

RESUMO

A pesquisa teve como objetivo testar se preços no mercado futuro brasileiro seguem um passeio aleatório - uma das versões da chamada Hipótese do Mercado Eficiente. Foram estudados os preços dos contratos futuros de Ibovespa e de dólar comercial, de 30 de junho de 1994 a 31 de dezembro de 1998. Aplicação de testes paramétricos e não-paramétricos envolvendo a Relação de Variâncias (Variance Ratio) de Lo-MacKinlay levam à conclusão de que a hipótese testada não pode ser rejeitada, apontando, portanto, para eficiência em tais mercados.

PALAVRAS-CHAVE

Hipótese do Mercado Eficiente; Passeio Aleatório; Relação de Variâncias; Método Bootstrap; Mercado Futuro.

ABSTRACT

The research aimed to test whether Brazilian futures prices follow a random walk - one of the versions of the Efficient Market Hypothesis. Futures prices of the Ibovespa index and dollar futures contracts have been analysed, from June-30-1994 to December-31-1998. Parametric and non-parametric procedures involving Lo-MacKinlay's Variance Ratio lead to the hypothesis not being rejected, pointing to efficiency in those markets.

KEY WORDS

Efficient Market Hypothesis; Random Walk; Variance Ratio; Bootstrap Method; Futures Market.

SUMÁRIO

I.	Passeio aleatório	4
II.	Dados, metodologia e resultados.....	5
1.	Contratos futuros estudados e metodologia.....	5
2.	Futuro de dólar comercial	9
2.1.	Estatísticas básicas	10
2.2.	Teste de Ljung-Box	11
2.3.	Teste de raiz unitária	12
2.4.	Relação de variâncias e estatística $\psi^*(q)$	13
3.	Futuro de índice BOVESPA	16
3.1.	Estatísticas básicas	17
3.2.	Teste de Ljung-Box	18
3.3.	Teste de raiz unitária	18
3.4.	Relação de variâncias e estatística $\psi^*(q)$	19
III.	Resumo e conclusões	21
IV.	Bibliografia	23

PREÇOS FUTUROS E BRASILEIROS SEGUEM UM PASSEIO ALEATÓRIO? UM ESTUDO EMPÍRICO

*José Evaristo dos Santos**

Este documento relata os resultados da aplicação de testes econométricos a séries de retornos do dólar comercial futuro e do futuro de Ibovespa, objetivando verificar se as mesmas seguem um passeio aleatório.

Na primeira seção, apresentamos, de forma resumida, os aspectos principais do modelo do passeio aleatório (random walk model). Na segunda, descrevemos os contratos futuros analisados, a metodologia utilizada e os resultados obtidos. A última seção resume o trabalho e apresenta as principais conclusões.

I. PASSEIO ALEATÓRIO

Em Finanças, poucos conceitos alcançaram a proeminência que a chamada Hipótese do Mercado Eficiente alcançou. A partir dos estudos pioneiros de Fama[1965], Mandelbrot[1963] e Samuelson[1965], desenvolveu-se uma literatura imensa sobre a hipótese em foco, pela qual os preços de ativos financeiros rapidamente se ajustam, em função das informações disponíveis.¹

* Agradecimentos ao aluno que participou da pesquisa que originou o presente relatório como auxiliar de pesquisas, Geraldo Mellone Júnior.

¹ Fama[1970] e Fama[1991] revêem a literatura sobre o assunto.

Uma das versões da hipótese em foco postula que os logaritmos dos preços de ativos financeiros seguem um passeio aleatório, isto é, que o processo gerador de tais preços é dado por $p_t = p_{t-1} + \varepsilon_t$, em que:

- p_t é o logaritmo do preço do ativo no final de determinado período;
- p_{t-1} é o logaritmo do preço do ativo no final do período anterior; e
- ε_t é um ruído branco com média zero e variância σ^2 , finita.²

O foco desta pesquisa foi essa versão da hipótese. Foram estudados os contratos futuros de Ibovespa e de dólar comercial, negociados na BM&F - Bolsa de Mercadorias & Futuros, no período compreendido entre 30 de junho de 1994 e 31 de dezembro de 1998.

II. DADOS, METODOLOGIA E RESULTADOS

1. CONTRATOS FUTUROS ESTUDADOS E METODOLOGIA

Conforme registramos acima, dois contratos futuros negociados na BM&F - Bolsa de Mercadorias e Futuros foram estudados. A Tabela 1 apresenta as principais características desses contratos.

