



ISSN: 1696-8352 - BRASIL – JUNIO 2017

## **RELAÇÃO ENTRE A VARIAÇÃO DO PREÇO DAS AÇÕES E INDICADORES CONTÁBEIS: ESTUDO NAS METALÚRGICAS E SIDERÚRGICAS LISTADAS NA BM&FBOVESPA**

**Allison Manoel de Sousa  
Laiane da Cunha Sanches  
Hivana Rodrigues Arantes Ortiz  
Rodrigo Malta Meurer**

Para citar este artículo puede utilizar el siguiente formato:

Allison Manoel de Sousa, Laiane da Cunha Sanches, Hivana Rodrigues Arantes Ortiz y Rodrigo Malta Meurer (2017): "Relação entre a variação do preço das ações e indicadores contábeis: estudo nas metalúrgicas e siderúrgicas listadas na BM&FBOVESPA", Revista Observatorio de la Economía Latinoamericana, Brasil, (junio 2017). En línea:

<http://www.eumed.net/cursecon/ecolat/br/17/bm-fbovespa.html>

### **RESUMO**

A siderurgia e metalurgia são essenciais para a produção de matéria-prima que é utilizada para ser transformada em bens industrializados. O presente trabalho tem como objetivo verificar a influência dos indicadores contábeis na variação do preço das ações (VPA) das empresas do setor de siderurgia e metalurgia da BM&FBOVESPA, considerando dados entre o primeiro trimestre de 2010 ao quarto trimestre de 2015. As observações foram analisadas por meio de dados trimestrais em painel, no qual foram verificados todos pressupostos (teste de raiz unitária, multicolinearidade, normalidade, heterocedasticidade e autocorrelação) das variáveis para a realização da regressão múltipla. Das variáveis explicativas do modelo, somente duas, liquidez geral (LG) e corrente (LC) apresentaram relação significativa a 5%. Porém, essas apresentam baixo poder de explicação da VPA por meio  $R^2$ . Com isso, esses resultados corroboram com estudos anteriores que demonstram a relação de informações extraídas a partir das demonstrações contábeis com o retorno acionário.

**Palavras-chave:** Dados em painel; Índices contábeis; Mercado Acionário; Metalurgia; Siderurgia

### **RELATIONSHIP BETWEEN STOCK PRICE VARIATION AND ACCOUNTING INDICATORS: METALLURGICAL AND STEEL INDUSTRY STUDY LISTED ON BM&FBOVESPA**

### **ABSTRACT**

Steel and metallurgy are essential for the production of raw material that is used to be transformed into industrialized goods. The present study aims to verify the influence of the accounting indicators on the stock price variation (VPA) of companies in the steel and metallurgy sector of BM & FBOVESPA, considering data between the first quarter of 2010 and the fourth quarter of 2015. The observations

were analyzed (Unit root, multicollinearity, normality, heteroskedasticity and autocorrelation) of the variables for the multiple regression. Of the explanatory variables of the model, only two, general liquidity (LG) and current (LC) presented a significant relation to 5%. However, these have low explanatory power of VPA through R2. As a result, these results corroborate previous studies that demonstrate the relationship of information extracted from the financial statements to the shareholder return.

**Keywords:** Panel data; Accounting indices; Stock Market; Metallurgy; Iron and steel industry

## 1 INTRODUÇÃO

Em uma economia globalizada, a atuação das empresas é influenciada pelas variações cambiais, preços internacionais das matérias primas, volatilidade dos mercados e fluxos financeiros, oscilações das taxas de juros, entre outras variáveis. Estas características do mercado tornam o processo de gestão bem mais complexo e exigente de instrumentos mais sofisticados (ASSAF NETO; LIMA, 2009). Dessa forma, as transações econômicas entre países se intensificaram e fez-se necessário que a contabilidade desempenhasse seu papel ainda com mais eficácia a fim de estabelecer comparabilidade de dados de empresas de diferentes nacionalidades (MOURA, 2016).

O Mercado Financeiro nem sempre fornece os números exatos para poder entender como funcionam a economia e como é movida. Por isso o fornecimento de informações das empresas é fundamental aos usuários que precisam da mesma para aumentar o grau de confiabilidade e de credibilidade na hora de investir. Assim, quanto maior o número de informações o investidor detiver sobre o negócio e/ou desempenho econômico e financeiro da organização, em teoria, pode-se esperar diferente percepção do investidor (SILVA; NARDI; PIMENTA JUNIOR, 2012).

No Brasil, recentemente o mercado de ações tem recebido muita atenção por parte de investidores e empresas, visto que o mesmo tem se apresentado como uma oportunidade para investidores externos que visem diversificar seus portfólios. O mercado financeiro brasileiro apresentou um desenvolvimento positivo e rápido, de forma que a capitalização através do mercado de ações apresentou crescimento tanto em termos de volume de negócios como na eficiência a locativa (NUNES; COSTA; MEURER, 2005).

É interessante ressaltar que Mercado Financeiro é estável e todos estão sujeitos a ganhos e perdas devido aos riscos inerentes a um investimento. Justamente por isso, no Brasil, a BM&FBOVESPA – Bolsa de Valores, Mercadorias e Futuros – criou os Níveis Diferenciados de Governança Corporativa (NDGC) com o intuito de estabelecer certos mecanismos de boas práticas para reduzir, entre outras coisas, a assimetria de informação e para dar maior segurança aos acionistas e investidores (SILVA; NARDI; PIMENTA JUNIOR, 2012). Nesse sentido, é sabido que as ações das empresas possuem preços distintos, onde o preço das ações é influenciado pela lei da oferta e demanda. Assim, de acordo com Galdi e Lopes (2008), o preço de uma ação é função de um conjunto de fatores que interagem formando a expectativa do mercado sobre o desempenho futuro da empresa e da economia.

Nunes, Costa e Meurer (2005) afirmaram em estudo que a insegurança se deve as condições macroeconômicas instáveis e a sua estrutura financeira tem feito que a capitalização por intermédio do mercado de ações no Brasil apresente um grau de risco elevado. Como consequência, as ações negociadas na bolsa de valores brasileira ficaram vulneráveis as condições econômicas adversas, sejam elas internas ou externas.

Considerando a relação de variáveis endógenas (indicadores contábeis) e o retorno acionário diversas pesquisas foram realizadas em âmbito internacional (e.g. MOHANRAM, 2005; PIOTROSKI, 2000; ABARBANELL; BUSHEE, 1998; DICKINSON; SOMMERS, 2012).

De acordo com Setto, Brasil e Vieira (2005) o setor siderúrgico, pelo fato de absorver matérias-primas de outros setores e fornecer insumos para diversas indústrias, tende a apresentar fortes ligações (a montante e a jusante) e influências significativas com outros setores da economia. Em razão disso, os choques sofridos por esse setor (sejam de oferta ou de demanda) tendem a apresentar efeitos multiplicadores significativos sobre a economia na qual está inserido. Ainda em seus estudos, eles afirmam que em termos de distribuição territorial, a produção siderúrgica brasileira concentra-se basicamente na região Sudeste, que é responsável por mais de 90% das produções de seus insumos. Minas Gerais destaca-se como o principal produtor dos seus produtos.

Em confluência, Ross, Westerfield e Jordan (2008) e Assaf Neto e Lima (2009) reportam a importância dos indicadores contábeis de rentabilidade, endividamento e atividade na tomada de decisão dos usuários da informação, auxiliando investidores e também gestores. Brigham e Ehrhardt (2010) enfatizam que os setores da economia apresentam indicadores contábeis distintos, onde a comparação de índices-padrão para o setor financeiro e setor industrial. *Nesse sentido, existe relação dos indicadores contábeis com o retorno acionário das empresas dos setores de metalurgia e siderurgia listadas na BM&FBOVESPA? O objetivo é analisar a influência dos indicadores contábeis na precificação de ativos de empresas de metalurgia e siderurgia da BM&FBOVESPA.*

Para Correia, Amaral e Bressan (2008), a liquidez representa um aspecto importante a ser considerado nos modelos de precificação de títulos, sendo que esse é um fator microeconômico que é relevante para os investimentos no mercado de ações de curto prazo. Porém, não é relevante para investimentos de longo prazo.

A teoria de precificação de ativos sugere que o retorno esperado de um ativo seja crescente com seu nível de risco, porque investidores avessos ao risco requerem uma compensação para aceitar mais risco (MACHADO; MEDEIROS, 2012). Galdi e Lopes (2008) em seu estudo evidencia de que o lucro contábil dos países da América do Sul é conservador, e quando há relação entre preço e lucro, normalmente ela ocorre do preço para o lucro e não o contrário, como seria o intuitivamente esperado. Já o lucro apurado pela contabilidade argentina, que possui uma característica menos ortodoxa do que a de outros países da América Latina, tem maior relação causal com o preço da ação do que os lucros dos outros países da região.

Zorzo (2010) *apud* Barros e Martins (2010) afirma que a análise financeira constitui na aplicação de um raciocínio analítico dedutivo sobre os valores dos elementos patrimoniais, expressos nas demonstrações contábeis de uma entidade, com a finalidade de conseguir uma avaliação econômica financeira da sua situação e do andamento das suas operações. E investir em ações requer a análise

financeira de expectativas de rendimentos, e também, a análise da valorização que venha a ocorrer nesses valores mobiliários (TESTA, 2011).

A motivação para este estudo decorre da crescente visibilidade e interesse no comportamento e no impacto do preço das ações no Mercado de Financeiro nos anos de 2010 a 2015, logo, estudar a relação das ações entre variáveis endógenas e torna-se relevante e desafiador à medida que pode contribuir para fortalecer o entendimento sobre o tema. Para tanto, a estrutura deste estudo é composta por cinco partes, sendo (i) introdução; (ii) fundamentação teórica sobre variáveis com poder preditivo para o retorno acionário; (iii) procedimentos econométricos utilizados no estudo; (iv) análise e discussão dos resultados, e; (v) considerações finais.

## **2 FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA**

O retorno acionário consiste na expectativa gerada pelo investidor em relação ao desempenho econômico das empresas, ou seja, espera-se crescimento no valor do preço do papel gerando benefícios futuros rentáveis (MEDEIROS; DOORNIK, 2008). Contudo, é necessário compreender os fatores que afetam diretamente os retornos acionários com a finalidade de auxiliar a tomada de decisão dos investidores relacionado a negociação das ações.

