

# **Leilões de Títulos da Dívida Pública pelo Banco Central do Brasil: Um Estudo dos Fatores Condicionantes da Dispersão das Propostas para os BBCs\***

Márcio G. P. Garcia\*\*  
Leonardo B. Rezende\*\*\*

19/7/00

## **RESUMO**

Sob condições competitivas, uma maior dispersão das propostas submetidas nos leilões de emissão de títulos da dívida pública está associada a uma maior incerteza quanto à taxa de juros que prevalecerá no futuro. Essa hipótese sugere uma associação entre essa dispersão e o grau de volatilidade verificado nos demais mercados de juros (por exemplo, CDI e DI futuro). Esse artigo explora essa associação para estimar um modelo econométrico simples capaz de indicar em que leilões de BBCs no primeiro ano do plano Real o comportamento das instituições participantes parece ter sido atípico, sugerindo a possibilidade de manipulação do leilão por parte de algumas instituições financeiras. O modelo econométrico escolhido é simples, mas ainda assim foi capaz de identificar um leilão no qual ocorreu manipulação, sendo por isso cancelado pelo BACEN.

## **ABSTRACT**

We aim at obtaining a simple econometric model that forecasts the dispersion of the bids made by financial institutions at the central bank weekly auctions of short term securities in Brazil. Under competitive conditions (e.g., no coalition between a few financial institutions) we assume that the bid's dispersion is associated with the volatility of the daily interest rate futures prices and the daily interest rates. Based on that assumption, our model succeeds in separating the two auctions with extremely high volatility. In one of them, the high dispersion could be predicted using the other interest rate markets' data; in the other the dispersion fell outside the confidence interval for the predicted dispersion. This can be used as empirical evidence of an attempt to corner the market that has indeed occurred at that date.

Códigos do Journal of Economic Literature: E58, D44

---

\* Este artigo foi desenvolvido originalmente no âmbito de um convênio entre o Departamento de Economia da PUC-Rio e a Diretoria de Política Monetária do Banco Central do Brasil. Os autores agradecem os fundos para a realização da pesquisa. Dentre os diversos comentários recebidos, não poderíamos deixar de mencionar nossa gratidão à sugestão original dada por Robert Engle.

\*\* Professor do Departamento de Economia da PUC-Rio e pesquisador do CNPq.

\*\*\* Aluno de Pós-Graduação do Departamento de Economia da PUC-Rio.

## ***1. Introdução***

Um problema com o qual se defronta o policy-maker na condução de leilões de dívida pública, quer para o financiamento de gastos do tesouro ou para a condução da política monetária, é o de identificar se a dispersão das propostas de compra de títulos é “normal” ou está alterada por algum tipo de manipulação por parte das instituições participantes. Por exemplo, um sub-grupo das instituições compradoras pode resolver dar um “corner” no banco central, forçando-o a aceitar taxas de juros mais elevadas das que as que vigorariam se os agentes tivessem um comportamento não-cooperativo. Podem ocorrer também tentativas de manipulação em que um grupo de instituições tenta comprar a quase totalidade do volume ofertado com o intuito de colocar-se numa posição de monopólio nos mercados secundários de títulos.

Dado que há vários mercados à vista e de derivativos que negociam diferentes taxas de juros que se correlacionam com as taxas de juros dos títulos da dívida pública, os momentos estatísticos das distribuições desses mercados podem ser usados para inferir um grau de dispersão das propostas apresentadas nos leilões de dívida pública considerado normal. Ou seja, através da estimação de uma função de esperança da variância das taxas propostas nos leilões condicionada a funções de variáveis dos demais mercados de juros objetiva-se identificar ocasiões nos quais as taxas propostas fugiram ao padrão previsto, o que indicaria a ocorrência de uma anomalia. Uma possível anomalia é uma tentativa de manipulação do leilão.

Portanto, busca-se aqui encontrar elementos que expliquem o grau de dispersão observado nas propostas dentro dos leilões de bônus do Banco Central (BBCs) realizados pelo Banco Central do Brasil (BACEN), usando dados dos leilões realizados no primeiro ano do plano Real (período de 12 de julho de 1994 a 2 de maio de 1995). Nosso objetivo é o de desenvolver critérios estatísticos para a identificação de leilões com propostas excessivamente dispersas.

Este artigo organiza-se da seguinte maneira: na próxima seção é discutida a hipótese teórica que fundamenta a modelagem adotada nesse trabalho. As duas seções seguintes descrevem os aspectos técnicos da pesquisa do modelo econométrico sugerido. A seção 3 justifica a utilização dos regressores e explicita o método adotado na construção das séries. A seção 4 descreve os resultados obtidos, bem como os testes sobre os modelos adotados.

