

COPPEAD/UFRJ

RELATÓRIO COPPEAD Nº 120

"A TENDENCIOSIDADE DE PREÇOS FUTUROS
COMO ESTIMADORES DE PREÇOS À VISTA
NO FUTURO E SUAS IMPLICAÇÕES
INSTITUCIONAIS

Ney O. Brito

e

Howard B. Sosin*

Setembro 1983

* Ney Brito é Professor de Economia e Finanças do Programa de Pós-Graduação em Administração da Universidade Federal do Rio de Janeiro, Research Associate do Center for the Study of Futures Markets de Columbia University e Consultor da Bolsa de Valores do Rio de Janeiro. Howard Sosin é Vice-Presidente da Drexell, Burnham e Lambert. Os autores agradecem o apoio da Bolsa de Valores do Rio de Janeiro e do Center for the Study of Futures Markets.

I. INTRODUÇÃO

Este trabalho procura estudar a qualidade de preços em mercados futuros de ações como estimadores de seus preços à vista na data de vencimento dos contratos futuros. Se preços futuros forem bons estimadores de preços à vista no futuro, o diferencial entre estes dois preços deve ser ora positivo ora negativo, não sendo significativamente diferente de zero. Se preços futuros forem consistentemente superiores/inferiores aos preços observados no mercado à vista no futuro, eles serão estimadores tendenciosos para cima/baixo de tais preços à vista.

Como os desvios e diferenciais entre preços futuros e preços à vista no futuro determinarão ganhos ou perdas de diversas posições, eles serão de evidente relevância para a determinação da estrutura de participantes do mercado. Esta relevância foi anteriormente observada por Brito e Sosin [3] e permite entender-se diversas características do comportamento do mercado futuro de ações. Por exemplo, ela permite entender-se a relevância da participação de financiadores no mercado futuro de ações bem como as dificuldades do desenvolvimento de negócios em ações menos negociadas neste mercado.

Inicialmente, o trabalho discute a relevância da tendenciosidade de preços futuros de ações e suas implicações em nosso cenário institucional. A seguir, prossegue-se para formalizar os procedimentos metodológicos de testes empíricos de tendenciosidade. Finalmente, os resultados dos testes são discutidos.

II - A RELEVÂNCIA DE TENDENCIOSIDADE DE PREÇOS FUTUROS: UMA REVISÃO

Em quaisquer mercados futuros, a tendenciosidade de preços futuros como estimadores de preços no mercado à vista no futuro é uma questão relevante por influenciar a estrutura de participantes no mercado. Se preços futuros forem consistentemente menores que os preços observados no mercado à vista no futuro, então os ganhos de posições compradoras serão consistentemente positivos e associados a perdas de posições vendedoras. Da mesma forma, se preços futuros forem consistentemente maiores que os preços observados no mercado à vista no futuro, observa-se uma situação também assimétrica, com ganhos consistentes para posições vendedoras. Qualquer das duas situações de assimetria de ganhos apresenta dificuldades para o desenvolvimento do mercado. Como tenderiam a existir apenas ofertas de posições ganhadoras, o mercado ficaria limitado pela ausência de ofertas da posição contrária.

O caso específico de tendenciosidade em mercados futuros de ações foi recentemente examinado por Brito e Sosin [3] a nível conceitual. Como demonstrado por Sharpe [6], Lintner [4] e Mossin [5], em um mercado de investidores racionais que apresentam aversão a risco, a taxa de rentabilidade esperada em um investimento em qualquer ação deve ser superior à taxa de juros de renda fixa no mercado. Mais ainda, a estrutura de prêmios de risco que determinará o diferencial entre as taxas de rentabilidade esperadas em ações e a taxa de juros de renda fixa deve obedecer ao chamado Capital Asset Pricing Model derivado pelos autores acima e revisto por Sharpe e Brito [7] e Brito [2]. A partir desse resultado, Brito e Sosin [22] demonstraram que, em mercados perfeitos, preços futuros são estimadores, tendenciosos para baixo dos preços esperados no mercado à vista no futuro. Adicionalmente, eles mostram que imperfeições de mercado associadas a restrições impostas à venda a descoberto de ações tendem a tornar preços futuros ainda mais tendenciosos para baixo, reforçando as conclusões anteriores.

Este trabalho procura estudar a qualidade de preços em mercados futuros de ações como estimadores de seus preços à vista na data de vencimento dos contratos futuros. Se preços futuros forem bons estimadores de preços à vista no futuro, o diferencial entre estes dois preços deve ser ora positivo ora negativo, não sendo significativamente diferente de zero. Se preços futuros forem consistentemente superiores/inferiores aos preços observados no mercado à vista no futuro, eles serão estimadores tendenciosos para cima/baixo de tais preços à vista.

Como os desvios e diferenciais entre preços futuros e preços à vista no futuro determinarão ganhos ou perdas de diversas posições, eles serão de evidente relevância para a determinação da estrutura de participantes do mercado. Esta relevância foi anteriormente observada por Brito e Sosin [22] e permite entender-se diversas características do comportamento do mercado futuro de ações. Por exemplo, ela permite entender-se a relevância da participação de financiadores no mercado futuro de ações bem como as dificuldades do desenvolvimento de negócios em ações menos negociadas neste mercado.

Inicialmente, o trabalho discute a relevância da tendenciosidade de preços futuros de ações e suas implicações em nosso cenário institucional. A seguir, prossegue-se para formalizar os procedimentos metodológicos de testes empíricos de tendenciosidade. Finalmente, os resultados dos testes são discutidos.