Os fatores que podem influenciar o retorno acionário tem natureza macro e microeconômicas. Araújo e Bastos (2008), analisou variáveis macroeconômicas como inflação, taxa de juros e nível de atividade econômica em relação aos retornos acionários das ações de empresas de quatro países da América Latina, sendo: Argentina, Brasil, Chile e México. Os resultados apontam que no Brasil o retorno acionário é explicado apenas pelo nível de atividade, porém em baixa magnitude. Além disso, somente há relação de causalidade entre duas variáveis analisadas, sendo elas nível de atividade e taxa de juros.

Galdi e Lopes (2008) em um estudo realizado com ações de 41 empresas do mercado acionário latino-americano relacionaram o lucro com o preço das ações, no qual a maioria dos preço das ações e lucro das empresas não apresentaram comportamento estacionário no período avaliado. Com isso, não foram encontradas evidências que demonstram a relação entre lucro contábil e o preço das ações. Nesse trabalho foi encontrado o efeito de co-integração entre o lucro e o preço das ações a longo prazo, porém não existe causalidade entre estas variáveis. Também foi observado uma característica específica do mercado acionário argentino.

O lucro das empresas do mercado acionário argentino apresentaram estacionariedade no período avaliado, diferentemente dos demais mercados avaliados no estudo. Isso ocorreu por causa do conservadorismo das normas de contabilidade estabelecidas neste país, tendo como consequência maior relação entre o lucro e preço das ações (GALDI; LOPES, 2008).

Brugni et al. (2015) verificaram se existe causalidade entre o lucro contábil e o preço das ações, sendo que a variável endógena foi avaliada como fator surpresa na variação das ações nos períodos futuros, a curto prazo, após a divulgação das demonstrações contábeis. Para isso, o estudo foi composto por 36 organizações do mercado acionário brasileiro, no qual as variáveis foram relacionadas por meio de testes de co-integração. O resultado encontrado apresenta que não existe efeito padrão de co-integração das ações e lucro das companhias no mercado acionário brasileiro, mas, quando analisadas individualmente, 10 companhias apresentam lucros que consistem como fator surpresa no preço das ações e, consequentemente, tendo influencia no curto prazo. Em contraste, 11 organizações apresentaram

comportamento oposto, no qual o preço das ações tem conseguido retirar, parcialmente, o fator surpresa do lucro contábil. Também, observou que este comportamento é comum em companhias que são consideradas de grande porte.

Em um estudo realizado por Paulo; Sarlo Neto e Santos (2012) composto por 91 empresas listadas na BM&FBOVESPA durante o período de junho de 1999 e março de 2008, relacionou o preço das ações e o lucro contábil. Foram considerados os três antecedentes e posteriores a divulgação do lucro contábil por estas organizações, sendo que com isso pôde-se verificar a reação do mercado a partir dos dados divulgado pelas empresas. Contudo, o preço das ações variaram de acordo com a expectativa do lucro do mercado. O valor do lucro contábil que estavam dentro da expectativa do mercado provocou reação significativa no preço das ações no período avaliado. Porém, quando o lucro contábil consistiu em valor inferior ao esperado pelo mercado provocou queda no preço das ações.

O preço das ações apenas foram impactadas quando o lucro trimestral apresentou valor abaixo da expectativa do mercado financeiro, porque este apresenta características de conservadorismo. Assim, o preço das ações só foram apresentarem influência do lucro, quando o valor deste é considerado pelo mercado financeiro como uma “má notícia” (PAULO; SARLO NETO; SANTOS, 2012)

Já Costa Júnior e Neves (1999), objetivou em seu trabalho analisar as três variáveis fundamentalista (valor de mercado, índice preço/lucro e índice valor patrimonial/preço) e também o beta, em relação à rentabilidade média das ações negociadas na bolsa de valores de São Paulo, no período de 1987 a 1996, através do método SUR, para estimar os coeficientes de regressão múltiplas. Assim, foi possível concluir que houve uma significância considerável nas variáveis contábeis para o obter o retorno das ações. Sendo que beta permanece sendo a variável explicativa relação do risco-retorno da ação.

Também, Sarlo Neto et al (2005) constata que para as ações ordinárias a hipótese foi confirmada parcialmente, pois a informação contábil é importante somente nos casos de lucros anormais negativos, indicando que, para os casos de lucros anormais positivos, as informações contábeis divulgadas perdem relevância diante de outras fontes de informações.

Swanson, Rees e Juarez-Valdes (2001) expõem que indicadores contábeis podem ser utilizados para encontrar oportunidades de investimento, por meio de análise fundamentalista. Santana e Lima (2004) relacionaram o *Earning Before Interests, Taxes, Depreciation and Amortization (EBITDA)* com os retornos totais aos acionistas, no qual foram analisadas 50 empresas do Ranking GVA-50 classificadas no ano de 2002. A partir de testes econométricos, obteve-se o resultado que o *EBITDA* não serve como preditor dos retornos totais dos acionistas ao nível de significância de 5%, embora apresente  $R^2$  no valor de 0,42. Porém, não se pode descartar a importância da sua utilização para auxiliar os gestores na tomada de decisão e de parâmetro para avaliar investimentos a longo prazo.

Machado e Machado (2014) relacionaram variáveis endógenas (lucro, fluxo de caixa, liquidez das ações, *EBITDA* e grau de alavancagem) com o preço das ações, ordinárias e preferenciais, do mercado acionário brasileiro, sendo que foi utilizada a técnica de Liu, três fatores e da CAPM. Foram utilizadas as ações de todas as empresas listadas na BM&BOVESPA, entre 1995 a 2008. Para isso, foram utilizadas regressões múltiplas em séries temporais. Os resultados apontam que o método da CAPM e dos três fatores apresentam resultados próximos. Além disso, a *EBITDA* e lucro, quando avaliada por estes dois fatores não explicam o preço das ações, pois apresentam interceptos nas séries de tempo.



Em um estudo realizado com 54 empresas listadas BM&FBOVESPA foram relacionados o retorno das ações com a rentabilidade do patrimônio líquido (ROE) entre 1995 a 2003. Para isso, foi utilizado o teste de regressão linear simples, no qual os resultados apontam que não houve significância ( $P < 0,05$ ) entre a variável explicativa (ROE) e o retorno acionário das empresas (MENDONÇA NETO; BRUNI, 2004).

Soares e Galdi (2011) relacionaram os indicadores contábeis com o retorno das ações de todas as empresas pertencente ao índice Bovespa durante 14 períodos anuais (1995-2008). Os resultados demonstram relação de alguns indicadores contábeis (margem líquida; giro do ativo; rentabilidade do ativo, e; rentabilidade do ativo operacional) com retorno das ações, quando testadas ao nível de significância de 5%. Também, foram testados os indicadores operacionais e financeiros, afim de verificar, qual apresenta maior relação ( $P < 0,05$ ) com o retorno acionário (RA) destas empresas, sendo que os resultados operacionais apresentam maior relação com o RA.

Malta e Camargos (2014) verificaram a relação entre variáveis da análise fundamentalistas como: Rentabilidade do Patrimônio Líquido (ROE); Rentabilidade do Ativo (ROA); Retorno Sobre Investimento (ROI), Liquidez no Mercado (INEG); Participação do Capital de Terceiros (PCT); Margem Bruta (MB); *Market-to-book* (MBR), e; Lucro Por ação (LPA). Foram analisados dados entre o primeiro trimestre de 2007 ao quarto trimestre de 2014 do IBRX100, sendo: 46 ações ordinárias e 21 preferenciais de empresas não financeiras, por meio de dados em painel pelo efeito fixo. Os resultados apontam baixo fator explicativo destas variáveis endógenas no retorno das ações, sendo que, ROI, PCT e INEG apresentaram relação negativa com o preço das ações. Em contraste, LPA, MBR, ROE, MB e ROA, apresentaram relação positiva com a variação do preço das ações.

Rostagno, Soares e Soares (2006) procuraram investigar aspectos referentes ao risco de investimento envolvendo ações de valor e crescimento na Bovespa, através de portfólios, utilizando indicadores de mercado capaz de identificar ações de valor negociadas e verificou-se que o lucro/preço apresentaram retornos consistentemente maiores em relação às de crescimento. Quanto à análise do risco, o indicador liquidez foi capaz de justificar, com significância estatística, o maior retorno nas estratégias de valor.

Por conseguinte, Silva et al (2009), em seu estudo, analisou os indicadores do EVA, Lucro Líquido, EBITDA e Fluxo de Caixa por diversos usuários, por meio de cinco empresas do setor de energia elétrica que operam na bolsa de valores de São Paulo, se existe correlação entre estes indicadores e o preço das ações destas empresas. Na sua metodologia para avaliar o retorno das ações, os autores fizeram a utilização de uma média aritmética trimestral do índice Ibovespa, a fim de identificar se a variação percentual superior ou inferior de uma ação em relação a tal índice possuía correspondência na variação percentual dos indicadores de desempenho.

Também, Taffarel, Clemente e Souza (2011) durante 41 períodos trimestrais (1998 – 2008), analisaram o efeito de 16 indicadores contábil-financeiro sobre os preços das ações ordinárias, no curto prazo sobre uma amostra de 24 empresas, sendo (todas com carteira teórica na Ibovespa). Para a conclusão dos resultados foram utilizados testes de correlação, componentes principais regressão linear, múltipla e análises de dados em painel, provando – se que o mercado não reage de forma significativa em relação a divulgação das informações contábeis.

Outra variável endógena considerada pelos investidores como fundamental para as negociações de papéis dos mercados acionários é a liquidez das ações. Correia, Amaral e Bressan (2008) analisaram a relação entre a liquidez e o retorno das ações no período de 1995 a 2004, sendo que foi encontrado uma relação positiva entre estas duas variáveis. Isso demonstra que o mercado de ações brasileiro não é desenvolvido, diferentemente de mercados de países como EUA, Japão, Alemanha, Reino Unido e entre outros que são considerados desenvolvidos e globais que tenha característica de uma relação linear negativa entre a liquidez e o retorno das ações.

A Liquidez das ações no mercado brasileiro pode estar relacionada com variáveis como política de dividendos e qualidade das informações contábeis publicadas, beneficiando os usuários internos. Além disso, a liquidez das ações só é importante para investimentos a curto prazo, no qual a liquidez não é um fator importante levado em consideração para investimentos a longo prazo (CORREIA; AMARAL; BRESSAN, 2008).