² Se se supõe que os ε_t são independentes e identicamente distribuídos, tem-se o que Campbell, Lo, and MacKinlay[1997] denominam modelo RW-1 (random walk 1); se se supõe que são independentes mas não identicamente distribuídos, RW-2; se que são apenas não correlacionados, RW-3.

Tabela 1**Principais Características dos Contratos Futuros Estudados**

ESPECIFICAÇÃO	IBOVESPA	DÓLAR
Meses de vencimento	Meses pares	Todos
Último dia de negociação	Quarta-feira mais próxima do dia 15 do mês de vencimento	Último dia útil do mês anterior ao de vencimento
Varição mínima de apregoação	5 pontos	R\$ 0,001 por US\$ 1.000,00
Número de vencimentos em aberto	Máximo 6	Máximo 24
Tamanho	IBOVESPA futuro multiplicado pelo valor em R\$ de cada ponto	US\$ 50 mil até set/98 e US\$ 100 mil após set/98

Os dados básicos utilizados foram os logaritmos neperianos dos respectivos preços de ajuste diários do contrato com vencimento mais próximo. A partir desses logaritmos de preços, p_t , foram calculados os correspondentes retornos, r_t , dados por $r_t = p_t - p_{t-1}$, de que foram derivadas estatísticas básicas (média, desvio-padrão, assimetria, curtose) e as estatísticas de Jarque-Bera, de Dickey-Fuller e de Ljung-Box – esta última, aplicada à série de retornos ao quadrado.³

³ A aplicação da estatística de Ljung-Box à série de quadrados dos retornos objetiva testar a existência de heteroscedasticidade dos retornos - fenômeno bastante documentado em séries de retornos de ativos financeiros. Para detalhes, ver Mills[1993].

A hipótese nula de que as séries em foco seguem um passeio aleatório foi testada mediante a aplicação da chamada Relação de Variâncias (*Variance Ratio*), desenvolvida por Lo and MacKinlay[1988].⁴ Foram utilizadas as duas estatísticas em que o teste se materializa, a saber:⁵

$$\bullet \psi(q) = \sqrt{nq} \left[VR(q) - 1 \right] \left[\frac{2(2q-1)(q-1)}{3q} \right]^{-1/2}$$

e

$$\bullet \psi^*(q) = \frac{\sqrt{nq} \left[VR(q) - 1 \right]}{\sqrt{\hat{\theta}(q)}}, \text{ em que}$$

$$\bullet VR(q) = \frac{\hat{\sigma}_c^2(q)}{\hat{\sigma}_a^2}, \quad \hat{\sigma}_c^2 = \frac{1}{m} \sum_{k=q}^{nq} \left(p_k - p_{k-q} - q \hat{\mu} \right)^2,$$

$$\bullet \hat{\sigma}_a^2 = \frac{1}{nq-1} \sum_{k=1}^{nq} \left(p_k - p_{k-1} - \hat{\mu} \right)^2$$

⁴ O teste é concebido a partir da idéia de que, em um passeio aleatório, a variância dos retornos é proporcional ao tempo. Desse modo, aceita a hipótese nula de que a série em estudo segue um passeio aleatório, o quociente entre $\sigma^2(q)$, a variância dos retornos correspondentes a um período $q > 1$, e $\sigma^2(1)$, a variância dos retornos correspondentes a um período, deve ser igual a q . Campbell, Lo, and MacKinlay [1997] apresentam uma boa descrição das características econométricas desse teste.

⁵ A aplicação do teste pressupõe a existência de $nq+1$ logaritmos de preços ($p_0, p_1, p_2 \dots p_{nq}$), em que q tem o sentido dado na nota anterior. A simbologia de Campbell, Lo, and MacKinlay [1997] está sendo seguida.

$$\begin{aligned}
 & \bullet m = q(nq - q + 1) \left(1 - \frac{q}{nq}\right), \quad \hat{\mu} = \frac{1}{nq} (p_{nq} - p_0) \\
 & \bullet \hat{\theta}(q) = 4 \sum_{k=1}^{q-1} \left(1 - \frac{k}{q}\right)^2 \hat{\delta}_k, \\
 & \bullet \hat{\delta}_k = \frac{nq \sum_{j=k+1}^{nq} \left(p_j - p_{j-1} - \hat{\mu}\right)^2 \left(p_{j-k} - p_{j-k-1} - \hat{\mu}\right)^2}{\left[\sum_{j=1}^{nq} \left(p_j - p_{j-1} - \hat{\mu}\right)^2 \right]^2}
 \end{aligned}$$

A estatística $\psi^*(q)$ leva em conta heteroscedasticidade dos retornos, sendo considerada um aperfeiçoamento em relação à primeira, $\psi(q)$, que pressupõe homoscedasticidade.