O texto se complementa com três seções adicionais: na seção 5 são comentadas outras características relevantes encontradas nos dados que podem vir a sugerir futuras linhas de pesquisa. A seção 6 apresenta uma aplicação do modelo, visando identificar que leilões fogem ao nível de dispersão estimado. Através desse critério o modelo é bem-sucedido em identificar o leilão onde houve uma tentativa de *corner*. A seção 7 conclui. Inclui-se ainda um apêndice que descreve um leilão de BBC típico.

## ***2. Determinantes da dispersão das propostas nos leilões: a hipótese considerada***

A principal hipótese teórica que fundamenta esse trabalho é a de que, na ausência de tentativas de manipulação do mercado, a discrepância entre as instituições participantes nas propostas feitas deve estar associada a diferentes estimativas quanto à taxa de juros que prevalecerá durante a maturidade do título negociado, ou quanto ao seu valor no mercado secundário. Supõe-se aqui, portanto, que, a princípio, uma medida de dispersão das propostas em um leilão esteja associada a um regressor que reflita uma maior volatilidade nos mercados que sinalizam o patamar da taxa de juros.

Candidatos naturais são a variância da taxa no mercado de juros (mercado de CDI)<sup>1</sup> e no mercado futuro relativo a esse período (mercado de DI futuro). Na próxima seção serão discutidos em detalhe regressores passíveis de realizar esse papel.

Uma medida simples e tradicional de dispersão é a variância. Decidiu-se estudar a série já calculada pelo BACEN das variâncias das taxas over<sup>2</sup> das propostas, ponderadas pelo volume demandado.<sup>3</sup> Tal série está representada no gráfico 1.<sup>4</sup> Não obstante o escasso número de observações, pode-se observar facilmente um padrão: os primeiros leilões em cada mês tendem a ter variância maior.

Esse padrão corrobora a hipótese considerada, posto que a política de determinação da taxa de juros adotada pelo BACEN na maior parte do período da amostra considerada foi a de proceder modificações nos juros SELIC somente nas viradas de mês. Pode-se observar no gráfico 2 que a taxa de juros tende a manter-se constante dentro do mês, mudando de patamar na virada do mês. Sob esse regime, é de se esperar que no período em torno da mudança do mês exista uma maior incerteza sobre a taxa que prevalecerá no futuro.

### 3. As variáveis condicionantes (*Regressores*)

#### *Volatilidade no mercado de juros*

Na ausência de manipulações por parte de alguns participantes do leilão, espera-se que a mesma causa de maior dispersão das propostas crie também uma maior dispersão nas taxas dos mercados de juros. Um indicador dessa incerteza pode ser encontrado no mercado de CDI: se a taxa do CDI se mantém estável por um longo período, ela sinaliza com mais precisão qual será a taxa de consenso no leilão de BBCs; se, por outro lado, a taxa do CDI varia muito, há maior incerteza sobre o que ocorrerá nesse leilão. Uma maior ou menor estabilidade na taxa do CDI pode ser encarada portanto com *proxy* do grau de incerteza a respeito da política adotada pelo Banco Central no futuro<sup>5</sup>.

Essa hipótese confirma-se empiricamente. Usando a série de taxas médias diárias de depósitos interfinanceiros - CETIP, calculou-se a variância da taxa efetiva ao longo da

---

<sup>1</sup>Há dois mercados de empréstimos interbancários de um dia no Brasil: o mercado de reservas, conhecido como SELIC, e o mercado de certificados de depósito interbancário (CDI).

<sup>2</sup>“Taxa over” é uma medida de juros comum no Brasil. Corresponde a 30 vezes a taxa efetiva diária do título.

<sup>3</sup>Esse não é necessariamente o cálculo de variância mais apropriado. A variância poderia ser calculada sobre os PUs (preços unitários) propostos, o que acarretaria uma precisão maior, uma vez que o truncamento ou arredondamento feito na conversão para taxas over introduz distorções.

<sup>4</sup>Os dados apresentados se referem apenas às propostas consideradas dentro do consenso, segundo critério do BACEN. Tal critério de eliminação de *outliers*, embora sabidamente arbitrário, foi considerado apropriado no sentido de evitar distorções graves na série, como mostra o exemplo do leilão de 13 de dezembro de 1994. Nesse leilão, enquanto a maior parte das propostas situou-se entre taxas over de 4.65 e 4.83, houve 5 propostas com taxas entre 5.70 e 5.79, que se não fossem eliminadas decuplicariam a variância calculada (de 0.001141 para 0.011574546).

