterasse, por esta variável corresponder ao denominador do rácio).

(12) Ao invés um coeficiente positivo pode ser interpretado como uma implicação da maldição do vencedor, porque assumindo, *ceteris paribus*, um aumento da procura devido ao acréscimo do número de participantes, o comportamento óptimo será mais conservador.

mentam com o montante que o Tesouro se dispõe a leiloar. Esta relação pode ser considerada uma consequência da pressão de maiores necessidades de financiamento sobre as taxas do mercado primário (e sobre as margens de lucro) quando o Tesouro pretende obter maiores financiamentos⁽¹³⁾.

$DIFTAXAS_t$ é o diferencial entre as taxas de juro do crédito a empresas não financeiras e as taxas de juro dos depósitos a prazo (em pontos percentuais). Com esta variável procura-se medir o efeito das margens obtidas pelas instituições financeiras em produtos alternativos sobre as margens de lucro no mercado de BT, devendo o respectivo coeficiente ser positivo.

A especificação apresentada não incorpora, contudo, qualquer dinâmica na relação entre as variáveis citadas. A forma adoptada para contornar tal problema consistiu em considerar o comportamento das margens de lucro como sendo auto-regressivo. Esta inércia das margens resulta do facto de as instituições incorporarem os comportamentos e os resultados passados no seu processo decisório.

4. ANÁLISE ECONOMÉTRICA DAS MARGENS DE LUCRO DAS INSTITUIÇÕES FINANCEIRAS

Os dados utilizados respeitam a todas as propostas apresentadas em todos os leilões entre Janeiro de 1990 e Dezembro de 1995⁽¹⁴⁾. A análise foi feita separadamente para os três tipos de BT, tendo todas as séries revelado estacionaridade, com excepção da variável $DIFTAXAS$ ⁽¹⁵⁾. Dos 754 leilões ocorridos (275, 298 e 181, respectivamente, para os BT de 91, 182 e 364 dias), consideraram-se apenas 692 (248, 279 e 165 em cada um dos prazos

indicados), porque foram eliminados os leilões em que não foram aceites quaisquer propostas⁽¹⁶⁾.

O trabalho econométrico baseou-se na estimação da regressão apresentada anteriormente, para todo o período e para cada um dos tipos de BT. O padrão de evolução das margens de lucro sugere fortemente a presença de uma componente auto-regressiva, expectativa confirmada com a melhoria obtida nos resultados após a introdução da variável endógena desfasada⁽¹⁷⁾.

Houve igualmente que ter em conta a influência de diversos fenómenos de carácter extraordinário que afectaram os resultados obtidos, designadamente no período de acentuada volatilidade das taxas de juro em 1990-91 e nos períodos afectados por instabilidade no mercado cambial. Optou-se, assim, por introduzir variáveis artificiais (definidas em anexo) que permitissem identificar esses efeitos, abrangendo um número de observações relativamente escasso (respectivamente, 14, 12 e 6

(13) As taxas de juro do mercado secundário revelam maior inércia do que as taxas do mercado primário quando se verificam alterações, seja de subida ou de descida. Numa situação de conluio, uma correlação negativa pode sugerir uma quebra de acordos entre instituições financeiras em leilões de maior dimensão.

(14) Embora estivesse disponível informação acerca dos leilões realizados desde Junho de 1988, a base de dados utilizada para o trabalho econométrico foi restringida devido a limitações na disponibilidade de informação acerca dos mercados secundário de BT e monetário interbancário (cujas séries se iniciam em Janeiro de 1990).

(15) Nos testes ADF (com constante e sem tendência) efectuados para a variável dependente, os rácios-t relativos à variável desfasada foram sempre superiores a 3.2 em valor absoluto, permitindo rejeitar a hipótese nula de raiz unitária para níveis de significância na ordem dos 2.5 por cento. Nos testes para as variáveis explicativas, apenas foram encontrados valores de rácios-t inferiores a 3 no caso da variável $DIFTAXAS$. Neste caso, a não estacionaridade dever-se-á ao período relativamente limitado coberto pela amostra, uma vez que um diferencial de taxas de juro é necessariamente uma variável estacionária. Considerando este aspecto, a relevância estatística da variável $DIFTAXAS$ e o facto de se ter obtido resultados idênticos para a generalidade dos parâmetros em regressões sem a variável $DIFTAXAS$, decidimos manter esta variável.

