

Correspondência para/  
Correspondencia para/  
Correspondence to  
André Alves Portela Santos  
Universidade Federal de  
Santa Catarina - UFSC,  
Departamento de Economia,  
Campus Universitário  
Bairro Trindade, CEP  
88040-900  
Florianópolis-SC  
e-mail:  
andreportela@hotmail.com  
Artigo recebido em: 20/04/03  
Aprovado em: 10/05/03

# GANHOS DE EFICIÊNCIA E A HIPÓTESE DO CAMINHO ALEATÓRIO NOS MERCADOS FUTURO E DE AÇÕES DO BRASIL NA DÉCADA DE 90

GANANCIA DE EFICIENCIA Y LA HIPÓTESIS DEL CAMINO  
ALEATORIO EN LOS MERCADOS FUTURO Y DE ACCIONES  
DEL BRASIL EN LA DÉCADA DEL 90

EFFICIENCY GAINS AND THE RANDOM WALK  
HYPOTHESIS IN THE FUTURES AND STOCK MARKETS OF  
BRAZIL DURING THE 1990s

*André Alves Portela Santos*

Departamento de  
Economia-UFSC  
andreportela@hotmail.com

*Newton Carneiro Affonso*

*da Costa Jr, Dr.*  
Departamento de Economia-UFSC  
newton@eps.ufsc.br

*João S. Tusi da Silveira, Dr.*

Departamento de  
Economia-UFSC  
tusi@eps.ufsc.br

**Palavras-chave:**  
mercado futuro - Brasil -  
1990-1999,  
mercado de capitais - Brasil -  
1990-1999  
bolsa de valores - São Paulo.

**Palabras clave:**  
mercado futuro - Brasil -  
1990-1999,  
mercado de capitales - Brasil -  
1990-1999,  
bolsa de valores - San Pablo.

**Key words:**  
futures market - Brazil -  
1990-1999,  
capital market - Brazil -  
1990-1999,  
Stock Exchange - São Paulo.

**RESUMO:** Este artigo investiga a ocorrência de ganhos de eficiência nos mercados futuro e de ações no Brasil durante a década de 90, mensurados por uma maior aproximação das sucessivas variações dos preços ao comportamento random walk. Os principais conceitos da Hipótese dos Mercados Eficientes em sua forma fraca são discutidos. Utilizando testes paramétricos de autocorrelação serial e testes não-paramétricos de corrida de sinais em uma amostra de oito ações e dois contratos futuros constatou-se a ocorrência de elevados níveis de dependência nas variações de preço com até dois dias de defasagem. Os testes de corridas de sinais rejeitaram a hipótese de aleatoriedade nas variações de preço para o mercado de ações, enquanto que para o mercado futuro constatou-se uma formação de preço mais eficiente, ou seja, mais próxima ao modelo de caminho aleatório.

**RESUMEN:** Este artículo investiga la ocurrencia de ganancia de eficiencia en los mercados futuro y de acciones en Brasil durante la década de 90, mensurados por una mayor aproximación de las sucesivas variaciones de los precios al comportamiento random walk. Los principales conceptos de la Hipótesis de los Mercados Eficientes en su forma débil son discutidos. Utilizando pruebas paramétricas de auto correlación serial y pruebas no paramétricas de corrida de señales en una muestra de ocho acciones y dos contratos futuros se constató la ocurrencia de elevados niveles de dependencia en las variaciones de precios con hasta dos días de desfase. Las pruebas de corridas de señales rechazaron la hipótesis de aleatoriedad en las variaciones de precios para el mercado de acciones, en cuanto que para el mercado futuro se constató una formación de precio más eficiente, o sea, más próxima al modelo de camino aleatorio.

**ABSTRACT:** This article investigates the occurrence of efficiency gains in the futures and stock markets in Brazil during the 1990s, measured by the closer approximation of the successive price fluctuations to the random walk behavior. The main concepts of the Hypothesis of Efficient Markets in its weak form are discussed. Using the parametric tests of serial autocorrelation and the non-parametric run sign tests in a sample of eight stocks and two futures contracts, the occurrence was noted of high levels of dependence on the price fluctuations with up to two days of lag. The run sign tests reject the random hypothesis in the price fluctuations for the stock market, while for the futures market a formation of more efficient prices is noted, i.e. one that is closer to the random walk model.

## 1. INTRODUÇÃO

As mudanças na regulação do mercado de capitais brasileiro e o processo de abertura comercial ocorridos na década de 90 trouxeram mudanças significativas sobre o funcionamento dos mercados no país. Primeiramente, a quantidade física de investidores e analistas ampliou-se consideravelmente, como também o montante de investimentos. A hipótese assumida por Fama (1995) é de que a existência de muitos analistas com boa capacidade de análise e recursos consideráveis a seu dispor ajuda a estreitar a discrepância entre preços atuais e valores intrínsecos dos ativos, além de causar um ajustamento instantâneo dos preços a cada nova informação. Esse ajustamento neutralizaria qualquer dependência nas sucessivas mudanças de preço, causada pela dependência no processo de avaliação da informação. Quanto mais investidores e analistas o mercado possui mais eficiente ele tende a ser, já que a competição entre seus participantes resultará em ajustes mais rápidos de preços com relação a novas informações, contribuindo também para a independência nas suas sucessivas mudanças.

Este trabalho examina a hipótese da ocorrência de um processo de ajustamento dos mercados futuro e de ações em direção a uma maior eficiência informacional ao longo da década de 90, mensurada por uma maior eficiência na formação de preço. Como nota Sheldon (1987), estudos que apontam os mercados tendem a ser mais eficientes à medida que são melhor regulamentados, mais agentes participam e o processo de difusão de informação se torna mais transparente. Testes relacionados à Hipótese dos Mercados Eficientes (HME) em sua forma fraca são uma forma de examinar a ocorrência desse processo de ajustamento para o mercado brasileiro.

Na próxima seção são apresentados os principais conceitos relacionados à Hipótese dos Mercados Eficientes. Na seção 3 são apresentadas a metodologia e a amostra utilizadas no trabalho. Na seção 4, os resultados são apresentados e discutidos. Por fim, na seção 5, são apresentadas as considerações finais.

## 2. MERCADOS EFICIENTES: PRINCIPAIS CONCEITOS

O termo mercado eficiente é definido por Fama (1995) como um mercado em que há um grande número de indivíduos racionais maximizadores de lucro competindo ativamente, cada um tentando prever qual o valor futuro dos ativos e onde importantes informações relevantes estão livremente disponíveis para todos os participantes. Outra versão do conceito atesta que, em mercados eficientes, os preços refletirão a informação até o limite em que os benefícios marginais derivados da incorporação da informação não sejam superados pelos custos marginais de aquisição da informação e da transação. O mercado seria um local onde as

empresas poderiam tomar decisões de produção e, investimento e investidores poderiam escolher ativos que representassem a posse dessas empresas (ações) sob a premissa que os preços dos ativos sempre refletiriam inteiramente todas as informações disponíveis no mercado (FAMA, 1970).

Para tornar empiricamente testável a definição de que os preços das ações refletem totalmente todas as informações disponíveis, é necessário estabelecer que:

$$E(p_{j,t+1} / \Phi_t) = [1 + E(r_{j,t+1} / \Phi_t)] p_{j,t} \quad (1)$$

onde:

$E$  é o operador de valor esperado;

$p_{j,t}$  é o preço do ativo  $j$  na data  $t$ ;

$p_{j,t+1}$  é o preço do ativo  $j$  na data  $t+1$ ;

$r_{j,t+1}$  é a porcentagem do retorno do período  $(p_{j,t+1} - p_{j,t}) / p_{j,t}$

$\Phi_t$  é o conjunto de informações que, assume-se, serão completamente incorporadas ao preço do ativo em  $t$

Esta definição implica em que para qualquer modelo utilizado na determinação do retorno esperado do ativo em  $t+1$ , as informações disponíveis em  $t$  serão completamente incorporadas ao preço projetado em  $t+1$ .

A premissa de que os retornos de equilíbrio são formados a partir de um conjunto de informações completamente refletido pelos preços exclui a possibilidade de haver estratégias de negociação baseadas simplesmente em informações passadas que produzam retornos anormais ou que excedam os de equilíbrio. Ou seja,

$$x_{j,t+1} = p_{j,t+1} - E(p_{j,t+1} / \Phi_t) \quad (2)$$

$$E(x_{j,t+1} / \Phi_t) = 0 \quad (3)$$

Na equação 2,  $x_{j,t+1}$  representa o valor do excesso de mercado do ativo  $j$  no tempo  $t+1$ , ou seja, a diferença entre o preço observado,  $p_{j,t+1}$ , e o preço que foi projetado em  $t$  com base no conjunto de informações  $\Phi_t$ . Assumindo-se a premissa de que o conjunto de informações já está completamente incorporado aos preços, tem-se a equação 3, onde a expectativa de retorno em excesso ou acima do de equilíbrio, com base em  $\Phi_t$ , é igual a zero. Dessa forma, qualquer estratégia de negociação baseada somente em informações passadas não pode consistentemente obter lucros maiores do que uma simples estratégia tipo *buying-and-hold*<sup>1</sup> durante o período futuro em questão.

