

INFLUÊNCIA DO ÍNDICE DOW JONES INDUSTRIAL AVERAGE SOBREO ÍNDICE IBOVESPA

INFLUENCE OF THE DOW JONES INDUSTRIAL AVERAGE INDEX ON THE IBOVESPA INDEX

Esp. Leandro Antônio Brondani

Especialista em Finanças e Mercados de Capitais - IMED
E-mail: brondanil@hotmail.com.br

Prof. Dr. Daniel Knebel Baggio

Professor do Programa de Pós Graduação em Desenvolvimento/UNIJUI
E-mail: baggiod@unijui.edu.br.

Prof. Dr. Luis Ferruz Agudo

Professor do Programa de Doutorado em Contabilidade e Finanças
Universidade de Zaragoza / Espanha Desenvolvimento/UNIJUI
E-mail: lferruz@unizar.es.

Profa. Dra. Isabel Marco Sanjuán

Professor do Programa de Doutorado em Contabilidade e Finanças
Universidade de Zaragoza / Espanha Desenvolvimento/UNIJUI
E-mail: imarcosa@unizar.es

Resumo

Este trabalho tem como objetivo analisar o coeficiente de correlação linear de Pearson, analisar a volatilidade, através da Regressão Linear Simples e o Método de Mínimos Quadrados Ordinários, de dois índices de mercados financeiros: Dow Jones e Ibovespa. Concluiu-se através do estudo, que o índice Ibovespa é relativamente influenciado pelo índice Dow Jones Industrial Average.

Palavras-chave: Coeficiente linear de Pearson. Regressão linear simples. Métodos de mínimos quadrados ordinários. Dow Jones. Ibovespa.

Classificação JEL: G1 General Financial Markets G10 - General

Abstract

This paper aims to analyze the linear correlation coefficient of Pearson analyze volatility through the Simple Linear Regression and the OLS method, the two indices of financial markets: Dow Jones and Bovespa. It was concluded by the study, the Bovespa index is relatively influenced by the Dow Jones.

Keywords: linear coefficient of Pearson. Simple linear regression. Methods OLS (Ordinary Least Squares). Dow Jones. Bovespa.

JEL Classification: G1 General Financial Markets G10 - General

1. INTRODUÇÃO

A volatilidade de um ativo é uma medida de incerteza quanto as variações de seu preço. Ela é uma ferramenta extremamente importante para quem atua no mercado de ações: ao tomar uma decisão, o acionista está interessado em saber em qual direção e com qual velocidade um determinado ativo irá se movimentar. Mercados que se movem lentamente podem ser considerados de baixa volatilidade. Por outro lado, mercados que oscilam rapidamente podem ser vistos como mercados de alta volatilidade. Os períodos de alta volatilidade no mercado acionário podem possibilitar maiores lucros, uma vez que uma alta variação da cotação dos preços dos ativos pode gerar oportunidades para os investidores. Todavia, estas oportunidades também trazem consigo um nível maior de incerteza, conseqüentemente, maiores riscos.

Atualmente, a análise de risco tem sido uma ferramenta básica para qualquer analista do mercado de ações. Desta forma, a gestão de risco torna-se um elemento essencial quando se fala em ações. Sendo assim, conseguir prever de maneira significativa a variância de um ativo é extremamente útil para o acionista.

Este artigo propõe estimar a volatilidade de dois ativos. Para ser mais específico, analisaremos a variância de dois índices acionários do mercado financeiro: Dow Jones e o Ibovespa. O índice de uma bolsa de valores serve para dar parâmetros de variação de valores de mercado, ou seja, serve para que o investidor possa saber se naquela bolsa, os papéis estão se valorizando ou se desvalorizando.

Este estudo leva em consideração aos seguintes questionamentos: qual o grau de correlação entre os dois índices? Será que uma queda na bolsa americana repercute na bolsa brasileira? Como podemos modelar essas séries? Estas questões motivaram o surgimento deste trabalho.

Pode-se citar alguns estudos relacionados ao tema que possuem respostas positivas, negativas as questões levantadas: Leal (1998), Pereira *et al.* (2000), Grôppo (2001), Pereira *et al.* (2002), Pimenta Junior (2004), Grôppo (2006), Lopes (2006), Nogueira e Lamounier (2007 e 2008), Vartanian (2010) e Farias e Sáfadi (2010).

O trabalho que será desenvolvido está organizado da seguinte forma: primeiramente o embasamento teórico, posteriormente a metodologia aplicada, logo os resultados referentes as análises descritivas e quantitativas, e finalmente, uma breve conclusão da referida pesquisa.

2. FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA

2.1 Índices de bolsas de valores

Os movimentos de uma bolsa de valores são expressos através de índices acionários. Tais índices englobam o valor médio em moeda corrente de determinado grupo de ações, consideradas mais representativas no movimento total do mercado ou de empresas atuantes em determinados setores da economia.

Existem índices gerais e índices setoriais para cada Bolsa de valores. A variação do índice espelha a tendência da bolsa (de alta ou de baixa) em um determinado momento do pregão, ou ao final dele, comparando-se com o índice do dia anterior.

Os índices de ações servem como um termômetro para o mercado, pois as ações tendem seguir

um movimento em grupo, desvalorizando-se ou valorizando-se conjuntamente, principalmente nos casos onde o índice sofre variações bruscas. Os índices geralmente englobam as ações mais negociadas no mercado a que se referem. Cada bolsa de valores tem o seu ou seus índices representativos, como por exemplo, o *Ibovespa* na Bolsa de Valores de São Paulo e o *Dow Jones* na Bolsa de Nova York.

2.1.1 Dow Jones

O Dow Jones é um dos indicadores de maior confiabilidade mundial e tornou-se, desde sua criação, uma referência importante para investidores e administradores de recursos estrangeiros, que se baseiam em sua performance para tomar decisões de investimentos.

O indicador tem sido amplamente acompanhado desde 1º de Outubro de 1928. Ele foi introduzido em 1884 pelos norte americanos Charles Henry Dow, precursor da análise de ações, juntamente com seus sócios Edward Jones e Charles Bergstresser, os quais foram os primeiros editores do *The Wall Street Journal*.

Conforme explica Pena *et al.* (2013) o índice Dow Jones Industrial Average (DJIA) representa a New York Stock Exchange (NYSE), e é um dos mais importantes indicadores do mercado acionário norte americano. São 30 ações industriais que o compõem, tais como as da General-Motors e da Boeing e seu valor é dado pela média ponderada dos valores das ações desse grupo.

2.1.2 O Ibovespa

O Índice Bovespa é o mais importante indicador do desempenho médio das cotações do mercado de ações brasileiro. Sua relevância advém do fato do Ibovespa retratar o comportamento dos principais papéis negociados na BM&FBOVESPA e também de sua tradição, pois o índice manteve a integridade de sua série histórica e não sofreu modificações metodológicas desde sua implementação em 1968.

É o valor atual, em moeda corrente, de uma carteira teórica de ações constituída em 02/01/1968 (valor-base: 100 pontos), a partir de uma aplicação hipotética. Supõem-se não ter sido efetuado nenhum investimento adicional desde então, considerando-se somente os ajustes efetuados em decorrência da distribuição de proventos pelas empresas emissoras (tais como reinvestimento de dividendos recebidos e do valor apurado com a venda de direitos de subscrição, e manutenção em carteira das ações recebidas em bonificação). Dessa forma, o índice reflete não apenas as variações dos preços das ações, mas também o impacto da distribuição dos proventos, sendo considerado um indicador que avalia o retorno total de suas ações componentes.