### **3 ASPECTOS METODOLÓGICOS**

#### **3.1 Delineamento da pesquisa**

O presente estudo, classifica-se quanto aos seus objetivos como explicativa, porque analisa e interpreta o fator de explicação das variáveis exógenas nas variações das ações das empresas do setor de Siderurgia e Metalurgia brasileiro que negociam suas ações na BM&FBOVESPA entre o período de 2010 a 2015. Quanto aos procedimentos, classifica-se como um estudo documental devido ao uso dos dados referentes as demonstrações e índices contábeis extraídos da Economática®. A abordagem adotada nesse estudo foi quantitativa, no qual os dados foram submetidos a testes econométricos em dados em painel para verificar quais variáveis estão relacionadas e, qual grau de relação, nas variações das ações das empresas analisadas.

O setor de Siderurgia e Metalurgia da BM&FBOVESPA é composto por dez empresas, que se dividem em três subsetores, sendo: Artefatos de Cobre; Artefatos de Ferro e Aço, e; Siderurgia. Porém, não foram encontrados dados confiáveis referentes a variação trimestral das ações de três empresas, sendo estas: FBMC3 (Fibam Companhia Industrial); MGEL3 (Mangels Industrial S.A.), e; TKNO3 (Tekno S.A. – Indústria e Comércio). Com isso, o estudo foi composto por sete empresas deste setor, que possuem e negociaram suas ações ordinárias entre o primeiro trimestre de 2010 e quarto trimestre de 2015, no qual os dados desta pesquisa foram obtidos em 20 de março de 2017.

O setor de siderurgia foi adotado na pesquisa pela sua importância na economia brasileira, sendo administrados por onze grupos empresariais. Este setor, no ano de 2015, obteve uma produção de 31,8 milhões de toneladas de produtos siderúrgicos e 111.509 empregos. O Brasil é o décimo primeiro maior exportador deste material, sendo o quinto maior exportador mundial líquido de aço e balança comercial positiva de, aproximadamente, U\$ 3,5 bilhões (INSTITUTO AÇO BRASIL, 2016).

As ações das empresas utilizadas nesses estudos foram: CSN3 (Companhia Siderúrgica Nacional), FESA3 (Companhia de Ferro Ligas da Bahia-Ferbasa), GGBR3 (Metalúrgica Gerdau S.A.), GOAU3 (Metalúrgica Gerdau S.A.), PATI3 (Pantlândia S.A.), PMAM3 (Paranapanema S.A.) e, USIM3 (Usinas Siderúrgicas de

Minas Gerais S.A. - Usiminas). A variável dependente foi à variação do preço das ações (VA).

As variáveis explicativas são exógenas, sendo provenientes das demonstrações financeiras consolidadas trimestrais das empresas participantes deste estudo. Essas variáveis compreendem aos seguintes indicadores contábeis: Liquidez Geral (LG); Liquidez Corrente (LC); Valor do *EBITDA* (VNE); Giro do Ativo (GA); Margem Líquida (ML), e; Retorno do Patrimônio Líquido (ROE).

$$VA_{it} = LG_{it} + LC_{it} + VNE_{it} + GA_{it} + ML_{it} + ROE_{it} + \varepsilon$$

Em que, VA = Variação do Preço da Ação;

LG = Liquidez Geral;

LC = Liquidez Corrente;

VNE = *Ebitda*;

GA= Giro do Ativo;

ML = Margem Líquida, e;

ROE = Retorno sobre Patrimônio Líquido.

### 3.2 Variáveis utilizadas e hipóteses do estudo

O preço de uma ação é função de um conjunto de fatores que interagem e formam a expectativa do mercado sobre o desempenho futuro da empresa e da economia. Entre as variáveis contábeis que têm sido amplamente estudadas para o entendimento da formação dos preços das ações, o lucro tem um lugar de destaque (GALDI e LOPES, 2008).

Os benefícios obtidos com a abertura de capital, de acordo com Carvalho (2003), dependem da liquidez das ações das empresas, da possibilidade dos investidores negociarem volumes expressivos de ações sem que isto altere consideravelmente o preço destas. As ações de baixa liquidez devem oferecer aos investidores um menor preço. Ou seja, um abono que as torne mais atrativas, refletindo no mercado como ações de baixa avaliação de mercado, o que desestimula as empresas a obter recursos por meio da emissão de ações, valendo ressaltar que nesse caso é imprescindível a avaliação do custo de oportunidade dos investidores.

A emissão e a venda de ações no mercado primário permite que as empresas captem os recursos financeiros necessários aos investimentos produtivos. Quando compram ações, os investidores, Procianoy e Antunes (2001), adquirem os direitos sobre os ativos e tornam-se os proprietários da empresa, onde a participação na propriedade é definida pela quantidade das ações de cada acionista. No entanto, eles possuem um direito contingente no valor total da empresa e recebem, em caso de liquidação, somente o que restar do valor total, após o ressarcimento de todos os outros credores.

As ações são títulos de renda variável, no qual existem duas possibilidades de ganho por parte do investidor, sendo: (i) dividendos e (ii) valorização da ação. O ganho com valorização consiste entre a diferença do valor da compra e da venda (ASSAF NETO, 2011). Com isso, é fundamental, para qualquer investidor do mercado acionário, o valor da perda/ganho de acordo com a variação das ações ao longo do período.

Têm-se a seguinte equação para o cálculo da Variação do Preço das Ações:



$$VPA = PA_t - PA_{t-1}$$

Em que: VPA = Variação do Preço da Ação;

$PA_t$  = Preço da Ação (trimestre atual), e;

$PA_{t-1}$  = Preço da Ação (trimestre anterior).

Iudícibus (2010) afirma que o cálculo de quocientes das demonstrações contábeis é fundamental para a contabilidade, pois com estes índices se pode comparar a organização com períodos passados e/ou demais empresas. Também, os índices é importante para relacionar as contas de forma individual ou em grupo a situação econômica ou financeira das organizações (MATARAZZO, 2010). Existem vários índices calculados a partir das demonstrações contábeis, sendo que os índices de liquidez são difundidos para a avaliação das companhias.

Marion (2007) e Assaf Neto (2014) enfatizam que os índices de liquidez tem como principal objetivo avaliar a capacidade de honrar os seus compromissos com determinada folga sem oferecer risco a continuidade das operações, no qual esta pode ser avaliada a curto prazo, longo prazo e em momento imediato. Esse risco consiste na insolvência da organização, sendo que isso pode ocorrer por diversos motivos, como o excesso de imobilizados; estoque de matérias-primas, produtos acabados; longos prazos de recebimentos de clientes referentes as vendas; curtos prazos de pagamento, e; entre outros.

Os índices de liquidez são calculados a partir do Balanço Patrimonial da empresa, sendo que apresentam um resultado estático e momentâneo (MORANTE, 2009). Assaf Neto (2014) afirma que estes índices estão divididos em quatro grupos, sendo: (i) liquidez geral; (ii) liquidez corrente; (iii) liquidez seca, e; (iv) liquidez imediata.

O índice de liquidez geral tem como finalidade apresentar como está a saúde financeira da organização, no qual a possível folga do resultado em que este índice demonstra pode ser influenciado de maneira prejudicial se os prazos de recebimentos (ativo) e pagamentos (passivo) terem grande diferença de período (ASSAF NETO, 2014).

O índice de liquidez geral consiste na seguinte equação:

$$LG = \frac{AC + A\tilde{N}C}{PC + P\tilde{N}C}$$

Em que: LG = Índice de Liquidez Geral;

AC = Ativo Circulante;

$A\tilde{N}C$  = Ativo não Circulante;

PC = Passivo Circulante, e;

$P\tilde{N}C$  = Passivo não Circulante.

O índice de liquidez corrente consiste no melhor indicador para medir a capacidade de pagamento a curto prazo, no qual considera o ativo que poderá ser

rapidamente convertido em unidade monetária no período de doze meses, ou seja, ativo circulante (EHRHARDT; BRIGHAM, 2010). O problema que pode ocasionar distorção neste índice é o prazo de vencimento e de recebimento das dívidas de natureza de curto prazo, sendo que estes prazos devem ser próximos para não provocar falsas conclusões quanto a saúde financeira da empresa (IUDÍCUBUS, 2010).

O índice de liquidez é calculado a partir da seguinte equação:

$$LC = \frac{AC}{PC}$$

Em que: LC = Índice de Liquidez Corrente;

AC = Ativo Circulante, e;

PC = Passivo Circulante.

O Valor Nominal da EBITDA (*Earning, Before, Interest, Taxes, Depreciation and Amortization*) foi utilizado como variável endógena do estudo. Isso porque, este é um importante indicador para a tomada de decisões da empresa. Assaf Neto (2007) afirma que o lucro antes dos juros, depreciação e impostos sobre a renda consiste no lucro operacional da empresa, no qual não este valor não tem interferência de quaisquer encargos da origem do seu financiamento, seja de terceiros ou do capital próprio. Esse valor é conhecido internacionalmente pela sigla EBITDA, no qual é este indicador é analisado a várias décadas para fatores externos e, principalmente, internos da organização por especialistas em demonstrações contábeis.

Também, é considerado como importante indicador para decisões que possam contribuir para geração de caixa em períodos futuros, pois a natureza da EBITDA consiste em demonstrar a operação da entidade. A EBITDA é calculada a partir da Demonstração do Resultado do Exercício (DRE), sendo que esta é ajustada para não considerar valores oriundos de receitas ou despesas financeiras ou que não foram efetivamente desembolsadas (depreciação, amortização e exaustão) (ASSAF NETO, 2012).

**TABELA 1– DRE ajustada para cálculo da EBITDA**

Demonstração do Resultado do Exercício	
(=) Receita com vendas	100.000,00
(-) Deduções e Abatimentos	(15.000,00)
(=) Receita Líquida com vendas	85.000,00
(-) Custo com Produtos Vendidos	(55.000,00)
(=) Lucro Bruto	30.000,00
(-) Despesas com Vendas	(5.000,00)
(-) Despesas administrativas e gerais	(6.000,00)
(-) Despesa com Depreciação, Amortização e Exaustão	(2.500,00)
(-) Despesa com Juros	(1.500,00)
(=) Lucro antes do imposto de renda	15.000,00
(+) Despesa com Depreciação	2.500,00
(+) Despesa com Juros	1.500,00

**Fonte:** Adaptado de Assaf Neto (2007)

Outro indicador endógeno analisado no estudo foi o Giro do Ativo, no qual Assaf Neto (2007) afirma que este índice demonstra qual a velocidade do volume das vendas em relação ao que foi investido em sua totalidade. Com isso, pode-se observar que para cada \$1,00 investido o quanto foi vendido.

