

Volatilidade e Causalidade: Evidências para o Mercado à Vista e Futuro de Índice de Ações no Brasil*

Ana Beatriz C. Galvão**

Marcelo S. Portugal***

Eduardo P. Ribeiro****

Sumário: 1. Introdução; 2. A relação entre o mercado futuro e o mercado à vista e a volatilidade; 3. Modelos GARCH e testes de causalidade; 4. A entrada de capital estrangeiro nas bolsas e modelos GARCH univariados; 5. Resultados dos testes de causalidade; 6. Conclusão.

Palavras-chave: modelos GARCH; volatilidade; causalidade.

Códigos JEL: G10 e E37.

O objetivo deste artigo é verificar a relação entre o mercado futuro e o mercado à vista no Brasil, de forma a observar o comportamento da volatilidade nesses mercados e inferir relações de causalidade. A análise utiliza o mercado de ações, em um período bastante instável, incluindo a ocorrência de choques externos e um grande aumento na entrada de capital para investimento em bolsa. A hipótese de causalidade entre os mercados futuro e à vista é testada utilizando-se os correlogramas cruzados das volatilidades e um modelo GARCH bivariado. Os resultados nos permitem afirmar que o mercado à vista lidera a transmissão de informações no mercado, o que implica que o mercado futuro não causa aumento de volatilidade no mercado à vista.

The objective of this paper is to evaluate the evidence of causality between the future and spot markets of stocks in Brazil, verifying if the former has unstabilized the latter, thus increasing its volatility. We analyse a period that includes external shocks and changes in the exchange rate policy. Causality from future to spot markets is tested using both the volatilities cross-correlogram and a bivariate

* *Artigo recebido em ago. 1997 e aprovado em ago. 1999. Os autores agradecem a Luís Hotta (XIX Encontro Brasileiro de Econometria), a Gianna Boero, ao editor da revista e a dois pareceristas, por comentários construtivos que melhoraram significativamente o artigo. Quaisquer erros remanescentes são de responsabilidade dos autores. Em particular, agradecem a um dos pareceristas, pela indicação do artigo de Cheung e Ng (1996), e ao editor, pela sugestão de utilização do software RATS 4.0. Joaquim Dias Castro e Gregório Silva Caetano (Pibic-UFRGS) prestaram apoio a esta pesquisa.*

** *Doutoranda em economia na Universidade de Warwick e bolsista da Capes.*

*** *Professor do Programa de Pós-Graduação em Economia da UFRGS e pesquisador do CNPq.*

**** *Professor do Programa de Pós-Graduação em Economia da UFRGS e pesquisador do CNPq.*

GARCH model. The results allow us to state that the spot market leads the information transmission of the market. Thus the future market does not cause increase of volatility in the spot market.

1. Introdução

O mercado de derivativos melhora a repartição de risco entre os agentes, aumentando assim o bem-estar na economia.¹ Além disso, esses mercados, principalmente o futuro, são importantes para reduzir o grau de incerteza sobre preços no mercado financeiro, uma vez que representam uma expectativa de preço futuro de determinados ativos. No entanto, o mercado de derivativos tem sido “culpado” por oscilações muito bruscas de preços no mercado de ações, de câmbio e de títulos, o que aumentaria o risco do sistema financeiro como um todo. Este argumento foi levantado para explicar o *crash* da Bolsa de Nova York, em 1987, para a falência do Barings Bank, em 1995, e do LTCM, em 1998. Neste sentido, argumenta-se a favor de maior regulamentação desses mercados. Porém, esses argumentos contradizem, em parte, a posição dos derivativos como instrumento que possibilita melhorar a repartição de risco e aumentar o bem-estar econômico.

Tendo em vista este dilema, um grande número de artigos utilizou diversos modelos econométricos para verificar se o mercado futuro realmente desestabiliza o mercado à vista, no sentido de aumentar a volatilidade nesse mercado e, conseqüentemente, o risco. Essa literatura está relacionada com modelos que tentam caracterizar a transmissão de informações entre mercados. A segunda parte deste artigo apresenta a revisão dessa literatura.

Com relação ao Brasil, o mercado de derivativos tem crescido muito nos últimos anos, principalmente em decorrência da estabilidade econômica e do grande influxo de capital estrangeiro no mercado financeiro. A Bolsa de Mercadorias e de Futuros (BM&F), onde são negociados predominantemente contratos futuros de taxas de juros, de índice de ações e de taxa de câmbio, além de contratos referenciados em *commodities* agrícolas, ouro, títulos da

¹ Ver Allen & Gale (1994) e Duffie & Jackson (1989). Uma visão alternativa sugere que tais mercados aumentam a volatilidade dos mercados à vista devido à alavancagem da carteira, como sugere um dos pareceristas. Ver, a esse respeito, <http://www.contingencyanalysis.com/frame/framelev.htm>.

dívida externa e *swaps*, já é a quarta maior bolsa de derivativos do mundo.² Desta forma, o mercado de futuro no Brasil tem se tornado importante para a realização de *hedge* por empresas e bancos, principalmente com relação a oscilações na taxa de juros do mercado interbancário (DI) e na taxa de câmbio (dólar comercial), além das variações na Bolsa de Valores de São Paulo (Ibovespa).³

Neste artigo, procuramos verificar como ocorre a transmissão de informações entre os mercados à vista e futuro no Brasil e se o último tem desestabilizado o primeiro, no sentido de aumentar sua volatilidade. Para tanto, são utilizados testes para causalidade em variância aplicando os métodos de Cheung e Ng (1996) e Comte e Lieberman (1997) apresentados na seção três. O papel do mercado futuro, seja como instrumento para melhorar a repartição de risco, seja como instabilizador do mercado à vista, fica mais importante em momentos de crise no mercado, nos quais os movimentos especulativos são mais fortes e a volatilidade tende a aumentar. Desta forma, utilizando o instrumental desenvolvido na terceira seção, apresentamos, na quarta, uma análise empírica da relação entre a volatilidade nos mercados futuro e à vista do índice de ações para um período em que choques exógenos afetaram este mercado. Os resultados indicam que a transmissão de informação, configurando aumento de volatilidade, é liderada pelo mercado à vista.