Os resultados de Brito e Sosin [22] podem ser apresentados de uma maneira mais intuitiva. Defina

- V, F - preços hoje nos mercados à vista e futuro,
- V* - preço esperado no mercado à vista no vencimento do contrato futuro.
- r* - taxa de rentabilidade esperada na ação,
- r - taxa de juros até o vencimento.

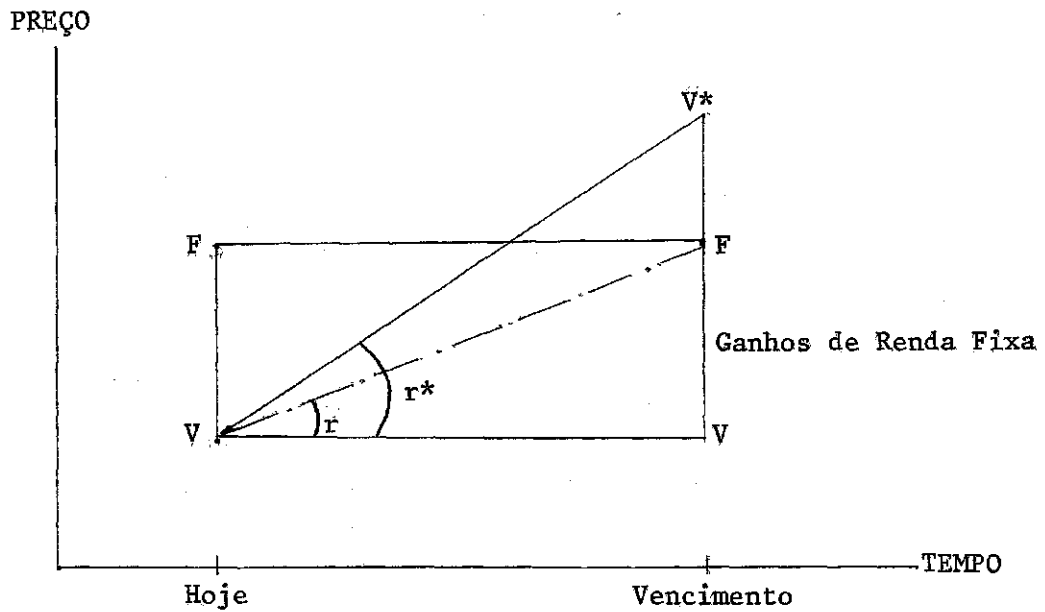


FIGURA 1

A tendenciosidade de preços futuros como estimadores de preços à vista no futuro

TABELA 1

Os resultados esperados em posições no mercado futuro

	VISTA	FUTURO	RESULTADO ESPERADO
FINANCIADOR	C	V	Ganho de $(F - V)$
CAPTADOR	V	C	Perda de $(F - V)$
COMPRADOR DESCOBERTO	-	C	Ganho de $(V^* - F)$
VENDEDOR DESCOBERTO	-	V	Perda de $(V^* - F)$

Observação: C indica uma compra e V uma venda no mercado em questão.

trutura do mercado futuro de ações. Como posições vendedoras a descoberto têm perdas esperadas iguais ao prêmio de risco $V^* - F$, apenas os investidores posicionados em carteira na ação tenderiam a tomar tais posições no mercado. Eles estariam dispostos a pagar o prêmio de risco para limitar sua exposição ao risco de variações do preço da ação carregada em carteira. Como os investidores institucionais — os maiores detentores de carteiras — não podem tomar posições vendedoras a descoberto, as ofertas de pontas de venda no mercado futuro ficam restritas às posições tomadas por financiadores. Por esse motivo as posições de financiadores têm sido tão relevantes para o desenvolvimento do mercado futuro de ações. Eles representam a principal e talvez única fonte de oferta de pontas de venda a futuro.

III. - ASPECTOS METODOLÓGICOS DE TESTES EMPÍRICOS DE TENDENCIOSIDADE

Apesar de relevante, a tendenciosidade de preços futuros como estimadores de preços à vista no futuro apresenta uma série de dificuldades para ser testada empiricamente. Um procedimento inicial focaria no diferencial ajustado entre preços à vista no futuro e preços futuros anteriormente determinados. Mais precisamente, observando-se para cada ação o seu preço no mercado à vista na data de vencimento dos contratos futuros bem como os preços dos seus contratos futuros em datas anteriores, pode-se definir:

$V_i(T)$ = preço à vista da i -ésima ação no vencimento do contrato futuro em T ,

$F_i(T,t)$ = preço futuro em t da i -ésima ação com vencimento em T e

$\Delta_i(T,t) = \frac{V_i(T) - F_i(T,t)}{F_i(T,t)}$ = desvio relativo do preço à vista no vencimento (T) em relação ao preço futuro em t ,

e, levantando-se a série de desvios relativos¹ para uma amostra representativa de ações e vencimentos de contratos futuros, pode-se prosseguir para os testes empíricos de tendenciosidade.