O volume de vendas da organização tem relação direta com os seus ativos. Isso é fundamental, para medir o retorno que a atividade proporciona em comparação aos investimentos realizados (FERNANDES; FERREIRA; RODRIGUES, 2014). De acordo com Padoveze e Benedicto (2014) o Giro do Ativo (GA) pode ser combinado com outros indicadores para demonstrar melhor a situação da organização quanto as suas operações. O GA quando multiplicado pela Margem Líquida (ML) da origem ao Retorno Sobre o Patrimônio Líquido (RSPL), sendo que esse é importante para considerar o Patrimônio Líquido como investimento final.

Têm-se a seguinte fórmula para o cálculo do giro do ativo:

$$GA = \frac{RL}{AT} * 100$$

Em que: GA = Giro do Ativo;

RL = Receita Líquida, e;

AT = Ativo Total.

Também a margem líquida é um indicador que tem por finalidade, demonstrar quantos centavos de cada real das vendas restou, tendo em vista a dedução de todas as despesas, não somente essas como também o Imposto de Renda (IR), ou seja, quanto maior a margem, maior o lucro em que a empresa tem, a partir de suas vendas (MARION, 2007). Ehrhardt e Brigham (2010) afirma que este consiste em um dos principais indicadores, em termos financeiros, para medir a eficácia da empresa.

Esse indicador endógeno apresenta a relação entre as receitas com as operações oriunda das vendas e as despesas, sendo que isso fornece maiores controles e uma melhor eficiência. Nesse sentido, quanto menor as despesas, melhor o retorno a empresa (MATARAZZO, 2010). Também, a margem líquida da empresa pode ser analisada, conjuntamente, com a margem operacional da empresa, sendo que este considera a proporção do lucro operacional, subtraído do valor do imposto de renda, em relação da receita líquida de vendas. Assim, podendo ser uma forma complementar de análise dos índices econômico-financeiro (ASSAF NETO, 2014).

Têm-se a seguinte fórmulas, para o cálculo da margem líquida:

$$ML = \frac{LL}{VL} * 100$$

Em que: ML = Margem Líquida;

LL = Lucro Líquido, e;

VL = Vendas Líquidas.

A Rentabilidade do Patrimônio Líquido (ROE) também foi analisada como variável explicativa para a Variação do Preço das Ações. De acordo com Assaf Neto (2007) a ROE consiste no quanto os sócios da empresa investiram no empreendimento, para que este tivesse uma determinada rentabilidade, ou seja, o quanto a empresa vai obter de lucro para cada \$100 de capital próprio que foi investido.

De acordo com Andrade e Tavares (2010) confere ao capital próprio o acréscimo da remuneração, ou seja, o investimento que os sócios estão aplicando em sua organização, tendo esse sendo refletido no aumento ou diminuição do valor do Patrimônio Líquido.

Têm-se a seguinte fórmula para o cálculo da rentabilidade do patrimônio líquido:

$$ROE = \frac{LL}{PL} * 100$$

Em que: ROE = Rentabilidade do Patrimônio Líquido;

LL = Lucro Líquido, e;

PL = Patrimônio Líquido.

A partir da definição das variáveis endógenas que foram escolhidas como preditoras da variável independente (VPA), foram definidas hipóteses referentes aos resultados entres as variáveis utilizadas no estudo.

**H1:** Existe uma relação significativa e positiva entre o índice de liquidez geral e a variação do preço das ações das empresas do setor de siderurgia e metalurgia listadas na BM&FBOVESPA, *ceterius paribus*.

**H2:** Existe uma relação significativa e positiva entre o índice de liquidez corrente e a variação do preço das ações das empresas do setor de siderurgia e metalurgia listadas na BM&FBOVESPA, *ceterius paribus*.

**H3:** Existe uma relação significativa e positiva entre o valor nominal da *Earning Before Interests, Taxes, Depreciation and Amortization* (EBITDA) e a variação do preço das ações das empresas do setor de siderurgia e metalurgia listadas na BM&FBOVESPA, *ceterius paribus*.

**H4:** Existe uma relação significativa e positiva entre o giro do ativo e a variação do preço das ações das empresas do setor de siderurgia e metalurgia listadas na BM&FBOVESPA, *ceterius paribus*.

**H5:** Existe uma relação significativa e positiva entre a margem líquida e a variação do preço das ações das empresas do setor de siderurgia e metalurgia listadas na BM&FBOVESPA, *ceterius paribus*.

**H6:** Existe uma relação significativa e positiva entre a rentabilidade do patrimônio líquido e a variação do preço das ações das empresas do setor de siderurgia e metalurgia listadas na BM&FBOVESPA, *ceterius paribus*.

A hipótese nula  $H_0$  corresponde a não existência de relação das variáveis explicativas contidas na ( $H_1$ ;  $H_2$ ;  $H_3$ ;  $H_4$ ;  $H_5$ , e;  $H_6$ ) com a variação do preço das ações.

### 3.3 Estatística descritiva e Testes Econométricos

A estatística é importante para várias áreas, sendo que para a contabilidade o processo de amostragem é utilizado em auditorias nas empresas, tendo em vista que a verificação de todos os eventos contábeis, geralmente, é dispendioso e demorado. Também, a estatística pode ser utilizada para analisar o melhor investimento no mercado acionário, no qual são considerados (i) ganhos com as ações; (ii) lucro da empresa, e; (iii) dividendos (SWEENEY; WILLIAMS; ANDERSON, 2013).

A estatística descritiva é utilizada em muitos estudos, sendo que, são utilizadas medidas de tendência central. Hoffmann (2006) afirma que estas medidas consistem em um conjunto de dados que estão agrupadas as observações utilizadas no estudo. Para Levi; Fox e Forde (2012) essas medidas representam determinado grupo, no qual apresenta, geralmente, o valor que está no meio do grupo.

As observações coletadas no presente estudo foram discriminadas de acordo com a variável e, em momento posterior, analisadas por meio da estatística descritiva a fim de calcular os valores correspondentes a média; mediana; máximo; mínimo, e; desvio-padrão com objetivo de verificar o comportamento desses dados no setor de Siderurgia e Metalurgia do mercado acionário brasileiro ao longo do período analisado. Também, os dados foram analisados a cada período anual por meio destas medidas da estatística descritiva, exceto: máximo e mínimo.

A média refere-se a uma posição central dos dados utilizados para os estudos, no qual é indicada pela letra grega  $\mu$ . Também, a mediana, assim como a média, é uma medida que apresenta a posição central dos dados, no qual difere do cálculo da média, pois organiza os dados em ordem crescente e o valor obtido nesta análise representará, se ímpar, o valor central dos dados ordenados e, se par, o valor central entre as duas observações que estão mais próximas do centro (SWEENEY; WILLIAMS; ANDERSON, 2013).

Os valores máximos e mínimos de uma base de dados é fundamental para o cálculo da amplitude. Para Triola (2014) amplitude consiste no valor que representa a diferença entre o maior e menor valor, porém esta análise é sensível a valores extremos. Por esse motivo, deve-se calcular outras medidas de variação que são complementares a amplitude, por exemplo, o desvio-padrão. Moore et al. (2006) afirma que o desvio-padrão tem por finalidade medir a dispersão dos dados, sendo que apresenta a distância das observações, de forma individual, da média do grupo analisado.

Em momento posterior os dados das empresas utilizadas no estudo foram analisados por meio da análise de dados em painel para verificar o comportamento das empresas do setor de Siderurgia e Metalurgia da BM&FBOVESPA. De acordo com Gujarati (2006) a análise de dados em painel tem a característica de heterogeneidade das unidades analisadas devido ao aumento da amostra, bem como, maior e melhor informação dos dados porque esta análise permite compreender efeitos complexos quando comparado as amostras do estudo e suas características.

Os modelos de dados transversais são constituídas por duas ou mais amostras que são analisadas de forma conjunta por um período de tempo. Essas



amostras podem ser constituídas por famílias, bairros, cidades, estados, países, empresas, sendo que quando analisadas conjuntamente as características e comportamento destas amostras ao longo do período (GUJARATI, 2006; WOOLDRIGE, 2006).

Essa análise, pela forma simplificada, é consiste na seguinte equação:

$$Y_{it} = \beta_{1it} + \beta_{2it} + \beta_{3it} \dots + \beta_{nit} + u_{it}$$

Em que: Y = Variável dependente;

$\beta$  = Variáveis explicativas da variável Y, e;

A forma não simplificada desta equação consiste na matriz contendo todas as amostras utilizadas no estudo, no qual são relacionadas as variáveis explicativas com a variável dependente. Isso é fundamental para a analisar o efeito das variáveis explicativas na variável dependente para cada amostra, quando analisadas conjuntamente. Assim, pode-se compreender melhor o comportamento do conjunto de amostras utilizadas no estudo.

Essa análise tem duas classificações (equilibrada e desequilibrada), na qual a primeira consiste que todas as amostras apresentam o mesmo número de observações. Por outro lado, a análise de dados transversais desequilibrada consiste na falta de uma ou mais observações de qualquer amostra (GUJARATI, 2006).

Para efetuar a análise de regressão, que verifica a significância e grau de relação das variáveis explicativas na variável independente, deve-se atender pressupostos para esta não apresentar resultados com qualquer distorção que leve a falsas conclusões. Esses pressupostos dividem-se em cinco testes, sendo: raiz unitária de todas as variáveis utilizadas no estudo; multicolinearidade; normalidade; heterocedasticidade e autocorrelação dos resíduos (GUJARATI, 2006).

Em momento posterior a análise descritiva, todas as variáveis foram submetidas, individualmente, ao teste de raiz unitária se existe estacionariedade destas séries ao longo do período analisado. O método adotado como parâmetro neste estudo foi o método de *Levin, Lin & Chu* t proposta em 2002.

Muitas vezes se faz necessário analisar o grau de relacionamento entre duas ou mais variáveis. É possível descobrir com precisão, o quanto uma variável interfere no resultado de outra. As técnicas associadas à Análise de Correlação representam uma ferramenta fundamental de aplicação nas Ciências Sociais e do comportamento, da Engenharia e das Ciências naturais (GUIMARÃES, 2013).

Um dos candidatos à análise, na década de 1950, tentando prever o progresso da economia, foi o comportamento de preço das ações ao longo do tempo, pois refletem as perspectivas da empresa e seu desempenho em picos e vales da economia. Assim, a premissa de que os preços das ações têm comportamento aleatório implica que a correlação entre retornos correntes e retornos passados seja zero, correspondendo à forma fraca da hipótese de mercado eficiente (MINARDI, 2001)

Nesse sentido, diversos trabalhos realizados ultimamente se propõem a analisar se tal índice possui relação com a oscilação das ações no mercado. Alguns destes trabalhos como de Silva et al (2009), não foi possível identificar correlação uniforme entre as variáveis independentes (Fluxo de Caixa, EBITDA, EVA® e Lucro Líquido) e a oscilação do preço das ações ao analisar dados por meio de análise de

correlação, em que se buscou verificar até que ponto essas variáveis interferiam na composição da variável dependente, qual seja, oscilação do preço das ações.