As ações integrantes da carteira teórica do Ibovespa respondem por mais de 80% do número de negócios e do volume financeiro verificados no mercado à vista (lote-padrão) da BM&FBOVESPA.

A finalidade básica do Ibovespa é a de servir como indicador médio do comportamento do mercado. Para tanto, sua composição procura aproximar-se o mais possível da real configuração das negociações à vista (lote-padrão) na BM&FBOVESPA. Atualmente o índice é composto por 71 empresas (dezembro de 2013). Nos resultados deste estudo apresentaremos mais informações sobre o Ibovespa e o *Dow Jones Industrial Average*.

2.2 Correlação e regressão

Ao estudar uma variável o interesse refere-se as medidas de tendência central, dispersão,

assimetria, etc. Com duas ou mais variáveis além destas medidas individuais também é de interesse conhecer se elas tem algum relacionamento entre si, isto é, se valores altos (baixos) de uma das variáveis implicam em valores altos (ou baixos) da outra variável. Por exemplo, pode-se observar se existe associação entre a taxa de desemprego e a taxa de criminalidade em uma grande cidade, entre verba investida em propaganda e retorno nas vendas, etc. (Viali, 2013).

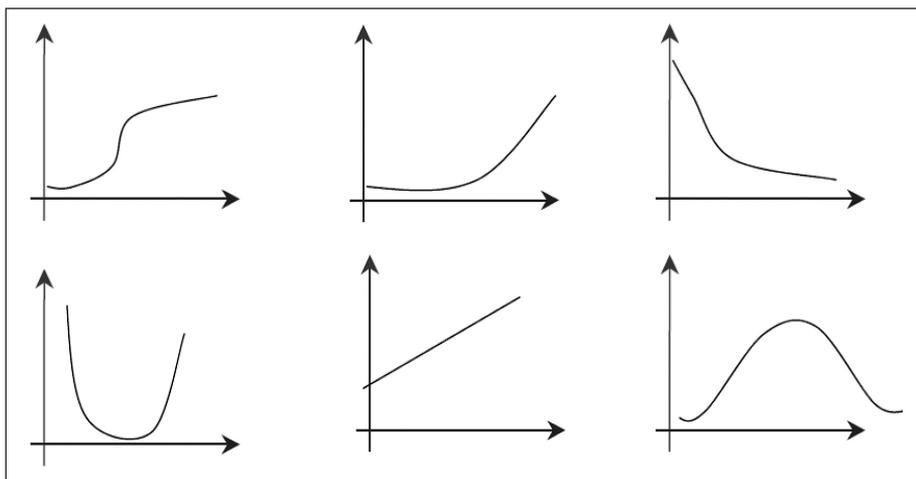
A associação entre duas variáveis pode ocorrer de duas maneiras: *correlacional* e *experimental*. Numa relação experimental os valores de uma das variáveis são controlados pela atribuição ao acaso do objeto sendo estudado e observando o que acontece com os valores da outra variável. Por exemplo, pode-se atribuir dosagens casuais de uma certa droga e observar a resposta do organismo; pode-se atribuir níveis de fertilizante ao acaso e observar as diferenças na produção de uma determinada cultura (Viali, 2013).

Conforme Viali (2013), no relacionamento correlacional, por outro lado, não se tem nenhum controle sobre as variáveis em estudo. Elas são observadas como ocorrem no ambiente natural, sem nenhuma interferência, isto é, as duas variáveis são aleatórias. Portanto, a diferença entre as duas situações é que na experimental são atribuídos valores ao acaso de uma forma não tendenciosa e na outra a atribuição é feita pela natureza.

Neste sentido, face necessário estudar o relacionamento entre duas ou mais variáveis. Ao se estudar o relacionamento entre duas ou mais variáveis, isto pode ocorrer a partir de estudos de correlação e regressão. Se o estudo tratar apenas de duas variáveis utiliza-se a correlação e a regressão simples, (que é o caso deste estudo). No entanto, ao se trabalhar com mais do que duas variáveis, realiza-se o estudo de correlação e de regressão múltipla.

Os tipo de relacionamento entre duas variáveis pode se dar de seis modos, como apresenta Viali (2013, p. 03).

Figura 1: Vários tipos de relacionamento entre as variáveis X e Y.



Fonte: Viali (2013, p. 03).

Portanto, como esclarece Viali (2013) a análise de correlação fornece um número que resume o *grau de relacionamento linear* entre as duas variáveis. Já a análise de regressão fornece uma equação que descreve o comportamento de uma das variáveis em função do comportamento da outra variável.

2.2.1 Coeficiente de correlação linear de Pearson

A intensidade da associação linear existente entre as variáveis pode ser quantificada através do chamado coeficiente de correlação linear de Pearson:

$$r = \frac{C_{X,Y}}{S_X S_Y}, \quad r \in [-1, 1] \quad (1)$$

Onde:

C_{xy} - Covariância ou variância conjunta das variáveis X e Y;

S_x - desvio padrão da variável X;

S_y - desvio padrão da variável Y.

No caso de dados não agrupados

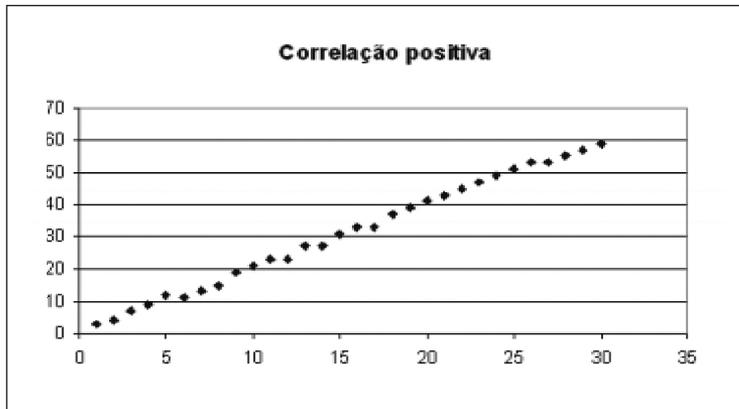
$$C_{X,Y} = \frac{\sum_{i=1}^n x_i y_i}{n} - \bar{X} \bar{Y} \quad (2)$$

No caso de dados agrupados

$$C_{X,Y} = \frac{\sum_{i=1}^m x_i y_i F_i}{n} - \bar{X} \bar{Y} \quad (3)$$

Conforme informa Sousa (2013), as variáveis podem apresentar uma correlação positiva, negativa ou ausência de correlação. Quando as variáveis estão positivamente correlacionadas e possuem uma correlação “perfeita” (como é o caso se considerarmos a correlação da variável “x” consigo própria) o coeficiente de correlação será igual a “1”, conforme poderemos ver a Figura seguinte.