A amostra de ações básicas a ser utilizada neste trabalho foi definida pelas ações BELG OP, BRHA PP, BB, PP CRUZ OP, DOCA OP, LAME OP e OS, PETR PP, SAMI OP, VALE PP e WHMT OP. Estas ações sempre estiveram entre as mais negociadas em todos os anos de existência do mercado futuro de ações e, nos anos recentes, sempre representaram mais do que 95% do volume financeiro de negócios. Foram considerados todos os contratos negociados nestas ações desde a criação do mercado futuro em janeiro de 1979 até o contrato de agosto de 1982. Para todos os contratos futuros foram determinados os desvios relativos definidos pela relação acima em todos os dias de negociação. Com as séries dos desvios relativos de cada ação-contrato po

de-se prosseguir para os testes empíricos de tendenciosidade.

A hipótese inicial a ser testada corresponde à suposição de não-tendenciosidade de preços como estimadores de preços à vista no futuro. Na terminologia estatística, a hipótese básica corresponde à hipótese nula representada por

$$H_0 : E (\Delta_i) = 0.$$

Esta hipótese nula pode ser testada através do teste-t paramétrico. A rejeição da hipótese nula associada a um valor t positivo indicará que preços futuros são estimadores tendenciosos para baixo de preços à vista no futuro. Inversamente, a rejeição da hipótese nula por valores t negativos indicará que preços futuros são estimadores tendenciosos para cima de preços à vista no futuro². Estes resultados decorrem diretamente da relação (1) de definição do desvio relativo Δ_i .

Uma idéia inicial e aparentemente lógica seria conduzir os testes empíricos integrando-se as observações de desvios relativos de todas as ações, todos os contratos e todas as maturidades até o vencimento. Mais ainda, poderia se pensar em conduzir os testes para diversas amostras segmentadas. Entretanto, todas estas proposições não devem esquecer que os procedimentos-padrão de testes empíricos da hipótese nula acima expressa envolvem a suposição implícita de independência entre as observações da amostra³.

A suposição de independência entre as diversas observações de desvios relativos é obviamente forte. Considere dois casos simples: o primeiro envolve uma amostra com diversas observações de diferentes ações para um mesmo instante-t e o outro envolve uma amostra determinada por uma série temporal de observações de desvios relativos da mesma ação. No primeiro caso, como os níveis de preços das diversas ações em um mesmo instante-t são auto-correlacionados, os níveis das observações dos desvios relativos destas ações também tenderão a ser auto-correlacionados. No segundo caso,

como é de conhecimento geral, os níveis de preços de uma ação tendem a ser serialmente autocorrelacionados de forma significativa. Em ambos os casos a hipótese de independência ($\rho = 0$) não encontra qualquer suporte empírico. Nestas condições, os procedimentos usuais de testes empíricos da hipótese nula H_0 são extremamente deficientes. A existência de correlação entre desvios relativos da amostra introduz tendenciosidade nestes procedimentos atuando na direção de elevar os valores $-t$ empregados nos testes. Essa elevação decorre da redução nos níveis estimados da variância e do desvio-padrão utilizado nos testes.

O desenvolvimento de testes empíricos em amostras de desvios relativos que incluem diversas ações para diversos períodos de tempo requer sempre procedimentos especiais. Um caso possível de ser solucionado é aquele que envolve uma série temporal de uma mesma ação. Os procedimentos especiais específicos para este caso são desenvolvidos no Anexo I supondo uma estrutura geométrica de autocorrelação. Esses procedimentos serão aplicados em testes empíricos da série temporal de observações de cada ação estudada.

Os testes empíricos de tendenciosidade que utilizam os desvios Δ_i são de interesses geral, mas apresentam algumas limitações extremas. A primeira limitação decorre de sua natureza absoluta ao não considerar o efeito sobre preços causado por oscilações conjunturais de mercado. Se o valor da carteira ou índice de mercado varia de t para T , esta oscilação provoca modificações nos níveis de preço à vista e futuro que não são consideradas nos testes empíricos e na definição dos desvios Δ_i . Como observado por Sharpe e Brito [7], existe um significativo efeito de mercado sobre a formação de preços de ações, o que torna expressiva a limitação dos testes empíricos anteriormente propostos. Uma segunda limitação dos testes empíricos baseados nos desvios Δ_i decorre da incapacidade de associar os resultados observados nos testes aos níveis e determinantes de prêmios de risco. Os testes não carregam qualquer suposição lógica com relação aos fatores que eventualmente determinariam os desvios e os prêmios de risco.

Utilizando a estrutura discutida por Sharpe e Brito [7], baseada no Capital Asset Pricing Model (CAPM), pode-se prosseguir para definir testes empíricos que contornam estas duas limitações anteriores. Definindo-se

β_i = "beta" da i -ésima ação representando sua sensibilidade a oscilações do mercado⁴,

$$r_i(T, t) = \frac{V_i(T)}{V_i(t)} - 1 = \text{rentabilidade da } i\text{-ésima ação de } t \text{ a } T,$$

$$r_M(T, t) = \frac{M(T)}{M(t)} - 1 = \text{rentabilidade da carteira de mercado de } t \text{ a } T,$$

$r_f(T, t)$ = taxa de aplicações de renda fixa de t a T , e

$$d_i(T, t) = [r_i(T, t) - r_f(T, t)] - \beta_i [r_M(T, t) - r_f(T, t)] = \text{prêmio excessivo de risco,}$$

a relação de definição do CAPM pode ser expressa por

$$r_i(T, t) - r_f(T, t) = \beta_i [r_M(T, t) - r_f(T, t)] \rightarrow d_i(T, t) = 0.$$

como destacado, o CAPM implica em que a média dos prêmios excessivos de risco $d_i(T, t)$ deva ser nula, o que representa uma hipótese empiricamente testável. Esses testes serão testes conjuntos do CAPM e da existência de prêmios de risco para o mercado à vista, que tornariam preços futuros estimadores tendenciosos para baixo de preços à vista no futuro.