2. A Relação entre o Mercado Futuro e o Mercado à Vista e a Volatilidade

Os primeiros trabalhos que tinham como objetivo verificar se a introdução do mercado futuro de índice de ações provoca modificações na volatilidade do mercado à vista foram realizados após a quebra da Bolsa de Nova York em 1987, utilizando uma análise de *cross-section* para estabelecer a equação explicativa para o desvio-padrão dos preços (Harris, 1989; Bessembinder & Seguin, 1992; Brown-Hruska & Kuserk, 1995). Os resultados demonstraram

² As maiores bolsas de derivativos no mundo, em volume, são: Chicago Mercantile Exchange (CME), Chicago Board of Trade (CBT) e London International Financial Futures Exchange (Liffe). Em 1996, o volume negociado na BM&F foi de US\$4,6 trilhões. Note-se que, apesar do elevado volume negociado, os desembolsos dos investidores desse mercado correspondem a apenas uma pequena parte deste valor, algo como 2 a 3% do total negociado.

³ O volume crescente de recursos externos direcionados para a bolsa de valores, em busca de ações de empresas dos setores elétricos e de telecomunicações, vem aumentando a instabilidade do Ibovespa, que é altamente concentrado nestas ações.

modificações no padrão de volatilidade após a introdução do mercado futuro, mas isso foi creditado ao fato de o mercado futuro ter melhorado a liquidez e a eficiência do mercado, e não a um possível caráter inerentemente instável do novo mercado. Além disso, foi utilizada a definição de *bid-ask spread* (diferença de preço entre os compradores e os vendedores no mercado à vista) para verificar se esse valor se modifica com a entrada do mercado futuro (Jegadeesh & Subrahmanyam, 1993; Choi & Subrahmanyam, 1994). Os resultados desse tipo de análise não foram conclusivos. Na mesma linha, Darrat e Rahman (1995) estabeleceram um modelo dinâmico para estimar a volatilidade do mercado à vista em função de vários fatores, incluindo a volatilidade do mercado futuro. Verificou-se que a volatilidade do mercado de ações depende mais de modificações em variáveis macroeconômicas importantes, como a taxa de juros, do que da volatilidade do mercado futuro.

Ainda em relação ao mercado de ações, os trabalhos de Antoniou e Garret (1993) e de Antoniou e Holmes (1995) buscaram ser conclusivos a respeito da influência do mercado futuro no mercado à vista, utilizando modelos GARCH e análise de co-integração. Os resultados mostraram que existe uma mudança no padrão de volatilidade com a entrada do mercado futuro. No entanto, os autores acreditam que isto estaria relacionado à melhoria de informação no mercado, uma vez que os menores custos de transação associados ao mercado futuro permitem que novas informações sejam absorvidas mais rapidamente. Desta forma, o mercado futuro pode estar servindo como fonte de informação direta para o mercado à vista.

Os resultados apresentados nesta breve revisão de literatura não nos permitem afirmar que o mercado futuro instabiliza o mercado à vista. Mas isso não implica que não exista qualquer ligação entre estes mercados, uma vez que o mercado futuro melhora a eficiência do mercado à vista, principalmente no que diz respeito ao mercado de moedas. Os trabalhos apresentados foram realizados, em grande parte, para os mercados norte-americano e inglês, justificando-se uma análise para o mercado brasileiro.

3. Modelos GARCH e Testes de Causalidade

Os trabalhos mais recentes que estudam o comportamento de séries de preços financeiros utilizam, em grande parte, algum modelo da família GARCH, por ser esta uma forma simples e eficaz de modelar a volatilidade de preços, isto é, a incerteza sobre a média desses preços.

O artigo seminal para essa classe de modelos foi publicado por Engle (1982). Bollerslev (1986) fez uma generalização do procedimento adotado e, a partir de então, centenas de artigos foram publicados utilizando este tipo de modelo com os mais diversos objetivos, tais como examinar a volatilidade, estabelecer *hedge* e CAPM dinâmicos e prever séries financeiras. Alguns artigos acrescentaram novas formas de estimação e novas estruturas aos modelos GARCH tradicionais. Desta forma, uma coleção de modelos foi surgindo, incorporando novas características para melhor ajustamento de séries econômico-financeiras.⁴

Um modelo GARCH representa uma série de tempo cuja variância não-condicional é constante, enquanto sua variância condicional às informações disponíveis no período anterior apresenta um comportamento auto-regressivo. Um processo GARCH (p, q) pode ser representado da forma

$$\begin{aligned} \varepsilon_t / \Psi_{t-1} &\sim N(0, h_t) \\ h_t &= \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_i h_{t-i} = \alpha_0 + A(L)\varepsilon_t^2 + B(L)h_t \quad (1) \\ \varepsilon_t &= y_t - x_t \beta, \end{aligned}$$

onde:

Ψ_t é o conjunto de informações disponíveis no período $t - 1$;

a média de y_t é dada por $x_t \beta$;

x_t é um vetor de variáveis explicativas, incluindo variáveis endógenas defasadas e variáveis exógenas;

β é um vetor de parâmetros desconhecidos;

h_t é a variância prevista até o período $t - 1$.