A Hipótese dos Mercados Eficientes (HME) em sua forma fraca está intimamente relacionada à hipótese *Martingale*. Se tomarmos  $P_t$  como o preço de um ativo ou contrato na data  $t$ , a hipótese *Martingale* assegura que o preço de amanhã é esperado ser igual ao preço de hoje, dada toda a história dos preços do ativo,

$$E[ P_{t+1} / P_t, P_{t-1}, \dots ] = P_t \quad (4)$$

Alternativamente a expectativa de variação no preço é zero quando condicionada à história dos preços,

$$E[ P_{t+1} - P_t / P_t, P_{t-1}, \dots ] = 0 \quad (5)$$

Como nota Sheldon (1987), a hipótese *Martingale* obedece ao modelo *random walk*, que pode ser descrito pela relação

$$P_t = P_{t-1} + e_t \text{ com } e_t \sim \text{IID e } N(0, \sigma^2) \quad (6)$$

onde  $e_t$  é independente e identicamente distribuído com distribuição normal (média 0 e variância constante  $\sigma^2$ ). A independência implica que não só os erros são não-correlacionados, mas que qualquer função não-linear dos erros seja também não-correlacionada. Formalmente,

$$\text{Cov}[e_t, e_{t-k}] = 0, k \neq 0 \quad (7)$$

$$\text{Cov}[e_t^2, e_{t-k}^2] = 0, k \neq 0 \quad (8)$$

Trabalhos teóricos como, por exemplo, Lucas (1978) e Stein (1980) destacam alguns problemas relacionados à hipótese *Martingale* e sua ligação com a HME. Segundo os autores, essa hipótese assume que os investidores possuem uma dada (exógena) expectativa de retornos futuros, expectativa essa que deve ser igual a zero para satisfazer o modelo. Considerando a necessidade de algum *trade-off* entre risco e retorno, conclui-se que essa hipótese só pode ser satisfeita se, e somente se, os investidores forem avessos ao risco, ou se não existir risco. Entretanto, Leroy (1973) argumenta que esses resultados teóricos não necessariamente invalidam totalmente os testes para a forma fraca de eficiência dos mercados.

Para fins de execução dos testes de hipótese, neste trabalho admite-se que o modelo *Martingale* é uma aproximação razoável da forma fraca de

eficiência dos mercados. Esta mesma premissa é assumida no trabalho de Sheldon (1987).

### 3. METODOLOGIA E AMOSTRA UTILIZADA

Neste trabalho utilizou-se uma amostra de oito ações negociadas junto a BOVESPA - Bolsa de Valores de São Paulo e dois contratos futuros negociados junto a BM&F - Bolsa Mercantil e de Futuros. O período abrangido pelo estudo vai de 1990 a 2000 no caso das ações e de 1996 a 1999 no caso dos contratos futuros. O critério utilizado para a escolha das ações se deu com base no índice de liquidez, dessa forma selecionando-se aquelas ações mais líquidas durante todo período de análise evitaria simplesmente pegar ações cotadas ininterruptamente, sem nenhum critério. As ações mais líquidas são negociadas um maior número de vezes e estão mais presentes no total dos pregões. Assim, a amostra selecionada ficou conforme apresentada na tabela 1:

Tabela 1 - Amostra de ações selecionada e coeficiente de liquidez

Ação	Setor	Liquidez 1990	Liquidez 1991	Liquidez 1992	Liquidez 1993	Liquidez 1994	Liquidez 1995	Liquidez 1996	Liquidez 1997	Liquidez 1998	Liquidez 1999	Liquidez 2000
Bradesco PN	Bancos	1,044	1,317	1,333	1,768	1,639	1,864	2,082	1,884	1,998	2,413	2,436
Brasil PN	Bancos	1,587	1,644	2,374	2,038	1,590	1,127	0,888	0,733	1,419	0,912	0,574
Cemig PN	Energia	0,613	0,523	2,072	4,158	2,787	2,423	2,082	2,580	2,630	2,149	2,373
Eletrobrás PNB	Energia	0,055	2,672	5,522	6,033	7,156	6,832	4,390	3,772	3,243	4,045	2,233
Petrobrás PN	Petróleo	9,528	10,568	3,231	5,149	8,431	7,753	5,243	5,819	6,990	6,437	6,437
RCTB PN	Telecom.	5,181	25,380	33,984	28,769	22,547	29,926	32,602	29,317	24,681	15,118	3,68
Telesp Oper PN	Telecom.	0,150	1,346	2,049	1,533	1,681	1,890	1,903	2,863	5,098	3,132	3,578
Vale PNA	Mineração	11,893	11,179	6,760	3,429	4,491	4,347	2,712	2,650	2,026	2,603	2,450

OBS.: O índice de liquidez é dado pela relação  $L = P\sqrt{N*G}$  onde  $N$  é o total em moeda negociado da ação em função do total negociado na Bolsa;  $P$  é o total de pregões onde se negociou a ação em função do total de pregões da Bolsa e  $G$  é o total de negócios da ação em relação ao total de negócios da Bolsa. O índice de liquidez varia de zero a  $\infty$  e em geral considera-se líquidas ações com índice superior a 1.

Com relação aos contratos futuros, a escolha das commodities foi essencialmente arbitrária, assim como nos trabalhos de Sheldon (1987), Bird (1985), Gava (1999) e Kastens e Schroeder (1995). Optou-se por trabalhar com commodities agrícolas, boi gordo e soja, ambas negociadas na BM&F - Bolsa de Mercadorias e Futuros. Considerando que existem num mesmo ano contratos com diferentes vencimentos, utilizou-se a metodologia dos trabalhos de Martikainen e Puttonen (1996) e Tucker, Madura e Marshall (1994) para a construção das séries históricas dos contratos. Esta metodologia consiste na construção de uma única série para todo período a ser analisado, usando-se sempre os contratos mais líquidos. Quando um contrato alcança um mês antes do seu vencimento, a série de preços passa para o contrato com vencimento mais próximo, e assim sucessivamente, até que todos os

contratos do ano façam parte da série. Para evitar uma descontinuidade na data da troca, a última mudança de preço da nova série é computada como sendo a diferença entre os logaritmos do novo contrato no dia da troca e no dia anterior à troca.

Foram utilizadas séries de retorno com periodicidade diária, ajustadas para desdobramentos (*splits*), dividendos, bonificações e subscrições. Posteriormente, foi feita uma aproximação logarítmica dos retornos, visando não ferir a hipótese de que sua evolução dá-se de forma contínua, isto é, as informações chegam (ou podem chegar) durante todo o pregão. Essa prática é muito comum nos testes de autocorrelação, usada por Sheldon (1985), Campell, Lo e Mackinlay (1997) e Rodrigues (1991). Deste modo, ao invés de calcular o retorno de forma discreta, sendo:

$$R_t = \frac{P_t}{P_{t-1}} - 1 \quad (9)$$

Calculou-se na forma "composta continuamente":

$$R_r = \ln(P_r) - \ln(P_{t-1}) \quad (10)$$

Para a amostra de ações, os testes de autocorrelação serial e de corridas de sinais foram realizados em dois períodos distintos. O primeiro vai de 1990 a 1994 e o segundo vai de 1995 a 2000. No caso dos contratos futuros de boi gordo e soja, os testes foram realizados para o período de 1996 a 1997, 1998 a 1999 e para todo o período 1996-99. O objetivo desta prática é verificar se houve uma maior aproximação das sucessivas variações de preço ao modelo *random walk*.

Os testes de autocorrelação serial medem a correlação de uma série de retornos  $R_T$  com esta mesma série defasada  $t$  períodos  $R_{T-t}$ . Dada uma série temporal,  $X_1, X_2, \dots, X_n$ , o coeficiente de correlação serial de ordem 1,  $R_1$ , em termos sucessivos, é definido como:

$$R_1 = \frac{\text{cov}(X_i, X_{i+1})}{\sqrt{\text{var}(X_i); \text{var}(X_{i+1})}} \quad (11)$$

onde:

$X_i$  é a taxa de retorno no período  $i$

$X_{i+1}$  = taxa de retorno no período  $i+1$

Testes de autocorrelação serial revelam o grau de dependência entre os termos de uma série. No caso de uma série de retornos o coeficiente de autocorrelação serial mensura estatisticamente o grau em que as sucessivas mudanças de preço estão relacionadas. Caso as sucessivas mudanças nos preços sejam independentes ou se dêem de forma aleatória, o coeficiente de autocorrelação serial será estatisticamente igual ou muito próximo a zero, dando suporte ao modelo *random walk*<sup>2</sup>.