Utilizando as definições anteriores pode-se expressar os prêmios excessivos de risco em termos das variáveis fundamentais associadas aos preços futuros e à vista, ao nível do mercado e ao nível de β da ação:

$$d_i(T, t) = \frac{E(T, t)}{V(t)} (\beta - 1) - \beta \frac{M(T)}{M(t)} + \frac{V(T)}{V(t)} .$$

Para cada ação i pode-se obter a série de vencimentos futuros nos quais existiram negócios a futuro na ação. Mais ainda, para cada vencimento pode-se determinar a existência de negócios em qualquer período anterior ao vencimento. Por exemplo, para a i -ésima ação pode-se determinar a série de vencimentos $(T_j, j = 1 \text{ a } k)$ em que houver negócios com 30 dias de maturidade. Com esta série de vencimentos pode-se determinar o conjunto de observações com 30 dias de maturidade definido por

$$\{d_i(T_j, T_j - 30), j = 1 \text{ a } k\}$$

com elas pode-se prosseguir para os testes empíricos da hipótese nula

$$H_0(30) : E [d_i(T, T - 30)] = 0$$

Da mesma forma, os procedimentos poderiam ser repetidos para maturidades de 60 dias prosseguindo-se para testes empíricos da hipótese nula

$$H_0(60) : E [d_i(T, T - 60)] = 0$$

Os dois conjuntos de testes empíricos serão conduzidos e discutidos na próxima seção.

Deve-se observar que estes testes empíricos consideram não só os níveis de preço à vista e futuro mas também as oscilações conjunturais a nível de mercado ocorridas durante o período de 30 ou 60 dias de referência. Mais ainda, os testes propõem especificamente que os níveis de prêmio de risco sejam determinados pelo nível de risco não-diversificável de cada ação, o seu conhecido "beta". Neste sentido, os últimos testes são, na realidade, os primeiros testes de validade do Capital Asset Pricing Model (CAPM) no Brasil.

IV. OS RESULTADOS DOS TESTES EMPÍRICOS

Inicialmente, o trabalho prosseguiu para os testes empíricos de significância dos desvios Δ_i (T, t) para cada ação da amostra. Esses testes foram conduzidos para toda a amostra de observações de Δ_i para cada uma das ações. Esse procedimento de "pooling", considerando todas as observações nos testes de significância, apresenta problemas conceituais associados a uma eventual autocorrelação serial entre as observações. Para examinar a extensão destes problemas os níveis de autocorrelação foram inicialmente examinados para cada ação da amostra e são apresentados na Tabela 1.

Os níveis de autocorrelação serial observados são todos muito elevados. Eles oscilam entre 0,79 e 0,91 e certamente causariam expressivos problemas nos procedimentos usuais dos testes estatísticos baseados no valor-t. Entretanto, com as estimativas dos coeficientes de autocorrelação serial pode-se prosseguir para utilizar os procedimentos especiais desenvolvidos no Anexo I para testes-t. Os resultados desses e de outros testes são apresentados na Tabela 2.

A Tabela 2 apresenta os resultados de testes-t para diversas suposições de níveis de autocorrelação serial. As três últimas colunas apresentam os resultados dos testes-t dentro da suposição usual de independência serial de observações ($\rho = 0$), perfeita dependência serial entre observações ($\rho = 1$) e supondo autocorrelação serial igual ao valor estimado do coeficiente apresentado na Tabela 1, respectivamente⁵. Mais ainda, a tabela apresenta os resultados dos testes por ação e para diversas faixas de maturidades. Como seria de se esperar, os resultados dos testes-t dentro da hipótese usual de independência são todos tendenciosos para cima e tendem a indicar significância, positiva ou negativa, para quase todas as ações e faixas de maturidade. No outro extremo, os resultados dos testes-t dentro da hipótese de perfeita dependência são todos tendenciosos para baixo e não indicam qualquer resultado

TABELA 1

OS ESTIMADORES DE AUTOCORRELAÇÃO
DE PRIMEIRA ORDEM

AÇÃO	AUTOCORRELAÇÃO
BB PP	$\emptyset,8899$
BELGOP	$\emptyset,86\emptyset4$
BRHAPP	$\emptyset,7994$
CRUZOP	$\emptyset,8474$
DOCAOP	$\emptyset,827\emptyset$
LAMEOS	$\emptyset,8155$
PETRPP	$\emptyset,91\emptyset2$
SAMIOP	$\emptyset,8876$
VALEPP	$\emptyset,8975$
WHMTOF	$\emptyset,8267$