<sup>5</sup>Numa pesquisa semelhante a essa para os leilões de títulos do tesouro mexicano, Umlauf (1993) reporta que a variância verificada na taxa de juros overnight é uma *proxy* para o grau de incerteza e dispersão de informação na Economia mexicana superior a outras três *proxies* consideradas, incluindo taxa de inflação semanal. (Umlauf, 1993, p.339).

semana anterior a cada leilão.<sup>6</sup> Ela tem um comportamento semelhante à da variância dentro dos leilões: com exceção dos meses de Dezembro e Janeiro, essa série tem valores altos no início do mês e baixos ao longo do mês. Esse comportamento pode facilmente ser explicado em função dos movimentos da taxa over do CDI no período, representado pela linha contínua no gráfico 2. Ao longo de Setembro, Outubro e Novembro de 1994, por exemplo, a taxa de CDI muda no primeiros dias de cada mês, e mantém-se constante a partir daí. Isso explica o comportamento da variância nos leilões: no começo do mês, não é evidente que taxa prevalecerá, mas já a partir do segundo leilão, o mercado já opera com uma taxa virtualmente fixa conhecida até o final de cada mês.

Tal constatação está sujeita a uma qualificação importante. O comportamento da taxa over do CDI explicitado no parágrafo anterior pode ser explicado não apenas por refletir uma política do Banco Central, como também pelo efeito da simples variação do número de dias úteis a cada mês. Se por hipótese a política de determinação de juros do Banco Central fosse a de simplesmente manter a taxa *efetiva mensal* do CDI constante, observar-se-iam por força da mudança do número de dias úteis em cada mês alterações na taxa over.

Esse argumento sugere que se considere como regressor a variância da taxa efetiva mensal ao longo da semana anterior ao leilão, ou seja, a variância calculada sobre a seguinte série:  $100((1+i)^n - 1)$ , onde  $i$  é a taxa efetiva diária do CDI e  $n$  é o número de dias úteis no mês corrente<sup>7</sup>. Esse regressor é chamado de VCDIEFB. O gráfico 2 apresenta a série que origina VCDIEFB, chamada de “taxa efetiva mensal”. Pode-se observar que os saltos a cada virada de mês reduzem-se, chegando em alguns casos a quase desaparecer, mas que a forma de “escada” persiste. Isso sugere que ambos os efeitos existem: o salto verificado na taxa over ao início de cada mês é explicado pela simples mudança na duração do mês, mas também por uma política ativa do Banco Central.

Introduziu-se também um terceiro regressor ligado ao mercado de CDI: a variância observada na taxa efetiva diária projetada sobre o período de maturidade do título, ou seja, a variância calculada sobre  $100((1+i)^m - 1)$ , onde  $m$  é o número de dias úteis de maturidade do próximo papel a ser leiloado. Essa série foi chamada de VCDIEFA, e a série que a origina também está apresentada no gráfico 2.

### *Volatilidade no mercado futuro de juros*

Mais uma vez, usou-se como *proxy* da volatilidade a variância da taxa observada ao longo da semana anterior ao leilão. No caso do mercado de DI futuro, calculou-se a taxa projetada para o período de vigência do título, usando-se as taxas médias negociadas. Tal projeção baseou-se numa ponderação, pelo número de dias úteis, das taxas projetadas para cada mês. Por exemplo, o título do leilão realizado em 14/3/95 tem vencimento em 19/4/95; dos 23 dias úteis de vigência desse título, 13 caem em março e 10 em abril. Se se quer calcular a taxa projetada para esse período na sexta-feira anterior ao leilão, 10/3, deve-se utilizar a seguinte fórmula:

$$1+i = (100000/PU_{mar})^{13/15} (PU_{mar}/PU_{abr})^{10/17},$$

---

<sup>6</sup>Para cálculo dessa variável, tomaram-se as taxas efetivas observadas a cada dia ao longo da semana anterior ao leilão (por exemplo, para um leilão numa terça-feira, as taxas da terça anterior à segunda) e calculou-se a variância dessas 5 observações.

<sup>7</sup> Exceto para o último dia de cada mês, quando se usa o número de dias úteis no mês seguinte.

onde  $i$  é a taxa efetiva projetada no período de vigência do título,  $PU_{mar}$  é o  $PU^8$  médio negociado em 10/3 para liquidação em 1/4 (primeiro contrato), e  $PU_{abr}$  o  $PU$  médio negociado em 10/3 para liquidação em 1/5 (segundo contrato). Vale observar que  $100000/PU_{mar}$  é a taxa efetiva projetada até o final do mês de março, e 15 o número de dias úteis restante no mês. O primeiro termo à direita é portanto a taxa efetiva relativa à parcela da vigência do título em março. Da mesma forma,  $PU_{mar}/PU_{abr}$  projeta a taxa marginal em abril; com abril tendo 17 dias úteis, tem-se que o segundo termo se refere à parcela da taxa referente a abril.