Os testes de autocorrelação foram realizados para um total de cinco defasagens. Para testar a hipótese conjunta de que todos os coeficientes de autocorrelação (de todas as  $m$  primeiras defasagens) sejam simultaneamente iguais a zero foi calculada a estatística  $Q$  de Box-Ljung

(12)

$$Q = n(n - 2) \sum_{k=1}^m \left( \frac{r_k^2}{n - k} \right)$$

onde  $n$  é o tamanho da amostra,  $m$  é a duração da defasagem e  $r_k$  é o coeficiente de autocorrelação na defasagem  $k$ . A estatística  $Q$  de Box-Ljung segue aproximadamente a distribuição qui-quadrado  $\chi^2$  com  $m$  graus de liberdade.

Para testar a hipótese de normalidade na distribuição dos retornos, foi calculada a estatística Jarque-Bera (JB). A verificação dessa hipótese é de suma importância, pois, como nota Brito (1978), caso os níveis de autocorrelação serial forem significativamente diferentes de zero, não se pode precisar qual a hipótese violada, podendo os resultados terem sido causados por ineficiência do mercado ou por inadequação das hipóteses de estacionaridade ou normalidade. A estatística Jarque-Bera é dada por

(13)

$$JB = n \left[ \frac{A^2}{6} + \frac{(C - 3)^2}{24} \right]$$

onde  $A$  representa a assimetria da distribuição e  $C - 3$  o excesso de curtose. Sob a hipótese nula de que a variável (no caso, os retornos) se distribui normalmente, para grandes amostras a estatística Jarque-Bera segue a distribuição qui-quadrado  $\chi^2$  com 2 graus de liberdade.

Por sua vez, os testes não-paramétricos de corrida de sinais são utilizados para verificar se o número de corridas em uma série de números é compatível com o de uma série aleatória. Por exemplo, uma série com a seqüência +++--- +++ possui cinco corridas, enquanto que a série ++++++ possui apenas uma corrida. Se ocorrerem poucas corridas, em relação ao número esperado de corridas em uma série aleatória, pode-se concluir que a série possui alguma

tendência como consequência da falta de independência entre seus valores. A grande vantagem do teste é que, ao contrário dos testes de autocorrelação, ele não depende das hipóteses de normalidade nem de variância finita.

O número esperado de corridas é dado por:

$$E(R) = \frac{T(T+1) - \sum_{i=1}^2 n_i^2}{T} \quad (14)$$

onde T é o número total de mudanças de preço, ni é o número de mudanças de preço positivas e negativas e E(R) é o número esperado de corridas.

Caso a hipótese de aleatoriedade seja defensável, deve-se esperar que o número de corridas observado R se encontre entre o intervalo  $[E(R) \pm \alpha\sigma_R]$ , onde  $\alpha$  é nível de confiabilidade estabelecido e  $\sigma_R$  é o desvio padrão de R. Se o número de corridas observado estiver fora desse intervalo, rejeita-se a hipótese de aleatoriedade.

## 4. APLICAÇÃO E RESULTADOS

### 4.1 TESTES DE AUTOCORRELAÇÃO SERIAL

A tabela 2 mostra que durante o período 1990-94 das oito ações analisadas, cinco apresentaram coeficientes de autocorrelação positiva significativos na primeira defasagem (três a 1% de significância, duas a 5% e uma a 10%), indicando que existe dependência significativa nas variações de preço de um dia para outro. Além disso, à medida que se elevou o número de defasagens, o número de ações com rejeição da hipótese de autocorrelação nula diminuiu. A hipótese conjunta de que todos os coeficientes de autocorrelação (de todas as defasagens) sejam nulos, foi rejeitada em seis das oito ações analisadas, de acordo com a estatística Q calculada, mostrando que as variações de preço de até cinco dias atrás estão influenciando a formação de preço do dia atual. A hipótese de normalidade na distribuição dos retornos foi rejeitada por quatro ações, como mostra a estatística Jarque-Bera (JB) calculada.

Comparando-se os dados da tabela 2 com a tabela 3, que traz os coeficientes de autocorrelação serial no período 1995-2000, observa-se que das cinco ações que apresentaram significativa autocorrelação de primeira ordem, três mantiveram esse comportamento na segunda metade da década de 90; as outras duas não mais apresentaram autocorrelação de primeira ordem significativas. Já a hipótese conjunta de que todos coeficientes sejam iguais a zero foi rejeitada por cinco das oito ações. Neste período, a hipótese de



normalidade na distribuição dos retornos foi aceita por todas as ações analisadas.

Tabela 2 - Coeficientes de autocorrelação serial para as ações no período 1990-94

Ação	$r_1$	$r_2$	$r_3$	$r_4$	$r_5$	$Q_5$	$JB$
Bradesco PN	0,122* (4,305)	0,020 (0,704)	0,014 (0,521)	0,008 (0,302)	0,019 (0,682)	19,866* (11,070)	4,313 (5,991)
Brasil PN	0,076* (2,677)	0,013 (0,468)	0,008 (0,305)	0,029 (1,013)	-0,008 (-0,286)	8,590 (11,070)	1,116 (5,991)
Cemig PN	0,104* (3,652)	0,097* (3,411)	-0,006 (-0,233)	-0,028 (-1,01)	0,063* (2,237)	31,064* (11,070)	5,514 (5,991)
Eletrobrás PNB	-0,006 (-0,212)	0,006 (0,205)	0,0001 (0,006)	-0,006 (-0,219)	0,024 (0,824)	0,814 (11,070)	335,834* (5,991)
Petrobrás PN	0,037*** (1,322)	0,026 (0,921)	0,017 (0,598)	0,030 (1,074)	-0,001 (-0,061)	4,114 (11,070)	4,493 (5,991)
RCTB PN	-0,031 (-1,104)	0,069* (2,410)	-0,079* (-2,754)	0,012 (0,441)	0,057** (2,005)	18,832* (11,070)	19,698* (5,991)
Telesp Oper PN	0,054** (1,873)	0,041*** (1,438)	0,015 (0,517)	-0,004 (-0,168)	0,018 (0,643)	6,290 (11,070)	183,305* (5,991)
Vale PNA	-0,035 (1,245)	0,030 (1,076)	-0,099* (-3,483)	0,016 (0,580)	0,041*** (1,446)	17,273* (11,070)	67,034* (5,991)

\*significante a 1%

\*\*significante a 5%

\*\*\*significante a 10%

O valor entre parênteses abaixo da estatística  $Q$  é o valor tabelado com 5 graus de liberdade e a 5% de significância, enquanto que o valor abaixo da estatística  $JB$  é tabelado com 2 graus de liberdade e a 5% de significância.

Tabela 3 - Coeficientes de autocorrelação serial para as ações no período 1995-2000

Ação	$r_1$	$r_2$	$r_3$	$r_4$	$r_5$	$Q_5$	$JB$
Bradesco PN	0,136* (5,253)	-0,061* (-2,739)	-0,038*** (-1,473)	-0,017 (-0,684)	-0,067* (-2,598)	42,652* (11,070)	2,951 (5,991)
Brasil PN	0,056** (2,165)	-0,063* (-2,455)	-0,045** (-1,766)	-0,001 (-0,045)	-0,006 (-0,263)	13,909** (11,070)	2,749 (5,991)
Cemig PN	0,011 (0,460)	-0,002 (-0,113)	-0,003 (-0,137)	-0,012 (-0,488)	-0,014 (-0,563)	0,799 (11,070)	0,751 (5,991)
Eletrobrás PNB	0,023 (0,917)	0,005 (0,198)	-0,016 (-0,652)	-0,012 (-0,497)	-0,016 (-0,643)	1,967 (11,070)	1,435 (5,991)
Petrobrás PN	0,018 (0,723)	-0,006 (-0,242)	-0,005 (-0,197)	-0,006 (-0,268)	-0,005 (-0,224)	0,744 (11,070)	0,618 (5,991)
RCTB PN	0,025 (0,964)	-0,019 (-0,739)	-0,039*** (-1,500)	-0,055** (-2,142)	-0,062* (-2,385)	14,009** (11,070)	4,838 (5,991)
Telesp Oper PN	0,074* (2,881)	0,024 (0,934)	-0,056** (-2,179)	-0,092* (-3,561)	-0,076* (-2,945)	35,293* (11,070)	2,912 (5,991)
Vale PNA	0,002 (0,093)	-0,040*** (-1,549)	-0,023 (-0,912)	-0,040*** (-1,555)	-0,058* (-2,254)	10,743*** (11,070)	0,750 (5,991)

\*significante a 1%

\*\*significante a 5%

\*\*\*significante a 10%

O valor entre parênteses abaixo da estatística  $Q$  é o valor tabelado com 5 graus de liberdade e a 5% de significância, enquanto que o valor abaixo da estatística  $JB$  é tabelado com 2 graus de liberdade e a 5% de significância.

Com relação aos contratos de boi gordo, observa-se na tabela 4 que no primeiro subperíodo analisado 1996-97 não ocorreram níveis significativos de autocorrelação, nem individual ou conjuntamente, estando as variações de preço de acordo com modelo de caminho aleatório. Entretanto, no segundo subperíodo 1998-99 as variações de preço passaram a apresentar níveis significativos de dependência na primeira, terceira e quinta defasagens. A análise de todo o período 1996-99 também revelou coeficientes significativos, na primeira e quarta defasagens. Neste período, a hipótese conjunta também foi rejeitada ao nível de 5% de significância.