Este modelo foi introduzido por Bollerslev (1986), generalizando a idéia de Engle (1982), que restringia o modelo acima com $p = 0$, denominando-o ARCH (q) . Supondo que a média da variável endógena seja o retorno esperado de um determinado preço, é natural supor que o desvio-padrão em torno dessa média seja a volatilidade. A condição suficiente para que a variância condicional seja

⁴ Para uma resenha sobre a família ARCH, ver Bollerslev et alii (1994, 1992) e também Engle (1995).

sempre positiva é que os parâmetros do modelo sejam positivos, enquanto a condição suficiente para estacionariedade é que $A(1) + B(1) < 1$.⁵

Grande parte das séries financeiras têm sido bem descritas por um modelo GARCH (1,1), GARCH (2,1) ou GARCH (1,2), como mostram Bollerslev et alii (1992), indicando que uma quantidade bastante parcimoniosa de parâmetros pode descrever o comportamento de diferentes séries financeiras.

Para estimar modelos GARCH (p, q), a função de verossimilhança estabelecida por Bollerslev (1986) é:

$$L(\Theta) = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \left(-\frac{1}{2} \log h_t - \frac{1}{2} \varepsilon_t^2 / h_t \right) \quad (2)$$

que permite a determinação dos parâmetros através de um processo de otimização numérica.⁶

A presença de comportamentos de *clustering*⁷ em séries financeiras é a principal evidência de comportamento ARCH. No entanto, a justificativa econômica para este fenômeno é geralmente encontrada em mudanças na forma em que as informações chegam ao mercado. Isso é ocasionado muitas vezes por alterações em variáveis macroeconômicas importantes, como modificações nas taxas de juros. Por outro lado, em termos microeconômicos, isso pode estar sendo causado por aumento no volume negociado dos contratos, que tendem a aumentar a liquidez e provocar variações maiores nas taxas de retorno, como é argumentado em Bollerslev et alii (1992).

Na análise de mais de uma série financeira, modelos GARCH multivariados foram propostos na literatura, de forma a obter claros ganhos de eficiência nas estimativas e estudar a covariância entre as séries. Seguindo Bollerslev et alii (1994), considere-se agora $\{\varepsilon_t\}$ como um vetor estocástico $N \times 1$ com $E_{t-1}(\varepsilon_t) = 0$, mas com matriz de covariância condicional $E_{t-1}(\varepsilon_t \varepsilon_t') = H_t$ que depende da informação passada. Neste artigo consideramos o modelo *vector* ARCH representado por:

$$vech(H_t) = W + A(L)vech(\varepsilon_{t-1} \varepsilon_{t-1}') + B(L)vech(H_{t-1}) \quad (3)$$

⁵ Agradecemos a um dos pareceristas por esclarecimentos quanto às condições suficientes.

⁶ Neste artigo aplicaremos o método BHHH de otimização numérica da verossimilhança utilizando o pacote EViews 3.0 para os modelos univariados e RATS 4.0 para os modelos multivariados.

⁷ A tradução literal é agrupamento ou aglomeração. Corresponde a períodos de uma série em que vários altos (ou baixos) retornos são verificados em um curto espaço de tempo.

onde:

W é um vetor $[N(N + 1)/2] \times 1$;

$A(L)$ e $B(L)$ são q e p matrizes de polinômios de operadores de defasagens de dimensão $[N(N + 1)/2] \times [N(N + 1)/2]$;

$vech(\cdot)$ é o operador que coloca os elementos de uma matriz em um vetor.

Para garantir que a matriz de covariância X_t seja positiva-definida com probabilidade 1 (*almost surely*) para todo t , Bollerslev et alii (1994) indicam que os coeficientes de W têm de ser positivos e os das matrizes $A(L)$ e $B(L)$ não-negativos, em paralelo com modelos univariados. O modelo acima pode ser estimado por máxima verossimilhança sob a hipótese de erros gaussianos multivariados:

$$L(\Theta) = -0,5 \left[TN \log(2\pi) + \sum_{t=1}^T (\log |\Omega_t| + \varepsilon_t' \Omega_t^{-1} \varepsilon_t) \right] \quad (4)$$

Infelizmente, esta especificação é extremamente pesada devido ao grande número de parâmetros a serem estimados. Um modelo GARCH (1,1) bivariado, por exemplo, possui 21 parâmetros para serem estimados. Enquanto Bollerslev et alii (1994) sugerem que o estimador de máxima verossimilhança acima possui as mesmas propriedades que o estimador para o caso univariado, Cheung e Ng (1996:36), citando Engle e Kroner (1995), são mais cautelosos, afirmando que os resultados assintóticos obtidos até agora são relativamente tênues. Recentemente, Jeantheau (1998) provou a consistência dos estimadores de quasimáxima verossimilhança para modelos GARCH multivariados; no entanto, a prova das características assintóticas desses estimadores ainda permanece como uma lacuna na literatura.

Engle e Kroner (1995) apresentam uma alternativa parcimoniosa, que, ao mesmo tempo, garante que as matrizes de coeficientes sejam positivas-definidas, levando a valores previstos de volatilidade positivos. Lembrando que, por exemplo, $W = C^{*'} C^*$, onde C^* é uma matriz positiva definida, podemos reescrever o modelo (3) como:

$$H_t = C^{*'} C_0^* + A_{11}^{*'} \varepsilon_{t-1} \varepsilon_{t-1}' A_{11}^* + B_{11}^{*'} H_{t-1} B_{11}^* \quad (5)$$

onde C_0^* , A_{11}^* e B_{11}^* são matrizes de tamanho $N \times N$ e C_0^* é uma matriz triangular.