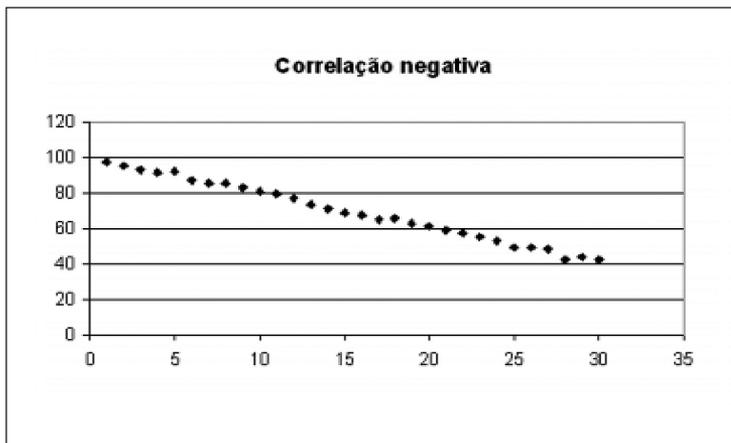
Figura 2: Correlação positiva.



Fonte: Sousa (2013)

Quando as variáveis estão negativamente correlacionadas e possuem uma correlação “perfeita” (como é o caso se considerarmos a correlação da variável “x” consigo própria) o coeficiente de correlação será igual a “-1”, conforme poderemos ver a Figura seguinte.

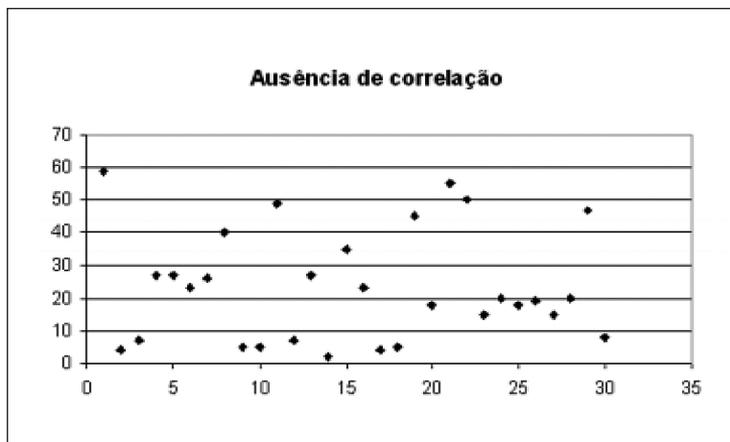
Figura 3: Correlação negativa.



Fonte: Sousa (2013)

Quando as variáveis não estão correlacionadas, existe portanto uma correlação nula. No limite, isto é, em caso de “absoluta independência” o coeficiente de correlação será igual a 0.

Figura 4: Ausência de correlação.



Fonte: Sousa (2013)

Para finalizar, apresenta-se a Figura 5, a qual contém um resumo dos limites do coeficiente de correlação.

Figura 5: Coeficiente de correlação.

Coeficiente de correlação	Correlação
$r = 1$	Perfeita positiva
$0,8 \leq r < 1$	Forte positiva
$0,5 \leq r < 0,8$	Moderada positiva
$0,1 \leq r < 0,5$	Fraca positiva
$0 < r < 0,1$	Ínfima positiva
0	Nula
$-0,1 < r < 0$	Ínfima negativa
$-0,5 < r \leq -0,1$	Fraca negativa
$-0,8 < r \leq -0,5$	Moderada negativa
$-1 < r \leq -0,8$	Forte negativa
$r = -1$	Perfeita negativa

Fonte: Sousa (2013)

2.2.2 A Regressão Linear Simples e o Método de Mínimos Quadrados Ordinários

O avanço da Economia gerou a necessidade de que determinados fatos fossem comprovados com “provas” matemáticas e estatística de sua existência. Para auxiliar este trabalho desenvolveu-se a Econometria, “ramo da Economia que trata da mensuração de relações econômicas” (Matos, 2000). Uma ferramenta importante da econometria é a construção de modelos que, também de acordo com o mesmo autor, pode ser descrito como “uma representação simplificada da realidade, estruturada de forma tal que permita compreender o funcionamento total ou parcial dessa realidade ou fenômeno.”

“A Econometria tem-se tornado um instrumento de pesquisa muito importante em face da formulação de novas teorias e do avanço das técnicas de processamento de informações, assim como do progresso da matemática e da estatística, como matérias auxiliares.” (Matos, 2000)

Os modelos econométricos usualmente são formados por variáveis, equações, coeficientes e perturbações aleatórias (comumente chamadas de erro). A mais famosa técnica para que se estime, fundamentada em certos conceitos estatísticos, os coeficientes e, conseqüentemente, as equações destes modelos, é a técnica de regressão linear. Quando se deseja conhecer a equação de variáveis aleatórias que mantêm relação com apenas uma outra variável aleatória se utiliza um caso particular da regressão linear, a regressão linear simples.

“O modelo linear simples é aquele que contém apenas uma variável explicativa.” (Matos, 2000)

Assim, a partir de uma base de dados formada por duas outras variáveis, pode-se estimar os coeficientes alfa e beta da seguinte equação:

$$Y_i = \text{Alfa} + \text{Beta}X_i + u_i \quad (4)$$

Onde:

Y_i : é a variável explicada ou dependente, cujo comportamento se deseja conhecer/estudar;

X_i : é a variável explicativa ou independente;

Alfa: é o coeficiente linear do modelo, cujo valor será estimado com a técnica de regressão linear simples;

Beta: é o coeficiente angular do modelo, cujo valor será estimado com a técnica de regressão linear simples;

u_i : são as perturbações aleatórias;

$i = 1, 2, 3, \dots, n$ (n = tamanho da amostra a partir da qual são feitos os cálculos).

Para que os resultados estimados de Alfa e Beta tenham validade estatística, uma série de pressupostos deve ser atendida, a saber:

- Erros devem ser: aleatórios, normalmente distribuídos com valor esperado zero e com variância constante, independentes entre si e independentes da variável explicativa;
- Não pode haver erro de medição das variáveis independentes;
- No caso de estimação de séries temporais, estas devem ser estacionárias;
- Deve-se minimizar problemas de especificação do modelo.

Uma das técnicas mais empregadas para estimativa dos parâmetros das equações de modelos econométricos é o método de MQO. Ele consiste em estimar os coeficientes da seguinte equação:

$$E(Y_i) = \hat{\alpha} + \hat{\beta}X_i \quad (5)$$

Para tanto, adota-se a hipótese de minimizar a soma ao quadrado dos erros Somatório u_i^2 . Conforme demonstra Gujarati (2000):

$$\hat{\beta} = \frac{\sum (X_i - \bar{X})(Y_i - \bar{Y})}{\sum (X_i - \bar{X})^2} \quad e \quad \hat{\alpha} = \bar{Y} - \hat{\beta}\bar{X} \quad (6)$$

O modelo, propriamente dito, pode ser dividido em duas parcelas:

$$Y_i = \hat{Y}_i + \hat{u}_i \quad (7)$$

De modo que se define $SQ_{ERRO} = \sum \hat{u}_i^2$ como a parcela dos erros que não pode ser explicada pelo modelo. E, assim, pode-se decompor a variável dependente em duas somas:

$$(Y_i - \bar{Y})^2 = \hat{\beta}^2 \sum (X_i - \bar{X})^2 + \sum \hat{u}_i^2 = SQ_{REG} + SQ_{ERRO} = SQ_{TOTAL} \quad (8)$$

De modo que se define um coeficiente R^2 , “uma medida sintética que diz quão bem a reta de regressão da amostra se ajusta aos dados” (Gujarati, 2000):

$$0 \leq R^2 = SQ_{REG}/SQ_{TOTAL} \leq 1 \quad (9)$$

Ressalta-se que ambos os estimadores de Alfa e Beta são, conforme o teorema de Gauss-Markov, não-viesados e eficientes. Além disso, a relação entre o estimador de beta e seu desvio padrão segue uma *distribuição t-student* com n-2 graus de liberdade e, portanto, pode-se calcular um intervalo de confiança para seu valor.