As diversas especificações e transformações possíveis para essas taxas permitiram a construção de quatro regressores, representados pelas seguintes notações:

VDIEF:  $Var(tx.\text{projetada pelo DI futuro no período de maturidade do título})$   
VCDIOV:  $Var(tx.\text{over do CDI})$   
VCDIEFA:  $Var(tx.\text{efetiva projetada pelo CDI no período de maturidade do título})$   
VCDIEFB:  $Var(tx.\text{efetiva mensal do CDI})$

Uma vez que todas as quatro séries refletem o comportamento de uma mesma variável econômica, a taxa de juros, é previsível a existência de multicolinearidade entre elas. De fato, observa-se na tabela abaixo que a correlação entre as séries associadas ao mercado de CDI (VCDIOV, VCDIEFA e VCDIEFB), conforme esperado, é bastante alta:

	VCDIOV	VCDIEFA	VCDIEFB	VDIEF
VCDIOV	1	0.972	0.956	0.675
VCDIEFA	0.972	1	0.945	0.737
VCDIEFB	0.956	0.945	1	0.786
VDIEF	0.675	0.737	0.786	1

#### *Indicadores de demanda cativa*

Um condicionante possivelmente relevante do comportamento das instituições participantes nos leilões é a chamada “demanda cativa” por títulos da dívida pública: diversos fundos e compulsórios sobre alguns passivos bancários exigem o recolhimento de encaixes em títulos federais, o que determinaria um volume mínimo a que as instituições se veriam obrigadas a obter desses papéis, seja nos leilões, seja nos mercados secundários.

O indicador de demanda cativa utilizado aqui é o valor total dos títulos custodiados no SELIC para cumprir os requisitos do Banco Central. O dado tem portanto o defeito de incluir outros papéis além dos BBCs.

Além do volume total diário de títulos recolhidos no Banco Central (variável DC), construíram-se as seguintes séries: Variância semanal (VDC), calculada de maneira análoga às variâncias semanais das taxas de juros; Variação diária no estoque (DIFDIA), ou seja, estoque no dia do leilão menos o do dia anterior; e Variação semanal (DIFSEM). A presença da última variável se justifica pela forma da série DC. Ela mantém-se estável dia a dia, alterando-se grosso modo apenas semanalmente, principalmente pelo fato dos bancos só movimentarem seus compulsórios em títulos às sextas-feiras.

<sup>8</sup> Preço unitário (ver apêndice).

#### 4. Resultados das regressões

Reportam-se nesta seção os resultados obtidos em regressões para explicar a variável VARC - Variância das propostas nos leilões de BBCs, eliminando-se as propostas fora de consenso (de acordo com julgamento do BACEN).

A base de dados constitui-se de 43 leilões de BBC com maturidades de 28 ou 35 dias, cobrindo o período de 12 de julho de 1994 a 2 de maio de 1995.

##### *Regressão nas séries originais*

Uma regressão por OLS de VARC em VCDIOV, VCDIEFA, VCDIEFB, VCDIEF conduz aos seguintes resultados:

Var. Dependente VARC - método OLS

Variável	Coefficiente	Erro Padrão	Estat. T	Signif.
1. Constante	0.005384535	0.001393226	3.86480	0.00042085
2. VCDIOV	0.020391242	0.015672508	1.30108	0.20106405
3. VCDIEFA	-0.02819306	0.022068456	-1.27753	0.20916620
4. VCDIEFB	-0.01593899	0.021307280	-0.74805	0.45903245
5. VDIEF	0.102022438	0.029327563	3.47872	0.00127973

Num. obs.: 43  $\sigma^2$ :0.0082011488  $R^2$ : 0.405113  $R^2$  ajust.:0.342493 DW:1.625815

A despeito de uma significância muito baixa de cada um dos regressores, com exceção do intercepto e de VDIEF, obtém-se um  $R^2$  relativamente alto; trata-se claramente de um caso de multicolinearidade. Além disso algumas observações apresentam valores muito mais altos que a média, tanto para os regressores quanto para o regressando. Há portanto um problema de alavancagem (*leverage*)<sup>9</sup>: essas poucas observações tendem a ter um impacto excessivo na determinação dos coeficientes de regressão. Os sinais contra-intuitivos dos coeficientes confirma a inadequação do modelo.

Para estabilizar as séries, reduzindo esse problema, resolveu-se considerar os logaritmos das séries.

##### *Regressão nos logaritmos das séries*

Usando-se os logaritmos das séries, a regressão OLS obtida agora é (onde LVARC representa o logaritmo natural de VARC, etc.):

<sup>9</sup>Para uma discussão didática do problema ver Davidson e McKinnon (1993), seção 1.6.

Var. Dependente LVARC - método OLS

Variável	Coefficiente	Erro Padrão	Estat. T	Signif.
1. Constante	-3.303601980	0.561303526	-5.88559	0.00000090
2. LVCDIOV	-0.011963458	0.126026144	-0.09493	0.92488397
3. LVCDIEFA	0.039493868	0.091881096	0.42984	0.66980751
4. LVCDIEFB	0.113799268	0.089026948	1.27826	0.20911988
5. LVDIEF	0.239730621	0.102363392	2.34196	0.02467469

Num. obs.: 42  $\sigma^2$ :0.951301219  $R^2$ :0.367151  $R^2$  ajust.:0.298734 DW:1.853406

A despeito do  $R^2$  mais baixo, essa regressão é bem mais justificável do ponto de vista teórico. Vale observar que o problema de multicolinearidade persiste: tem-se que todos os regressores associados ao mercado de CDI são não significativos. A solução óbvia é a retirada de alguns regressores.