Lo and MacKinlay[1988] demonstraram que ambas as estatísticas convergem assintoticamente para a distribuição normal padronizada - fato que é utilizado para testar a hipótese nula de que o valor da estatística é zero. Foram utilizados os intervalos $q = 2, 4, 8$ e 16 .

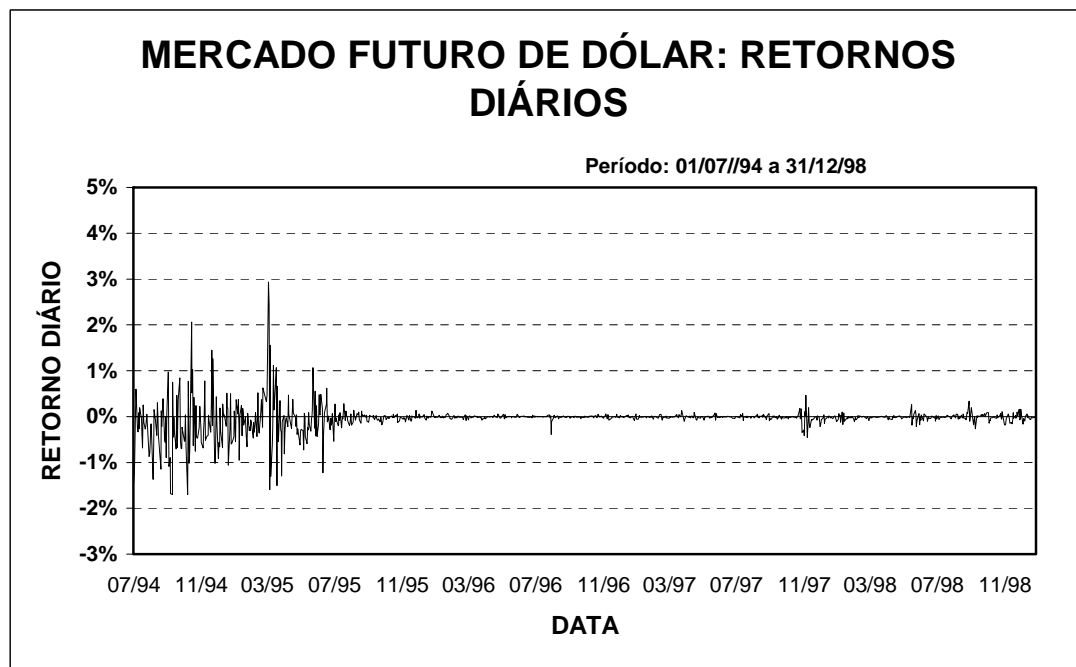
Além da aplicação dos testes convencionais, citados no parágrafo acima, foram também derivadas distribuições de probabilidades da relação de variâncias, mediante a aplicação do método não-paramétrico de *bootstrap*, originalmente sugerido por Efron[1982].⁶ A partir das distribuições obtidas, foram realizados os correspondentes testes.

⁶ Berenson and Levine [1996] apresentam os aspectos básicos desse método.

2. FUTURO DE DÓLAR COMERCIAL

O Gráfico 1 apresenta os retornos diários do contrato futuro de dólar comercial, no período estudado. Nota-se que, seguindo o que se observa em praticamente todos os estudos empíricos que envolvam retornos diários, o retorno médio diário não se afasta de zero. No que se refere à volatilidade de tais retornos, o período total apresenta dois subperíodos distintos: o primeiro, que se estende de julho de 1994 a março de 1995, ocasião em que a nossa nova moeda flutuou no mercado de câmbio; o segundo, de abril de 1995 em diante, quando vigorou a política de bandas cambiais abandonada no início de 1999. Uma vez que os retornos diários tiveram um comportamento claramente distinto até 1995, subdividimos os período total de análise em dois subperíodos: de julho de 1994 a dezembro de 1995, e de janeiro de 1996 a dezembro de 1998.

Gráfico 1



2.1. Estatísticas básicas

Conforme comentado anteriormente, a série de retornos diários foi submetida a alguns testes, usuais em estudos da natureza do presente. Estes testes envolvem teste de normalidade, teste de raiz unitária e teste de autocorrelação da série de quadrado dos retornos. Os testes foram aplicados ao período total estudado (julho de 1994 a dezembro de 1998), e a dois subperíodos, conforme esclarecido acima.