Porém, para Procianoy e Antunes (2001), o mercado pode reagir quando ocorre uma reavaliação de suas expectativas a respeito dos resultados futuros do fluxo de caixa das empresas. A constatação de uma reação indica que o mercado percebe os sinais das decisões de investimento emitidos pelas empresas. Assim, uma reação positiva, elevando o valor da empresa no mercado, sugere decisões de investimento baseadas em projetos com VPL positivo.

Com isso, realizou-se o teste de correlação entre as variáveis endógenas (LG, LC, EBITDA, GA, ML e ROE) do presente estudo. Isso porque, foi necessário verificar o grau de colinearidade das variáveis para cumprir um dos pressupostos da regressão múltipla, sendo o de multicolinearidade.

Já nos modelos de regressão múltipla, a multicolinearidade entre as variáveis é um problema no ajuste do modelo que pode causar impactos na estimativa dos parâmetros. Ela pode ser diagnosticada por meio da *Variance Inflation Factor* (VIF), que mostra quanto da variância dos coeficientes é inflacionada por sua colinearidade. Geralmente,  $VIF > 10$  é um indicativo de problemas de multicolinearidade, justamente por possuírem relações lineares ou aproximadamente exatas. (MALTA e CAMARGO, 2016). Gujarati (2006) afirma que a multicolinearidade torna difícil a estimação exata e, conseqüentemente, a aceitabilidade da hipótese nula, podendo levar a falsas conclusões por meio do modelo adotado na pesquisa.

Ao utilizar mais de uma variável regressora, é imprescindível a verificação dessas variáveis explicativas, pois é necessário saber se são ou não correlacionadas para indicar a existência forte entre as variáveis independentes. Destarte, se não houver nenhuma relação entre elas, caracteriza-se como variáveis ortogonais.

Somente quando o grau de multicolinearidade é considerado fraco, não constitui problema sério para a análise (CARVALHO et al., 1999). Nos demais casos, quando identificado um grau de multicolinearidade tanto moderada quanto forte, deve ser atenuado o problema. Uma maneira prática de contornar este problema é identificar qual (s) variável está inflacionando o grau de multicolinearidade (COIMBRA et al., 2005).

Na ocorrência de multicolinearidade de moderada a severa entre os caracteres, a eliminação de variáveis do modelo de regressão e a análise de trilha em crista mostraram-se eficientes para reduzir as altas variâncias dos coeficientes de trilha encontradas (CARVALHO et al., 1999). Nesse sentido, para que a avaliação do grau de associação entre diferentes caracteres de importância agrônoma tenha uma estimativa confiável em termos biológico, é de fundamental importância identificar e quantificar o grau de multicolinearidade entre as variáveis estudadas (COIMBRA et al., 2005).

Entretanto, para tornar mais simples a interpretação da escala de média da multicolinearidade, em seu estudo, Bido et al., (2010) utilizou o valor  $(1 - \text{tolerância})$ , ou seja, é a porcentagem de variância do indicador que é explicada pelos indicadores. Assim, quanto maior essa medida, maior será a multicolinearidade.

Também para efetuar a regressão múltipla dos dados obtidos e analisados por meio de dados em painel é necessário verificar se a variância são as mesmas para todas as observações, homocedasticidade, ou são diferentes para estas observações, heterocedasticidade (HILL; GRIFFITHS; JUDGE, 2006).

As regressões de cortes transversais que apresentam empresas com diferentes portes podem apresentar diferenças nas variâncias. Com isso, geralmente, ocorre heterocedasticidade e, conseqüentemente a análise de regressão linear (simples ou múltipla) tende a ser tendenciosa para as observações que possuem maior variância (PINDYCK; RUBINFELD, 2004). Assim, podendo distorcer o resultado e levar a falsas conclusões.

Nesse estudo as observações referente as sete empresas participantes do estudo foram submetidas ao teste de heterocedasticidade por meio do *Breusch-Pagan-Godfrey test*, para verificar a hipótese de homocedasticidade dos dados. Essa análise teve como finalidade identificar se existe dispersão das observações de cada variável ao longo da reta da análise de regressão.

O *Breusch-Pagan-Godfrey test*, diferentemente do teste de *Goldfeld-Quandt*, não possui a necessidade de ordenar as observações por meio da variância crescente do erro. Esse teste consiste entre a relação da verdadeira variância de erro e a variável explanatória (Z) (PINDYCK; RUBINFELD, 2004).

Para calcular a presença de heterocedasticidade foi necessário o cálculo dos mínimos quadrados. Em momento posterior os dados do estudo foram submetidos a regressão com a finalidade de não rejeitar a homocedasticidade (hipótese nula). Essa regressão teve objetivo verificar o valor da variância das observações, na qual para essa deve ser igual a 0 (zero) para ser considerada uma regressão que não apresenta heterocedasticidade das observações.

Outro pressuposto da regressão múltipla é o teste de autocorrelação dos resíduos, sendo que para isso, foi utilizado a *estatística d de Durbin-Watson*, no qual está leva em consideração a razão das somas elevadas ao quadrado dos resíduos. Segundo Gujarati (2006) a *estatística de d de Durbin-Watson* se mostrou bem-sucedida, no qual essa determinou o limite inferior e superior, uma zona onde pode-se rejeitar  $H_0$ , praticamente extinguindo a possibilidade da escolha de falsas conclusões. Porém, esta análise apresenta uma zona de indecisão, no qual, o pesquisador pode escolher a hipótese inadequada.

A correlação serial/autocorrelação dos resíduos, consiste nos erros associados do período analisado se manter e ser transferido no momento de projeção de períodos futuros. Isso pode superestimar ou subestimar os estes resultados futuros, além de tendência de rejeição da hipótese nula. Assim, podendo resultar em resultados que possam levar a falsas conclusões (PINDYCK; RUBINFELD, 2004).

A *estatística de d de Durbin-Watson* consiste na análise da hipótese nula que demonstra que a série não possui correlação serial. Esse teste utiliza os resíduos baseado pelo método de regressão dos mínimos quadrados (PINDYCK; RUBINFELD, 2004; GUJARATI, 2006).

Devido as análises de regressão, séries temporais e dados em painel conter número de observações diferentes, não se tem um único resultado no teste de Durbin-Watson que serve de parâmetro para aceitação ou rejeição da hipótese nula ( $H_0$ ). Essa estatística consiste em cinco áreas, sendo: evidência de autocorrelação positiva; evidência de autocorrelação negativa; área de indecisão positiva; área de indecisão negativa, e; não rejeição da  $H_0$  (não existe evidência de autocorrelação) (GUJARATI, 2006).

A partir do resultado encontrado, pôde-se determinar a aceitação ou rejeição da hipótese nula a partir da seguinte tabela:

**TABELA 2** – Regras de decisão para o Teste *d de Durbin-Watson*

Hipótese nula	Se (Resultado)	Decisão
Ausência de autocorrelação positiva	$0 < d < d_L$	Rejeitar
Ausência de autocorrelação positiva	$d_L \leq d \leq d_U$	Sem decisão
Ausência de autocorrelação negativa	$4 - d_L < d < 4$	Rejeitar
Ausência de autocorrelação negativa	$4 - d_U \leq d \leq 4 - d_L$	Sem decisão
Nenhuma autocorrelação, seja positiva ou negativa	$d_U < d < 4 - d_U$	Não Rejeitar

**Fonte:** adaptado de Gujarati (2006)

A partir do resultado encontrado por meio da *estatística d de Durbin-Watson* pôde-se determinar se existe autocorrelação dos resíduos. Sendo assim, atendendo mais um pressuposto da regressão múltipla e evitar conclusões tendenciosas/distorcidas ou falsas.

As variáveis que não apresentaram qualquer problema quando submetidas a testes referentes aos pressupostos da regressão múltipla (multicolinearidade, normalidade, heterocedasticidade e autocorrelação dos resíduos) foram analisadas por meio da análise regressão múltipla, no qual as variáveis endógenas foram relacionadas com a variável dependente (VPA), no qual o índice de significância utilizado foi de 5%. Em momento posterior, as variáveis que apresentaram relação significativa ( $P < 0,05$ ) foram consideradas como variáveis explicativas da Variação do Preço das Ações, sendo que o grau desta relação foi determinado pelo valor do  $R^2$ .

A regressão consiste em relacionar dois tipos de variáveis, explicativas e dependentes por meio de uma relação linear crescente ou decrescente entre a variável (x) e (y). A regressão possui inúmeros usos, pois quando a variável (x) e (y) são relacionadas é determinada a curva de relação entre estas variáveis. Isso é importante para propor estimativas e como a variável (y) é influenciada pela variável ou (x). Em muitos casos a variável dependente é explicada por mais de um fator explicativo e, conseqüentemente, tornando um modelo de regressão linear múltiplo (DEVORE, 2014; SNEDECOR; COCHRAN, 1989).

O modelo de regressão linear múltipla é mais complexo, quando comparado com o modelo da regressão linear simples, pois este modelo tem como finalidade avaliar a relação entre as variável dependente por duas ou mais variáveis independente (MARTINS; DOMINGUES, 2014; SWEENEY; WILLIAMS; ANDERSON, 2013).

A equação múltipla é calculada a partir da seguinte equação:

$$Y_{it} = \beta_{1it} + \beta_{2it} + \beta_{3it} + \beta_{4it} \dots + \beta_{nit} + u_{it}$$

Em que: Y = Variável dependente;

$\beta$  = Variáveis independentes, e;

#### 4 ANÁLISE E DISCUSSÃO DE RESULTADOS

A Tabela 3 expõe a estatística descritiva das variáveis adotadas da pesquisa. A variação do preço das ações (VPA) possui uma média de perda de R\$0,458 por trimestre, demonstrando perda no valor de mercado para empresas dos dois setores adotados na pesquisa. Por sua vez, LG apresentou valor médio maior que 1,50 considerado insolvente (por exemplo, BRIGHAM; EHRHARDT, 2010), apesar do alto coeficiente de variação; VNE teve valor médio acima de U\$2 bilhões; GA com valor

médio inferior a 1; ML média de 5,14% com alto coeficiente de variação e; ROE médio (mediana) de 7,67% (6,46%).