Algumas conclusões obtidas são as seguintes:

- Todos os três regressores associados ao mercado de CDI são não significativos quando postos juntos. Qualquer um dos três torna-se significativo quando se elimina os outros dois.
- LVCDIEFB tem uma performance ligeiramente superior às de outras especificações: além de uma maior estatística-t na regressão longa apresentada acima, esse regressor é o mais significativo quando são eliminados um ou dois regressores. Isso, combinado com o fato já discutido de LVCDIOV conter presumivelmente um componente espúrio, faz com que se selecione nesse trabalho a variável LVCDIEFB como indicador mais adequado da volatilidade no mercado de CDI.
- A estimação do coeficiente do indicador usado da volatilidade no mercado de DI futuro, VDIEF, aparenta ser robusta à especificação do regressor associado ao mercado de CDI. Isso parece sugerir que esse regressor deve ser incorporado ao modelo.

A principal regressão a ser considerada nesse artigo é, portanto, a seguinte:

Regressão (\*)

Var. Dependente LVARC - método OLS

Variável	Coefficiente	Erro Padrão	Estat. T	Signif.
1. Constante	-3.319697804	0.534673134	-6.20884	0.00000027
2. LVCDIEFB	0.136922743	0.046160902	2.96621	0.00512600
3. LVDIEF	0.237727565	0.098167766	2.42165	0.02020102

Num. obs.: 42  $\sigma^2$ :0.930209223  $R^2$ :0.362194  $R^2$  ajust.:0.329486 DW:1.866368

### *Introdução de indicadores de demanda cativa*

Nenhum dos quatro indicadores de Demanda Cativa considerados revelou-se significativamente diferente de zero, nem tampouco modificou grandemente as estimativas e a significância dos coeficientes encontrados na regressão (\*). Os testes descartam portanto a hipótese de que a Demanda Cativa seja estatisticamente relevante para explicar a volatilidade das propostas nos leilões.

A última afirmativa acima merece ser qualificada. Evidentemente, sob muitos aspectos a existência (ou o incremento) de demanda cativa por um papel modifica o comportamento dos participantes no leilão. Com a demanda cativa a rentabilidade deixa de ser o único atrativo do título, e se diferentes instituições têm diferentes volumes de demanda cativa, o leilão passa a ter novos e interessantes aspectos estratégicos que merecem ser estudados. O que se afirma aqui é que o efeito que esses aspectos venham a ter na volatilidade das propostas não é nítido. E, de fato, não existe a priori um sinal claro para a relação entre demanda cativa e dispersão das propostas. Espera-se que a série de demanda cativa seja útil num modelo em que se explicita seu efeito no comportamento estratégico dos participantes do leilão, o que não é o caso no presente trabalho.

#### *Testes para autocorrelação serial*

Para testar autocorrelação serial nos resíduos, rodou-se a regressão com defasagens. Com ausência de autocorrelação, o coeficiente de LVARC defasado não deve ser significativamente diferente de zero. Essa hipótese é confirmada.

Um teste ainda mais imediato para autocorrelação serial de ordem 1 é a estatística de Durbin e Watson. Essa estatística na regressão (\*) é de 1.87 - não suficiente para caracterizar autocorrelação negativa, uma vez que o valor crítico a 5% de significância encontra-se entre 1.44 e 1.54.

Também foram calculados o autocorrelograma (gráfico 3) e testes Q de Ljung-Box para 2, 4, 6, 8 e 10 defasagens com o intuito de identificar uma possível autocorrelação de ordem superior. Mais uma vez, os testes não rejeitaram a hipótese de inexistência de autocorrelação. A inspeção visual do gráfico 3 também não parece sugerir a existência de um processo ARMA pronunciado nos resíduos da regressão (\*).

#### *Testes para heterocedasticidade*

A hipótese de homocedasticidade na regressão (\*) não é rejeitada a 5% nem pelo teste de White nem por testes de Breusch-Pagan com TCDI (a taxa over do mercado de CDI no dia de cada leilão), TREND (uma tendência) e TMC (a taxa over média no universo de propostas de cada leilão, eliminando-se aquelas fora do consenso), embora nesse último caso essa hipótese seja rejeitada a 10%. A utilização de TMC e TCDI seria justificada pela hipótese de que uma maior variância dos resíduos estaria associada a um regime de taxa de juros mais altas; TREND testaria a existência de uma tendência. Os dados não confirmam categoricamente nenhuma dessas pressuposições.