A Tabela 2 registra as estatísticas descritivas dos retornos diários do mercado futuro de dólar comercial, além da estatística de Jarque-Bera, que testa a normalidade dos retornos.

Tabela 2

Retornos Diários do Futuro de Dólar Comercial – Estatísticas Descritivas e Teste de Normalidade

ESPECIFICAÇÃO	Jul/94 a Dez/98	Jul/94 a Dez/95	Jan/96 a Dez/98
Quant. observações	1112	369	743
Média	-0,000428	-0,001028	-0,000130
Mediana	-0,000123	-0,000451	-0,000098
Máximo	0,029369	0,029369	0,004630
Mínimo	-0,016982	-0,016982	-0,004584
Desvio-Padrão	0,002973	0,005039	0,000061
Assimetria	0,748563	0,820339	-0,806064
Curtose	26,0611	9,8292	20,3739
Jarque-Bera	24.744,5	758,4	9.425,3
Valor-p	0,000000	0,000000	0,000000

Concentrando a atenção inicialmente no período total (julho de 1994 a dezembro de 1998), observa-se que a série em foco apresenta as características usuais de séries financeiras em geral: retorno médio próximo de zero (-0,0428% ao dia), uma

curtose elevada (26,0611) e um certo grau de assimetria (0,748563). Essas características sugerem que a série não segue a distribuição normal, o que é confirmado pela estatística de Jarque-Bera (24744,5, com valor-p igual a zero). Essas conclusões básicas não se alteram quando se analisam os dois subperíodos estudados. Contudo - em linha com o que o Gráfico 1 já tinha indicado - chama a atenção o fato de que o desvio-padrão dos retornos diários no primeiro subperíodo (julho de 1994 a dezembro de 1995) é muito maior que o do segundo período (0,005039 e 0,000061, respectivamente).

2.2. Teste de Ljung-Box

No estudo de séries de retornos de ativos financeiros, uma questão sempre presente é se a série em análise é heteroscedástica. A Tabela 3, a seguir, apresenta os resultados da aplicação do teste de Ljung-Box à série de quadrado dos retornos – uma *proxy* da volatilidade. As estimativas da estatística $Q(20)$ e seus respectivos p-valores indicam que a hipótese nula de que todas as correlações de ordem um a vinte são zero deve ser rejeitada, tanto para o período global como para os subperíodos estudados. Concluimos, então, que a série é heteroscedástica.

Tabela 3

**Futuro de Dólar Comercial – Retornos Diários ao Quadrado
Teste de Ljung-Box**

ESPECIFICAÇÃO	Jul/94 a Dez/98	Jul/94 a Dez/95	Jan/96 a Dez/98
Quant. observações	1112	369	743
Estatística Q(20)	864,120	169,530	501,100
Valor-p	0,000	0,000	0,000

2.3. Teste de raiz unitária

Submetemos a série de retornos diários a um teste de raiz unitária, cujos resultados são apresentados na Tabela 4. Para o período global e para os subperíodos estudados, o valor da estatística ADF⁷ é inferior ao valor crítico para um nível de significância de a 1%, levando-nos à conclusão de que a hipótese nula de existência de raiz unitária – e conseqüente não-estacionariedade da série - deve ser rejeitada.⁸ Não há necessidade, portanto, de trabalhar com a primeira diferença dos retornos.

⁷ Augmented Dickey-Fuller statistic.

⁸ Pereira [1997] alerta que “...testes de raiz unitária são usados neste contexto para verificar se a variância é finita, visto que esses testes são sensíveis a quebras estruturais e ao *span* dos dados – este último, crucial, pois a potência desses testes é função do *span* e não da frequência dos dados”.

Tabela 4**Retornos Diários do Futuro de Dólar Comercial – Teste de Raiz Unitária**

ESPECIFICAÇÃO	Jul/94 a Dez/98	Jul/94 a Dez/95	Jan/96 a Dez/98
Qtde de observações	1110	367	743
Estatística ADF	-22,137	-13,10418	-18,57999
Valor crítico a 1%	-3,9710	-3,9869	-2,5685

2.4. Relação de variâncias e estatística $\psi^*(q)$

Na Tabela 5, apresentamos os valores da relação de variâncias e a respectiva estatística $\psi^*(q)$.⁹

⁹ Valores da estatística $\psi(q)$ também foram calculados. Não os estamos relatando, porém, pois essa estatística não é adequada à situação presente, tendo em vista que a série em análise é heteroscedástica, conforme apontado pelo teste de Ljung-Box.