Já para os contratos futuros de soja, no primeiro subperíodo foram encontradas autocorrelações significativas a 5% de primeira e quarta ordens. No segundo subperíodo, não mais se verificou autocorrelação de primeira ordem, somente de quarta ordem. A hipótese de nulidade conjunta foi aceita nos dois subperíodos. A análise do período 1996-99 mostrou autocorrelações positivas significativas também de primeira e de quarta ordem. Neste período, a hipótese de nulidade conjunta também foi rejeitada. Com exceção do contrato de boi gordo no subperíodo 1998-99, a hipótese de normalidade foi rejeitada para ambos os contratos, em todos os períodos analisados. É possível que a não adequação da hipótese de normalidade esteja enviesando os resultados dos testes de autocorrelação.

Tabela 4 - Coeficientes de autocorrelação serial para os contratos futuros de boi gordo e soja no período 1996-99

Commodity	$r_1$	$r_2$	$r_3$	$r_4$	$r_5$	$Q_5$	$JB$
1996-1997							
Boi gordo	0,014 (0,294)	0,021 (0,419)	0,027 (0,543)	0,0009 (0,019)	0,021 (0,419)	0,734 (11,070)	151,028* (5,991)
Soja	0,100** (1,976)	-0,044 (-0,870)	0,006 (0,127)	0,084** (1,652)	0,004 (0,093)	7,417 (11,070)	57,853* (5,991)
1998-1999							
Boi gordo	0,142* (3,126)	0,029 (0,650)	0,094** (2,078)	0,096** (2,130)	-0,152* (-2,763)	26,697* (11,070)	0,354 (5,991)
Soja	0,031 (0,659)	-0,043 (-0,906)	0,017 (0,352)	0,089** (1,863)	0,003 (0,080)	4,859 (11,070)	27,290* (5,991)
1996-1999							
Boi gordo	0,083* (2,458)	0,026 (0,771)	0,063** (1,879)	0,052*** (1,549)	-0,056** (-1,679)	15,391* (11,070)	39,068* (5,991)
Soja	0,072** (2,059)	-0,042 (-1,204)	0,013 (0,379)	0,090* (2,587)	0,001 (0,050)	12,532** (11,070)	60,062* (5,991)

\*significante a 1%

\*\*significante a 5%

\*\*\*significante a 10%

O valor entre parênteses abaixo da estatística Q é o valor tabelado com 5 graus de liberdade e a 5% de significância, enquanto que o valor abaixo da estatística JB é tabelado com 2 graus de liberdade e a 5% de significância.

## 4.2 TESTES DE CORRIDA DE SINAIS

Tabela 5 - Testes de corridas de sinais para as ações no período 1990-94

Ação	$E(R)$	$R$	Valor $p$
Bradesco PN	608,658	542	0,0001*
Brasil PN	602,855	573	0,09***
Cemig PN	607,8	553	0,0001*
Eletrobrás PNB	557,499	497	0,003*
Petrobrás PN	612,283	557	0,0017*
RCTB PN	605,198	601	0,8314
Telesp Oper PN	589,312	546	0,0125**
Vale PNA	612,470	617	0,8176

\*rejeita a hipótese de aleatoriedade a 1% de significância

\*\*rejeita a hipótese de aleatoriedade a 5% de significância

\*\*\*rejeita a hipótese de aleatoriedade a 10% de significância

$E(R)$  é o número esperado de corridas

$R$  é o número calculado de corridas

O Valor  $p$  é o mais baixo nível de significância para se rejeitar a hipótese de aleatoriedade

De acordo com a tabela 5 nota-se que no período 1990-94, com exceção de duas ações, todas as outras tiveram a hipótese de aleatoriedade nas variações de preço rejeitada a níveis aceitáveis de significância. Comparando esses resultados com os da tabela 6, referente ao período 1995-2000, verifica-se que as ações cuja hipótese de aleatoriedade foi rejeitada na primeira metade da década de 90 rejeitaram também na segunda metade da década, com exceção da Brasil PN. O papel Vale PNA também passou a rejeitar a hipótese de aleatoriedade. Assim, um total de 6 ações tiveram rejeitada a hipótese de aleatoriedade e 2 delas acusaram aceite.

Tabela 6 - Testes de corridas de sinais para as ações no período 1995-2000

Ação	$E(R)$	$R$	Valor $p$
Bradesco PN	733,542	682	0,0076*
Brasil PN	728,732	703	0,1846
Cemig PN	738,933	665	0,0001*
Eletrobrás PNB	738,510	678	0,0018*
Petrobrás PN	736,835	686	0,0087*
RCTB PN	732,004	707	0,1995
Telesp Oper PN	735,998	664	0,0002*
Vale PNA	738,321	692	0,0169**

\* rejeita a hipótese de aleatoriedade a 1% de significância

\*\* rejeita a hipótese de aleatoriedade a 5% de significância

\*\*\* rejeita a hipótese de aleatoriedade a 10% de significância

$E(R)$  é o número esperado de corridas

$R$  é o número calculado de corridas

O Valor  $p$  é o mais baixo nível de significância para se rejeitar a hipótese de aleatoriedade

Com relação aos testes de corrida de sinais para os contratos futuros de boi gordo e soja, a tabela 7 mostra que ambos os contratos aceitaram a hipótese de aleatoriedade nas variações de preço tanto nos dois subperíodos analisados 1996-97 e 1998-99 quanto em todo o período 1996-99. Isso sugere que, mesmo para uma amostra numericamente menor e de um período mais curto de observação, as sucessivas variações de preço dos contratos futuros comportaram-se mais de acordo com o modelo *random walk* do que as sucessivas variações de preço das ações analisadas. Pode concluir então que, no período observado, os contratos futuros apresentaram uma formação de preço mais eficiente do que as ações analisadas.

Tabela 7 - Testes de corridas de sinais para os contratos futuros de boi gordo e soja no período 1996-99

Commodity	$E(R)$	$R$	Valor $p$
1996-1997			
Boi gordo	185,487	199	0,1588
Soja	177,898	173	0,6385
1998-1999			
Boi gordo	232,828	225	0,4950
Soja	189,905	180	0,3298
1996-1999			
Boi gordo	417,530	439	0,1363
Soja	366,867	352	0,2857

$E(R)$  é o número de corridas esperado

$R$  é o número de corridas calculado

O Valor  $p$  é o mais baixo nível de significância para se rejeitar a hipótese de aleatoriedade

## 5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

A avaliação empírica feita por este trabalho, direcionada à forma fraca de eficiência, utilizando uma amostra de oito ações negociadas na BOVESPA e dois contratos futuros negociados na BM&F, constatou a existência de elevados níveis de dependência entre as sucessivas variações de preço em um número expressivo de ações da amostra, como também dos contratos futuros analisados. Testes de autocorrelação indicaram que preços com duas defasagens (no caso das ações) e com um e três dias de defasagem (no caso dos contratos futuros) têm influência estatisticamente significativa sobre o preço do dia atual.

Com relação aos testes não-paramétricos de corridas de sinais, seis das oito ações da amostra rejeitaram a hipótese de aleatoriedade nas variações de preço na primeira e na segunda metade da década, enquanto que para os contratos futuros a hipótese de aleatoriedade não pode ser rejeitada. Isso mostra que, a despeito da diferença entre amostras e período de observação, os contratos

futuros comportaram-se de forma mais eficiente que as ações analisadas. Deve-se destacar ainda que, por não depender da hipótese de normalidade na distribuição nem de variância finita, a abordagem não paramétrica torna-se mais confiável que a abordagem paramétrica. A estatística Jarque-Bera mostrou que tanto ações (na primeira metade da década) quanto os contratos futuros não adequaram-se à hipótese de normalidade. Esse fato, além de tornar os resultados dos testes de corrida de sinais mais confiáveis, explica, em parte, a diferença nos resultados entre as duas metodologias.

Comparando-se os períodos analisados, 1990-94 e 1995-2000 para as ações não se pode concluir que houve uma maior ou menor aproximação das variações de preço ao modelo de caminho aleatório entre os referidos períodos. Ou seja, não se pode concluir que nesse mercado houve ganhos de eficiência mensurados pela maior aproximação das variações de preço ao modelo *random walk* entre os períodos analisados. O que se verificou efetivamente foi que os níveis de dependência entre as variações de preço mantiveram-se constantes entre os dois períodos observados, corroborando os resultados obtidos por Brito e Menezes (1982). Os contratos futuros, por sua vez, mostraram-se mais próximos ao modelo *random walk* que as ações em todo o período analisado, indicando uma maior eficiência na formação de preço nesse mercado. Esse resultado contrasta os obtidos por Gava (1991), o qual, analisando contratos individuais de DI concluiu ser possível determinar tendências futuras dos preços utilizando informações passadas. Em trabalhos futuros, sugere-se a ampliação do período de análise para favorecer a verificação de possíveis ganhos de eficiência.

