

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

*Auctions of Public Debt Securities by the Central Bank of Brazil:
A Study of the Factors of the Dispersion of Proposals for BBCs*

MÁRCIO G. P. GARCIA**
LEONARDO B. REZEND***

RESUMO: Nosso objetivo é obter um modelo econométrico simples que permita construir um intervalo de confiança para a dispersão das ofertas feitas pelas instituições financeiras nos leilões semanais de títulos de curto prazo no banco central do Brasil. Sob condições competitivas (por exemplo, nenhuma coalizão entre algumas instituições financeiras), assumimos que a dispersão das ofertas está associada à volatilidade dos preços futuros da taxa de juros diária e às taxas de juros diárias que prevaleceram nos dias anteriores ao leilão. Com base nessa premissa, nosso modelo consegue separar os dois leilões com uma volatilidade extremamente alta. Em um deles, a alta dispersão pode ser prevista usando os dados de outros mercados de taxas de juros; no outro, a dispersão ficou fora do intervalo de confiança para a dispersão prevista. Isso pode ser usado como evidência empírica de uma tentativa de entrada no mercado que realmente ocorreu naquela data.

PALAVRAS-CHAVE: Dívida pública; estrutura da dívida pública.

ABSTRACT: We aim at obtaining a simple econometric model that allows us to build a confidence interval for 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 bids' dispersion is associated with the volatility of the daily interest rate futures prices and the daily interest rates that had

* 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 Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro - PUC-Rio, Rio de Janeiro/RJ, Brasil. E-mail: mgarcia@econ.puc-rio.br.

*** Aluno de Doutorado do Departamento de Economia da Universidade de Stanford, EUA. E-mail: lrezende@econ.puc-rio.br.

prevailed during the days prior to the auction. 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.

KEYWORDS: Public debt; public debt structure.

JEL Classification: H63; E58.

1. INTRODUÇÃO

A boa gerência da dívida pública é sem dúvida um dos temas mais importantes da atual política econômica no Brasil. Dado o pesado ônus que os juros sobre a dívida pública impõem sobre o orçamento da união, é imperiosa a necessidade de se reduzir tal carga, através da redução das taxas de juros que o Tesouro Nacional e o Banco Central prometem pagar nos leilões dos seus títulos. Simultaneamente, é necessário alongar o perfil da dívida pública.

Recentemente (dezembro de 1999), diversas medidas foram tomadas para atingir tal fim, proporcionando maior previsibilidade, transparência e comunicação entre as autoridades governamentais e o mercado financeiro. O sucesso dessas medidas dependerá, em grande medida, do grau de confiança que os agentes econômicos depositarem no mercado primário de títulos públicos (os leilões da dívida pública). É fundamental que os agentes econômicos acreditem que os leilões refletem fielmente as expectativas quanto à estrutura a termo das taxas de juros, não podendo ser manipulados por pequenos grupos em benefício próprio.

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, quer 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 financeiras tenta comprar a quase totalidade do volume ofertado com o intuito de colocar-se numa posição de monopólio nos mercados secundários de títulos perante as demais instituições financeiras. Por exemplo, um dos mercados que contribui para aumentar a liquidez dos títulos públicos é o mercado a termo desses títulos. Ou seja, antes dos leilões, são negociados entre as instituições financeiras os títulos que ainda vão ser ofertados no leilão. Uma manobra possível é comprar maciçamente no mercado a termo antes do leilão, e depois comprar toda a emissão no leilão, através de ofertas com preços bem altos (taxas de juros requeridas baixas). Através de tal estratégia, os "vendidos" do mercado a termo não terão como liquidar suas posições, a não ser comprando no mercado secundário das próprias insti-

tuições que compraram os títulos nos leilões. Assim, as instituições “compradas” no mercado a termo podem impor preços muito elevados para que as instituições “vendidas” possam liquidar suas posições com elas mesmas. Naturalmente, tal estratégia não é permitida, embora identificar a sua ocorrência seja um problema não trivial para o *policy-maker*. Este artigo visa precisamente prover uma metodologia econométrica ao *policy-maker* para identificar e agir para coibir tais movimentos deletérios ao bom funcionamento do mercado de títulos da dívida pública.

Tal metodologia fundamenta-se em uma ideia simples: a de que as volatilidades dos diversos mercados de juros devem estar relacionadas, uma vez que refletem a mesma incerteza. 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 de uma regressão linear da variância das taxas propostas nos leilões nas variáveis dos demais mercados de juros, objetiva-se identificar ocasiões nas 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).¹ Nosso objetivo é o de desenvolver critérios estatísticos para a identificação de leilões com propostas excessivamente dispersas.