**TABELA 3 – Estatística descritiva**

	Variáveis						
	VPA (R\$)	LG	LC	EBITDA (Milhões de R\$)	GA	ML (%)	ROE
Média	-0,45	1,5896	2,9784	2.198,40	0,6915	5,14	7,6739
Mediana	-0,13	0,9636	2,4947	1.513,98	0,6472	4,3	6,4682
Máximo	9,11	6,8	9,6704	6.757,44	1,6157	24,6	96,0937
Mínimo	-11,97	0,4224	0,9095	2.317,50	0,2939	-36,18	-24,57
Desvio-Padrão	2,72	1,5736	1,7731	2.290,00	0,3025	7,78	13,2334
Observações	168	168	168	168	168	168	168

**Fonte:** dados da pesquisa

Na Tabela 4 constam os dados referentes a estatística descritiva das variáveis da pesquisa por cada período anual participante da pesquisa. A Variação do Preço das Ações apresentou valores médios de negativos (perda) em quatro dos seis períodos analisados, no qual o menor valor médio foi -R\$ 1,18 no ano de 2.015. Com exceção de 2015, a Liquidez Geral (LG) apresentou índice superior a 1,50; no qual índice médio foi de 1,7504, registrado em 2011. Também a LC, com menor valor médio das empresas participantes do estudo no ano de 2015, sendo de: 2,5949.

Os resultados referentes ao VNE, GA e ML também apresentaram menores valores/índices no ano de 2015, no qual foram: 1.561,52 milhões de reais; 0,6268, e; 0,21; respectivamente. Diferentemente dessas variáveis, a Rentabilidade do Patrimônio Líquido não teve o menor índice em 2015, mas em 2012 com 3,83%.

**TABELA 4 – Estatística descritiva por período**

Ano (Período)		Variáveis						
		VPA(R\$)	LG	LC	EBITDA (Milhões de R\$)	GA	ML (%)	ROE
2010	Média	-0,22	1,6806	3,2610	2.725,41	0,685	11,17	15,29
	Mediana	-0,03	1,0064	2,9613	3.106,27	0,5934	9,91	12,36
	Desvio-Padrão	3,09	1,6736	1,6736	2.487,87	0,3047	5,96	10,77
2011	Média	-1,09	1,7504	3,392	2.645,31	0,7191	8,63	11,68
	Mediana	-1,22	1,138	2,7235	1.984,82	0,6982	5,95	8,20
	Desvio-Padrão	2,23	1,7424	2,0157	2.594,98	0,3107	6,95	11,90
2012	Média	0,09	1,6447	2,9513	1.874,97	0,6799	3,71	3,83
	Mediana	0,3	0,9532	2,2294	1.010,15	0,702	3,93	6,26
	Desvio-Padrão	2,98	1,6411	1,9727	2.064,89	0,2825	6,05	9,99
2013	Média	0,63	1,5674	2,8536	1.936,01	0,6869	3,34	4,67
	Mediana	0,58	0,9556	2,4252	1.317,77	0,683	3,21	4,37
	Desvio-Padrão	2,42	1,6403	1,8900	1.930,21	0,2926	4,83	7,69
2014	Média	-0,96	1,5681	2,8176	2.447,15	0,7512	3,81	4,83
	Mediana	-0,99	0,9798	2,409	2.085,16	0,6777	3,26	4,93



	Desvio-Padrão	1,95	1,6274	1,8005	2.255,37	0,3684	4,04	7,19
	Média	-1,18	1,326	2,5949	1.561,52	0,6268	0,21	5,71
2015	Mediana	-0,59	0,859	2,6881	267,86	0,5863	1,72	3,53
	Desvio-Padrão	3,16	1,1918	1,1918	2.297,00	0,2572	11,46	22,37

**Fonte:** dados da pesquisa

Inicialmente os dados coletados foram submetidos ao teste de raiz unitária a fim de verificar se estas apresentam estacionariedade ( $P < 0,05$ ) pelo método de Levin, Lin & Chu. Porém, as variáveis VNE, GA, e ROE não apresentaram estacionariedade em nível. Com isso, foi adotado para estas variáveis a primeira diferença (por exemplo,  $VNE_t - VNE_{t-1}$ ). As demais variáveis apresentaram  $P < 0,05$ , estacionárias em nível. A Tabela 5 apresenta os resultados após o teste de raiz unitária, sem intercepto e tendência estacionárias (em nível ou primeira diferença).

**TABELA 5 – Teste de raiz unitária pelo método de Levin, Lin & Chu (2002)**

Variáveis	Valor estatístico	p value
VA	-11,40130	0,00000
LG	-2,70311	0,00340
LC	-2,24085	0,01250
D(VNE)	-7,20494	0,00000
D(GA)	-10,04890	0,00000
ML	-1,66722	0,04770
D(ROE)	-2,33570	0,00980

**Fonte:** dados da pesquisa

Os dados contidos na Tabela 6 representam os coeficientes de correlação entre as variáveis explicativas do modelo do estudo. O maior índice de correlação foi identificado entre a Liquidez Geral e Liquidez Corrente, tendo índice positivo no valor de 0,8841. Por outro lado o índice de menor correlação foi entre a Liquidez Corrente e a primeira diferença da Rentabilidade do Patrimônio Líquido, no qual o valor da correlação foi de 0,00402.

**TABELA 6 – Matriz de correlação de Pearson das variáveis explicativas**

Variáveis	LG	LC	D(VNE)	D(GA)	ML	D(ROE)
LG	1					
LC	0,8841	1				
D(VNE)	0,0475	0,0367	1			
D(GA)	0,0231	0,0235	0,0156	1		
ML	0,4497	0,5495	0,3837	0,0409	1	
D(ROE)	0,0328	0,00402	0,4026	0,1004	0,2057	1

**Fonte:** dados da pesquisa.

Com os resultados da correlação entre as variáveis explicativas, pode-se verificar a existência de multicolinearidade por meio do teste de *Variance Inflation Factor* (VIF). Todos os coeficientes de variáveis, quando testados, apresentaram resultados inferior a 10 no teste VIF, no qual o maior valor encontrado é de 8,63, encontrado entre a LG e LC. Os resultados demonstraram que não existe multicolinearidade entre as variáveis explicativas e, conseqüentemente, as variáveis

não sofreram qualquer processo de ajuste. Assim, atendendo um dos pressupostos para a regressão múltipla.

**TABELA 7** – Matriz do teste de *Variance Inflation Factor* (VIF)

Variáveis	LG	LC	D(VNE)	D(GA)	ML	D(ROE)
LG	1					
LC	8,628	1				
D(VNE)	1,05	1,038	1			
D(GA)	1,024	1,024	1,016	1		
ML	1,817	2,22	1,623	1,043	1	
D(ROE)	1,034	1,004	1,674	-1,112	1,259	1

**Fonte:** dados da pesquisa.

Ademais, foram analisados outros pressupostos para a realização da regressão múltipla como normalidade, heterocedasticidade e autocorrelação. O presente estudo tem mais de 100 observações, com base no Teorema do Limite Central presumisse a amostra tende a normalidade. Gujarati e Poter (2011) afirmam, por meio do Teorema do Limite Central, que amostras com número superior a 100 observações possuem distribuição normal, sendo que o teste de normalidade faz-se necessário para amostras com número inferior a 100 observações devem ser testadas para verificar a sua normalidade.

Para heterocedasticidade foi realizado o *Breusch-Pagan-Godfrey test* não rejeitando a hipótese de homocedasticidade dos dados. Essa análise revelou que os resíduos das observações não apresentam heterocedasticidade, tendo *p value* de 0,9720, portanto não rejeitando a hipótese nula ( $H_0$ ). Também foi realizado o teste autocorrelação dos resíduos pela *estatística d de Durbin-Watson*, no qual não foi identificada a presença de autocorrelação dos resíduos dos dados e, por conseguinte, aceitabilidade da  $H_0$  pela tabela de *Durbin-Watson*. Assim, os resultados provenientes dos testes atendem os pressupostos para a realização da regressão linear múltipla.

A partir disso, foi realizada a regressão múltipla para verificar o efeito das variáveis explicativas na variação do preço das ações, os dados constam na Tabela 8, sendo que foram estimados o *p value* e o  $R^2$ . Das seis variáveis explicativas, duas apresentaram diferença significativa a 5% ( $P < 0,05$ ). Porém, com baixo grau de relação com a variação do preço das ações quando analisado o valor do  $R^2$ .

A Liquidez Geral e Liquidez Corrente apresentaram relação positiva e significativa a 5%, de acordo com a  $H_1$  e  $H_2$ , com a Variação do Preço das Ações corroborando os resultados apontados pela literatura (e.g. ROSS; WESTERFIELD; JORDAN, 2008; PIOTROSKI, 2000). Contudo apresentaram baixo grau de explicação da Variação do Preço das Ações 3,70%.

**TABELA 8** – Modelo Variável Dependente VPA (*Pooled*)

Variáveis Explicativas	Coefficientes	Valor de T	<i>p value</i>
LG	0,6544	2,5734	0,011
LC	-0,6065	-3,3586	0,001
D(VNE)	6,72E-06	0,0195	0,9844
D(GA)	1,9594	0,6817	0,4964

ML	0,0431	1,2057	0,2297
D(ROE)	-0,0138	-0,5891	0,5556
<i>Breush-Pagan-Godfrey test</i>			0,972
<i>Durbin-Watson statistic</i>			2,284213
R2 Total (%)			3,7062

**Fonte:** dados da pesquisa

A primeira diferença do Valor da *EBITDA* (VNE) não apresentou índice de significância a 5% e, conseqüentemente não pode ser utilizada como variável explicativa das Variação do Preço das Ações (VPA). Com isso, os resultados encontrados vão de encontro com estudos anteriores (e.g. SANTANA; LIMA, 2004; MACHADO; MACHADO, 2014). Assim, o resultado não vai de encontro com a H<sub>3</sub>.

Também a primeira diferença do Giro do Ativo (GA) e Margem Líquida (ML) não diferem significativamente ao nível de 5%, não indo de encontro com a H<sub>4</sub> e H<sub>5</sub>. Essas variáveis não podem ser utilizadas para predizer a VPA. Isso difere dos resultados encontrados por Soares e Galdi (2011), no qual estas variáveis (GA e ML) apresentaram coeficiente significativos a 5% e possuem relação positiva com o retorno das ações no mercado brasileiro.