## 1. INTRODUCCIÓN

Los cambios en la regulación del mercado de capitales brasileño y el proceso de abertura comercial ocurridos en la década del 90 trajeron cambios significativos en el funcionamiento de los mercados del país. Primeramente, la cantidad física de inversores y analistas se amplió considerablemente, como también el montante de inversiones. La hipótesis asumida por Fama (1995) es que la existencia de muchos analistas con buena capacidad de análisis y recursos considerables a su disposición ayudan a estrechar la discrepancia entre precios actuales y valores intrínsecos de los activos, además de causar un ajuste instantáneo de los precios a cada nueva información. Este ajuste neutralizaría cualquier dependencia en los sucesivos cambios de precio, causada por la dependencia en el proceso de evaluación de la información. Cuanto más inversores y analistas el mercado posee, más eficiente él tiende a ser, ya que la competición entre sus participantes resultará en ajustes más rápidos de precios con relación a nuevas informaciones, contribuyendo también con la independencia en sus sucesivos cambios.

Este trabajo examina la hipótesis de ocurrencia de un proceso de ajuste de los mercados futuro y de acciones en dirección a una mayor eficiencia informativa a lo largo de la década del 90, mensurada por una mayor eficiencia en la formación de precio. Como nota Sheldon (1987), los estudios apuntan que los mercados tienden a ser más eficientes en la medida que son mejor reglamentados, más agentes participan y el proceso de difusión de información se vuelve más transparente. Las pruebas relacionadas a la Hipótesis de los Mercados Eficientes (HME) en su forma débil son una forma de examinar la ocurrencia de ese proceso de ajuste para el mercado brasileño.

En la próxima sección son presentados los principales conceptos relacionados a la Hipótesis de los Mercados Eficientes. En la sección 3 son presentadas la metodología y la muestra utilizadas en el trabajo. En la sección 4 son presentados y discutidos los resultados. Finalmente, en la sección 5 son presentadas las consideraciones finales.

## 2. MERCADOS EFICIENTES: PRINCIPALES CONCEPTOS

El término mercado eficiente es definido por Fama (1995) como un mercado en que hay un grande número de individuos racionales maximizadores de ganancias compitiendo activamente, cada uno de ellos tratando de prever cuál valor futuro de los activos y dónde importantes informaciones relevantes están libremente disponibles para todos los participantes. Otra versión del concepto demuestra que en mercados eficientes los precios reflejarán la información hasta el limite en que los beneficios marginales, derivados de la incorporación de la información, no sean superados por los costes marginales de adquisición de la información y de la transacción. El mercado sería un lugar donde las empresas podrían tomar decisiones de producción e inversión y los inversores podrían escoger activos que representasen la posesión de esas empresas (acciones) sobre la premisa de que los precios de los activos siempre reflejarían por completo todas las informaciones disponibles en el mercado (FAMA, 1970).

Para convertir empíricamente probable la definición de que los precios de las acciones reflejan totalmente todas las informaciones disponibles, es necesario establecer que:

$$E(p_{j,t+1} / \Phi_t) = [ 1 + E(r_{j,t+1} / \Phi_t) ] p_{j,t} \quad (1)$$

Donde:

$E$  es el operador de valor esperado;

$p_{j,t}$  es el precio del activo  $j$  en la fecha  $t$ ;

$p_{j,t+1}$  es el precio del activo  $j$  en la fecha  $t+1$ ;

$r_{j,t+1}$  es el porcentaje de retorno del período  $(p_{j,t+1} - p_{j,t}) / p_{j,t}$   
 $\Phi_t$  es el conjunto de informaciones que, se asume, serán completamente incorporadas al precio del activo en  $t$

Esta definición implica que para cualquier modelo utilizado en la determinación del retorno esperado del activo en  $t+1$ , las informaciones disponibles en  $t$  serán completamente incorporadas al precio proyectado en  $t+1$ .

La premisa de que los retornos de equilibrio son formados a partir de un conjunto de informaciones completamente reflejado por los precios excluye la posibilidad de haber estrategias de negociación basadas simplemente en informaciones pasadas que produzcan retornos anormales o que excedan las de equilibrio. O sea

$$x_{j,t+1} = p_{j,t+1} - E(p_{j,t+1} / \Phi_t) \tag{2}$$

$$E(x_{j,t+1} / \Phi_t) = 0 \tag{3}$$

La ecuación 2,  $x_{j,t+1}$  representa el valor del exceso del mercado del activo  $j$  en el tiempo  $t+1$ , o sea, la diferencia entre el precio observado,  $p_{j,t+1}$ , y el precio que fue proyectado en  $t$  con base en el conjunto de informaciones  $\Phi_t$ . Aceptando la premisa de que el conjunto de informaciones ya está completamente incorporado a los precios, se tiene la ecuación 3, donde la expectativa de retorno en exceso o arriba del de equilibrio, con base en  $\Phi_t$  es igual a cero. De esa forma, cualquier estrategia de negociación basada solamente en las informaciones pasadas no puede consistentemente obtener ganancias mayores de que una simple estrategia tipo *buying-and-hold*<sup>1</sup> durante el período futuro en cuestión.

La Hipótesis de los Mercados Eficientes (HME) en su forma débil está íntimamente relacionada a la hipótesis *Martingale*. Si tomamos  $P_t$  como el precio de un activo o contrato en la fecha  $t$ , la hipótesis *Martingale* asegura que el precio de mañana es esperado como siendo igual al precio de hoy, dada toda la historia de los precios del activo.

$$E[ P_{t+1} / P_t, P_{t-1}, \dots ] = P_t \tag{4}$$

Alternativamente, la expectativa de variación en el precio es cero cuando condicionada a la historia de los precios,

$$E[ P_{t+1} - P_t / P_t, P_{t-1}, \dots ] = 0 \tag{5}$$

Como nota Sheldon (1987), la hipótesis *Martingale* obedece al modelo *random walk*, que puede ser descrito por la relación

$$P_t = P_{t-1} + e_t \text{ com } e_t \sim \text{IID e } N(0, \sigma^2) \quad (6)$$

donde  $e_t$  es independiente e idénticamente distribuido con distribución normal (promedio 0 y variancia constante  $\sigma^2$ ). La independencia implica que no sólo los errores son no correlacionados, mas que cualquier función no linear de los errores sea también no correlacionada. Formalmente,

$$\text{Cov}[e_t, e_{t-k}] = 0, k \neq 0 \quad (7)$$

$$\text{Cov}[e_t^2, e_{t-k}^2] = 0, k \neq 0 \quad (8)$$

Trabajos teóricos, como por ejemplo Lucas (1978) y Stein (1980) destacan algunos problemas relacionados a la hipótesis *Martingale* y su conexión con la HME. Según los autores, esta hipótesis asume que los inversores poseen una dada (exógena) expectativa de ganancias futuros, expectativa esa que debe ser igual a cero para satisfacer al modelo. Considerando la necesidad de algún *trade-off* entre riesgo y retorno, se concluye que esa hipótesis sólo puede ser satisfecha si, y solamente si, los inversores fuesen contrarios al riesgo o si no existiese riesgo. Entretanto, Leroy (1973) argumenta que esos resultados teóricos no necesariamente invalidan totalmente las pruebas para la forma débil de eficiencia de los mercados.

Con el fin de la ejecución de las pruebas de hipótesis en este trabajo se admite que el modelo *Martingale* es una aproximación razonable de la forma débil de eficiencia de los mercados. Esta misma premisa es asumida en el trabajo de Sheldon (1987).

### 3. METODOLOGÍA Y MUESTRA UTILIZADA

En este trabajo se utilizó una muestra de ocho acciones negociadas junto a BOVESPA - Bolsa de Valores de San Pablo y dos contratos futuros negociados junto a BM&F - Bolsa Mercantil y de Futuros. El período abarcado por el estudio va desde 1990 a 2000 en el caso de las acciones y desde 1996 a 1999 en el caso de los contratos futuros. El criterio utilizado para la elección de las acciones se basó en el índice de liquidez, seleccionando de ese modo aquellas acciones más líquidas durante todo el período de análisis, evitaría simplemente tomar acciones cotizadas ininterrumpidamente, sin ningún criterio. Las acciones más líquidas son



negociadas un mayor número de veces y están más presentes en el total de los voceos. De ese modo la muestra seleccionada quedó como está presentada en la tabla 1:

Tabla 1 - Muestra de acciones seleccionada y coeficiente de liquidez

Acción	Sector	Liquidez 1990	Liquidez 1991	Liquidez 1992	Liquidez 1993	Liquidez 1994	Liquidez 1995	Liquidez 1996	Liquidez 1997	Liquidez 1998	Liquidez 1999	Liquidez 2000
Braileco PI	Bancos	1,844	1,307	1,300	1,758	1,509	1,854	2,082	1,884	1,998	2,413	2,406
Brazil PI	Bancos	1,587	1,644	2,304	2,808	1,590	1,117	6,888	6,713	1,429	8,912	8,574
Genly PI	Energía	8,613	8,523	2,872	4,158	2,787	2,423	2,082	2,586	2,438	2,348	2,373
Electrobras PNE	Energía	8,825	2,672	5,522	6,800	7,156	6,852	4,390	3,772	3,543	4,845	2,233
Petrobras PI	Petróleo	8,528	18,588	3,201	8,148	8,451	7,753	5,343	5,826	6,998	5,437	5,437
NETI PI	Telecom.	5,383	25,388	30,884	28,788	22,547	24,995	32,602	29,117	24,681	35,138	3,68
Telep Oper PI	Telecom.	8,258	1,348	2,848	1,500	1,981	1,890	1,908	2,861	5,698	3,132	3,578
Vale PI	Minería	11,893	11,378	5,758	3,429	4,481	4,347	3,711	2,690	2,636	2,683	2,488

Nota: El índice de liquidez es dado por la relación  $L = P\sqrt{N * G}$  donde N es el total en moneda negociado de la acción en función del total negociado en la Bolsa; P es el total de voceos donde se negoció la acción en función del total de voceos de la Bolsa y G es el total de negocios de la acción en relación al total de negocios de la Bolsa. El índice de liquidez varía de cero a  $\infty$  y en general se considera liquidas acciones con índice superior a 1.