Este artigo organiza-se da seguinte maneira: a próxima seção discute a hipótese teórica que fundamenta a modelagem adotada neste 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 os leilões que fogem ao nível de dispersão estimado. Através desse critério o modelo é bem-sucedido em identificar o leilão em que houve uma tentativa de *corner*. A seção 7 conclui. Inclui-se ainda um apêndice que descreve um leilão de BBC típico.

¹ Tentativas de obter junto ao Banco Central do Brasil dados para períodos posteriores ao aqui estudado não foram bem-sucedidas.

2. DETERMINANTES DA DISPERSÃO DAS PROPOSTAS NOS LEILÕES: A HIPÓTESE CONSIDERADA

A principal hipótese teórica que fundamenta este 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)² 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 over³ das propostas, ponderadas pelo volume demandado.⁴ Tal série está representada no gráfico 1.⁵ 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, uma vez 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.

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

² 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).

³ “Taxa over” é uma medida de juros comum no Brasil. Corresponde a 30 vezes a taxa efetiva diária do título.

⁴ 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.

⁵ 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).

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 como *proxy* do grau de incerteza a respeito da política adotada pelo Banco Central no futuro.⁶

Gráfico 1: Variância observada nas propostas de leilão de BBC

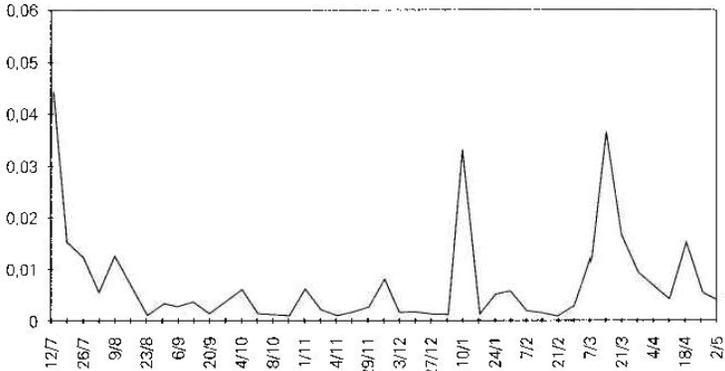
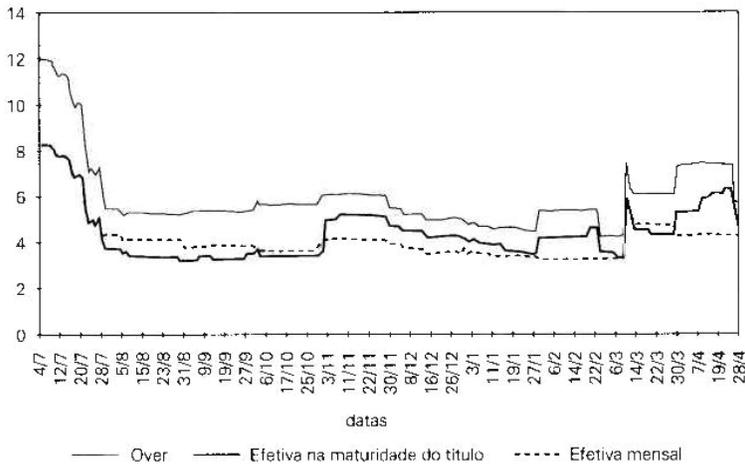


Gráfico 2: CDI – Taxas over, efetiva mensal e efetiva na maturidade do título de BBC



⁶ 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).

3. AS VARIÁVEIS CONDICIONANTES (REGRESSORES)

Volatilidade no mercado de juros

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 semana anterior a cada leilão.⁷ 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 nos 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 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 acima pode ser explicado não apenas por refletir uma política do Banco Central, mas 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 alterações na taxa over por conta da mudança do número de dias úteis em cada mês.

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.⁸ 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.

⁷ 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 cinco observações.

⁸ Exceto para o último dia de cada mês, quando se usa o número de dias úteis no mês seguinte.

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:

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

onde i é a taxa efetiva projetada no período de vigência do título, PU_{mar} é o PU^9 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 $100000/PU_{\text{mar}}$ 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, $PU_{\text{mar}}/PU_{\text{abr}}$ 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.projetoada pelo DI futuro no período de maturidade do título)

VCDIOV: Var(tx.over do CDI)

VCDIEFA: Var(tx.efetiva projetada pelo CDI no período de maturidade do título)

VCDIEFB: Var(tx.efetiva mensal do CDI)

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

⁹ Preço unitário (ver apêndice)

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 de os bancos só movimentarem seus compulsórios em títulos às sextas-feiras.