A primeira diferença da Rentabilidade do Patrimônio Líquido (ROE) não apresentou coeficientes significativos a 5% comprometendo inferência para explicação das variações das ações, sendo que este resultado não vai de encontro com a H<sub>5</sub>. Esse resultado é semelhante ao estudo realizado por Mendonça Neto e Bruni (2004), na qual a ROE a 5% de significância não pode predizer os retornos do mercado acionários.

## 5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O objetivo deste estudo foi verificar a relação entre as variáveis exógenas: Liquidez Geral, Corrente, Valor da *EBITDA*, Giro do Ativo, Margem Líquida e Rentabilidade do Patrimônio Líquido com a Variação do Preço das Ações de sete empresas do setor de siderurgia e metalurgia da BM&FBOVESPA. Não obstante, as variáveis Valor da *EBITDA*; Giro do Ativo, e; Rentabilidade do Patrimônio Líquido não apresentaram estacionariedade. Por esse motivo, foi necessário a transformá-los pelo método da primeira diferença.

Os resultados demonstram que, apenas, duas variáveis apresentam coeficiente significativos a 5%, sendo: Liquidez Geral e Corrente. Essas variáveis apresentaram divergência, porém com baixa relação ( $R^2$ ) com a Variação do Preço das Ações das empresas participantes do estudo. Com isso, pode-se constatar, neste setor a relação entre dessas duas variáveis com a VPA corroborando estudos anteriores. Assim, a H<sub>1</sub> e H<sub>2</sub> foi comprovada neste estudo.

Entretanto, as demais variáveis exógenas; Valor da *EBITDA*, Giro do Ativo, Margem Líquida e Rentabilidade do Patrimônio Líquido não apresentaram divergências no *p value* ( $P > 0,05$ ). Com isso, essas variáveis não podem ser relacionadas com a Variação do Preço das Ações das empresas de siderurgia e metalurgia entre o período analisado, no qual os resultados não foram de encontro com a H<sub>3</sub>, H<sub>4</sub>, H<sub>5</sub> e H<sub>6</sub>.

A partir dos resultados alcançados, recomenda-se estudos relacionando indicadores contábeis com a variação do preço das ações de outros setores ou

empresas com características diferentes das participantes deste estudo. Também, sugere-se que sejam utilizados outros indicadores que não foram relacionados neste estudo, seja endógeno e também de natureza macroeconômica.

## 6 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ABARBANELL, Jeffery S.; BUSHEE, Brian J. Abnormal returns to a fundamental analysis strategy. **Accounting Review**, p. 19-45, 1998.
- ANDRADE, Aureliane Vasconcelos; TAVARES, Cláudio Brito. Avaliação de investimentos sob a ótica das finanças empresariais. **Revista de Administração em Diálogo**. Vol.12, n.2, Mai/Jun/Jul/Ago 2010, p.43-60. Disponível em: <https://revistas.pucsp.br/index.php/rad/article/download/2990/2448>. Acesso em: 25 Fev. 2017.
- ARAÚJO, Eurilton; BASTOS, Felipe Augusto da Silva. Relações entre retornos acionários, juros, atividade econômica e inflação: evidências para a América Latina. **Brazilian Business Review**, Vitória, v. 1, n. 5, p.51-73, jan. 2008. Disponível em: <<http://www.redalyc.org/pdf/1230/123016826004.pdf>>. Acesso em: 07 mar. 2017.
- ASSAF NETO, Alexandre. **Estrutura e Análise de Balanços**: um enfoque econômico-financeiro. 8. ed. São Paulo: Atlas, 2007. 371 p.
- \_\_\_\_\_.; LIMA, Fabiano Guasti. **Curso de administração financeira**. Atlas, 2009.
- \_\_\_\_\_. **Mercado financeiro**. 10. ed. São Paulo: Atlas, 2011. 339 p.
- \_\_\_\_\_. **Estrutura e Análise de Balanços**: um enfoque econômico-financeiro. 10. ed. São Paulo: Atlas, 2012. 337 p.
- \_\_\_\_\_. **Finanças corporativas e valor**. 7 ed. São Paulo. Atlas, 2014.
- BARROS, Jardel Tati; MARTINS, Valéria Alves. Em busca do entrosamento entre equilíbrio financeiro e eficiência desportiva: Estudo comparativo de Clubes Brasileiros de Futebol. **Encontro da ANPAD**, 34. Rio de Janeiro, 2010. Anais ANPAD. v.1, 1-17. Disponível em: <http://www.anpad.org.br/admin/pdf/con822.pdf>. Acesso: 20 fev 2017.
- BIDO, Diógenes de Souza et al. Mensuração com indicadores formativos nas pesquisas em administração de empresa como lidar com a multicolinearidade entre eles? **Administração: Ensino e Pesquisa**, v. 11, n. 2, p. 245-269, 2010. Acesso em: 19 de maio de 2017. Disponível em: <https://raep.emnuvens.com.br/raep/article/view/145>.
- BRIGHAM, Eugene F.; EHRHARDT, Michael C. **Administração Financeira: teoria e prática**. São Paulo: Cengage Learning, 2010.
- BRUGNI, Talles Vianna et al. O vetor de causalidade entre lucro contábil e o preço das ações: existem incentivos para a informação contábil seguir o preço no Brasil? **Revista Contabilidade Vista & Revista**, Belo Horizonte, v. 26, n. 1, p.79-103, Janeiro 2015. Quadrimestral. Disponível em: <[http://revistas.face.ufmg.br/index.php/contabilidadevistaerevista/article/view/2796/pdf\\_93](http://revistas.face.ufmg.br/index.php/contabilidadevistaerevista/article/view/2796/pdf_93)>. Acesso em: 21 maio 2017.
- CARVALHO, Antonio Gledson de. Efeitos da migração para os níveis de governança da Bovespa. Prepared to the Sao Paulo Stock Exchange Market, 2003.
- COIMBRA, Jefferson Luís Meirelles et al. Consequências da multicolinearidade sobre a análise de trilha em canola. **Ciência Rural**, v. 35, n. 2, p. 347-352, 2005. Acesso em: 19 de maio de 2017. Disponível em: [http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci\\_arttext&pid=S0103-84782005000200015](http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0103-84782005000200015).

CORREIA, Laise Ferraz; AMARAL, Hudson Fernandes; BRESSAN, Aureliano Angel. O efeito da liquidez sobre a rentabilidade de mercados das ações negociadas no mercado acionário brasileiro. **Base: Revista de Administração e Contabilidade da Unisinos**, São Leopoldo, v. 5, n. 2, p.109-119, abr. 2008. Disponível em: <<http://revistas.unisinos.br/index.php/base/article/view/5181>>. Acesso em: 09 mar. 2017.

COSTA JÚNIOR, Newton C. A. da; NEVES, Myrian B. Eiras das. Variáveis fundamentalistas e os retornos das ações. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 54, n. 1, p.123-137, jan. 2000. Disponível em: <[http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci\\_arttext&pid=S0034-71402000000100005](http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0034-71402000000100005)>. Acesso em: 28 maio 2017.

DEVORE, Jay L. **Probabilidade e estatística**: para engenharia e ciências. 8. ed. São Paulo: Cengage Learning, 2014. 633 p. Tradução EZTranslate e Revisão técnica: Marcos Tadeu Andrade Cordeiro.

DICKINSON, Victoria; SOMMERS, Gregory A. Which competitive efforts lead to future abnormal economic rents? Using accounting ratios to assess competitive advantage. **Journal of Business Finance & Accounting**, v. 39, n. 3-4, p. 360-398, 2012.

FERNANDES, Flávia; FERREIRA, Maria Edneia; RODRIGUES, Eduardo Ribeiro. Análise de rentabilidade utilizando o modelo Dupont: estudo de caso em uma operadora de planos de saúde. **Revista de Gestão em Sistemas de Saúde - RGSS** Vol. 3, N. 2. Julho/Dezembro. 2014. Disponível em: <https://dialnet.unirioja.es/descarga/articulo/5037429.pdf>. Acesso em: 25 de Fev. 2017.

GALDI, Fernando Caio; LOPES, Alexsandro Broedel. Relação de longo prazo e causalidade entre o lucro contábil e o preço das ações: evidências do mercado latino-americano. **Revista de Administração**, São Paulo, v. 43, n. 2, p.186-201, abr. 2008. Disponível em: <<http://www.redalyc.org/pdf/2234/223417512006.pdf>>. Acesso em: 08 mar. 2017.

GUIMARÃES, Paulo Ricardo B. **Análise de Correlação e medidas de associação**. 2013.

GUJARATI, Damodar N. **Econometria Básica**. 4. ed. Rio de Janeiro: Campus, 2006. 812 p. Tradução de Maria José Cyhlar Monteiro.

GUJARATI, Damodar N; PORTER, Dawn. **Econometria Básica**. 5. ed. São Paulo: Amgh Editora Ltda, 2011. 924 p. Tradução de: Denise Duarte, Mônica Rosemberg e Maria Lúcia G. L. Rosa.

HILL, R. Carter; GRIFFITHS, William E.; JUDGE, George G. **Econometria**. 2. ed. São Paulo: Saraiva, 2006. 471 p. Tradução: Alfredo Alves de Farias; Revisão técnica: Edric Martins Ueda.

HOFFMANN, Rodolfo. **Estatística para economistas**. 4 ed. São Paulo. Editora Cengage Learning, 2009. 432 p.

INSTITUTO AÇO BRASIL. **Os dados consolidados do setor, referentes ao ano de 2015**. 2016. Disponível em: <<http://www.acobrasil.org.br/site2015/dados.asp>>. Acesso em: 23 abr. 2017.

IUDÍCIBUS, Sergio de. **Análise de balanços** 10 ed. São Paulo. Atlas, 2010.

LEVIN, Jack; FOX, James Alan; FORDE, David R. **Estatística para ciências humanas**. 11 ed. São Paulo. Editora Pearson Education do Brasil, 2012. 458 p. Tradução de Jorge Ritter; revisão técnica: Fernanda Bonafini.

MACHADO, Márcio André Veras; MACHADO, Márcia Reis. Liquidez e precificação de ativos: evidências do mercado brasileiro. *Bbr - Brazilian Business Review*, Vitória,



v. 11, n. 1, p.73-95, jan. 2014. Disponível em: <[http://www.bbronline.com.br/\\_novo/artigos.asp?sessao=ready&cod\\_artigo=933](http://www.bbronline.com.br/_novo/artigos.asp?sessao=ready&cod_artigo=933)>. Acesso em: 23 maio 2017.