O padrão apresentado pelo quadrado dos resíduos da regressão (\*) (aqui chamado de  $e^2$ ) sugere no entanto uma outra possibilidade: a existência de um processo com heterocedasticidade condicional autorregressiva (ARCH).<sup>10</sup> Tal hipótese é confirmada pelo teste correspondente.

Apresentam-se também estimativas das funções de autocorrelação e autocorrelação parcial (PAC) de  $e^2$  (gráfico 4). Com exceção de um pico negativo na defasagem 4, a PAC cai abruptamente após a primeira defasagem, enquanto a autocorrelação se reduz gradativamente. Tal padrão confirma a hipótese de  $e^2$  obedecer um AR(1).

---

<sup>10</sup>Engle (1982).

### *Estimação sob a hipótese de um ARCH(1)*

Sob a hipótese de um ARCH(1) a variância condicional do resíduo da regressão é especificada como sendo  $\text{Var}(e_t | e_{t-1}) = a_0 + a_1(e_{t-1})^2$ . Nesse caso a estimação pode ser feita por um procedimento de maximização numérica da função de log-verossimilhança, o que conduz aos seguintes resultados:

Regressão (\*\*):

Var. Dependente LVARC - método: Máx. Verosim.

Variável	Coefficiente	Erro Padrão	Estat. T	Signif.
1. Constante	-3.102833828	0.717788695	-4.32277	0.00001541
2. LVCDIEFB	0.137337430	0.055329918	2.48215	0.01305905
3. LVDIEF	0.267220743	0.102916180	2.59649	0.00941819
4. $a_0$	0.363357712	0.218326914	1.66428	0.09605594
5. $a_1$	0.548056015	0.520665833	1.05261	0.29252157

Num. obs.: 40 Num. iterações: 22 Valor da função:-12.09430725

Cabe ressaltar dois pontos importantes. Em primeiro lugar, os coeficientes obtidos não se diferenciam significativamente da estimação OLS. Portanto, a adoção da hipótese de um comportamento ARCH dos resíduos não altera em muito a função adotada.

Além disso, o coeficiente de  $e_{t-1}^2$  ( $a_1$  na tabela acima) não é significativamente diferente de zero. Isso indica ausência de um ARCH, embora tal teste tenha pouca precisão uma vez que o estimador usado para o desvio-padrão desse coeficiente, baseado no hessiano da função de log-verossimilhança, tenha apenas justificativa assintótica.

Em conclusão, há evidência de que exista heterocedasticidade condicional autorregressiva, mas as estimativas dos coeficientes obtidas não diferem grandemente das obtidas por mínimos quadrados.

### **5. Outras características da amostra**

Além do exercício econométrico nas seções anteriores, alguns outros aspectos da amostra, embora não tenham sido ainda abordados, são relevantes e merecem atenção futura.

#### *Propostas volumosas acima da taxa de consenso*

Um ponto observado nos leilões de variância alta é o de que essa variância se dá pela presença de *poucas* propostas de volume alto a taxas altas. Por exemplo, no leilão de 1/11, entre as taxas over de 5.93% e 5.97%, há 10 propostas que totalizam um volume de 20% do total demandado, enquanto em torno do consenso, entre as taxas de 5.75% e 5.79%, existem 86 propostas.

Esse comportamento, ainda a ser testado de maneira mais extensiva, sugere que alguns poucos bancos adotem a seguinte tática: fazem propostas com volumes medianos dentro do consenso e, adicionalmente, propõem volumes muito altos para taxas consideradas bem acima do mercado.

Entre outros aspectos, esse comportamento tem o efeito de distorcer a medida de volatilidade usada nesse trabalho. O procedimento para reduzir esse viés usado aqui, a

eliminação de propostas consideradas fora do consenso, é reconhecidamente arbitrário (ver nota 4).

### *Multimodalidade*

Nos leilões de larga variância, como em 6/12, 10/1, 24/1, 7/3 e 14/3, observa-se não um alargamento do perfil típico, mas um esfacelamento: surgem duas ou mais modas. Isso sugere que houve nessas oportunidades uma perda do consenso do mercado, com grupos de instituições trabalhando com diferentes perspectivas. Nesses leilões tem-se uma excelente oportunidade para estudar os fluxos de informação presentes no mercado, e distinguir diferentes estratégias dos participantes.

### **6. O Uso do Modelo na Identificação de Tentativas de Manipulação do Mercado**

Os resultados da regressão permitem o seguinte exercício simples: Usando-se a regressão (\*), e assumindo como válida a aproximação normal da distribuição verdadeira das estimativas, pode-se construir intervalos de confiança fora dos quais valores de LVARC observados poderiam ser interpretados como excessivos.

Podem-se construir dois limites (no gráfico 5 chamados limites número 1 e 2) para valores aceitáveis para LVARC, como função de LVCDIEFB e LVDIEF. A interpretação desses limites é a seguinte: supondo-se válido o modelo da regressão (\*), há uma probabilidade de 10% (resp. 1%) do logaritmo da variância das propostas ultrapassar o limite número 1 (resp. número 2).