No caso de um modelo bivariado, as matrizes podem ser escritas como:

$$C^* = \begin{bmatrix} c_{11}^* & 0 \\ c_{21}^* & c_{22}^* \end{bmatrix}; \quad A^* = \begin{bmatrix} a_{11}^* & a_{12}^* \\ a_{21}^* & a_{22}^* \end{bmatrix}; \quad B^* = \begin{bmatrix} b_{11}^* & b_{12}^* \\ b_{21}^* & b_{22}^* \end{bmatrix}$$

Note-se que o número de parâmetros livres em cada matriz de coeficientes é apenas quatro, representando os nove parâmetros do modelo (3). Engle e Kroner (1995) mostram como é possível obter os parâmetros da equação (3) usando as matrizes C^* , A^* e B^* .

Para verificar a hipótese de que a volatilidade do mercado futuro não causa volatilidade no mercado à vista, dois testes, baseados em métodos diferentes, serão empregados. Ambos são baseados no conceito de causalidade de Wiener-Granger. Este conceito propõe (para variáveis estacionárias) que a variável 1 causa a variável 2 se os valores passados de 1 melhoram as previsões de 2. Assim, se 1 causa 2, então a presença de 1 no conjunto de variáveis que explicam (grosso modo, o conjunto informação) 2 permite uma previsão melhor do valor de 2 do que se esta variável não fizesse parte do modelo.

Especificamente para o caso de causalidade na variância, seguindo o método de Comte e Lieberman (1997), foi demonstrado que existem inter-relações entre causalidade na média e causalidade na variância. Se a variável 2 causa a variável 1 na média, então, necessariamente haverá causalidade na variância da variável 2 sobre a variável 1. Todavia, o oposto não é necessariamente verdade. Isto é, se 2 não causa 1 na média, mesmo assim é possível que 2 cause (preceda) a variância de 1. Assim, o primeiro passo para testar não-causalidade, no caso do método de Comte e Lieberman (1997), é testar causalidade na média.

A causalidade na média pode ser testada usando um sistema de equações diferenciais estocásticas entre duas variáveis y_t e x_t , representado por:

$$\begin{bmatrix} \pi_{11}(L) & \pi_{12}(L) \\ \pi_{21}(L) & \pi_{22}(L) \end{bmatrix} \begin{pmatrix} y_t \\ x_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \varepsilon_t \\ \eta_t \end{pmatrix} \quad (6)$$

onde $\pi_{mn}(L)$ é uma matriz de parâmetros com polinômios do operador de defasagens L , e ε_t e η_t são erros independentes e identicamente distribuídos (Harvey, 1990). Se os coeficientes das variáveis independentes defasadas nas duas equações forem testados conjuntamente (através de um teste de Wald, por exemplo) e for encontrado que $\pi_{12}(L) = 0$ e que $\pi_{21}(L) \neq 0$, então é possível dizer que x não causa y mas y causa x .

O segundo passo, conforme proposto por Comte e Lieberman, é o teste de não-causalidade na variância, realizado impondo restrições em um modelo GARCH bivariado.⁸ Os autores demonstram que, usando a formulação BEKK (equação 5), o teste de não-causalidade da variável 2 para variável 1 implica $H_0 : a_{21}^* = b^*21 = 0$. A limitação desse método é o desconhecimento das propriedades assintóticas de modelos GARCH multivariados, o que enfraquece a relevância de testes de hipóteses baseados nesse modelo.

Cheung e Ng (1996) apresentam outro método para testar causalidade na variância. O método também se configura em dois passos. No primeiro, modelos GARCH univariados, como o apresentado na equação (1), são estimados para cada variável. O próximo passo consiste em testar a significância das funções de correlação cruzadas entre o quadrado dos resíduos padronizados das equações estimadas no primeiro passo. Desta forma, a hipótese de causalidade entre a variância da variável 1 sobre a variável 2 é equivalente ao teste da significância de $r_{uv}(k)$, onde

$$\begin{aligned} r_{uv}(k) &= c_{uv}(k)(c_{uu}(0)c_{vv}(0))^{-1/2}, \\ c_{uv}(k) &= T^{-1}\Sigma(U_t - \bar{U})(V_{t-k} - \bar{V}), \quad k = \dots, -2, -1, 0, 1, 2, \dots \end{aligned} \quad (8)$$

e $U_t = \varepsilon_{2t}^2/h_t$ e $V_t = \varepsilon_{1t}^2/h_t$ são os erros padronizados ao quadrado do vetor $\{\varepsilon_t\}$ de cada GARCH univariado. Cheung e Ng (1996) demonstram que $\Lambda(T, k) = T^{1/2}r_{uv}(k)$ segue uma distribuição $AN(0, 1)$ sob a hipótese nula, válida quando os parâmetros e variáveis são substituídos pelos valores empíricos baseados em estimativas consistentes. O teste de causalidade em variância é empregado na soma dos quadrados de $\Lambda(T, k)$, tendo uma distribuição $\chi^2_{|K|+1}$. Para esse teste ser efetivo, é necessário que os resíduos padronizados não sejam autocorrelacionados. Os resultados para o tamanho empírico, o poder e robustez desse teste, como discutido por Cheung e Ng (1996), são bastante acurados.

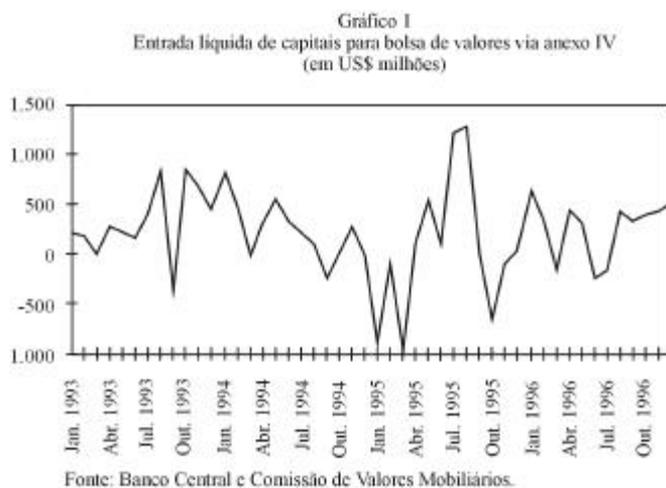
Cheung e Ng (1996) aplicaram com sucesso esse teste para estudar a transmissão de volatilidade entre o mercado de ações americano e o japonês.