MACHADO, Márcio André Veras; MEDEIROS, Otávio Ribeiro de. Existe o efeito liquidez no mercado acionário brasileiro? **Brazilian business review**, Vitória, v.9, n.4, p.30-42, out./dez. 2012. Disponível em: <[http://www.bbronline.com.br/artigos.asp?sessao=ready&cod\\_artigo=700](http://www.bbronline.com.br/artigos.asp?sessao=ready&cod_artigo=700)>. Acesso em: 27 fev. 2017.

MALTA, Tanira Lessa; CAMARGOS, Marcos Antônio de. Variáveis da análise fundamentalista e dinâmica e o retorno acionário de empresas brasileiras entre 2007 e 2014. **Revista de Gestão**, São Paulo, v. 23, n. 1, p.52-62, jan. 2016. Disponível em: <<http://www.revistas.usp.br/rege/article/view/121067>>. Acesso em: 23 maio 2017.

MARION, José Carlos. **Análise das demonstrações contábeis**: contabilidade empresarial. 3 ed. Atlas, 2007.

MARTINS, Gilberto de Andrade; DOMINGUES, Osmar. **Estatística geral e aplicada**. 5 ed. São Paulo, 2014. 399 p.

MATARAZZO, Dante Carmine. **Análise financeira de balanços**: Abordagem gerencial. 7 ed. São Paulo. Atlas, 2010.

MEDEIROS, Otávio Ribeiro de; DOORNIK, Bernardus Ferdinandus Nazar Van. A relação empírica entre dividendos, volatilidade de retornos e volume de negócios no mercado de ações brasileiro. **Brazilian business review**, Vitória, v.5, n.1, p.1-17. jan./abr. 2008. Disponível em:<[http://repositorio.unb.br/bitstream/10482/14615/1/ARTIGO\\_RelacaoEmpiricaDividendos.pdf](http://repositorio.unb.br/bitstream/10482/14615/1/ARTIGO_RelacaoEmpiricaDividendos.pdf)>. Acesso em: 07 mar. 2017.

MENDONÇA NETO, João; BRUNI, Adriano Leal. Risco Retorno e Equilíbrio: existe associação entre indicadores contábeis e retorno das ações negociadas na Bovespa? **Gestão & Planejamento**, Salvador, v. 5, n. 10, p.78-90, jul. 2004. Disponível em: <<http://www.revistas.unifacs.br/index.php/rgb/article/view/190/198>>. Acesso em: 26 abr. 2017.

MINARDI, AMAF et al. Preços passados prevendo desempenho de ações brasileiras. **Resenha BM&F**, v. 144, p. 40-48, 2001. Acesso em: 21 de maio de 2017. Disponível em: [http://www2.bmf.com.br/cimConteudo/W\\_ArtigosPeriodicos/005.144.pdf](http://www2.bmf.com.br/cimConteudo/W_ArtigosPeriodicos/005.144.pdf).

MOHANRAM, Partha S. Separating winners from losers among lowbook-to-market stocks using financial statement analysis. **Review of accounting studies**, v. 10, n. 2, p. 133-170, 2005. Disponível em: <https://www-2.rotman.utoronto.ca/facbios/file/rast%20growth.pdf>. Acesso em: 25 fev. 2017.

MOORE, David S. et al. **Estatística empresarial**: como usar dados para tomar decisões. 1 ed. Rio de Janeiro. LTC Editora, 2006. 952 p. Tradução de: Luís Antônio Fajardo; Revisão técnica: Ana Maria Lima de Farias.

MORANTE, Antonio Salvador. **Análise das demonstrações financeiras**: aspectos contábeis da demonstração de resultado e do balanço patrimonial. 2 ed. Atlas, 2009.

MOURA, Paulo Junior Pereira de. **Fatores explicativos do nível de conformidade do tratamento contábil dos ativos biológicos das empresas listadas na BM&FBOVESPA**. 2016. 37 f. Monografia (Graduação) – Universidade Federal de Goiás, Faculdade de Administração, Ciências Contábeis e Economia, Goiânia, 2016. Disponível em: <https://repositorio.bc.ufg.br/handle/ri/11239>. Acesso em: 28 mar. 2017.

NUNES, Maurício S.; DA COSTA JR, Newton CA; MEURER, Roberto. A relação entre o mercado de ações e as variáveis macroeconômicas: uma análise econométrica para o Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 59, n. 4, p. 585-607, 2005. Disponível em: <http://www.scielo.br/pdf/rbe/v59n4/a04v59n4.pdf>. Acesso em: 26 fev. 2017.

PADOVEZE, Clóvis Luís; BENEDICTO, Gideon Carvalho de. **Análise das demonstrações financeiras**. 3. ed. São Paulo: Cenage Learning, 2014. 298 p.

PAULO, Edilson; SARLO NETO, Alfredo; SANTOS, Mateus Alexandre Costa dos. Relação do preço das ações e intempetividade informacional do lucro contábil trimestral no Brasil. **Advances In Scientific And Applied Accounting**, São Paulo, v. 5, n. 1, p.54-79, jan/fev/mar/abr. 2012. Quadrimestral. Disponível em: <<http://www.asaa.anpcont.org.br/index.php/asaa/article/view/70/57>>. Acesso em: 21 maio 2017.

PINDYCK, Robert S.; RUBINFELD, Daniel L.. **Econometria: Modelos & previsões**. 4. ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2004. 726 p. Consultoria editorial: Honório Kume; Revisão técnica: Hamilton Massataki Kai.

PIOTROSKI, Joseph D. Value investing: The use of historical financial statement information to separate winners from losers. **Journal of Accounting Research**, p. 1-41, 2000.

PROCIANOY, Jairo Laser; ANTUNES, Marco Aurélio. Os efeitos das decisões de investimento das empresas sobre os preços de suas ações no mercado de capitais. Campinas (Brasil): XXV ENANPAD, p. 163-83, 2001. Acesso em: 20 de maio de 2017. Disponível em: <http://www.anpad.org.br/admin/pdf/enanpad2001-fin-168.pdf>.

ROSS, Stephen A.; WESTERFIELD, Randolph; JORDAN, Bradford D. **Fundamentals of corporate finance**. Tata McGraw-Hill Education, 2008.

ROSTAGNO, Luciano; SOARES, Rodrigo Oliveira; SOARES, Karina Talamini Costa. Estratégias de valor e de crescimento em ações na Bovespa: uma análise de sete indicadores relacionados ao risco. **Revista Contabilidade & Finanças**, v. 17, n. 42, p. 7-21, 2006. Acesso em: 21 de maio de 2017. Disponível em: <http://www.scielo.br/pdf/rcf/v17n42/v17n42a02.pdf>.

SANTANA, Luciene; LIMA, Franciane Golçalves. EBITDA: uma análise de correlação com os retornos totais aos acionistas no mercado de captais brasileiro. In **4º Congresso USP de Controladoria e Contabilidade**, 2004, São Paulo (SP). Disponível em: <http://www.congressousp.fipecafi.org/anais/artigos122012/11.pdf>. Acesso em: 29 abr. 2017.

SARLO NETO, Alfredo et al. O diferencial no impacto dos resultados contábeis nas ações ordinárias e preferenciais no mercado brasileiro. **Revista Contabilidade & Finanças**, v. 16, n. 37, p. 46-58, 2005.

SETTO, Giani Cláudia; BRASIL, Gutemberg H.; VIEIRA, Wilson da Cruz. A Inserção do setor siderúrgico na economia capixaba: uma análise de insumo-produto. **Revista de economia e agronegócio**, v. 3, n. 1, 2005. Disponível em: <http://ageconsearch.tind.io/bitstream/56747/2/Artigo6.pdf>. Acesso em: 12 mar. 2017.

SILVA, Ricardo Luiz Menezes da; NARDI, Paula Carolina Ciampaglia; PIMENTA JUNIOR, Tabajara. O impacto da migração das empresas para os níveis diferenciados de governança corporativa da BM&F Bovespa sobre o risco e o retorno de suas ações. **Revista de Administração da UFSM**, v. 5, n. 2, p. 222-242, 2012. Disponível em: <https://periodicos.ufsm.br/reaufsm/article/view/2599/pdf>. Acesso em: 25 fev. 2017.

SNEDECOR, George W.; COCHRAN, Willian G. **Statistical Methods**. 8 ed. Ames, 1989. 503 p.

SOARES, Eduardo Rosa; GALDI, Fernando Caio. Relação dos modelos DuPont com o retorno das ações no mercado brasileiro. **Revista Contabilidade & Finanças**, São Paulo, v. 22, n. 57, p.279-298, set. 2011. Disponível em: <<http://www.revistas.usp.br/rcf/article/view/34340/37072>>. Acesso em: 26 abr. 2017.

SWANSON, Edward P.; REES, Lynn L.; JUAREZ-VALDES, Luis Felipe. **The contribution of fundamental analysis in the presence of inflation and a currency devaluation**. 2001.

SWEENEY, Dennis J.; WILLIAMS, Thomas A.; ANDERSON, David R. **Estatística aplicada: à administração e economia**. 3 ed. São Paulo, 2013. 692 p. Tradução de Solange Aparecida Visconti. Revisão técnica de Cléber da Costa Figueiredo, Daniel Kashiwamura Scheffer e Mayara Ivanoff Lora.

TAFFAREL, Marinês; CLEMENTE, Ademir; SOUZA, Alceu. A influência dos indicadores contábil-financeiros nos preços das ações ordinárias, no curto prazo. In: Congresso Brasileiro de Custos, 18. 2011, Rio de Janeiro. **Anais Congresso Brasileiro de Custos**. Rio de Janeiro: Congresso Brasileiro de Custos, 2011. p. 1 - 15. Disponível em: <<https://anaiscbc.emnuvens.com.br/anais/article/view/435>>. Acesso em: 28 maio 2017.

TESTA, Carlos Henrique Rodrigues. Aplicação da estratégia de investimento de Graham à bm&fbovespa para o pequeno investidor. **SemeAD-Seminários em Administração**, v. 14, p. 1-12, 2011. Disponível em: <http://sistema.semead.com.br/14semead/resultado/trabalhosPDF/469.pdf>. Acesso em: 26 fev. 2017.

TRIOLA, Mario F. **Introdução a estatística: atualização da tecnologia**. 11 ed. Rio de Janeiro. LTC Editora, 2014. 707 p. Tradução e revisão técnica: Ana Maria Lima de Farias, Vera Regina Lima de Farias e Flores.

WOOLDRIDGE, Jeffrey M.. **Introdução a econometria: uma abordagem moderna**. 4. ed. São Paulo: Cengage Learning, 2013. 701 p. Tradução: José Antônio Ferreira; Revisão técnica: Galo Carlos Lopez Noriega.