Con relación a los contratos futuros, la elección de las commodities fue esencialmente arbitraria, así como en los trabajos de Sheldon (1987), Bird (1985), Gava (1999) y Kastens y Schroeder (1995). Se optó por trabajar con commodities agrícolas, ganado gordo y soja, ambas negociadas en la BM&F - Bolsa de Mercaderías y Futuros. Considerando que existen en un mismo año contratos con diferentes vencimientos, se utilizó la metodología de los trabajos de Martikainen y Puttonen (1996) y Tucker, Madura y Marshall (1994) para la construcción de las series históricas de los contratos. Esta metodología consiste en la construcción de una única serie para todo período a ser analizado, usándose siempre los contratos más líquidos. Cuando un contrato llega a un mes antes de su vencimiento, la serie de precios pasa para un contrato con vencimiento más próximo y así sucesivamente hasta que todos los contratos del año hagan parte de la serie. Para evitar una discontinuidad en la fecha del trueque, el último cambio de precio de la nueva serie es computada como siendo la diferencia entre los logaritmos del nuevo contrato en el día del trueque y en el día anterior al trueque.

Fueron utilizadas series de retorno con periodicidad diaria, ajustadas para desdoblamientos (splits), dividendos, bonificaciones y suscripciones. Posteriormente, fue hecha una aproximación logarítmica de los retornos, objetivando no herir la hipótesis de que su evolución se da de forma continua, esto es, las informaciones llegan (o pueden llegar) durante todo el voceo. Esta práctica es muy común en las pruebas de auto correlación usada por Sheldon (1985), Campell, Lo y Mackinlay (1997) y Rodrigues (1991). De este modo, en vez de calcular el retorno de forma directa, siendo:

$$R_t = \frac{P_t}{P_{t-1}} - 1 \quad (9)$$

se calculó de forma "compuesta continuamente":

$$R_r = \ln(P_r) - \ln(P_{r-1}) \quad (10)$$

Para la muestra de acciones, las pruebas de auto correlación serial y de corridas de señales fueron realizadas en dos períodos distintos. El primero va de 1990 a 1994 y el segundo va de 1995 a 2000. En el caso de los contratos futuros de ganado gordo y soja, las pruebas fueron realizadas para el período de 1996 a 1997, 1998 a 1999 y para todo el período 1996-99. El objetivo de esta práctica es verificar si hubo una mayor aproximación de las sucesivas variaciones de precio al modelo *random walk*.

Las pruebas de auto correlación serial miden la correlación de una serie de retornos  $R_T$  con esta misma serie desfasada  $t$  períodos  $R_{T-t}$ . Dada una serie temporal,  $X_1, X_2, \dots, X_n$ , el coeficiente de correlación serial de orden 1,  $R_1$ , en términos sucesivos, es definido como:

$$R_1 = \frac{\text{cov}(X_i, X_{i+1})}{\sqrt{\text{var}(X_i); \text{var}(X_{i+1})}} \quad (11)$$

donde:

$X_i$  es sa tasa de retorno em el período  $i$

$X_{i+1}$  = tasa de retorno en el período  $i + 1$

Las pruebas de auto correlación serial revelan el grado de dependencia entre os términos de una serie. En el caso de una serie de retornos el coeficiente de auto correlación serial mensura estadísticamente el grado en que los sucesivos cambios de precio están relacionados. En caso que los sucesivos cambios en los precios sean independientes o se den de forma aleatoria, el coeficiente de auto correlación serial será estadísticamente igual o muy próximo a cero, dando apoyo al modelo *random walk* <sup>2</sup>.

Las pruebas de auto correlación fueran realizadas para un total de cinco desfases. Para probar la hipótesis conjunta de que todos los coeficientes de auto correlación (de todas las  $m$  primeras desfases) sean simultáneamente iguales a cero fue calculada la estadística  $Q$  de Box-Ljung

(12)

$$Q = n(n - 2) \sum_{k=1}^m \left( \frac{r_k^2}{n - k} \right)$$

donde  $n$  es el tamaño de la muestra,  $m$  es la duración del desfase y  $r_k$  es el coeficiente de auto correlación en el desfase  $k$ . La estadística  $Q$  de Box-Ljung sigue aproximadamente la distribución qui-cuadrado  $\chi^2$  con  $m$  grados de libertad.

Para probar la hipótesis de normalidad en la distribución de los retornos, fue calculada la estadística Jarque-Bera (JB). La verificación de esa hipótesis es de suma importancia, pues como nota Brito (1978), en caso que los niveles de auto correlación serial fuesen significativamente diferentes de cero, no se puede precisar cuál sería la hipótesis violada, pudiendo los resultados haber sido causados por ineficiencia del mercado o por inadecuación de las hipótesis de estancamiento o normalidad. La estadística Jarque-Bera es dada por

(13)

$$JB = n \left[ \frac{A^2}{6} + \frac{(C-3)^2}{24} \right]$$

donde  $A$  representa la asimetría de distribución y  $C-3$  el exceso de curtosis. Bajo la hipótesis nula de que la variable (en este caso los retornos) se distribuye normalmente, para grandes muestras la estadística Jarque-Bera sigue la distribución qui-cuadrado  $\chi^2$  con 2 grados de libertad.

Por su vez, las pruebas no paramétricas de corrida de señales son utilizadas para verificar si el número de corridas en una serie de números es compatible con el de una serie aleatoria. Por ejemplo, una serie con la secuencia +++---++++ posee cinco corridas, en cuanto que la serie ++++++ posee apenas una corrida. Si ocurriesen pocas corridas en relación al número esperado de corridas en una serie aleatoria, se puede concluir que la serie posee alguna tendencia como consecuencia de la falta de independenciam entre sus valores. La grande ventaja de la prueba es que, al contrario de las pruebas de auto correlación, ella no depende de las hipótesis de normalidad ni de variancia finita.

El número esperado de corridas es dado por:

$$E(R) = \frac{T(T+1) - \sum_{i=1}^2 n_i^2}{T} \tag{14}$$

donde T es el número total de cambios de precio, ni es el número de cambios de precio positivos y negativos y E(R) es el número esperado de corridas.

En caso que la hipótesis de aleatoriedad sea defendible, debe esperarse que el número de corridas observado R se encuentre entre el intervalo  $[E(R) \pm a\sigma_R]$ , donde a es el nivel de confiabilidad establecido y  $\sigma_R$  es el desvío patrón de R. Si el número de corridas observado estuviese fuera de ese intervalo se rechaza la hipótesis de aleatoriedad.

## 4. APLICACIÓN DE LOS RESULTADOS

### 4.1 PRUEBAS DE AUTO CORRELACIÓN SERIAL

La tabla 2 muestra que durante el período 1990-94, de las ocho acciones analizadas, cinco presentaron coeficientes de auto correlación positiva significativos en el primer desfase (tres a 1% de significación, dos a 5% y una a 10%), indicando que existe dependencia significativa en las variaciones de precio de un día para otro. Además de eso, a medida que se elevó el número de desfases, el número de acciones con rechazo de la hipótesis de auto correlación nula disminuyó. La hipótesis conjunta de que todos los coeficientes de auto correlación (de todos los desfases) sean nulos, fue rechazada en seis de las ocho acciones analizadas, de acuerdo con la estadística Q calculada, mostrando que las variaciones de precio de hasta cinco días atrás están influenciando la formación de precio del día actual. La hipótesis de normalidad en la distribución de los retornos fue rechazada por cuatro acciones, como muestra la estadística Jarque-Bera (JB) calculada.