⁸ Um dos pareceristas deste artigo chamou a atenção para o fato de que $\sigma_t^2 = E[\varepsilon_t^2/\Omega_{t-1}]$ é não-estocástico. Desta forma, não faria sentido tentar testar causalidade entre as variâncias dos mercados futuro e à vista. Contudo, como nos foi apontado pelo editor desta revista, isso não é verdade quando consideramos outros conjuntos de informação. Sejam $\sigma_{s,t}^2$ e $\sigma_{f,t}^2$ as variâncias dos retornos à vista e futuro condicionadas nos conjuntos de informação $\Omega_{s,t-1}$ e $\Omega_{f,t-1}$, respectivamente. Note-se, todavia, que o relevante para os testes de causalidade feitos neste artigo é que $\sigma_{f,t}^2$ é estocástica com relação a $\Omega_{s,t-1}$.

Além dos resíduos padronizados ao quadrado, foram utilizados os resíduos padronizados, os quais fornecem informação de relações causais da média das equações. Além disso, Lim et alii (1998) aplicaram esse mesmo teste para a relação entre os mercados de eurodólar americano e asiático.

4. A Entrada de Capital Estrangeiro nas Bolsas e Modelos GARCH Univariados

A partir de 1993, tem aumentado significativamente o volume de entrada de capital estrangeiro para investimentos em bolsa de valores. Isso pode ser verificado pelo gráfico 1, que apresenta a entrada de capitais via anexo IV, que é o expediente mais comumente utilizado para investidores estrangeiros ingressarem nas bolsas de valores.⁹



As entradas são crescentes e superiores às saídas entre janeiro de 1993 e março de 1994, quando a reversão de expectativas quanto aos resultados do Plano Real diminuiu o ritmo das entradas e saídas. Contudo, resultados crescentes positivos são obtidos de julho a novembro de 1994. De dezembro de 1994 a abril de 1995, ocorre uma reversão de tendência, com uma saída maciça de capitais, implicando um resultado líquido negativo de quase US\$2 bilhões. No período seguinte, de abril a setembro de 1995, uma crescente entrada de

⁹ O anexo IV corresponde também ao fluxo de capitais para fundos de privatização, debêntures e derivativos. No entanto, os dados brutos nos informaram a composição estimada de valores para investimento em ações e utilizamos esta proporção para estabelecer o fluxo de capitais destinado especificamente para bolsas.

capital é registrada, atingindo um valor mensal de US\$3 bilhões em agosto de 1995. Em 1996, o fluxo se mantém estável, com entradas e saídas em torno de US\$1,2 bilhão.

Como é de nosso interesse verificar o papel do mercado futuro em momentos de crise, escolhemos para análise o período de julho de 1994 a agosto de 1995, por incluir a entrada líquida de julho a novembro de 1994 e a saída líquida de dezembro de 1994 a março de 1995, além do período de novas entradas que se estende até agosto de 1995. Desta forma, poderemos verificar como a reversão no fluxo de capitais estrangeiros afeta o comportamento dos mercados futuro e à vista de índice Bovespa. Neste período os capitais estrangeiros representaram cerca de 40% do volume negociado na Bolsa de Valores de São Paulo, impulsionados principalmente pelas ações de empresas estatais candidatas ao processo de privatização.¹⁰

Tabela 1
Características das séries de retorno do mercado futuro e à vista do
Ibovespa de 4-7-1994 a 31-8-1995

	<i>Spobov</i>	<i>Futbov</i>
Média	0,127528	0,142914
Variância	13,7993	17,8132
Assimetria	1,132755	0,903490
Excesso de curtose	7,630790	5,650596
Mínimo	-10,496702	-12,658439
Máximo	25,624357	27,038381
Índice de cauda (0,10/0,90)	0,8701/1,9796	1,0483/0,9779
Índice de cauda (0,05/0,95)	0,9335/0,9196	0,9883/0,9779
Teste de normalidade χ^2	113,87 [0,0000]*	90,762 [0,0000]*
Teste Dickey-Fuller aumentado	-15,735*	-16,299*
Teste Phillips-Perron	-16,334*	-15,695*

Obs.: *spobov* corresponde ao retorno diário do Ibovespa, e *futbov*, ao retorno diário para o contrato futuro correspondente. N=289.

*Testes significativos a 1%.

Para a série do mercado à vista utilizamos dados diários do índice Bovespa fornecidos pela Bolsa de Valores de São Paulo, sem nenhuma correção pelo

¹⁰ O Ibovespa incorpora ações de 44 empresas, definidas de acordo com o valor de mercado, as quais representam 70% do valor total das empresas com ações na Bolsa de Valores de São Paulo. No entanto, as ações das empresas estatais, essencialmente Telebrás, Eletrobrás e Petrobras, correspondem a mais de 60% do volume negociado diário, influenciando fortemente as oscilações do índice.

dólar ou por índice de preços. Para o mercado futuro, utilizamos a série de valores de ajustes diários para contratos referenciados em índice Bovespa da BMF, sendo computados os contratos com o vencimento mais próximo (todos os meses pares na quarta-feira mais próxima do dia 15). Acrescentaremos uma variável *dummy* para a média (D3), que será igual a 1 nas datas em que se verifica mudança do vencimento do contrato mais negociado.