Tabela 5**Retornos Diários do Futuro de Dólar Comercial****Relação de Variâncias e Estatística $\psi^*(q)$**

ESPECIFICAÇÃO	q = 2	q = 4	q = 8	q = 16
Período: Jul/94 a Dez/98				
Quant. observações	1112	1112	1112	1104
VR(q)	1,090	1,227	1,447	1,886
$\psi^*(q)$	0,807	1,166	1,611	2,452
Período: Jul/94 a Dez/95				
Quant. observações	368	368	368	368
VR(q)	1,075	1,211	1,457	1,995
$\psi^*(q)$	0,629	1,011	1,545	2,586
Período: Jan/96 a Dez/98				
Quant. observações	742	740	736	736
VR(q)	1,059	1,022	1,106	1,317
$\psi^*(q)$	0,607	0,118	0,348	0,731

Verifica-se que, considerado o período global (julho de 1994 a dezembro de 1998), a hipótese nula de que os retornos do contrato futuro de dólar seguem um passeio aleatório somente pode ser rejeitada para $q = 16$, pois somente para essa defasagem a estatística $\psi^*(q)$ é superior a 1,96 ou inferior a $-1,96$.¹⁰ A mesma conclusão se aplica ao primeiro subperíodo (julho de 1994 a dezembro de 1995). Para o segundo período, contudo, a hipótese nula não pode ser rejeitada, para qualquer valor de q .

A relação de variâncias também foi testada a partir da distribuição de probabilidades

¹⁰ Estamos considerando um nível de significância de 5%. Note-se, contudo, que analisar o período global pode não fazer sentido, dada a clara mudança de regime apontada anteriormente.

obtida pela aplicação do método de *bootstrap* de Efron.¹¹ O intervalo de confiança para um nível de significância de 5% e as respectivas relações de variâncias encontram-se na Tabela 6, a seguir.

Tabela 6

Retornos Diários do Futuro de Dólar Comercial

Método de *Bootstrap* – VR(q) e seu Intervalo de Confiança

PERCENTIL	q = 2	q = 4	q = 8	q = 16
Período: Jul/94 a Dez/98				
2,50%	0,938	0,891	0,855	0,768
97,50%	1,094	1,302	1,162	1,236
VR(q)	1,090	1,227	1,447	1,886
Período: Jul/94 a Dez/95				
2,50%	0,888	0,820	0,711	0,634
97,50%	1,105	1,522	1,760	2,306
VR(q)	1,075	1,211	1,457	1,995
Período: Jan/96 a Dez/98				
2,50%	0,923	0,884	0,777	0,731
97,50%	1,080	1,123	1,195	1,360
VR(q)	1,059	1,022	1,106	1,317