(16) Bem como um leilão em que o Banco de Portugal adquiriu a totalidade do montante leiloado e a taxa de colocação não foi divulgada.

(17) Note-se, mais uma vez, que apesar do comportamento fortemente auto-regressivo (com estimativas das somas dos coeficientes auto-regressivos sempre superiores a 0.84) é rejeitada a hipótese de raiz unitária. Os elevados valores dos rácios-t para o primeiro desfasamento resultam das características auto-regressivas da variável. Considerou-se a alternativa de especificar a variável dependente em primeiras diferenças, correspondente à imposição da restrição de raiz unitária, o que produziu resultados semelhantes, embora com ajustamentos de menor qualidade. Preferiu-se, então, a especificação com a variável dependente em nível e utilizando desfasamentos desta como variáveis explicativas.

Agradecemos, neste ponto, as observações de Nuno Cassola, José Ferreira Machado, Nuno Ribeiro e Carlos Robalo.

(18) Foi ainda tido em conta que alguns regressores poderiam não ser pré-determinados. No entanto, efectuou-se o teste de especificação de Hausman (1978), não se rejeitando a hipótese nula de consistência dos estimadores em nenhum dos casos (o p -value mais baixo obtido foi de 0.79).

leilões de BT de 91, 182 e 364 dias, sempre inferior a 6 por cento do total da amostra), o que permitiu melhorar os resultados estatísticos, obtendo-se acréscimos no R^2 ajustado de cerca de 0.10⁽¹⁸⁾.

De acordo com o esperado, a qualidade das regressões revelou-se maior nos prazos mais longos, uma vez que os leilões de 91 dias foram menos frequentemente suspensos em ocasiões de perturbação nos mercados monetário e cambial e, deste modo, tiveram taxas médias de colocação mais voláteis⁽¹⁹⁾.

Os principais resultados obtidos são os constantes do quadro 1. A regressão com dois desfasamentos sobre a variável endógena revelou-se superior no que respeita aos BT de 91 dias,⁽²⁰⁾ enquanto nos restantes o segundo desfasamento da variável endógena não foi estatisticamente significativo.

Pode-se, então, apresentar as seguintes conclusões mais significativas:

- A incerteza resultante do MMI, medida pelo desvio-padrão das taxas do *overnight*, parece afectar escassamente as margens de lucro dos licitantes, dado ter relevância estatística apenas no caso dos BT de 91 dias⁽²¹⁾. Assim, não é possível concluir que os lucros das instituições sejam afectados pela incerteza do MMI.
- A procura nos leilões, medida pelo montante total das propostas apresentadas, parece afectar negativamente as margens de lucro em todos os prazos. Poder-se-á, então, admitir que o mercado de BT é competitivo, dado que um aumento da procura implica um decréscimo das margens de lucro⁽²²⁾.
- A variância das taxas das propostas aceites parece afectar positivamente as margens de

Quadro 1

PRINCIPAIS RESULTADOS ECONÓMICOS

	BT91	BT182	BT364
<i>CONSTANTE</i>	2.0194 (1.617)	-3.4279 (1.628)	4.3765 (0.933)
<i>STD(O/N)</i>	-0.0286 (2.043)	-0.0982 (0.766)	-0.1749 (0.629)
<i>MONTPR</i>	-0.1279 (9.743)	-0.0708 (7.168)	-0.0533 (3.521)
<i>VAR(TAXA)</i>	1.5847 (4.0807)	0.5311 (3.903)	1.0816 (3.192)
<i>MONTIND</i>	0.1255 (2.5151)	0.0957 (3.044)	0.0337 (0.754)
<i>DIFTAXAS</i>	9.4336 (3.825)	14.4874 (3.600)	-0.3719 (0.044)
<i>MARGCORR(t-1)</i>	0.7359 (19.775)	0.9138 (56.354)	0.9175 (43.331)
<i>MARGCORR(t-2)</i>	0.1067 (2.952)	-	-
N	246	278	164
R ² ajustado	0.914	0.943	0.940
Q(1)	0.247	0.001	0.083
Q(2)	0.250	0.048	2.894
Q(3)	0.806	0.102	4.602
Q(10)	3.087	5.796	11.113
Teste ARCH	1.102	0.143	1.239
Teste Chow	1.335	1.004	0.591
Teste White	59.172	37.962	24.944

Notas:

Os valores dos rácios-t encontram-se entre parêntesis.