Adicionalmente, para que o método esteja completo, deve-se verificar, com a ajuda de gráficos específicos e técnicas de cálculo estatístico se nenhum dos pressupostos anteriores foi violado.

2.2.3 O Método de Análise Simplificada

Simplificar a análise que se deseja fazer não implica em romper com o formalismo da análise estatística. Conforme a própria definição do dicionário Aurélio (Ferreira, 1993), a primeira definição para simplificar é “tornar simples, fácil ou claro”. Não quer dizer que simplificar implique em perder a qualidade do que se está estudando, mas sim em tornar os fenômenos mais transparentes, cuja compreensão é mais fácil.

Nesse sentido, um importante teste para que se possa averiguar a significância de uma regressão linear é o teste global da regressão, onde se levanta a hipótese de que todos os betas, conjuntamente, são estatisticamente nulos:

$$H_0: \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_i = 0$$

$$H_1: \text{existe pelo menos um } \beta_j \neq 0$$

Segundo Gujarati (2000):

Essa hipótese nula é uma hipótese conjunta de que B2 e B3 [e qualquer outro Bi, exceto o coeficiente linear] são conjunta ou simultaneamente iguais a zero. Um teste de hipótese assim é chamado de teste de significância global da reta de regressão observada ou estimada, isto é, se Y tem relação linear tanto com X2 quando com X3 [e com as demais variáveis independentes consideradas].

Destaca-se que o teste de significância global, em regressões múltiplas, somente é substituído pelos testes de hipótese individuais de cada Bi se e só se não existir relação linear entre cada uma das variáveis Xi se todas forem independentes entre si. Nos demais casos, a correlação existente entre os pares de variáveis independentes consideradas pode, mesmo se for de um grau relativamente baixo, afetar o resultado do teste de significância global em relação aos testes de hipótese individuais. Desta forma, para regressões múltiplas, o teste de significância global não substitui, portanto, os testes de significância individuais.

Pela teórica econométrica, a relação adequada para que se faça este teste é a relação entre a média dos quadrados da regressão (soma dos quadrados em relação à quantidade de regressores) e a média dos quadrados dos erros (soma dos erros ao quadrado em relação aos graus de liberdade do erro). No caso da hipótese nula H0 ser verdadeira, a relação entre estas médias (MQREGRESSÃO/MQERROS) segue a distribuição F de Fisher Brownlee *apud* Gujarati (2000), demonstra que, sob a hipótese de que os erros da regressão são normalmente distribuídos, se a hipótese nula for verdadeira:

$$F_{\text{CALC}} = \frac{SQ_{\text{REG}} / GL_{\text{REG}}}{SQ_{\text{ERRO}} / GL_{\text{ERRO}}} \quad (10)$$

Tem distribuição F com GLREG e GLERRO graus de liberdade. Este resultado é de extrema importância, pois, sob validade testa hipótese, pode-se provar que se os erros da regressão são normalmente distribuídos, possuem média zero e são homocedásticos, então o estimador da variância do modelo de regressão linear é não viesado. Além disto, Gujarati (2000) completa:

Esta afirmação não deve causar surpresa, já que, se houver uma relação trivial entre Y e X2 e X3 [e as demais variáveis independentes], a única fonte de variação em Y se deve a forças aleatórias, representadas por ui [erros do modelo]. Porém, se a hipótese nula for falsa, ou seja, se definitivamente X2 e X3 [e as demais variáveis independentes] influenciarem Y (...) SQE [SQERRO] será relativamente maior do que SQR [SQREG], levando-se devidamente em conta seus respectivos

gl. Portanto, o valor de F (...) fornece-nos um teste da hipótese nula de que os verdadeiros coeficientes de inclinação são simultaneamente iguais a zero.

Mas os betas também podem ser testados individualmente usando-se a estatística *t-student*. Considerando-se um modelo com teste bilateral e 95% de certeza (ou unilateral com 97,5% de certeza), para amostras relativamente grandes ($n > 30$), em um modelo significativo, onde se deseja rejeitar $H_0: B=0$, espera-se que $\text{stat } T_b > 2,04$. Para amostras com tamanhos menores, a estatística *t* de rejeição de H_0 será sempre, em módulo, inferior a 2,04. Assim, para amostras onde $n > 30$, pode-se adotar o valor 2,04 como limite superior para comparação com a estatística *t* tabelada e início da área de rejeição da hipótese nula.

Sabe-se que a distribuição F de Fisher cujo valor tabelado fornece F_t tal que: $p(F_{N1-1, N2-1} > F_t) = p$, quando $N1=2$, é equivalente à distribuição *t* com $N2$ graus de liberdade, ou seja, ao quadrado da distribuição *t-student*, também tabelada.

Assim, para regressões simples, onde se deseja testar um e somente um valor para B, os resultados do teste F e do teste *t* devem ser equivalentes, sendo fato que o valor calculado de F é sempre o quadrado do valor calculado da estatística *t* observada, onde: $\text{stat-tOBS} = \text{valor estimado do coeficiente B} / \text{erro padrão estimado do coeficiente B}$.

Assim, para as regressões simples, deseja-se que $F_{\text{CALC}} > 4,1616 = 2,042$, mas:

$$F_{\text{CALC}} = \frac{MQ_{\text{REG}}}{MQ_{\text{ERRO}}} \quad (11)$$

Queremos, então, encontrar regressões significativas, onde:

$$\frac{MQ_{\text{REG}}}{MQ_{\text{ERRO}}} > 4,1616. \quad (12)$$

E assim:

$$\begin{aligned} \frac{MQ_{\text{REG}}}{MQ_{\text{ERRO}}} > 4,1616 &\leftrightarrow \frac{SQ_{\text{REG}}}{SQ_{\text{ERRO}}/(n-2)} > 4,1616 \leftrightarrow \frac{SQ_{\text{REG}}(n-2)}{SQ_{\text{ERRO}}} > 4,1616 \leftrightarrow \\ \frac{SQ_{\text{REG}}}{SQ_{\text{ERRO}}} > \frac{4,1616}{n-2} &\leftrightarrow \frac{SQ_{\text{REG}}}{SQ_{\text{TOTAL}} - SQ_{\text{REG}}} > \frac{4,1616}{n-2} \leftrightarrow \frac{SQ_{\text{TOTAL}} - SQ_{\text{REG}}}{SQ_{\text{REG}}} < \frac{n-2}{4,1616} \leftrightarrow (13) \\ \frac{SQ_{\text{TOTAL}}}{SQ_{\text{REG}}} - 1 < \frac{n-2}{4,1616} &\leftrightarrow \frac{1}{R^2} - 1 < \frac{n-2}{4,1616} \leftrightarrow \frac{1}{R^2} < \frac{n-2+4,1616}{4,1616} \leftrightarrow \frac{1}{R^2} < \frac{n+2,1616}{4,1616} \leftrightarrow \\ R^2 > \frac{4,1616}{n+2,1616} &= g \end{aligned}$$

Neste sentido, limita-se a análise da regressão (desde que se possa garantir a inexistência de heterocedasticidade e autocorrelação, hipótese que, mesmo existente, em alguns casos pode ser relaxada, e.g. séries do tipo *cross-section*) à comparação de um único valor (R^2) com uma constante g que varia em função do tamanho da amostra adotado.