As séries de dados de retorno do mercado à vista (*spobov*) e do mercado futuro (*futbov*) são apresentadas no gráfico 2, e suas estatísticas descritivas na tabela 1. Podemos verificar que as médias das duas séries são muito semelhantes, representando um retorno médio próximo de 0%. No entanto, a variância da série de retornos dos preços futuros é ligeiramente maior, apesar de os coeficientes de assimetria e curtose mostrarem que é a série de retornos do mercado à vista que apresenta características menos padronizadas. As duas séries são $I(0)$, pelos testes de Dickey-Fuller e Phillips e Perron, e não têm distribuição normal. Por outro lado, os índices de cauda das variáveis são bem próximos de 1, à exceção do índice de cauda 0,90 da variável *spobov*, o que sugere que alguns valores bem extremos estão influenciando os resultados do teste de normalidade.¹¹ Observamos ainda que os mercados futuro e à vista possuem uma correlação muito forte, o que pode ser resultado do fato de que grande parte da transmissão de informação entre os mercados é realizada de forma intradiária.



¹¹ Os testes de normalidade foram feitos para a distribuição não-condicional dos retornos. Isso não implica que os resíduos de uma regressão dos retornos não sejam gaussianos.

Como primeiro passo na análise dos dados, os resultados da estimação de GARCH univariado para as duas séries são apresentados na tabela 2. Os modelos foram definidos usando o critério de Schwartz e também o teste de significância para os coeficientes. As duas séries são representadas pelo modelo GARCH (1,1), o que é bastante popular para a modelagem de uma grande variedade de séries financeiras. O coeficiente auto-regressivo da equação *spobov*, apesar de não ser significativo, foi mantido porque resolve o problema de autocorrelação de resíduos, como foi indicado pelo correlograma na fase de modelagem. Os testes dos resíduos do modelo não indicam problemas, com exceção da rejeição de normalidade para a equação do *spobov*, mas isso é decorrente de dois *outliers* presentes nas séries.

Tabela 2
Modelos GARCH

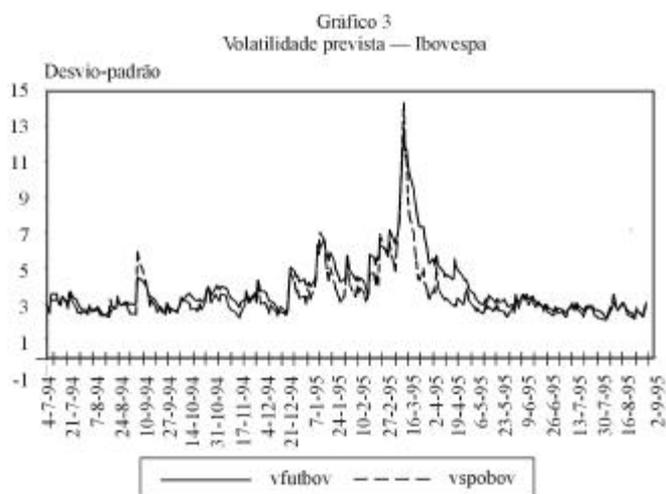
	<i>Futbov</i>	<i>Spobov</i>
Eq. média		
Constante	0,174 (0,186)	0,268 (0,156)
<i>Spobov</i> (-1)	—	0,104 (0,087)
D3	4,789 (1,563)	—
Eq. variância		
Constante	0,577 (0,379)	1,244 (0,554)
ε_{t-1}^2	0,155 (0,067)	0,259 (0,100)
h_{t-1}	0,812 (0,070)	0,646 (0,067)
Criterio Schwarz	5,48	5,25
Q(2)	2,55 (0,279)	3,52 (0,172)
Q ² (2)	0,491 (0,781)	0,432 (0,806)
Jarque-Bera	1,949 (0,377)	8,264 (0,016)
ARCH (1)	0,40 (0,527)	0,310 (0,578)

Fonte: Bovespa e BM&F.

Obs.: O desvio-padrão dos coeficientes está entre parênteses. O *p*-value dos testes está entre parênteses.

A variância condicional desses modelos, ou a volatilidade, está apresentada no gráfico 3. Podemos identificar dois choques na variância com duração de aproximadamente 40 dias, e um terceiro, em torno do início do mês de

setembro de 1994, de duração mais curta. O primeiro, de menor magnitude, compreende o período de 21-12-1994 a 16-2-1995, e o segundo, de 17-2-1995 a 9-5-1995. Podemos observar que, no auge do movimento especulativo, oriundo das incertezas quanto ao futuro da política cambial, que geraram grandes saídas de volume de capital em bolsa, é o mercado à vista que apresenta a maior volatilidade estimada. Isso pode ser resultado da influência do vencimento de opções de compra e venda no índice da bolsa, configurando dias de grande volume de capital negociado. Além disso, diante das incertezas, os agentes podem ter preferido simplesmente sair do mercado a segurar-se contra perdas futuras.



Assim, é importante salientar a magnitude do aumento da volatilidade, que chega a cerca de 14%, representando o tamanho da mudança que gerou este movimento especulativo. Comparando estes resultados com os obtidos por Galvão (1997) para a taxa de câmbio neste mesmo período, podemos verificar que o Ibovespa demorou mais tempo para absorver todo o efeito da crise e voltar ao seu ritmo normal de variância em relação à média. Este só é observado a partir de maio de 1995, possivelmente como resultado da concentração das negociações neste mercado em relação a ações de empresas estatais. No caso dos mercados referenciados em ações, o fenômeno exógeno que está provocando *clustering* é de base microeconômica, ou seja, o aumento do volume de transações gera maior volatilidade.