TABELA 2

OS TESTES DE TENDENCIOSIDADE PARA
SÉRIES TEMPORAIS DE AÇÕES INDIVIDUAIS

AÇÃO	MATURIDADE	N. OBS	MÉDIA	DESVIO	VALOR t ($\rho=0$)	VALOR t ($\rho=1$)	VALOR t (1a ORD)
BB PP	TODAS	872	0,0618	0,1891	9,6596 A	0,3269	3,0548 A
	< 30	399	0,0319	0,1130	5,6364 A	0,2818	1,7914 C
	30/60	411	0,0194	0,1539	2,5650 B	0,1263	0,8150
	60/90	340	0,0623	0,1787	6,4309 A	0,3482	2,0473 B
	> 90	263	0,0993	0,2369	6,8005 A	0,4185	2,1719 B
BELGOP	TODAS	501	0,0089	0,2748	0,7312	0,0326	0,2573
	< 30	185	-0,0418	0,1347	-4,2254 A	-0,3098	-1,5010
	30/60	225	-0,0309	0,2444	-1,8967 C	-0,1261	-0,6719
	60/90	155	0,0521	0,3329	1,9499 C	0,1561	0,6947
	> 90	48	0,1641	0,2834	4,0131 A	0,5733	1,4910
BRHAPP	TODAS	463	-0,0526	0,1934	-5,8523 A	-0,2716	-2,4008 B
	< 30	173	-0,0222	0,1092	-2,6734 A	-0,2026	-1,1034
	30/60	200	-0,0382	0,1750	-3,0944 A	-0,2182	-1,2755
	60/90	167	-0,0564	0,2184	-3,3394 A	-0,2576	-1,3787
	> 90	61	-0,0937	0,2008	-3,6463 A	-0,4630	-1,5327

TABELA 2 (cont.)

OS TESTES DE TENDENCIOSIDADE PARA
SÉRIES TEMPORAIS DE AÇÕES INDIVIDUAIS

AÇÃO	MATURIDADE	N. OBS	MÉDIA	DESVIO	VALOR t ($\rho=0$)	VALOR t ($\rho=1$)	VALOR t (1a ORD)
CRUZOP	TODAS	281	0,0500	0,2465	3,4057 A	0,2028	1,2499
	< 30	108	0,0229	0,1390	1,7130 C	0,1640	0,6377
	30/60	114	0,0392	0,2151	1,9488 C	0,1817	0,7245
	60/90	68	0,0900	0,3712	1,9993 C	0,2406	0,7547
	> 90	42	0,0412	0,1566	1,7060 C	0,2601	0,6597
DOCAOP	TODAS	542	-0,0358	0,2330	-3,5823 A	-0,1537	-1,3809
	< 30	246	-0,0167	0,1651	-1,5940	-0,1014	-0,6172
	30/60	242	-0,0528	0,2232	-3,6805 A	-0,2361	-1,4255
	60/90	173	-0,0617	0,2247	-3,6168 A	-0,2741	-1,4056
	> 90	55	0,1273	0,3105	3,0411 A	0,4063	1,2137
LAMEOS	TODAS	297	-0,0899	0,0918	-16,8650 A	-0,9769	-6,6982 A
	< 30	92	-0,0452	0,0966	-4,4922 A	-0,4658	-1,8100 C
	30/60	101	-0,0925	0,0903	-10,2993 A	-1,0197	-4,1420 A
	60/90	113	-0,0837	0,0855	-10,4073 A	-0,9747	-4,1770 A
	> 90	71	-0,1298	0,0840	-13,0120 A	-1,5334	-5,2759 A

TABELA 2 (cont.)

OS TESTES DE TENDENCIOSIDADE PARA
SÉRIES TEMPORAIS DE AÇÕES INDIVIDUAIS

AÇÃO	MATURIDADE	N.OBS	MÉDIA	DESVIO	VALOR t ($\rho=0$)	VALOR t ($\rho=1$)	VALOR t (1a ORD)
PETRPP	TODAS	871	0,0308	0,2384	3,8210 A	0,1293	1,1027
	< 30	398	0,0254	0,1432	3,5440 A	0,1774	1,0294
	30/60	412	0,0056	0,2054	0,5571	0,0274	0,1617
	60/90	344	0,0416	0,2452	3,1521 A	0,1697	0,9173
	> 90	270	0,0161	0,2709	0,9783	0,0594	0,2858
SAMIOP	TODAS	638	-0,0206	0,3308	-1,5801	-0,0625	-0,5050
	< 30	271	-0,0133	0,1700	-1,2942	-0,0784	-0,4168
	30/60	288	-0,0440	0,2844	-2,6258 A	-0,1544	-0,8451
	60/90	215	-0,0127	0,3869	-0,4832	-0,0328	-0,1562
	> 90	45	0,1143	0,5005	1,5326	0,2259	0,5306
VALEPP	TODAS	778	0,0447	0,2978	4,1908 A	0,1501	1,2844
	< 30	358	0,0061	0,1622	0,7125	0,0376	0,2197
	30/60	351	-0,0133	0,2330	-1,0709	-0,0570	-0,3303
	60/60	254	0,0561	0,3521	2,5418 B	0,1591	0,7874
	> 90	99	0,2719	0,3383	7,9981 A	0,7998	2,5428 B

TABELA 2 (cont.)

OS TESTES DE TENDENCIOSIDADE PARA
SÉRIES TEMPORAIS DE AÇÕES INDIVIDUAIS

AÇÃO	MATURIDADE	N.OBS	MÉDIA	DESVIO	VALOR t ($\rho=0$)	VALOR t ($\rho=1$)	VALOR t (1a ORD)
WHMTOF	TODAS	422	-0,0192	0,1986	-1,9861 B	-0,0965	-0,7670
	< 30	208	0,0186	0,1462	1,8398 C	0,1272	0,7141
	30/60	199	-0,0259	0,2067	-1,7697 C	-0,1251	-0,6872
	60/90	130	-0,0269	0,2372	-1,2957	-0,1132	-0,5059
	> 90	17	-0,0921	0,1958	-1,9394 C	-0,4571	-0,8493

significante. Os resultados dos testes-t mais adequados, utilizando as estimativas anteriores de autocorrelação de primeira ordem, indicam que, em geral, não se pode recusar a hipótese de que a média dos desvios $\Delta_i(T, t)$ seja nula. Apenas duas ações representam exceções dignas de destaque, são elas BB PP e LAME OS. BB PP apresenta desvios em média positivos e significantes para todas as maturidades e LAME OS apresenta desvios significantes e negativos para todas as maturidades. Os resultados indicam que tendem a predominar desvios positivos em CRUZ OP, PETR e VALE PP. Os resultados sugerem que estas ações e BB PP são as que apresentam condições mais viáveis para o desenvolvimento de negócios em mercados futuros.