Este resultado é extremamente importante, pois facilita que se avaliem bases de dados muito grandes, como é o caso do mercado de ações. Se determinado pesquisador estiver interessado, por exemplo, em confirmar a ocorrência do modelo CAPM para cálculo de B de 60 meses de ações da Bovespa, é possível usar apenas a estatística estimada R^2 da regressão entre os retornos de cada ação e o prêmio de risco.

Como na Bovespa há, listadas, mais de 300 ações, pode-se rodar as regressões pretendidas e comparar o coeficiente de correlação de cada uma com o valor $4,1616/(60+2,1616) = 0,067$. Ou seja, para aquelas ações onde R^2 for superior a 0,067 pode-se admitir que há indícios para se rejeitar $H_0: B_i = 0$. Fica claro, por este exemplo, que o procedimento proposto facilita enormemente o trabalho do pesquisador, que fica dispensado de rodar qualquer modelo de regressão para identificar se há valores estatisticamente significativos na sua base de dados.

Adicionalmente, o cálculo do R^2 implica, na verdade, em aplicar a metodologia de cálculo do coeficiente de correlação de Pearson e elevá-lo ao quadrado, conforme a seguinte fórmula:

$$\rho = \frac{\sum (X_i - \bar{X})(Y_i - \bar{Y})}{\sqrt{\sum (X_i - \bar{X})^2} \sqrt{\sum (Y_i - \bar{Y})^2}} \quad i=1, 2, 3, \dots, n \quad (14)$$

Onde:

x_i : são os valores observados da variável independente;

y_i : são os valores observados da variável dependente;

n : tamanho da amostra.

Este procedimento elimina, portanto, o uso de qualquer pacote estatístico para a análise dos dados, uma vez que uma simples planilha eletrônica é preparada para calculá-lo com bastante fidedignidade.

No entanto, com o uso desta metodologia proposta não é possível conhecer o valor estimado dos betas das regressões simples, mas, ainda assim, conhecendo o “sinal” do coeficiente de correlação é possível conhecer o “sinal” dos betas, uma vez que, por construção do próprio modelo de MQO, ambos são idênticos. Assim, mesmo que não se possa avaliar a magnitude da relação, com este procedimento pode-se determinar se as variáveis em questão são positiva ($p > 0 \leftrightarrow B > 0$) ou negativamente ($p < 0 \leftrightarrow B < 0$) relacionadas, informação esta que, muitas vezes, é suficiente para responder aos anseios do pesquisador.

3. METODOLOGIA

Para responder as perguntas propostas no trabalho o modelo admite que o índice Ibovespa esteja em função do índice Dow Jones. Para estimar as equações foi utilizado o modelo de Regressão Linear Simples e o Método de Mínimos Quadrados Ordinários.

O modelo estimado possui a forma funcional logarítmica, ou seja, se trata de um modelo log-log. Utilizou-se tal forma funcional por lidar com variações percentuais na base de dados, o que diz que a interpretação dos coeficientes será dada através de porcentagens. A variação do índice Ibovespa (em porcentagem) é explicada pela variação dos índices Dow Jones Industrial Average (em porcentagem). Por isso é necessária a utilização do logaritmo.

O método de estimação utilizado, Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), é um método largamente utilizado pois gera estimativas não-viesadas (em que na média, a estimativa coincide com o valor do parâmetro populacional) e de variância mínima dos parâmetros populacionais. Consiste em determinar a estimativa dos parâmetros populacionais ($\beta_1; \beta_2$), de modo a minimizar a soma dos resíduos ao quadrado.

Os dados utilizados referem-se à variação dos dois índices no período correspondente entre 02/01/2003 a 17/05/2013, compreende-se que esse período represente uma amostra suficiente para realizar o estudo, amostra essa que conta com 2541 observações, e também por apresentar períodos distintos de crescimento econômico e oscilações em ambas as bolsas de valores, passando por períodos de crescimento e crises financeiras.

As Bolsas de Valores não funcionam quando é feriado na cidade ou país em que estão inseridas. Como nos dois países existem feriados que não são simultâneos, foram excluídos os dias em que os mercados estavam fechados. Por exemplo: não foi levado em conta a variação de um dia em que os mercados brasileiro estavam aberto e o norte-americano fechado.

Isso foi feito, pois o estudo se baseia na influência dos mercados de ações externos no mercado acionário brasileiro, portanto não faz sentido incluir um dia em que o mercado externo não estava funcionando.

A periodicidade dos dados foi diária, atentando-se para o que foi dito a respeito dos feriados, 2541 dados fizeram parte da amostra. Em outras palavras, foram usadas no estudo 2541 variações dos índices Ibovespa e Dow Jones, dados esses que foram extraídos do portal de finanças do Yahoo.

Vários fatores externos e internos afetam a bolsa de valores do Brasil e conseqüentemente o seu principal índice, o Ibovespa. Pode-se citar como influência interna a política brasileira, os períodos de eleições e as épocas como o carnaval, entre outros fenômenos culturais, econômicos, políticos e sociais brasileiros. Outros elementos internacionais também afetam a bolsa, além das variáveis explicitadas neste estudo, tais como tensões políticas entre países, desastres naturais e ataques terroristas. Entretanto, o foco deste estudo será mostrar somente a influência da bolsa americana na bolsa do Brasil.

No estudo, utiliza-se a seguinte equação:

$$\ln y = \beta_1 + \beta_2 \ln x_1 + u_i \quad (15)$$

Substituindo as variáveis pelos seus respectivos nomes, tem-se:

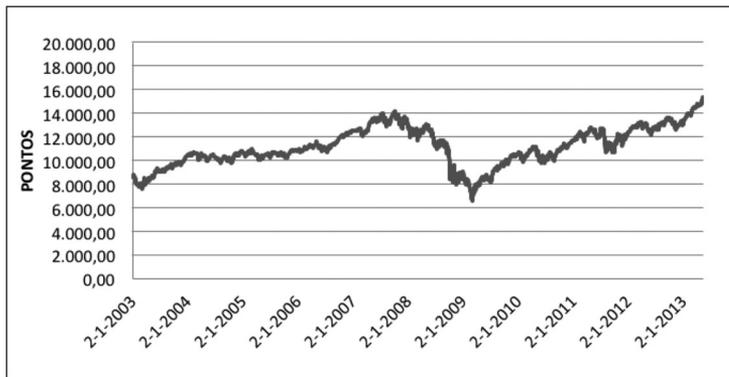
$$\ln \text{Ibovespa} = \beta_1 + \beta_2 \ln \text{DJIA} + u_i \quad (16)$$

β_1 e β_2 são os coeficientes e y e x_1 são as variáveis. u_i é o resíduo, ou seja, todos os fatores que afetam y (índice Ibovespa), que não estão explicitados no modelo. β_1 é o coeficiente de intercepto, isto é, quando a variação de x_1 (DJIA) for nula, a variação de y (Ibovespa) se dará pelo intercepto (β_1). β_2 é a variável explicativa.