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.

Decidiu-se utilizar uma especificação em logaritmos das séries, uma vez que na regressão em níveis 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*)¹⁰, com essas poucas observações tendem a ter um impacto excessivo na determinação dos coeficientes de regressão em níveis.

A principal regressão a ser considerada neste 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	σ^2 : 0.930209223	R ² : 0.362194	R ² ajust.: 0.329486	DW: 1.866368

Diversas outras especificações incluindo outras medidas de volatilidade do mercado de CDI foram consideradas. A escolha da especificação acima se deve às seguintes conclusões:

- Em virtude da multicolinearidade, 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

¹⁰ Para uma discussão didática do problema ver Davidson e McKinnon (1993), seção 1.6.

acima, esse regressar 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 em relação à especificação do regressor associado ao mercado de CDI. Isso parece sugerir que esse regressar deve ser incorporado ao modelo .

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 LjungBox 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).¹¹ 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 o primeira defasagem, enquanto a autocorrelação se reduz gradativamente. Tal padrão confirma a hipótese de e^2 obedecer um AR(1).

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. Verossim .

Variável	Coefficiente	ro Padrão	Estat. T	Signif .
1. Constante	-3.102833828	0.717788695	-4.32277	0.00001541
2. LVCDIEFB	0.137337430	0.055329918	2.482 15	0.01305905
3. LVDIEF	0.26722 0743	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	

¹¹ Engle (1982).

Gráfico 3 : Autocorrelograma de e

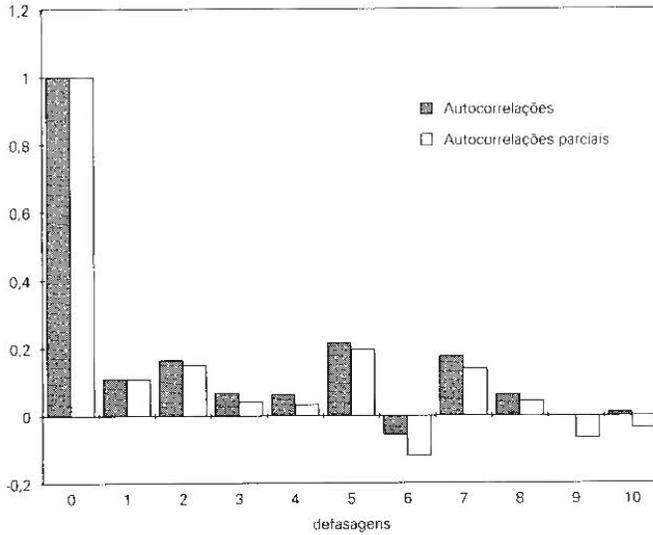
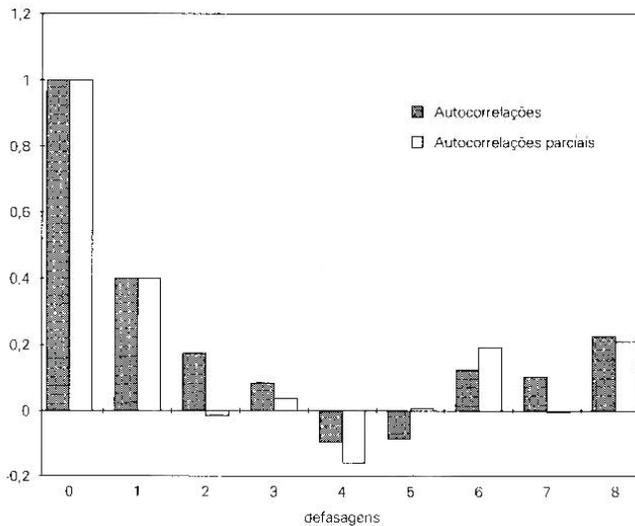


Gráfico 4: Autocorrelograma de e²



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.