Os testes anteriores, apesar de sugestivos, apresentam algumas dificuldades discutidas anteriormente. Em particular, os testes não consideram oscilações conjunturais de mercado e seus efeitos sobre os níveis de preços à vista e futuro. A seção anterior desenvolveu testes conjuntos de tendenciosidade de preços à vista no futuro e de validade do "Capital Asset Pricing Model" baseados nos desvios $d_i(T, t)$. Estes testes contêm ajustes explícitos para oscilações conjunturais de mercado e seus efeitos sobre níveis de preço. Os testes foram conduzidos para maturidades de 30 dias e 60 dias antes do vencimento futuro.

Os resultados dos testes a 30 dias e a 60 dias do vencimento futuro — $H_0(30)$ e $H_0(60)$ — são apresentados nas Tabelas 3 e 4, respectivamente⁶. Os resultados são bastante interessantes. Em geral, para todas as ações os desvios d_i são significativos tanto para maturidade de 30 dias quanto para a maturidade de 60 dias. Na maturidade de 30 dias todos são positivos e na de 60 dias apenas CRUZ OP e LAME OS não são significativos, mas os resultados para estas duas ações são prejudicados pelo pequeno número de observações disponíveis. A significância positiva dos desvios $d_i(T, t)$ suportam a hipótese conjunta de validade do "Capital Asset Pricing Model" e de que os prêmios de risco recebidos pelos compradores de posições no mercado futuro foram em geral positivos. Os dois re-

sultados são de extrema importância. A existência de um prêmio de risco esperado positivo implica em que preços futuros são em geral estimadores tendenciosos para baixo de preços à vista no futuro com todas as implicações anteriormente discutidas em detalhe.

Por outro lado, não se pode deixar de observar que os resultados sugerem uma associação entre os níveis de desvios médios e os níveis de beta das ações. Essa associação levanta a possibilidade de que existam erros de medidas nos betas das ações. Esses betas foram obtidos pela regressão das taxas de retorno das ações contra as taxas de variação do índice AFI composto através da média aritmética simples de todas as ações negociadas no mercado. Conceitualmente, um índice ponderado por valor de mercado seria mais adequado para a obtenção de betas, e a utilização da média aritmética simples tende a elevar os níveis de rentabilidade do mercado reduzindo as estimativas de betas. Isso explicaria a associação observada entre desvios e betas.

Em suma, os resultados dos testes ajustados para oscilações conjunturais de mercado suportam a hipótese de existência de um prêmio de risco associado a betas e risco não-diversificável no mercado acionário brasileiro. O resultado indica ainda que preços futuros são em geral estimadores tendenciosos para baixo dos preços à vista esperados no futuro em todas as ações estudadas. Esse resultado suporta o cenário institucional discutido na segunda seção e, em particular, a proposição de relevância do financiador para o desenvolvimento do mercado futuro de ações no cenário regulatório brasileiro, onde existem restrições a operações de investidores institucionais.

TABELA 3
OS TESTES EMPÍRICOS DE PRÊMIOS DE RISCO
A 30 DIAS DO VENCIMENTO

AÇÃO	β MÉDIO	N. OBS	MÉDIA	DESVIO	TESTE-T
BB PP	1,23	23	0,0512	0,1051	2,3399 B
BELGOP	1,34	15	0,1011	0,1444	2,7113 B
BRHAPP	1,05	12	0,0716	0,0645	3,8453 A
CRUZOP	0,81	13	0,0659	0,1378	1,7247 C
DOCAOP	1,20	19	0,1139	0,1877	2,6459 B
LAMEOS	0,52	2	0,0733	0,0292	3,5445 C
PETRPP	1,61	23	0,0850	0,1359	2,9993 A
SAMIOP	1,82	20	0,1300	0,1613	3,6042 A
VALEPP	1,55	23	0,0896	0,1670	2,5732 B
WHMTOP	1,09	14	0,0869	0,1853	1,7544 C

TABELA 4
 OS TESTES EMPÍRICOS DE PRÊMIOS DE RISCO
 A 60 DIAS DO VENCIMENTO

AÇÃO	β MÉDIO	N.OBS	MÉDIA	DESVIO	TESTE-T
BB PP	1,23	19	0,1260	0,1469	3,7372 A
BELGOP	1,34	11	0,2578	0,2414	3,5419 A
BRHAPP	1,05	11	0,1953	0,1699	3,8122 A
CRUZOP	0,81	8	0,1176	0,2329	1,4278
DOCAOP	1,20	14	0,2244	0,1957	4,2895 A
LAMEOS	0,52	2	0,0736	0,3294	0,3161
PETRPP	1,61	18	0,1969	0,1813	4,6059 A
SAMIOP	1,82	15	0,2937	0,2323	4,8962 A
VALEPP	1,55	16	0,2320	0,2530	3,6685 A
WHMTO	1,09	11	0,1800	0,2670	2,2366 B

V. CONCLUSÕES

Por diversos motivos institucionais, a tendenciosidade de preços futuros como estimadores de preços à vista no futuro é relevante para análise. Entretanto, esta análise precisa considerar diversos aspectos como autocorrelação serial, oscilações conjunturais de mercado e outras variáveis para evitar distorções nos testes empíricos. Considerando esses aspectos, esse trabalho propõe testes empíricos para a importante questão de tendenciosidade de preços futuros. Os testes mais elaborados baseiam-se no Capital Asset Pricing Model (CAPM) para o ajuste com relação a oscilações conjunturais de mercado. Eles são, pois, testes conjuntos de tendenciosidade e de validade do CAPM no Brasil.