4. RESULTADOS

Os resultados serão apresentados em dois momentos: inicialmente uma análise descritiva dos dados e seguidamente uma análise com caráter econométrico. A figura 6 apresenta a evolução do índice Dow Jones.

Figura 6: Evolução do Índice Dow Jones (em pontos).

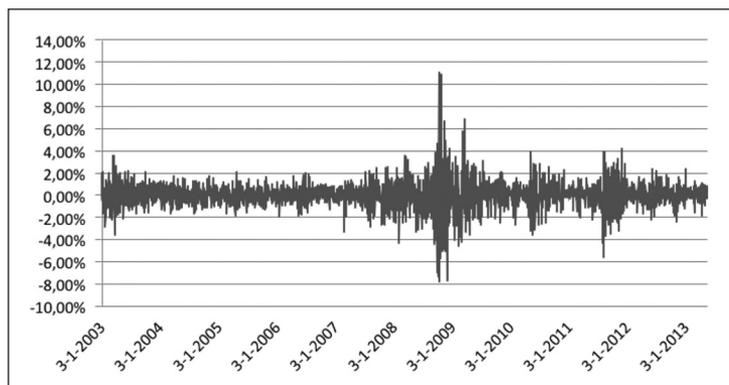


Fonte: Elaboração própria a partir de dados do Yahoo Finanças.

A partir da figura apresentada, percebe-se que o índice oscilou principalmente entre a faixa dos 8.000 a 14.000 pontos ao longo destes dez anos. É possível perceber a desvalorização a durante o ano de 2008, ano em que ocorreu a crise financeira mundial.

A próxima figura expõem os valores dos retornos do índice Dow Jones durante o mesmo período de análise. Compreende-se que ocorreu uma maior variação das rentabilidades durante o período de 2008 e 2009.

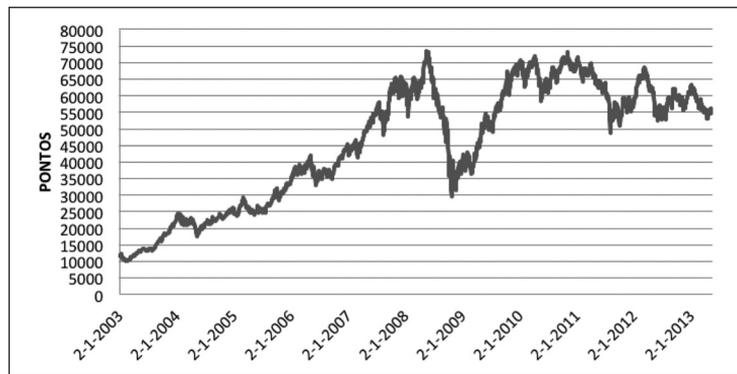
Figura 7: Rentabilidade do índice Dow Jones.



Fonte: Elaboração própria a partir de dados do Yahoo Finanças.

A próxima figura apresenta a evolução do índice Ibovespa em pontos, a série que é formada por 2541 observações, compreende o período de 02/01/2003 a 17/05/2013.

Figura 8: Evolução do Íbovespa (em pontos).

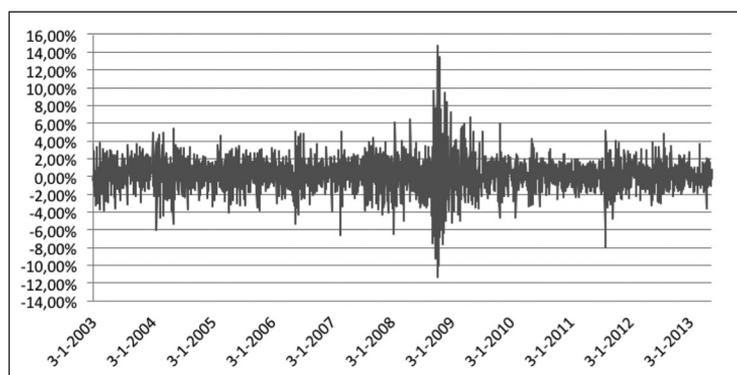


Fonte: Elaboração própria a partir de dados do Yahoo Finanças.

Verifica-se que o Ibovespa vem apresentando um movimento altista ao logo dos 10 anos de análise. Esta tendência foi interrompida, assim como o Índice Dow Jones, no período de 2008 e 2009. Além disso, a partir do ano de 2009, o índice vem permanecendo dentro de um intervalo de oscilação de 50.000 a 70.000 pontos.

A próxima figura expõem os valores dos retornos do Ibovespa durante o mesmo período de análise.

Figura 9: Rentabilidade do Ibovespa.

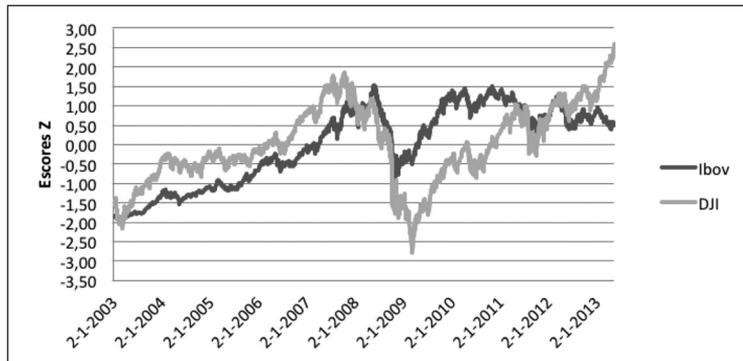


Fonte: Elaboração própria a partir de dados do Yahoo Finanças.

Os resultados do Ibovespa são similares aos obtidos com o Índice Dow Jones. No entanto, percebe-se que os resultados a partir do Ibovespa são ainda mais extremos, fazendo com que a linha de rentabilidades do gráfico seja mais larga (tanto para o lado positivo quanto para o lado negativo).

Para plotar os dados dos dois índices simultaneamente no mesmo gráfico, as amostras foram padronizadas através dos Escores Z, que permite comparar duas medidas obtidas em escalas diferentes.

Figura 10: Índice Dow Jones x Ibovespa.

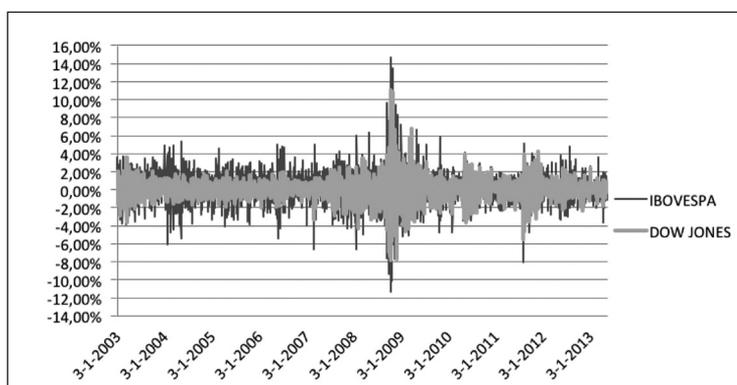


Fonte: Elaboração própria a partir de dados do Yahoo Finanças.