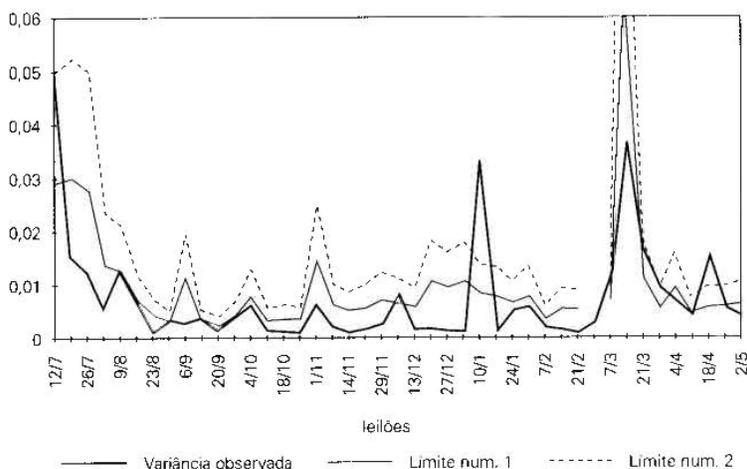
Esse comportamento, ainda a ser testado de maneira mais extensiva, sugere que alguns poucos bancos adotem a seguinte tática: fazem propostas com volumes medianos dentro do consenso e, adicionalmente, propõem volumes muito altos para taxas consideradas bem acima do mercado.

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 5).

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.

Gráfico 5: Variância nas propostas de leilões de BBC: valores observados e limites estimados



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

Este artigo gerou uma regra simples de construção 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 calculada sobre 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 neste 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.¹²

Na ocasião de um *short squeeze*, a dispersão das propostas se daria através de dois grandes blocos concentrados, enquanto 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.

A investigação da distribuição das propostas em cada leilão confirma essa suspeita. Foram incluídos gráficos da distribuição de propostas em três leilões: um

¹² 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.

leilão típico, 22 de novembro (gráfico 6), e os dois leilões com alta dispersão, 10 de janeiro (gráfico 8) e 14 de março (gráfico 7).

Alem da baixa dispersão, pode-se observar no gráfico 6 que num leilão típico as propostas se distribuem em torno de uma taxa de juros consensual de mercado (no caso de 22 de novembro, uma taxa over de 5.70%). Há também uma assimetria, uma consequência do comportamento estratégico dos compradores num leilão de preço discriminatório (Rezende, 1997). Tais características são encontradas em quase todos os leilões na amostra estudada.

Dois notáveis exceções são os leilões de alta dispersão. Em 14 de março, a distribuição de propostas não se concentra em nenhuma taxa específica; essa distribuição confirma a impressão de que não havia consenso no mercado quanto à taxa de juros que vigoraria no futuro.

Já a dispersão em 10 de janeiro tem uma aparência muito distinta. A distribuição observada apresenta uma série de propostas em torno do que seria o consenso, em torno de 4,45%, exceto por um grande volume de propostas que se deslocaram do meio dessa distribuição para taxas muito mais agressivas, de até 3,99%. Tal distribuição confirma a suspeita de que houve, de fato, uma tentativa de *short squeeze* no mercado.