O gráfico 5 ilustra o método sugerido. Nele são apresentadas a série observada de variância das propostas nos leilões na amostra (igual, portanto, ao gráfico 1) e os limites estimados. Observa-se que o modelo trata diferentemente os três leilões com dispersão mais alta: a dispersão em 12/7/94 e em 14/3/95 é prevista pelo modelo, enquanto em 10/1/95, momento em que houve uma tentativa de manipulação, o gráfico indica a presença de uma dispersão anormalmente alta. Tal exercício mostra que o modelo pode ser usado para identificar tentativas de manipulação.

### **7. Conclusões**

A pesquisa pretendeu produzir uma regra simples de previsão do intervalo de confiança para as da volatilidade das propostas nos leilões de BBCs. Privilegiou-se, por um lado, uma medida de dispersão já empregada no BACEN (a variância nas propostas consideradas dentro do consenso), e por outro lado, regressores de cálculo simples sobre dados disponíveis já no dia do leilão (a variância calculada sobre a taxa efetiva mensal do CDI nos 5 dias anteriores ao leilão e a variância a taxa do DI futuro, projetada sobre o período de vigência do título).

Tal regra, apresentada na seção anterior, pode ser ilustrada pelo gráfico 5. A pura e simples inspeção do gráfico 1 não sugere nenhuma distinção entre, por exemplo, os leilões de 10 de janeiro e 14 de março de 1995; ambos parecem apresentar uma dispersão das propostas anormalmente alta. De acordo com o procedimento sugerido nesse trabalho, no entanto, tratam-se de fenômenos distintos: ao contrário do leilão de 10 de janeiro, observou-se uma grande volatilidade nas taxas de juros praticadas na semana relativa ao leilão de 14 de março. Portanto, a dispersão observada nas propostas nesse leilão era esperada. O mesmo não pode ser dito sobre o leilão de 10 de

janeiro. A dispersão nesse caso deve estar ligada a outras causas que não a incerteza quanto aos juros que prevalecerão durante a vida do título.

Nesses dois episódios, portanto, o modelo conseguiu ser bem-sucedido em isolar altas dispersões esperadas das não esperadas. Tinha ocorrido por ocasião do leilão de 14 de março um ataque especulativo contra a taxa de câmbio, e o Banco Central em resposta modificou abruptamente o nível da taxa de juros; o ambiente era portanto de grande incerteza, e era de se esperar um leilão de BBC com grande dispersão nas propostas. Por outro lado, a alta dispersão observada em 10 de janeiro não tem condicionantes externos óbvios. Isso sugere a possibilidade de tentativa de manipulação.

Tal hipótese concorda com a boatos de que houve nesse leilão uma tentativa de *short squeeze*: uma tentativa de manipulação em que um grupo de instituições entra no leilão com preços abaixo do esperado pelo resto do mercado com o objetivo de arrematar a (quase) totalidade do volume ofertado. Se bem sucedida, essa manobra pode ser muito lucrativa, uma vez que esse grupo obtém uma posição de monopólio no mercado secundário.<sup>11</sup>

Na ocasião de um *short squeeze* a dispersão das propostas se daria através de dois grandes blocos concentrados, enquanto que uma variância causada por um ambiente de incerteza macroeconômica se daria com uma dispersão mais uniforme das propostas. De fato tais comportamentos se verificam nos leilões de 10 de janeiro e 14 de março, respectivamente.

Esse exercício ilustra a superioridade de decisões baseadas em um modelo econométrico, mesmo muito simples como o apresentado aqui, *versus* a aplicação de uma regra arbitrária como a adoção de um limite fixo. O modelo conduz a conclusões semelhantes às baseadas na análise subjetiva do ocorrido nos dois leilões de maior dispersão, sem utilizar para isso quaisquer condicionantes de caráter subjetivo ou *ad hoc*.

Falta a esse estudo uma análise mais cuidadosa do que ocorre na vigência da “hipótese alternativa”: de que maneira se pode distinguir entre dispersões causadas por tentativa de manipulação e por outras causas não contempladas até agora? Uma pesquisa nesse sentido deveria modelar explicitamente os mecanismos pelos quais as instituições participantes possam tentar manipular o mercado, derivando do modelo as implicações testáveis.

Essas considerações, bem como as outras características na amostra discutidas na seção anterior, sugerem de maneira geral uma direção para pesquisa futura: a introdução mais explícita do comportamento estratégico por parte dos participantes na modelagem. Já existe na literatura métodos econométricos que incorporam as condições de um equilíbrio competitivo na estimação.<sup>12</sup> A adaptação dessas técnicas ao caso do leilão de títulos e sua aplicação na amostra serão as próximas tarefas a serem enfrentadas.