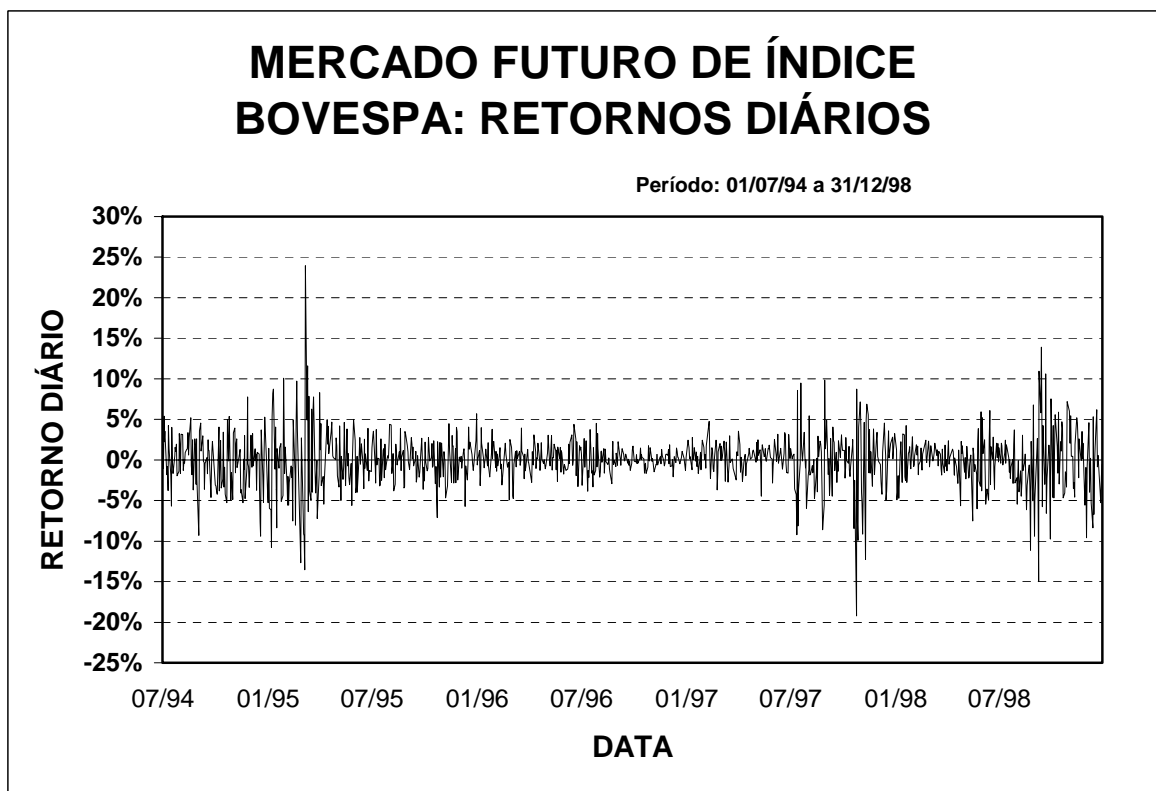
Focalizando a atenção no o período total, verificamos que a hipótese nula é rejeitada, a um nível de significância de 5%, para as defasagens $q = 8$ e $q = 16$, pois as estimativas das respectivas relações de variância (1,447 e 1,886) encontram-se fora de seus intervalos de confiança. Para os dois subperíodos considerados, a hipótese nula não é rejeitada para qualquer defasagem.

¹¹ Pan, Chan, and Fok [1997] ressaltam a superioridade da aplicação do método não-paramétrico, dadas as conhecidas limitações, em amostras finitas, da aplicação de estatísticas que assintoticamente convergem para a distribuição normal padronizada, como é o caso da estatística $\psi^*(q)$.

3. FUTURO DE ÍNDICE BOVESPA

O Gráfico 2, a seguir, apresenta os retornos diários no mercado futuro de índice Bovespa. Aqui, como também no mercado futuro de dólar comercial, observamos que o retorno médio está próximo de zero, e que existem três períodos onde a volatilidade aumenta: o primeiro semestre de 1995, o segundo semestre de 1997 e o segundo semestre de 1998 – épocas da “reverberação”, em nosso mercado, das crises internacionais do México, leste asiático e Rússia, respectivamente.

Gráfico 2



3.1. Estatísticas básicas

A Tabela 7 apresenta as estatísticas básicas e o valor da estatística de Jarque-Bera correspondentes aos retornos diários do futuro de Ibovespa, para o período global do estudo (julho de 1994 e dezembro de 1998) e para dois subperíodos iguais em que esse período global pode ser subdividido (julho de 1994 a setembro de 1996 e outubro de 1996 a dezembro de 1998). As conclusões usuais reaparecem: retorno médio próximo de zero e não-normalidade.¹²

Tabela 7

Retornos Diários do Futuro de IBOVESPA

Estatísticas Descritivas e Teste de Normalidade

ESPECIFICAÇÃO	Jul/94 a Dez/98	Jul/94 a Set/96	Out/96 a Dez/98
Quant. observações	1112	556	556
Média	-0,000456	-0,000096	-0,000817
Mediana	0,001218	0,000765	0,001601
Máximo	0,239319	0,239319	0,139144
Mínimo	-0,191963	-0,135344	-0,191963
Desvio-Padrão	0,032158	0,032029	0,032311
Assimetria	-0,098685	0,442463	-0,625111
Curtose	8,6667	9,7530	7,5570
Jarque-Bera	1.489,6	1.074,6	517,3
Valor-p	0,000000	0,000000	0,000000

¹² Cabe notar que, contrariamente ao que acontece com os retornos do futuro de dólar, o desvio-padrão não apresenta grandes diferenças entre os dois subperíodos (0,032029 e 0,032311, respectivamente).

3.2. Teste de Ljung-Box

Aplicação do teste de Ljung-Box à série de retornos ao quadrado nos leva a rejeitar a hipótese nula de que a série não apresenta autocorrelação: os p-valores das estatísticas $Q(20)$ são todos próximos de zero. Concluimos, portanto, que a série de retornos diários do futuro de IBOVESPA é heteroscedástica, a exemplo do que também concluimos com relação à série do futuro de dólar comercial.