N - Número de observações.

Q(p) - Estatística de teste de autocorrelação de ordem (p) de Ljung-Box. Os valores reduzidos sugerem a inexistência de autocorrelação de ordem (p).

Teste ARCH - Teste de existência de resíduos ARCH(1), consistindo no rácio-t do parâmetro da regressão entre o quadrado dos resíduos e o quadrado dos resíduos desfasado. Os valores reduzidos sugerem a inexistência de resíduos ARCH.

Teste Chow - Teste F de estabilidade dos parâmetros. Os valores reduzidos sugerem a estabilidade dos parâmetros.

Teste White - Teste de heteroscedasticidade dos resíduos em função das variáveis explicativas. Os valores obtidos são inferiores aos da distribuição Qui-Quadrado, com um número de graus de liberdade = $k(k-1)/2+2k$ ($k=n^o$ de parâmetros).

(19) Agradecemos os comentários de Nuno Ribeiro em relação a este ponto.

(20) A selecção entre os modelos com diferentes graus de desfasamento foi efectuada de acordo com o critério de Schwarz.

(21) Mesmo neste caso, o valor do rácio-t excede apenas marginalmente o valor da função de distribuição para um nível de significância de 5 por cento.

(22) Esta conclusão também se obtém se se utilizar a variável "número de participantes", embora com resultados globais inferiores. Assim, parece obter-se uma conclusão idêntica à de Wilson (1988), de que quando o número de participantes aumenta as margens diminuem.

lucro. Isto significará que as instituições reagem à incerteza não proveniente do MMI, com o comportamento preconizado pela teoria dos valores comuns, tornando-se mais conservadoras para evitar a maldição do vencedor.

- O montante indicativo anunciado pelo Tesouro apresenta-se também positivamente correlacionado com as margens de lucro. Deste modo, o comportamento dos participantes nos mercados de BT em Portugal não permite excluir a hipótese de que o Tesouro possa reduzir os seus custos de financiamento através da diminuição dos montantes leiloados por sessão, com o aumento do número de leilões. De acordo com Bank of England (1995), este resultado foi já observado na Austrália, Canadá e Reino Unido, no que respeita à dívida de médio e longo prazos.

5. CONCLUSÃO

Este trabalho apresenta resultados econométricos sobre a evolução das margens de lucro no mercado de BT em Portugal e respectivos determinantes, à luz da teoria dos valores comuns, no período compreendido entre 1990 e 1995. Os resultados obtidos são consistentes com a hipótese da maldição do vencedor, isto é, que os lucros obtidos pelos licitantes aumentam quando a incerteza é maior. Assim, o Tesouro poderá melhorar os seus resultados se conseguir diminuir a incerteza nos leilões (por exemplo, fornecendo informação acerca do seu comportamento, ou do comportamento dos participantes, em leilões anteriores). Obteve-se também alguma evidência de que o Tesouro poderá beneficiar do alargamento do leque de potenciais participantes no mercado primário⁽²³⁾⁽²⁴⁾. De facto, o mercado parece ser concorrencial, no sentido em que existe uma correlação negativa entre o número de participantes e as margens.

(23) Por exemplo, aos FIM ou a outros investidores não ligados a grupos bancários (seguradoras, fundos de pensões ou grandes empresas com avultados excedentes de tesouraria).

(24) Esta permissão de uma participação mais ampla nos leilões de dívida pública foi já concedida, por exemplo, no Reino Unido, onde as empresas não financeiras e os particulares têm acesso ao mercado primário de dívida de médio e longo prazos, com o montante mínimo de aquisição fixado em £500 000 (valor nominal dos títulos), como se refere em Bank of England (1993).

Uma conclusão adicional é que as margens de lucro das instituições financeiras parecem estar positivamente correlacionadas com os montantes indicativos a leiloar, o que significa que não é de excluir que o Tesouro possa reduzir os seus custos líquidos de financiamento através do aumento da frequência de leilões⁽²⁵⁾.