5. Resultados dos Testes de Causalidade

Para verificar a transmissão de informação entre as volatilidades estimadas, ou, ainda, testar causalidade em variância, são utilizados os dois métodos apresentados na seção 3. Primeiramente, apresentamos na tabela os resultados dos testes de causalidade baseados nas correlações cruzadas dos resíduos padronizados ao quadrado. São também apresentados resultados para o caso de simples resíduos padronizados, os quais indicam relação causal na média. Quando os valores de k são positivos, o mercado à vista causa (lidera a transmissão de informações) o mercado futuro. Para valores negativos de k , o mercado futuro causa o mercado à vista.

Tabela 3
Testes de causalidade: método Cheung e Ng

k	$futbov, spobov(-k)$ r_{uv}	p -value	$futbov, spobov(-k)$ r_{n1n2}	p -value
-5	0,0664	0,88	-0,0955	0,53
-4	-0,0528	0,95	-0,0754	0,78
-3	-0,0297	0,99	-0,0071	0,93
-2	0,0073	0,99	-0,0535	0,84
-1	0,0119	0,98	0,0050	0,99
0	0,7951		0,9293	
1	0,0095	0,99	0,1564	0,03
2	0,0637	0,75	-0,0951	0,02
3	-0,0268	0,84	0,0303	0,04
4	-0,0523	0,82	-0,0730	0,04
5	0,0032	0,90	-0,0420	0,06

Obs.: Testes baseados na equação (8). U e V são os resíduos padronizados ao quadrado das equações da tabela 3, sendo u correspondente a equação de $futbov$ e v , $spobov$. $N1$ e $N2$ são os respectivos resíduos padronizados. O p -value é calculado baseado na estatística $S = T \sum_{i=j}^k (\hat{r}_{uv}(k))^2$, que possui uma distribuição qui-quadrado com $|k|+1$ graus de liberdade.

Os resultados indicam uma forte correlação contemporânea, provavelmente resultado do fato de que boa parte da troca de informações entre os mercados é realizada no mesmo dia. Também há indicações de que o mercado à vista lidera o mercado futuro, ou, ainda, de que o mercado à vista causa o mercado futuro. No entanto, esses resultados não implicam causalidade

em variância, porque essas indicações são para o caso de simples resultados padronizados, ou seja, para causalidade na média. Esse resultado é importante porque, se fôssemos escrever um modelo para a série do mercado futuro, a inclusão da variável à vista defasada significaria aumento de informação útil para a realização de, por exemplo, previsão.

Alternativamente, usando a abordagem de Comte e Lieberman (1997), o primeiro passo para testar causalidade é a estimação de um vetor auto-regressivo (VAR), na forma da equação (6), a fim de testarmos causalidade na média. O VAR inclui duas variáveis endógenas (*spobov* e *futbov*) e duas exógenas (constante e D3). Com base nos critérios de informação e em testes F para coeficientes para *lags* adicionais, optamos pela utilização de duas defasagens para o VAR. Os testes de diagnósticos dos resíduos desse sistema indicam heterocedasticidade dos resíduos. Esse problema não é resolvido com a inclusão de novos componentes auto-regressivos, o que condiz com o sucesso da modelagem GARCH apresentada na tabela 2. No entanto, conduzimos testes de casualidade usando testes de Wald para restrições, com ressalvas para o problema dos resíduos não serem gaussianos. Os resultados são apresentados na tabela 4. Podemos concluir que o mercado à vista causa o mercado futuro.

Tabela 4
Teste para causalidade na média

À vista não causa futuro ($\Pi_{12} = 0$)	<i>p-value</i>
8,8532	0,0120
Futuro não causa à vista ($\Pi_{21} = 0$)	
2,3044	0,3159

Obs.: Teste de restrições de Wald baseado em VAR(2).

O próximo passo é usar um modelo GARCH bivariado, para ver se a mesma causalidade encontrada na média é reproduzida na variância, como indicado por Comte e Lieberman (1997), e se existe alguma causalidade na variância que não está presente na média. O modelo é estimado na forma da equação (5), incluindo a variável *spobov* na equação de *futbov*, como indicado pelo teste anterior de causalidade. A estimação apresentada na tabela 5 indica que o coeficiente dessa variável é significativo, o que confirma os resultados da tabela 4. Usando a estatística t , podemos observar que os coeficientes a_{21}^* e b_{21}^*

não são significantes. Este resultado é importante, pois trata-se exatamente da hipótese identificada para testar se o mercado futuro não causa o mercado à vista.

Tabela 5
GARCH bivariado

Variáveis	Coefficientes (desvio-padrão)
Eq. média <i>spobov</i>	
Constante	0,326(0,184)
Eq. média <i>futbov</i>	
Constante	0,225(0,210)
D3	6,529(0,342)
<i>Spobov(-1)</i>	0,173(0,054)
<i>Futbov(-1)</i>	-0,195(0,042)
Matrizes (ver equação 5)	
c_{11}^*	0,401(0,158)
c_{21}^*	0,874(0,304)
c_{22}^*	1,614(0,304)
a_{11}^*	0,995(0,346)
a_{12}^*	0,765(0,397)
a_{21}^*	-0,124(0,332)
a_{22}^*	0,065(0,367)
b_{11}^*	0,230(0,182)
b_{12}^*	0,883(0,191)
b_{21}^*	0,172(0,157)
b_{22}^*	-0,297(0,156)

Usamos um teste LR para comparar o valor máximo da verossimilhança entre os modelos restritos pela hipótese de não-causalidade em variância e o modelo não-restrito, sendo os resultados apresentados na tabela 6.

Os resultados para esse último teste de causalidade revalidam os anteriores: a direção de causalidade é apenas do mercado à vista para o futuro. Esse resultado é surpreendente à primeira vista. No entanto, a presença de livre entrada e saída de capitais estrangeiros na bolsa de valores em períodos de incerteza macroeconômica pode ser uma explicação possível. O mercado futuro ainda se ajusta à instabilidade do mercado à vista com uma defasagem, apesar dos custos de transação relativamente baixos. Isso pode ocorrer, pois o mercado futuro ainda não é eficiente para garantir *hedge* para investidores.