---

<sup>11</sup>O nome “*short squeeze*” decorre do fato de normalmente essa manobra estar associada a uma posição longa por parte do grupo manipulador no mercado a termo do papel em questão; com isso as demais instituições, estando curtas, são forçadas a comprar no mercado secundário aos preços determinados pelas instituições do grupo manipulador.

<sup>12</sup>Para uma resenha, ver Hendricks e Paarsch (1995).

## ***Apêndice - Descrição de um Leilão de BBC***

Toda terça-feira<sup>13</sup> o Banco Central promove um leilão de BBC (Bônus do Banco Central) com maturidade típica de 35 dias corridos.<sup>14</sup> Através do Banco Central são também realizados os leilões de todos os outros títulos federais, seus ou do Tesouro Nacional. As regras dos leilões desses outros títulos são similares às aqui descritas para os de BBC.

Na quinta ou sexta da semana anterior ao leilão é publicado um edital, em que constam as datas do leilão, de liquidação e vencimento do título, e o volume ofertado. A liquidação se dá tipicamente um dia após o leilão (na quarta, portanto).

As instituições participantes submetem propostas por escrito até as 3:00 horas da tarde no dia do leilão. São permitidas até 5 propostas por instituição. As propostas incluem o preço unitário (PU) e a quantidade desejada. O PU, para um valor de face de 1000 reais, é submetido com seis casas decimais.

As propostas são listadas em ordem decrescente de PU. Normalmente o volume demandado ultrapassa o oferecido;<sup>15</sup> nesse caso, são atendidas apenas as propostas com maior PU. Se no ponto de corte duas ou mais propostas têm o mesmo PU, o volume restante de títulos é alocado proporcionalmente ao volume demandado por cada instituição.

O Banco Central se reserva o direito de, após realizado o leilão, reduzir o volume de títulos ofertado (ou, equivalentemente, determinar um ponto de corte acima do que prevaleceria a princípio) ou mesmo de cancelar completamente o leilão.

As instituições com propostas aceitas (aquelas com PU superior ao ponto de corte) recebem a quantidade demandada pelo PU proposto. Trata-se assim de um leilão no formato conhecido na literatura como um leilão fechado de primeiro preço ou discriminatório (*first-bid sealed auction, discriminatory auction*). Trata-se do formato mais freqüente: Bartolini e Cottarelli (1994) reportam que, em 1993, de 77 países considerados, 74 utilizavam esse tipo de leilão.

Ao contrário dos E.U.A., por exemplo, o Banco Central não aceita propostas não-competitivas; ou seja, propostas que incluem apenas volume e são admitidas pelo preço médio das propostas competitivas (que incluem preço e quantidade).

Os resultados do leilão são divulgados algumas horas após sua realização. São divulgados apenas dados sucintos, como o PU mínimo (ou seja, o ponto de corte) e o PU médio das propostas vencedoras.

## ***Referências***

BARTOLINI, Leonardo & Carlo COTTARELLI (1994) *Treasury Bill Auctions: Issues and Uses*. IMF Working Paper 94/135, nov.

BREUSCH, T. S. e A. R. PAGAN (1979) "A simple test of heteroskedasticity and random coefficient variation" *Econometrica* 47, 1287-1294.

CAMMACK, Elizabeth (1991) "Evidence on bidding strategies and the information contained in Treasury bill auctions." *Journal of Political Economy* 99, 100-130.

---

<sup>13</sup>Exceto quando a terça-feira é um feriado; nesse caso o leilão é adiantado para o dia útil anterior. Na amostra, isso ocorreu em 15/11/94 (o leilão foi realizado em 14/11) e em 28/2/95 (o leilão foi realizado em 24/2).

<sup>14</sup>Os títulos emitidos até 1/11/94 tinham maturidade de 28 dias.

<sup>15</sup> Isso ocorreu em toda a amostra utilizada no artigo.

- DAVIDSON, Russell e James G. MCKINNON (1993) *Estimation and Inference in Econometrics*. New York: Oxford University Press.
- ENGLE, R. F. (1982) "Autoregressive conditional heteroskedasticity with estimates of the variance of U. K. inflation." *Econometrica* 50, 987-1008.
- GREENE, William H. (1993) *Econometric Analysis*. New York: Macmillan. Segunda edição.
- HENDRICKS, Kenneth e Harry G. PAARSCH (1995) "A survey of recent empirical work concerning auctions." *Canadian Journal of Economics* 28, n. 2, maio.
- LJUNG, G. e G. BOX (1979) "On a Measure of Lack of Fit in Time Series Models." *Biometrika* 66, 265-270.
- UMLAUF, Steven R. (1993) "An empirical study of the Mexican Treasury bill auction." *Journal of Financial Economics* 33, n. 3, 313-340, jun.
- WHITE, H. (1980) "A Heteroscedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroscedasticity." *Econometrica* 48, 817-838.