Tabela 8

Futuro de IBOVESPA – Retornos Diários ao Quadrado

Teste de Ljung-Box

ESPECIFICAÇÃO	Jul/94 a Dez/98	Jul/94 a Set/96	Out/96 a Dez/98
Quant. observações	1112	556	556
Estatística $Q(20)$	640,670	352,890	312,530
Valor-p	0,000	0,000	0,000

3.3. Teste de raiz unitária

Calculamos a estatística de Dickey-Fuller, para testar a hipótese nula de não-estacionariedade da série de retornos do futuro de índice Bovespa. Os resultados encontram-se na Tabela 9, a seguir. Para o período global e para os subperíodos, o valor dessa estatística é inferior ao respectivo valor crítico para o nível de significância de 1%, levando-nos a rejeitar a hipótese nula. A série em análise é estacionária, portanto.

Tabela 9**Retornos Diários do Futuro de IBOVESPA – Teste de Raiz Unitária**

ESPECIFICAÇÃO	Jul/94 a Dez/98	Jul/94 a Set/96	Out/96 a Dez/98
Qtde de observações	1110	554	556
Estatística ADF	-24,45	-9,22	-9,87
Valor crítico a 1%	-3,97	-2,57	-2,57

3.4. Relação de variâncias e estatística $\psi^*(q)$

Na Tabela 10, apresentamos a Relação de Variâncias e a estatística $\psi^*(q)$ para a série de retornos diários do futuro de índice Bovespa. Nota-se que, para o período global e para os subperíodos estudados, o valor da estatística nunca é inferior a $-1,96$ ou superior a $1,96$, fazendo com que não possamos rejeitar a hipótese nula de que a série em análise segue um passeio aleatório. Essa conclusão é praticamente confirmada pela aplicação do método de *bootstrap* (Tabela 11), exceto pelo fato de que, por esse segundo teste, a hipótese nula é rejeitada no primeiro período, para $q=16$ (a relação de variâncias é estimada em $0,764$, que é inferior ao limite inferior do respectivo intervalo de confiança a 95%).

Tabela 10**Retornos Diários do Futuro de IBOVESPA – Relação de Variâncias e Estatística $\psi^*(q)$**

ESPECIFICAÇÃO	q = 2	q = 4	q = 8	q = 16
Período: Jul/94 a Dez/98				
Quant. observações	1112	1112	1112	1104
VR(q)	1,019	0,961	0,785	0,813
$\psi^*(q)$	0,355	-0,377	-1,380	-0,850
Período: Jul/94 a Set/96				
Quant. observações	556	556	552	544
VR(q)	1,031	0,955	0,712	0,722
$\psi^*(q)$	0,376	-0,287	-1,223	-0,843
Período: Out/96 a Dez/98				
Quant. observações	554	552	552	544
VR(q)	1,010	0,977	0,880	0,946
$\psi^*(q)$	0,141	-0,167	-0,584	-0,183

Tabela 11**Retornos Diários do Futuro de IBOVESPA – Bootstrap – Relação de Variâncias e seu Intervalo de Confiança**

PERCENTIL	q = 2	q = 4	q = 8	q = 16
Período: Jul/94 a Dez/98				
2,5%	0,776	0,744	0,640	0,656
97,5%	1,411	1,472	1,216	1,338
VR(q)	1,019	0,961	0,785	0,813
Período: Jul/94 a Set/96				
2,5%	0,989	0,940	0,698	0,792
97,5%	1,750	1,550	1,286	1,230
VR(q)	1,031	0,955	0,712	0,722
Período: Out/96 a Dez/98				
2,5%	0,865	0,850	0,742	0,864
97,5%	1,286	1,645	1,344	1,374
VR(q)	1,010	0,977	0,880	0,946

III. RESUMO E CONCLUSÕES

Neste trabalho, testamos a hipótese de que as séries de retornos diários do contrato futuro de dólar comercial e do contrato futuro de IBOVESPA seguem um passeio aleatório. Ambas as séries foram analisadas no período compreendido entre julho de 1994 e dezembro de 1998 – um período pós-Plano Real, portanto. Cada série foi também analisada em dois subperíodos: a série do futuro de dólar comercial, de julho de 1994 a dezembro de 1995 e de janeiro de 1996 a dezembro de 1998; a série do futuro de IBOVESPA, em dois subperíodos iguais (julho de 1994 a setembro de 1996 e de outubro de 1996 a dezembro de 1998).