Os resultados indicam a existência de um significativo prêmio de risco no mercado no mercado acionário brasileiro. A rentabilidade de posições longas em ações é, em geral, superior à rentabilidade de posições de financiamento. Isso implica em que, após os devidos ajustes, preços futuros são estimadores tendenciosos para baixo de preços à vista no futuro. Este cenário explica a relevância do financiador para o desenvolvimento de negócios em nosso mercado futuro de ações. Mais ainda, ele evidencia o efeito restritivo das limitações impostas aos investidores institucionais para participação no mercado futuro de ações.

Apesar de indicarem a existência de significativos prêmios de risco, os resultados sugerem que eles não obedecem estritamente ao CAPM. Eles não parecem ser determinados de forma estritamente proporcional aos "betas" das ações estimados pelo Índice AFI. Este índice apresenta uma estrutura de média aritmética simples ao invés da mais adequada média aritmética ponderada por valor de mercado. Esses problemas de índices podem influenciar as estimativas de "betas", explicando os desvios observados em relação ao CAPM.

NOTAS DE RODAPÉ

- (1) Os desvios relativos foram determinados utilizando-se preços de fechamento tanto no mercado à vista quanto no mercado futuro de ações.
- (2) Uma discussão dos teste-t de significância é apresentada por Bowker e Lieberman [1]
- (3) A suposição implícita de independência aparece em Bowker e Lieberman [1], por exemplo.
- (4) Os "betas" das ações são estimados por regressões do tipo $r_i = \alpha_i + \beta_i r_M$, como proposto por Sharpe e Brito [7]. Esta estimativa depende do índice de mercado utilizado. Os "betas" deste trabalho foram estimados utilizando o Índice AFI que é discutido por Brito [2]. Este índice apresenta diversas vantagens em relação a outros índices, entretanto, ele é composto pela média aritmética simples de uma amostra abrangente de ações. Idealmente, o índice a ser utilizado deveria ser composto pela média aritmética ponderada por valor de mercado de uma amostra abrangente de ações.
- (5) Na Tabela 2, os símbolos A, B e C indicam significância estatística aos níveis de 1%, 5% e 10%; respectivamente.
- (6) Nas Tabelas 3 e 4, os símbolos A, B e C indicam significância estatística aos níveis de 1%, 5% e 10%; respectivamente.

ANEXO I

O DESENVOLVIMENTO DE TESTES-t PARA DIVERSAS
ESTRUTURAS DE AUTOCORRELAÇÃO SERIAL

Considere a média de n observações seqüenciais de uma variável X qualquer, definida por

$$Z = \frac{X_1 + \dots + X_n}{n} = \sum_i \frac{X_i}{n} .$$

Por definição

$$\begin{aligned} \text{Var}(Z) &= \frac{1}{n^2} \text{Var}(X_1) + \dots + \frac{1}{n^2} \text{Var}(X_n) + \sum_i \sum_{j \neq i} \text{Cov} \left(\frac{1}{n} X_i, \frac{1}{n} X_j \right) = \\ &= \frac{1}{n^2} \sum_i \text{Var}(X_i) + \frac{1}{n^2} \sum_i \sum_{j \neq i} \rho_{ij} \sigma(X_j) \sigma(X_i) = \end{aligned} \quad (1)$$

onde

$$\rho_{ij} = \text{correlação entre } X_i \text{ e } X_j .$$

O teste-t de significância de Z será sempre determinado por $t = \mu_Z / \sigma_Z$. Supondo-se que a distribuição de X_i seja estacionária, então $\mu_Z = \mu_X$. Para definir o teste-t precisa-se então especificar apenas a estrutura de coeficientes de correlação ρ_{ij} , que determinará σ_Z pela relação (1). Diferentes estruturas de correlação serão consideradas a seguir.

A) O CASO DE INDEPENDÊNCIA SERIAL

Este é o caso implicitamente assumido pelos procedimentos-padrão de testes estatísticos. Nele $\rho_{ij} = 0$ para $i \neq j$. A relação (1) reduz-se a

$$\text{Var}(Z) = \frac{\text{Var}(X)}{n} \quad (2)$$

e o teste-t usual será $t = \mu_X \sqrt{n} / \sigma_X$

B) O CASO DE PERFEITA DEPENDÊNCIA SERIAL

Este caso é representado por $\rho_{ij} = 1$, para todo i e j .
Nele

$$\text{Var}(Z) = \frac{1}{n^2} \sum_i \sum_j \sigma(X_j) = \frac{n^2 \text{Var}(X)}{n^2} = \text{Var}(X) \quad (3)$$

e o teste-t reduz-se a $t = \mu_x / \sigma_x$.