Gráfico 6: Leilão 22/11

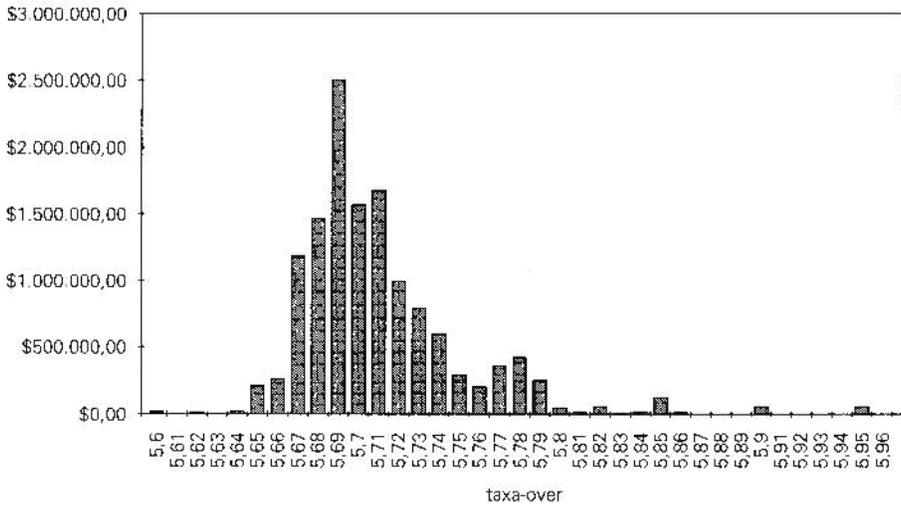


Gráfico 7: Leilão 14/3

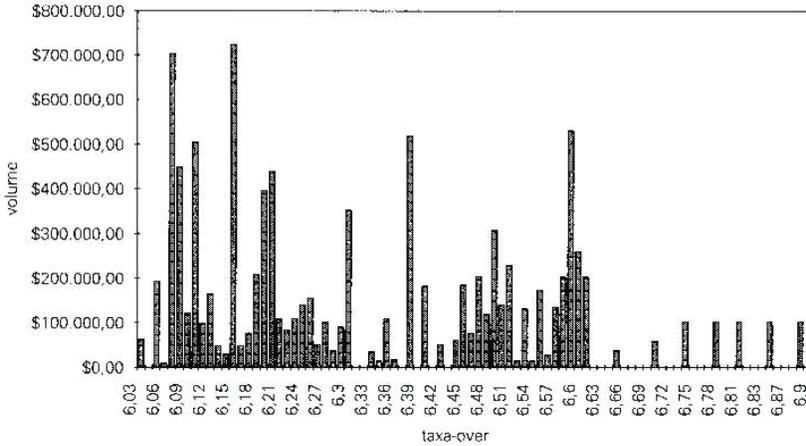
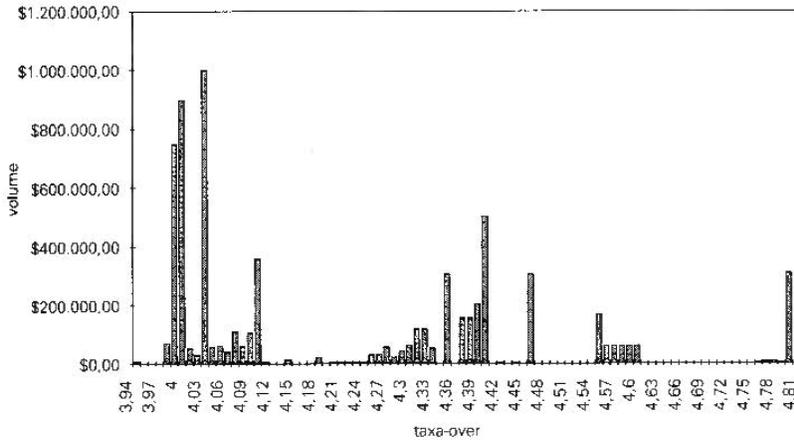


Gráfico 8: Leilão 10/1



Esse exercício ilustra a superioridade de decisões baseadas em um modelo econométrico, mesmo muito simples como o apresentado aqui, diante da 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 este 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.¹³ A adaptação dessas técnicas ao caso do leilão de títulos e sua aplicação na amostra serão as próximas tarefas a serem enfrentadas.

APÊNDICE – DESCRIÇÃO DE UM LEILÃO DE BBC

Toda terça-feira¹⁴ o Banco Central promove um leilão de BBC (Bônus do Banco Central) com maturidade típica de 35 dias corridos.¹⁵ 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 cinco propostas por instituição. As propostas incluem o preço unitário (PU) e a quantidade desejada. O PU, para um valor de face de R\$ 1.000,00, é submetido com seis casas decimais.

As propostas são listadas em ordem decrescente de PU. Normalmente, o volume demandado ultrapassa o oferecido;¹⁶ 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

¹³ Para uma resenha, ver Hendricks e Paarsch (1995).

¹⁴ 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).

¹⁵ Os títulos emitidos até 1/11/94 tinham maturidade de 28 dias.

¹⁶ Isso ocorreu em toda a amostra utilizada no artigo.

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 BIBLIOGRÁFICAS

- 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, p. 1287-1294.
- CAMMACK, Elizabeth (1991) "Evidence on bidding strategies and the information contained in Treasury bill auctions." *Journal of Political Economy* 99, p. 100-130.
- DAVIDSON, Russell e James G. MCKINNON (1993) *Estimation and Inference in Econometrics*. Nova York: Oxford University Press.
- ENGLE, R. F. (1982) "Autoregressive conditional heteroskedasticity with estimates of the variance of U.K. inflation." *Econometrica* 50, p. 987-1008.
- GREENE, William H. (1993) *Econometric analysis*. Nova York: Macmillan, 2nd ed.
- HENDRICKS, Kenneth e Harry G. PAARSCH (1995) "A survey of recent empirical work concerning auctions." *Canadian Journal of Economics* 28, n° 2, mai.
- LJUNG, G. e G. Box (1979) "On a measure of lack of fit in time series models." *Biometrika* 66, p. 265 - 270.
- REZENDE, L. (1997) *Três Artigos sobre Leilões de Títulos*, Dissertação de Mestrado, PUC-Rio.
- UMLAUF, Steven R. (1993) "An empirical study of the Mexican Treasury bill auction." *Journal of Financial Economics* 33, n° 3, p. 313-340, jun.
- WHITE, H. (1980) "A heteroscedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroscedasticity." *Econometrica* 48, p. 817-838.