O gráfico anterior nos esclarece que os dois índices caminham na mesma direção, quanto a seu valor de mercado. Na medida em que um índice tende a se valorizar (desvalorizar) o mesmo ocorre com o outro. No entanto, um dado interessante é percebido partir do ano de 2012, ano em que o Índice Dow Jones iniciou uma valorização, enquanto que o Ibovespa seguiu em um sentido contrário.

No momento em que se sobrepõem as rentabilidades do dois índices (gráfico 11) fica ainda mais visível que o Ibovespa é mais sensível as oscilações no mercado, isto é, em momentos de alta (baixa) ele tende a apresentar rentabilidades mais altas (baixas) que o Índice Dow Jones. Isto é compreensível uma vez que a bolsa brasileira é mais volátil do que a americana e, o mesmo pode ser entendido com relação a economia destes dois países.

Figura 11: Rentabilidades do Índice Dow Jones x Ibovespa.



Fonte: Elaboração própria a partir de dados do Yahoo Finanças.

Quanto as análises estatísticas e econométrica, os resultados obtidos foram os seguintes: Confirma-se, através da tabela 1, que os dados da amostra do Ibovespa possuem sim maior volatilidade que o índice Dow Jones, pois a medida do desvio padrão e da variância do Ibovespa ocorrem em maior grau.

Tabela 1: Análise Descritiva do Índices Ibovespa e Dow Jones (em pontos).

	<i>Ibovespa</i>	<i>Dow Jones</i>
Média	45636,17946	11133,99146
Erro padrão	360,7886735	32,50256206
Mediana	51499	10962,36
Modo	56097	10380,43
Desvio padrão	18186,75547	1638,39996
Variância da amostra	330758074,5	2684354,429
Curtose	-1,225593364	-0,482110601
Assimetria	-0,365763672	-0,07255197
Intervalo	63522	8807,35
Mínimo	9995	6547,05
Máximo	73517	15354,4
Soma	115961532	28291472,3
Contagem	2541	2541

Fonte: Resultados da Pesquisa a partir de dados do Yahoo Finanças.

Cabe ressaltar que como os valores da cotação do Ibovespa são superiores ao do Índice Dow Jones, é compreensível que a variância do primeiro seja superior ao do segundo. Cabe então analisar os dois índices a partir de uma medida única, ou seja, a partir das rentabilidades diárias dos dois índices.

Tabela 2: Análise Descritiva do Índices Ibovespa e Dow Jones (em rentabilidade).

	<i>Ibovespa</i>	<i>Dow Jones</i>
Média	0,08%	0,03%
Erro padrão	0,04%	0,02%
Mediana	0,12%	0,06%
Desvio padrão	1,84%	1,19%
Variância da amostra	0,03%	0,01%
Curtose	5,5725401	10,7856819
Assimetria	0,110869891	0,12465664
Intervalo	0,260491009	0,1895361
Mínimo	-11,39%	-7,87%
Máximo	14,66%	11,08%
Soma	1,986771441	0,75861779
Contagem	2540	2540

Fonte: Resultados da Pesquisa a partir de dados do Yahoo Finanças.

Os resultados obtidos reforçam as conclusões obtidas anteriormente, ou seja, o Ibovespa pode ser visto como mais volátil que o Índice Dow Jones. Além disto, as rentabilidades mais altas e mais baixas foram obtidas pelo Ibovespa.

A próxima tabela apresenta o Coeficiente de Correlação Linear de Pearson entre os dois índices. Verifica-se que as variáveis apresentam correlação moderada positiva $r = 0,6226$, isto é, uma correlação de 62,26%

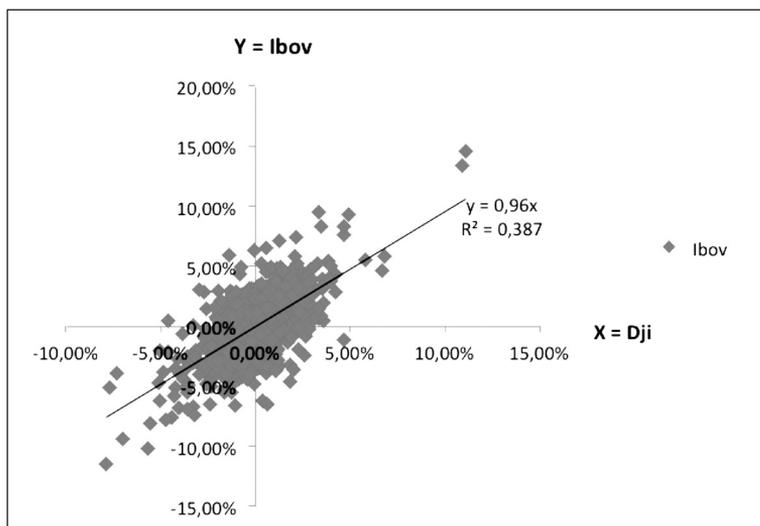
Tabela 3: Coeficiente de Correlação de Pearson.

	<i>Ibovespa</i>	<i>Dow Jones</i>
Ibov	1	
Dji	0,622612895	1

Fonte: Resultados da Pesquisa a partir de dados do Yahoo Finanças.

Também pode-se confirmar a presente correlação através da figura 11. As variáveis Ibovespa e Dow Jones apresentam uma correlação positiva, ou seja, no momento em que a cotação do Índice o Dow Jones (X) aumenta o Ibovespa (Y) também aumenta, em pontos. O mesmo pode ser dito quanto a rentabilidades.

Figura 12: Gráfico de Dispersão - Ibovespa x Dow Jones.



Legenda: Y=Ibov: Índice Ibovespa. X=Dji: Índice Dow Jones.

Fonte: Resultados da Pesquisa a partir de dados do Yahoo Finanças.

Apresentam-se ainda os resultados econométricos, resultados obtidos através da regressão realizada. Para a realização desta regressão simples, trabalhou-se o Ibovespa como a variável Dependente e o Dow Jones a Variável Independente.

Tabela 4: Estatística de Regressão.

R múltiplo	0,62261
R-Quadrado	0,38765
R-quadrado ajustado	0,38741
Erro padrão	0,01436
Observações	2540

Fonte: Resultados da Pesquisa a partir de dados do Yahoo Finanças.

Tabela 5: Estatística de Regressão - ANOVA.

	<i>Gl</i>	<i>SQ</i>	<i>MQ</i>	<i>F</i>	<i>F de significação</i>
Regressão	1	0,331509268	0,33151	1606,67	1,29E-272
Resíduo	2538	0,523674507	0,00021		
Total	2539	0,855183774			

Fonte: Resultados da Pesquisa .

Tabela 6: Estatística de Regressão - ANOVA

	Interseção	Dow Jones
Coefficientes	0,000495469	0,960008
Erro padrão	0,000285105	0,02395
Stat t	1,73784917	40,08325
valor-P	0,08235867	1,3E-272
95% inferiores	-6,3593E-05	0,913044
95% superiores	0,00105453	1,006972
Inferior 95,0%	-6,3593E-05	0,913044
Superior 95,0%	0,00105453	1,006972

Fonte: Resultados da Pesquisa a partir de dados do Yahoo Finanças.