Comparando los datos de la tabla 2 con los de la tabla 3, que trae los coeficientes de auto correlación serial en el período 1995-2000, se observa que de las cinco acciones que presentaron significativa auto correlación de primera orden, tres mantuvieron ese comportamiento en la segunda mitad de la década del 90; las otras dos no presentaron más auto correlación de primera orden significativas. Ya la hipótesis conjunta de que todos los coeficientes sean iguales a cero fue rechazada por cinco de las ocho acciones. En este período, la hipótesis de normalidad en la distribución de los retornos fue aceptada por todas las acciones analizadas.

Tabla 2 - Coeficientes de auto correlación serial para las acciones en el período 1990-94

Acción	$r_1$	$r_2$	$r_3$	$r_4$	$r_5$	$Q_1$	JB
Brazilian FN	0,122* (4,38%)	0,020 (0,76%)	0,014 (0,52%)	0,008 (0,30%)	0,019 (0,68%)	15,886* (11,00%)	4,313 (3,99%)
Brazil FN	0,076* (2,67%)	0,015 (0,46%)	0,008 (0,30%)	0,029 (1,01%)	-0,008 (-0,28%)	8,580 (11,00%)	1,118 (3,99%)

Medida	$r_1$	$r_2$	$r_3$	$r_4$	$r_5$	$Q_5$	JB
Cemig PN	0,134* (3,852)	0,081* (3,411)	-0,006 (-0,213)	-0,038 (-1,011)	0,003* (2,130)	31,364* (11,070)	5,514 (5,991)
Eletrobrás PNB	-0,086 (-0,232)	0,005 (0,265)	0,000 (0,000)	-0,006 (-0,219)	0,024 (0,624)	0,304 (1,070)	115,804* (5,991)
Petrobrás PN	0,050*** (1,322)	0,025 (0,821)	0,017 (0,518)	0,058 (1,674)	-0,001 (-0,040)	4,134 (11,070)	4,489 (5,991)
RCTB PN	-0,001 (-1,184)	0,069* (2,470)	-0,009* (-2,754)	0,012 (0,440)	0,057** (2,065)	18,303* (11,070)	19,698* (5,991)
Telesp Oper PN	0,084** (2,073)	0,042*** (1,438)	0,015 (0,517)	-0,004 (-0,088)	0,018 (0,642)	0,298 (1,070)	183,308* (5,991)
Vale PNA	-0,005 (-1,245)	0,030 (1,015)	-0,009* (-2,485)	0,016 (0,500)	0,041*** (1,440)	17,571* (11,070)	67,094* (5,991)

\* significativa a 1%

\*\* significativa a 5%

\*\*\* significativa a 10%

El valor entre paréntesis abajo de la estadística Q es el valor listado con 5 grados de libertad y a 5% de significación, en cuanto que el valor abajo de la estadística JB es listado con 2 grados de libertad y a 5% de significación.

Tabla 3 - Coeficientes de auto correlación serial para las acciones en el período 1995-2000

Ação	$r_1$	$r_2$	$r_3$	$r_4$	$r_5$	$Q_5$	JB
Bradesco PN	0,136* (5,253)	-0,061* (-2,739)	-0,038*** (-1,473)	-0,017 (-0,684)	-0,067* (-2,598)	42,652* (11,070)	2,951 (5,991)
Brasil PN	0,056** (2,165)	-0,063* (-2,455)	-0,045** (-1,766)	-0,001 (-0,045)	-0,006 (-0,263)	13,909** (11,070)	2,749 (5,991)
Cemig PN	0,011 (0,460)	-0,002 (-0,113)	-0,003 (-0,137)	-0,012 (-0,488)	-0,014 (-0,563)	0,799 (11,070)	0,751 (5,991)
Eletrobrás PNB	0,023 (0,917)	0,005 (0,198)	-0,016 (-0,652)	-0,012 (-0,497)	-0,016 (-0,643)	1,967 (11,070)	1,435 (5,991)
Petrobrás PN	0,018 (0,723)	-0,006 (-0,242)	-0,005 (-0,197)	-0,006 (-0,268)	-0,005 (-0,224)	0,744 (11,070)	0,618 (5,991)
RCTB PN	0,025 (0,964)	-0,019 (-0,739)	-0,039*** (-1,500)	-0,055** (-2,142)	-0,062* (-2,385)	14,009** (11,070)	4,838 (5,991)
Telesp Oper PN	0,074* (2,881)	0,024 (0,934)	-0,056** (-2,179)	-0,092* (-3,561)	-0,076* (-2,945)	35,293* (11,070)	2,912 (5,991)
Vale PNA	0,002 (0,093)	-0,040*** (-1,549)	-0,023 (-0,912)	-0,040*** (-1,555)	-0,058* (-2,254)	10,743*** (11,070)	0,750 (5,991)

\* significativa a 1%

\*\* significativa a 5%

\*\*\* significativa a 10%

El valor entre paréntesis abajo de la estadística Q es el valor listado con 5 grados de libertad y a 5% de significación, en cuanto que el valor abajo de la estadística JB es listado con 2 grados de libertad y a 5% de significación.

Con relación a los contratos de ganado gordo, se observa en la tabla 4 que en el primer subperíodo analizado (1996-97) no ocurrieron niveles significativos de auto correlación ni individual o conjuntamente, estando las variaciones de precio de acuerdo con el modelo de camino aleatorio.

Entretanto, en el segundo subperíodo (1998-99) las variaciones de precio pasaron a presentar niveles significativos de dependencia en la primera, tercera y quinta defasajes. El análisis de todo el período (1996-99) también reveló coeficientes significativos en la primera y cuarta defasajes. En este período la hipótesis conjunta fue rechazada al nivel de 5% de significación.

Ya para los contratos futuros de soja, en el primer subperíodo, fueron encontradas auto correlaciones significativas a 5% de primera y cuarta órdenes. En el segundo subperíodo no se verificó más la auto correlación de primera orden, solamente de cuarta orden. La hipótesis de nulidad conjunta fue aceptada en los dos subperíodos. El análisis del período (1996-99) mostró auto correlaciones positivas significativas también de primera y cuarta orden. En este período la hipótesis de nulidad conjunta también fue rechazada. Con excepción del contrato de ganado gordo en el subperíodo (1998-99) la hipótesis de normalidad fue rechazada en ambos contratos en todos los períodos analizados. Es posible que la no adecuación de la hipótesis de normalidad esté tergiversando los resultados de las pruebas de auto correlación.

Tabla 4 - Coeficientes de auto correlación serial para los contratos futuros de ganado gordo y soja en el período 1996-99

Commodity	$r_1$	$r_2$	$r_3$	$r_4$	$r_5$	$JB_c$	JB
1996-1997							
Ganado gordo	0,214 (0,284)	0,021 (0,448)	0,227 (0,543)	0,2809 (0,219)	0,021 (0,448)	0,734 (11,879)	151,838* (5,991)
Soja	0,188** (1,574)	-0,044 (-0,878)	0,208 (0,127)	0,084** (1,882)	0,084 (0,093)	1,417 (11,879)	57,853* (5,991)
1998-1999							
Ganado gordo	0,142* (1,324)	0,028 (0,588)	0,284** (0,878)	0,098** (2,030)	-0,152* (-2,782)	20,891** (11,879)	0,354 (5,991)
Soja	0,031 (0,859)	-0,043 (-0,906)	0,017 (0,352)	0,088** (1,863)	0,003 (0,088)	4,859 (11,879)	27,290* (5,991)
1996-1999							
Ganado gordo	0,283* (2,458)	0,026 (0,771)	0,263** (1,879)	0,052*** (1,549)	-0,255** (-1,679)	25,391** (11,879)	30,068* (5,991)
Soja	0,072** (2,059)	-0,042 (-1,204)	0,013 (0,179)	0,090* (2,581)	0,001 (0,098)	32,532** (11,879)	60,082* (5,991)

\* significante a 1%  
 \*\* significante a 5%  
 \*\*\* significante a 10%

El valor entre paréntesis debajo de la estadística Q es el valor listado con 5 grados de libertad y a 5% de significación, en cuanto que el valor debajo de la estadística JB es listado con 2 grados de libertad y a 5% de significación.

## 4.2 PRUEBAS DE CORRIDA DE SEÑALES

Tabla 5 - Pruebas de corridas de señales para las acciones en el período 1990-94

Acción	$E(R)$	$R$	Valor $p$
Shadesco PN	608,558	542	0,0001*
Brasil PN	602,895	573	0,09***
Cemig PN	587,8	553	0,0001*
Eletrobrás PNB	557,495	497	0,001*
Petrobrás PN	612,283	557	0,0011*
RITB PN	605,198	601	0,8314
Telesp Oper PN	589,302	545	0,0125**
Vale PNA	612,470	617	0,3075

\* rechaza la hipótesis de aleatoriedad a 1% de significación

\*\* rechaza la hipótesis de aleatoriedad a 5% de significación

\*\*\* rechaza la hipótesis de aleatoriedad a 10% de significación

$E(R)$  es el número esperado de corridas

$R$  es el número calculado de corridas

0 Valor  $p$  es el más bajo nivel de significación para rechazarse la hipótesis de aleatoriedad

De acuerdo con la tabla 5 se nota que en el período (1990-94) con excepción de dos acciones, todas las otras tuvieron la hipótesis de aleatoriedad en las variaciones de precio rechazada en niveles aceptables de significación. Comparando estos resultados con los de la tabla 6, referente al período (1995-2000), se verifica que las acciones cuya hipótesis de aleatoriedad fue rechazada en la primer mitad de la década del 90 rechazaran también en la segunda mitad de la década, con excepción de la Brasil PN. El papel Vale PNA también pasó a rechazar la hipótesis de aleatoriedad. Así, un total de 6 acciones tuvieron la hipótesis de aleatoriedad rechazada y 2 de ellas presentaron aceptación.