Antes de testar a hipótese acima referida, calculamos as estatísticas básicas das duas séries, e, mediante a aplicação dos testes de Jarque-Bera, de Ljung-Box e de Dickey-Fuller, testamos se seguem a distribuição normal, se são homoscedásticas e se são estacionárias. Concluímos que ambas não seguem a distribuição normal, são heteroscedásticas e são estacionárias.

A hipótese nula de que as séries seguem um passeio aleatório foi testada com a utilização da Relação de Variâncias de Lo-MacKinlay. Se o processo gerador de uma série de retornos é representado por um passeio aleatório, o quociente entre a variância para uma defasagem de, digamos, q dias e o produto da variância diária pela defasagem q deve ser igual a um. Testamos tal hipótese, para q igual a 2, 4, 8 e 16 dias, de duas formas:

- a) de uma forma paramétrica, calculando a estatística $\psi^*(q)$, derivada pelos mesmos Lo e MacKinlay, a qual converge assintoticamente para a distribuição normal padronizada;
- b) de uma forma não-paramétrica, derivando a distribuição estatística da relação de variâncias mediante a aplicação do método de *bootstrap* de Efron.

Por ambos esses procedimentos, nossa conclusão geral é que não podemos rejeitar a hipótese de que ambas as séries seguem um passeio aleatório, levando-nos a também não rejeitar a idéia de que os mercados futuros de dólar comercial e do IBOVESPA são eficientes. Em comparação com outros (poucos...) trabalhos sobre eficiência dos mercados de ativos financeiros brasileiros, nossos resultados juntam-se aos de Frick e Campos[1996] e de Muniz[1980], que também não puderam rejeitar a hipótese de eficiência de mercado, e contrariam os de Clini[1995] e Lemos e Costa[1997].

IV. BIBLIOGRAFIA

Berenson, Mark L., and David M. Levine, 1996, Basic Business Statistics: Concepts and Applications, 6th. ed., Prentice-Hall.

Campbell, John Y., Andrew W. Lo, and A. Craig MacKinlay, 1997, The Econometrics of Financial Markets, Princeton University Press.

Clini, Paulo E., 1995, Mercados Futuros Eficientes: Resultados de Testes de Cointegração, Dissertação de Mestrado, FEA/USP.

Cochran J.H., 1988, How Big is the Random Walk in GNP? *Journal of Political Economy* 96, 893-920.

Efron, B., 1982, The Jackknife, the Bootstrap, and Other Resampling Plans, Society for Industrial and Applied Mathematics.

Fama, Eugene, 1965, The Behavior of Stock Market Prices, *Journal of Business* 38, 34-105.

Fama, Eugene, 1970, Efficient Capital Markets: Theory and Empirical Work, *Journal of Finance* 25, 383-417.

Fama, Eugene, 1991, Efficient Capital Markets: II, *Journal of Finance* 46, 264-293.

Frick, Oscar O. e Rodrigo B. M. Campos, 1996, Eficiência do Mercado Futuro de Boi Gordo, *Resenha BM&F* 113, 47-52.

Lemos, Marcelo de O. e Newton C.A. da Costa, 1997, O Efeito de Sobre-reação a Curto Prazo no Mercado de Capitais Brasileiro, *Revista Brasileira de Economia* 23, 28-52.

- Lo, Andrew W., and A. Craig MacKinlay, 1988, Stock Market Prices Do Not Follow Random Walks: Evidence from a Simple Specification Test, *Review of Financial Studies* 1, 41-66.
- Lo, Andrew W., and A. Craig MacKinlay, 1989, The Size and Power of the Variance Ratio Test in Finite Samples, *Journal of Econometrics* 40, 203-238.
- Mandelbrot, Benoit, 1963, The Variation of Certain Speculative Prices, *Journal of Business*, 36, 394-419.
- Mills, Terence C., 1993, *The Econometric Modelling of Financial Time Series*, Cambridge University Press.
- Muniz, Carlos J., 1980, Testes Preliminares de Eficiência do Mercado de Ações Brasileiro, *Revista Brasileira de Mercado de Capitais* 6, 80-94.
- Pan, Ming-Shiun, Kam C. Chan, and Robert C.W. Fok, 1997, Do Currency Futures Prices Follow Random Walks? *Journal of Empirical Finance* 4, 1-15.
- Pereira, Pedro L. V., 1997, Comunicação Particular.
- Samuelson, P., 1965, Proof that Properly Anticipated Prices Fluctuate Randomly, *Industrial Management Review* 6, 41-49.