C) O CASO DE ESTRUTURA GEOMÉTRICA DE DEPENDÊNCIA SERIAL

Aqui supõe-se que a estrutura de autocorrelação serial seja decrescente seguindo uma progressão geométrica. Nessa estrutura

$$\rho_{ij} = \rho^{j-i} \text{ para } j \geq i.$$

Ela corresponde a uma matriz ($n \times n$) de autocorrelação do tipo

$$\begin{bmatrix} 1 & \rho & \rho^2 & \rho^3 & \dots & \rho^{n-1} \\ \rho & 1 & \rho & \rho^2 & \dots & \rho^{n-2} \\ \rho^2 & \rho & 1 & \rho & \dots & \rho^{n-3} \\ \rho^3 & \rho^2 & \rho & 1 & \dots & \rho^{n-4} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ \rho^{n-1} & \rho^{n-2} & \rho^{n-3} & \rho^{n-4} & \dots & 1 \end{bmatrix}$$

Neste caso, a expressão (1) pode então ser decomposta em

$$\text{Var}(Z) = \frac{n \text{Var}(X)}{n^2} + \frac{\text{Var}(X)}{n} \times \sum_i \sum_j \rho_{ij}$$

e, aproveitando-se a estrutura da matriz

$$\begin{aligned} \sum_i \sum_j \rho_{ij} &= n + (n-1)\rho + (n-2)\rho^2 + \dots + (n-(n-1))\rho^{n-1} \\ &= n(1+\rho+\rho^2+\dots+\rho^{n-1}) - (\rho+2\rho^2+\dots+(n-1)\rho^{n-1}) \end{aligned} \quad (4)$$

observando que

$$\begin{aligned} &\rho + 2\rho^2 + 3\rho^3 + \dots + (n-1)\rho^{n-1} = \\ &\left[\begin{array}{c} \rho + \rho^2 + \rho^3 + \dots + \rho^{n-1} \\ \rho^2 + \rho^3 + \dots + \rho^{n-1} \\ \rho^3 + \dots + \rho^{n-1} \\ \dots \dots \dots \\ \rho^{n-1} \end{array} \right] + \end{aligned} \quad (5)$$

e lembrando que (de matemática de progressão geométrica)

$$1 + \rho + \rho^2 + \rho^3 + \dots = \frac{1}{1-\rho}$$

obtém-se que

$$1 + \rho + \rho^2 + \dots + \rho^{n-1} = \frac{1}{1-\rho} - \frac{\rho^n}{1-\rho} = \frac{1-\rho^n}{1-\rho} \quad (6)$$

$$\rho^k + \rho^{k+1} + \dots + \rho^{n-1} = \frac{\rho^k - \rho^n}{1-\rho}$$

Substituindo-se (5) e (6) em (4) obtém-se

$$\sum_i \sum_j \rho_{ij} = \frac{n(1-\rho^n)}{(1-\rho)} - \left[\frac{\rho - \rho^n}{(1-\rho)} + \frac{\rho^2 - \rho^n}{(1-\rho)} + \dots + \frac{\rho^{n-1} - \rho^n}{(1-\rho)} \right]$$

$$\begin{aligned}
&= \frac{n(1-\rho^n)}{(1-\rho)} - \frac{1}{(1-\rho)} (\rho + \rho^2 + \dots + \rho^{n-1}) + \frac{(n-1)\rho^n}{(1-\rho)} = \\
&= \frac{n(1-\rho^n)}{(1-\rho)} + \frac{(n-1)\rho^n}{(1-\rho)} - \frac{1}{(1-\rho)} \times \frac{(\rho - \rho^n)}{(1-\rho)} = \\
&= \frac{1}{1-\rho} \left[n(1-\rho^n) + (n-1)\rho^n - \frac{(\rho - \rho^n)}{(1-\rho)} \right] = \\
&= \frac{1}{(1-\rho)} \left[n - \rho^n - \frac{(\rho - \rho^n)}{(1-\rho)} \right].
\end{aligned}$$

Substituindo-se esse resultado na expressão de $\text{Var}(Z)$ obtêm-se

$$\begin{aligned}
\text{Var}(Z) &= \frac{\text{Var}(X)}{n} + \frac{\left[n - \rho^n - \frac{(\rho - \rho^n)}{(1-\rho)} \right]}{n^2(1-\rho)} \text{Var}(X) \rightarrow \\
\Rightarrow \text{Var}(Z) &= \left[\frac{1}{n} + \frac{\left[n - \rho^n - \frac{(\rho - \rho^n)}{(1-\rho)} \right]}{n^2(1-\rho)} \right] \text{Var}(X)
\end{aligned}$$

ou, definindo-se

$$\ell = \left\{ \frac{1}{n} + \frac{\left[n - \rho^n - \frac{(\rho - \rho^n)}{(1-\rho)} \right]}{n^2(1-\rho)} \right\} \quad (7)$$

então

$$\text{Var}(Z) = \ell \text{Var}(X) \quad (8)$$

O test-t pode ser então conduzido através da relação

$$t = \frac{\bar{M}_x}{\sqrt{\ell} s_x} \quad (9)$$

Cabe observar que ρ é o coeficiente de autocorrelação de 1.^a ordem. Como o test-t da relação (9) depende de ρ , ele tem que ser desenvolvido em dois estágios. No primeiro estima-se o coeficiente de autocorrelação ρ e no segundo prossegue-se para os testes da relação (9).