Em momentos de crise, os investidores preferem tirar o dinheiro do mercado, antes que uma desvalorização afete ainda mais os retornos, do que fazer *hedge* no mercado futuro.

Tabela 6
Testes de causalidade na variância: GARCH bivariado

Futuro não causa vista $a_{21}^* = b_{21}^* = 0$	Vista não causa futuro $a_{12}^* = b_{12}^* = 0$
0,70034	13,5071 ^a

Obs.: Estatística LR generalizada com 2 graus de liberdade com base em GARCH bivariado, estimado na formulação BEKK.

^asignificativo ao nível de 5%.

6. Conclusão

Os resultados apresentados sugerem que a transmissão de volatilidade e de novas informações entre o mercado futuro e o mercado à vista de Ibovespa tem origem no mercado à vista. A volatilidade do mercado à vista pode ser explicada por modificações do volume negociado nesse mercado: mais especificamente, pela grande variabilidade da entrada e saída de capital estrangeiro em bolsa, decorrente de instabilidade macroeconômica, que provoca alterações microeconômicas. Além disso, o fato de a transmissão de informação para o mercado futuro não ser totalmente instântanea pode sugerir que o mercado futuro de ações não foi um eficiente instrumento de *hedge* ou que não foi utilizado para isso.

Desta forma, pode-se argumentar que o mercado futuro tem funções econômicas importantes de previsibilidade de preços e repartição de riscos. Essas funções dependem da liquidez e da abrangência do mercado. Por isso, o crescimento desse mercado, seja com relação ao volume de negociação, seja quanto à criação de novos produtos, é muito importante. Por outro lado, as oscilações no mercado são muito mais resultado de problemas econômicos do que de características inerentes do próprio mercado, uma vez que as modificações na volatilidade estão relacionadas, em última instância, com fatores exógenos. Dito de outra forma, a instabilidade nas políticas econômicas governamentais ou as modificações exógenas no volume de transações são muito mais importantes para justificar oscilações nesses mercados do que um possível caráter inerentemente instável do mercado futuro.

Referências Bibliográficas

Allen, F. & Gale, D. *Financial innovation and risk sharing*. Cambridge, MIT Press, 1994.

Antoniou, A. & Garret, I. To what extent did stock index futures contribute to the October 1987 stock market crash? *Economic Journal*, 103:1.444-61, Nov. 1993.

_____ & Holmes, P. Futures trading, information and spot price volatility: evidence for the FTSE-100 stock index futures contract using GARCH. *Journal of Banking and Finance*, 19:117-29, 1995.

Bessembinder, H. & Seguin, P. Futures trading activity and stock price volatility. *Journal of Finance*, 45(7):2.015-34, 1992.

Bollerslev, T. Generalized autoregressive conditional heteroscedasticity. *Journal of Econometrics*, 31:307-27, 1986.

_____; Chou, R. & Kroner, K. ARCH modeling in finance: a review of the theory and empirical evidence. *Journal of Econometrics*, 52:5-59. 1992.

_____; Engle, R. & Nelson, D. ARCH models. In: Engle, R. F. & McFadden, D. L. (eds.). *Handbook of econometrics*. 1994. v. 4, p. 2.969-3.038.

Brown-Hruska, S. & Kuserk, G. Volatility, volume, and the notion of balance in the S&P 500 cash and futures markets. *The Journal of Futures Markets*, 15(6):677-89, 1995.

Cheung, Y-W. & Ng, L. K. A causality in variance test and its application to financial market prices. *Journal of Econometrics*, 72:33-48, 1996.

Choi, M. & Subrahmanyam, A. Using intraday data to test for effects of index futures on the underlying stock markets. *The Journal of Futures Markets*, 14(3):293-322, 1994.

Comte, F. & Lieberman, O. *Definition and testing of variance noncausality in multivariate GARCH process*. 1997. (Crest Ensaes.)

Darrat, A. & Rahhaw, S. Has futures trading activity caused stock price volatility? *The Journal of Futures Markets*, 15(5):537-57, 1995.

Duffie, D. & Jackson, M. Optimal innovation of futures contracts. *Review of Financial Studies* (2):275-96. 1989.

- Engle, R. Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. *Econometrica*, 50(4):987-1.006, 1982.
- _____. (org.). *ARCH: selected readings*. Oxford, Oxford University Press, 1995.
- _____ & Kroner, K. F. Multivariate simultaneous generalized GARCH. *Econometric Theory*, 11(1):122-50, 1995.
- Galvão, A. B. C. Relação entre mercado futuro e mercado à vista: volatilidade e causalidade no mercado de ações e de câmbio no Brasil. UFRGS, 1997. (Dissertação de Mestrado.)
- Harris, L. S&P 500 cash stock price volatilities. *The Journal of Finance*, 44(5):1.155-75, 1989.
- Harvey, A. *The econometric analysis of time series*. 2 ed. Hertfordshire, Philip Allan, 1990.
- Jeantheau, T. Strong consistency of estimators for multivariate ARCH models. *Econometric Theory*, 14(1):70-86, 1998.
- Jegadeesh, R. & Subrahmanyam, A. Liquidity effects of the introduction of the S&P 500 index futures contract on the underlying stocks. *Journal of Business*, 66(2):171-87, 1993.
- Lee, S. & Ohk, K. Stock index futures listing and structural change in time-varying volatility. *The Journal of Futures Markets*, 12(5):493-509, 1992.
- Lim, K-G.; Terry, E. & How, D. Information transmission across eurodollar futures markets. *International Journal of Theoretical and Applied Finance*, 1(2):235-45, 1998.