Tabla 6 - Pruebas de corridas de señales para las acciones en el período 1995-2000

Acción	$E(R)$	$R$	Valor $p$
Shadesco PN	713,542	682	0,3075*
Brasil PN	728,732	703	0,3846
Cemig PN	718,933	665	0,3000*
Eletrobrás PNB	718,518	678	0,3018*
Petrobrás PN	715,635	686	0,3057*
RITB PN	732,004	707	0,3995
Telesp Oper PN	715,998	664	0,3002*
Vale PNA	718,321	692	0,3169**

\* rechaza la hipótesis de aleatoriedad a 1% de significación.

\*\* rechaza la hipótesis de aleatoriedad a 5% de significación

\*\*\* rechaza la hipótesis de aleatoriedad a 10% de significación

$E(R)$  es el número esperado de corridas

$R$  es el número calculado de corridas

El Valor  $p$  es el más bajo nivel de significación para rechazarse la hipótesis de aleatoriedad

Con relación a las pruebas de corrida de señales para los contratos futuros de ganado gordo y soja la tabla 7 muestra que ambos contratos aceptaron la hipótesis de aleatoriedad en las variaciones de precio, tanto en los dos subperíodos analizados (1996-97 y 1998-99) cuanto en todo el período (1996-99). Esto sugiere que mismo para una muestra numéricamente menor y de un período más corto de observación las sucesivas variaciones de precio de los contratos futuros se comportaron mas de acuerdo con el modelo random walk de que las sucesivas variaciones de precio de las acciones analizadas. Se puede concluir entonces que en el período observado los contratos futuros presentaron una formación de precio mas eficiente de que las acciones analizadas.

Tabla 7 - Pruebas de corridas de señales para los contratos futuros de ganado gordo y soja en el período 1996-99

Commodity	E(R)	R	Valor p
1996-1997			
Ganado gordo	185,487	189	0,1588
Soja	177,898	173	0,6385
1998-1999			
Ganado gordo	202,888	205	0,4950
Soja	189,905	180	0,3298
1996-1999			
Ganado gordo	427,530	429	0,1160
Soja	386,867	362	0,2857

E(R) es el número de corridas esperado

R es el número de corridas calculado

El Valor p es el más bajo nivel de significación para rechazarse la hipótesis de aleatoriedad

## 5. CONSIDERACIONES FINALES

La evaluación empírica hecha por este trabajo, dirigida a la forma débil de eficiencia, utilizando una muestra de ocho acciones negociadas en la BOVESPA y dos contratos futuros negociados en la BM&F, constató la existencia de elevados niveles de dependencia entre las sucesivas variaciones de precio en un número expresivo de acciones de la muestra, como también de los contratos futuros analizados. Las pruebas de auto correlación indicaron que los precios con dos defasajes (en el caso de las acciones) y con uno y tres días de defasaje (en el caso de los contratos futuros) tienen influencia estadísticamente significativa sobre el precio del día actual.

Con relación a las pruebas no paramétricas de corridas de señales, seis de las ocho acciones de la muestra rechazaron la hipótesis de aleatoriedad en



las variaciones de precio en la primera y en la segunda mitad de la década, en cuanto que para los contratos futuros la hipótesis de aleatoriedad no pudo ser rechazada. Eso muestra que a despecho de la diferencia entre muestras y período de observación los contratos futuros se comportaron de forma más eficiente que las acciones analizadas. Aun se debe destacar que por no depender de la hipótesis de normalidad en la distribución ni de variancia finita, el abordaje no paramétrico se vuelve más confiable que el abordaje paramétrico. La estadística Jarque-Bera mostró que tanto las acciones (en la primera mitad de la década) cuanto los contratos futuros no se adecuaron a la hipótesis de normalidad. Este hecho, además de convertir los resultados de las pruebas de corrida de señales más confiables, explica en parte la diferencia en los resultados entre las dos metodologías.

Comparándose los períodos analizados, 1990-94 y 1995-2000, para las acciones, no se puede concluir que hubo una mayor o menor aproximación de las variaciones de precio al modelo de camino aleatorio entre los referidos períodos. O sea, no se puede concluir que en ese mercado hubo ganancias de eficiencia mensuradas por la mayor aproximación de las variaciones de precio al modelo random walk entre los períodos analizados. Lo que se verificó efectivamente fue que los niveles de dependencia entre las variaciones de precio se mantuvieron constantes entre los dos períodos observados, corroborando los resultados obtenidos por Brito y Menezes (1982). Los contratos futuros, por su vez, se mostraron más próximos al modelo random walk que las acciones en todo el período analizado, indicando una mayor eficiencia en la formación de precio en ese mercado. Este resultado contrasta con los obtenidos por Gava (1991) el cual, analizando contratos individuales de DI, concluyó ser posible determinar tendencias futuras de los precios utilizando informaciones pasadas. Para trabajos futuros se sugiere la ampliación del período de análisis para favorecer la verificación de posibles ganancias de eficiencia.

---

## NOTAS EXPLICATIVAS

<sup>1</sup>Uma estratégia buy-and-hold (comprar e reter) consiste numa técnica simplista de negociação, em que o investidor não lança mão de artifícios sofisticados de análise de ativos nem de estratégias de operações mais sofisticadas.

<sup>2</sup> Para que as condições de eficiência no mercado de capitais sejam reduzidas ao âmbito de hipóteses testáveis através do âmbito de autocorrelação serial é necessário supor adicionalmente que o processo gerador de taxas de retorno é estacionário e que a distribuição desses retornos seja iid - independentes e normalmente distribuídos

---

### *Versión en Español*

<sup>1</sup>Una estrategia buy-and-hold (comprar y retener) consiste en una técnica simplificada de negociación, en la que el inversor no utiliza artificios sofisticados de análisis de activos tampoco de estrategias de operaciones más sofisticadas.

<sup>2</sup>Para que las condiciones de eficiencia en el mercado bursátil sean reducidas al ámbito de las hipótesis testables a través de ámbitos de auto correlación serial es necesario suponer adicionalmente que el proceso generador de tasas de retorno es estacionario y que la distribución de esos retornos sea iid - independientes y normalmente distribuidos.

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- BIRD, P. Dependency and efficiency in the London terminal markets. *Journal of Futures markets*. v.5, n.3, 1985.
- BRITO, N. Eficiência informacional fraca de mercados de capitais sob condições de inflação. *Revista Brasileira de Mercado de Capitais*. v.4, n.10, 1978.
- BRITO, N. MENEZES, J. A eficiência informacional fraca do mercado à vista da bolsa de valores de São Paulo. *Revista Brasileira de Mercado de Capitais*. v.8, n.23, 1982.
- CAMPBELL, J, LO, A, MACKINLAY, A. *The econometrics of financial markets*. 1.ed. Princeton: Princeton university press, 1997.
- FAMA, E. F. Efficient capital markets: a review of theory and empirical work. *Journal of Finance*. v. 2, n. 25, 1970.
- FAMA, E. F. Random walks in stock market prices. *Financial Analysts Journal*, v.21 n.5, 1995.
- GAVA, A.M. Mercado futuro brasileiro: distribuição estatística e eficiência das previsões do contrato futuro de DI. *Análise*. v.10, n.1, 1999, p.19-35.
- KASTENS, T. SCHROEDER, T. A trading simulation test for weak-form efficiency in live cattle futures. *Journal of Futures Markets*. v.15, n.6, 1995.
- LEROY, S. Risk aversion and the martingale property of stock prices. *International Economic Review*. v.14, n.2, 1973.
- LUCAS, R. Asset prices in an exchange economy. *Econometrica*. v.46, n.6, 1978.
- MARTIKAINEN, T., PUTTONEN, V. Finnish day-of-the-week effects. *Journal of Business Finance and Accounting*. v.23, n.7, 1996.
- RODRIGUES, E. Testes de eficiência no mercado de ações brasileiro. *Análise*. v.5, n.1, 1991.
- SHELDON, I. Testing for weak form efficiency in new agricultural futures markets: some UK evidence. *Journal of Agricultural Economics*. v.38, n. 1, 1987.
- TUCKER, A., MADURA, J., MARSHALL, J. Pricing currency futures options with lognormally distributed jumps. *Journal of Business Finance and Accounting*. v.21, n.6, 1994.
- STEIN, J. The dynamics of spot and forward prices in an efficient foreign exchange market with rational expectations. *American Economic Review*. v.70, n.4. 1980.