REFERÊNCIAS

- Adão, Bernardino e Jorge Barros Luís (1996), "The Treasury Bill Market in Portugal - institutional issues and the profit margins of financial institutions", *mimeo*.
- Bank of England (1993), *British Government Securities: The Market in Gilt-Edged Securities*, London, England.
- Bank of England (1995), "The UK Index-Linked Gilt-Edged Market: Future Development", overview papers, London, England.
- Bikhchandani, Sushil e Chi-fu Huang (1989), "Auctions with Resale Markets: An Explanatory Model of Treasury Bill Markets", *The Review of Financial Studies*, 1989, vol. 2, no.3, pp. 311-339.
- Bikhchandani, Sushil e Chi-fu Huang (1993), "The Economics of Treasury Securities Markets", *Journal of Economic Perspectives*, vol. 7, no.3.
- Bikhchandani, Sushil, Patrick Edsparr e Chi-fu Huang (1994), "The Treasury Bill Auction and the When-Issued Market: Some Evidence", *mimeo*.
- Branco, Fernando (1994), "Treasury Bill Auctions with Uninformed Bidders", Working Paper no. 8, Banco de Portugal.
- Cammack, Elizabeth B. (1991), "Evidence on Bidding Strategies and the Information in the Treasury Bill Auctions", *Journal of Political Economy*, vol. 99, no.1.
- Capen, E.C., R.V. Clapp e W.M. Campbell (1971), "Competitive Bidding in High-Risk Situations", *Journal of Petroleum Engineering* no. 23, pp. 641-653.
- Engelbrecht-Wiggans, Richard, Paul Milgrom e Robert Weber (1983), "Competitive Bidding and Proprietary Information", *Journal of Mathematical Economics*, no. 11, pp.161-169.

(25) O Tesouro tem já vindo a fazer isto, como atrás de referiu.

- Gordy, Michael (1993), "Structural Analysis of Reservation Price Policy in a Treasury Bill Auction", *mimeo*.
- Hausman, J.A. (1978), "Specification Tests in Econometrics", *Econometrica*, 46, pp. 1251-1271.
- Jegadeesh, Narasimhan (1993), "Treasury Auction Bids and the Salomon Squeeze", *The Journal of Finance*, vol. XLVIII, no. 4, Setembro.
- Milgrom, Paul R. e Robert J. Weber (1982), "A Theory of Auctions and Competitive Bidding", *Econometrica*.
- Umlauf, Steven R. (1993), "An Empirical Study of the Mexican Treasury Bill Auction," *Journal of Financial Economics*, 33, pp. 313-340.
- Wilson, Robert (1988), "Strategic Analysis of Auctions", Working Paper, Stanford University, CA.

Anexo

Definição das variáveis artificiais

BT 91

$D1_i$ ($i=1, \dots, 9$) — variáveis artificiais que assumem o valor unitário nas observações em que os resíduos na mesma regressão, mas sem variáveis artificiais, têm valores anómalos (nos leilões de 21 e 28 de Junho de 1990; 27 de Agosto de 1992; 2 de Outubro de 1992; 17 de Dezembro de 1992; 6 de Maio de 1993; 20 de Maio de 1993; 30 de Junho e 1 de Julho de 1993, 8 de Julho de 1993; e 12 e 25 de Maio de 1994, respectivamente).

$D2_i$ ($i=1,2$) — variáveis artificiais que assumem o valor unitário nas observações em que a variável explicativa VAR(TAXA) tem valores anómalos (nos leilões de 5 de Julho de 1990 e de 5 de Maio de 1994, respectivamente).

BT 182

$D1_i$ ($i=1, \dots, 10$) — variáveis artificiais que assumem o valor unitário nas observações em que os resíduos na mesma regressão, mas sem variáveis artificiais, têm valores anómalos (nos leilões de 5

de Março de 1990; 2 de Abril de 1990; 9 de Julho de 1990; 6 de Abril de 1992; 24 de Agosto de 1992; 1 de Abril de 1993; 8 de Junho de 1993; 23 de Junho e 5 de Julho de 1993; 7 de Setembro de 1993; e 26 de Maio de 1994, respectivamente).

D2 assume valor unitário numa observação em que a variável *MONTIND* tem um valor anómalo (7 de Outubro de 1991).

BT 364

$D1_i$ ($i=1, \dots, 6$) — variáveis artificiais que assumem o valor unitário nas observações em que os resíduos na mesma regressão, mas sem variáveis artificiais, têm valores anómalos (nos leilões de 5 de Junho de 1991; 26 de Agosto de 1992; 21 de Outubro de 1992; 24 de Março de 1993; 26 de Maio de 1993; e 14 de Julho de 1993, respectivamente).