Confirma-se, então, a partir da regressão e dos testes uma correlação positiva entre o índice Ibovespa e o índice Dow Jones. A partir da regressão realizadas, obteve-se o seguinte equação:

$$\text{Ibovespa} = 0,00 + 0,96\text{DJI} \quad (17)$$

Ou seja, espera-se que uma variação positiva de 1% no índice Dow Jones, aumente em 0,96% o índice Ibovespa. Se o índice Dow Jones for nula, espera-se que não ocorra oscilação no índice Ibovespa (constante = 0,00).

Além disto, analisando as estatísticas obtidas entende-se que:

- Obteve-se um coeficiente de determinação R² igual a 0,3874, o que significa que 38,74% da variação do índice Ibovespa pode ser explicada pela regressão estimada, ou seja, pelos parâmetros do Dow Jones Industrial Average, percentual esse de explicação, abaixo do esperado;
- Através da análise do valor da probabilidade (F-statistic) geral, verifica-se que as variáveis são conjuntamente significativas pois o seu valor ficou abaixo do nível de significância do teste (5%);
- Através da análise do valor da probabilidade (F-statistic) individual, verifica-se que cada uma das variáveis é significativa pois cada um de seus valores ficaram abaixo do nível de significância do teste (5%).

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

O estudo realizado analisou a influência do mercado norte americano sobre a bolsa de valores do Brasil. Utilizou-se o índice Dow Jones Industrial Average para explicar a variação do índice Ibovespa.

A partir dos resultados obtidos na regressão, pode-se dizer que a bolsa brasileira está susceptível a oscilações do mercado externo. A globalização financeira – com a ajuda da tecnologia – e a interdependência econômica e comercial dos países nos ajudaram a chegar a este ponto em que os mercados acionários de todos os países oscilam para o mesmo lado, com um comportamento parecido.

Como esperado, o coeficiente que multiplica a variável explicativa Dow Jones se mostrou positivo, reafirmando a teoria de que se a bolsa americana sofrer uma queda, é esperado que a brasileira também sofra.

Entretanto, o coeficiente R² não registrou o sinal esperado, mostrando-se um percentual muito pequeno de explicação para os dados do índice Dow Jones.

O estudo contribuiu para o aprimoramento do conhecimento na área de mercado de ações e para um maior entendimento dos atuais acontecimentos e da volatilidade mundial.

Estudos futuros poderão comparar o Ibovespa com outros índices de bolsas mundiais e ainda trabalhar com um período de tempo mais longo, podendo assim obter resultado melhores que o presente.

6. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Farias, H.P. e Sáfadi, T. (2010). Causalidade entre as principais bolsas de valores do mundo. *Revista de Administração Mackenzie*, v. 11, n. 2, Mar./Abr., p. 96-122.
- Ferreira, A. B. de H. (1993). *Minidicionário Aurélio da Língua Portuguesa*. Rio de Janeiro: Editora Nova Fronteira, 3ª edição, 11ª impressão.
- Grôppo, G. S. (2006). Relação dinâmica entre Ibovespa e variáveis de política monetária. *RAE – Revista de Administração de Empresas*, São Paulo, v. 46, edição especial, p.72-85, nov.- dez.
- Grôppo, G. S.; Amaral, H. F.; Bertucci, L. A.; Barros, L. C. (2001). Integração de Mercados: IBOVESPA, MERVAL e DOW JONES. Encontro do XXV ANPAD, 2001, Campinas. *Anais do XXV EnANPAD*.
- Gujarati, D.N. (2000). *Econometria Básica*. São Paulo: Makron Books, 3ª edição.
- Johnston, J. e Dinardo, J. (1997). *Econometric Methods*. Estados Unidos: McGraw-Hill, 4ª edição.
- Lamounier, W. M.; Nogueira, E. M. (2007). Causalidade entre os retornos de mercados de capitais emergentes e desenvolvidos. *Revista de Contabilidade Finanças*, São Paulo, v. 18, n. 43, p. 34-48, jan./abr. 2007.
- Leal, R. P. C.; Costa Junior, N. C. (1998). A integração entre as bolsas de valores de Buenos Aires e São Paulo. *Revista de Administração Contemporânea - RAC*, Curitiba, v. 2, n. 1, p. 87-99.
- Lopes, D. C. (2006). Análise Quantitativa da Volatilidade entre os índices Dow Jones, Ibovespa e S&P500. Dissertação de Mestrado do Curso de Economia apresentado para a Universidade Federal do Rio Grande do Sul (UFRGS).
- Matos, O. C. de (2000). *Econometria Básica: Teoria e Aplicações*. São Paulo: Atlas, 3ª edição.
- Nogueira, E. M.; Lamounier, W. M. (2008). Contágio Entre Mercados de Capitais Emergentes e Mercados Desenvolvidos: Evidências Empíricas e Reflexos Sobre a Diversificação Internacional de Portfólios. *Revista Brasileira de Finanças*, Rio de Janeiro, v. 6, n. 2, p. 267-286, maio-ago.
- Pena, G. E., Guelman, B., Rabello, H. (2013). Influência dos índices Dow Jones Industrial Average e Nikkei-225 sobre o Ibovespa. *Cadernos de Econometria*. Ibmecc Faculdades, Rio de Janeiro. Obtido em: <http://www.administradores.com.br/producao-academica/influencia-dos-indices-dow-jones-e-nikkei-225-sobre-o-ibovespa/785/download/>. Acessado em: 27/12/2013
- Pereira, A. F. O. A.; Dantas, A. B.; Costa Junior, N. C. (2002). Estimação da Co-Integração das Principais Bolsas da América Latina, Estados Unidos e Japão pela Metodologia Johansen. Encontro do XXVI ANPAD. Salvador. *Anais do XXVI EnANPAD*.
- Pereira, A. F.; Costa Júnior, N. C. A.; Dantas, A. B. (2000). Causalidade e co-integração das principais bolsas de valores do mundo e da América Latina. Encontro XXIV ANPAD, Florianópolis. *Anais do XXIV EnANPAD*.

Pimenta Júnior, T. (2004). Uma mensuração do fenômeno da interdependência entre os principais mercados acionários da América Latina e NASDAQ. *Revista de Administração da USP*, São Paulo, v. 39, n. 2, p.177-185, abr.-jun.

Sousa, Áurea (2013). Coeficiente de Correlação Linear de Pearson. *Material Didático*. Disponível em: http://www.google.com.br/url?sa=t&rct=j&q=&esrc=s&source=web&cd=1&ved=0C-CgQFjAA&url=http%3A%2F%2Fwww.aurea.uac.pt%2Fpdf_MBA%2Fcoef_correl_Pearson.pdf&ei=esdXU8qvOaynsASLmYCIDQ&usg=AFQjCNGQcLvG66kRdCjRhw94eZKqbBnTsg&sig2=CBzp0ND40iSjzU9nrWGfWQ&bvm=bv.65177938,d.cWc, visitado em: 12/12/2013.

Vartanian, P. R. (2010). Uma Análise dos Efeitos do Índice Dow Jones, Preço das Commodities e Taxa de Câmbio sobre o Comportamento do Ibovespa no Período 1999-2008. Encontro do ANPAD. *Anais do XXIV EnANPAD*.

Viali, L. (2013). Estatística Básica: Texto V, Correlação e Regressão. *Material Didático da Pontifícia Universidade Católica*. Obtido em: <http://www.mat.pucrs.br/~lori/>, visitado em: 12/12/2013.