
A INFLUÊNCIA DO EBITDA E LPA NO PREÇO DAS AÇÕES: UM ESTUDO NO SEGMENTO DE CARNES E DERIVADOS BRASILEIRO

THE INFLUENCE OF EBITDA AND EPS IN SHARE PRICE: A STUDY IN THE BRAZILIAN MEAT AND DERIVATIVES SEGMENT

Alessandro Silva Monico

Mestre em Ciências Contábeis pela Universidade Federal do Mato Grosso do Sul (UFMS);
Encarregado Financeiro no Exército Brasileiro
Endereço: Av. Senador Filinto Muller, 1.555, Cidade Universitária, Vila Ipiranga, Campo Grande, MS.
CEP: 79.074-460 – Brasil.
Telefone: (67) 99677-2177
E-mail: allessandro.monico@gmail.com

Recebido: 08/09/2022 Aprovado: 07/05/2023
Publicado: 30/08/2023

Emanoel Marcos Lima

Doutor em Ciências Contábeis pela Universidade de São Paulo (USP), Professor Associado da Universidade Federal do Mato Grosso do Sul (UFMS)
Endereço: Av. Senador Filinto Muller, 1.555, Cidade Universitária, Vila Ipiranga, Campo Grande, MS. CEP: 79.074-460 – Brasil.
Telefone: (67) 3345-3906
E-mail: emanoel.lima@ufms.br

RESUMO

Este trabalho teve como objetivo investigar os efeitos da divulgação do *Earnings Before Interest, Taxes, Depreciation and Amortization* (EBITDA) e do Lucro por Ação (LPA) no comportamento dos preços das ações das companhias brasileiras do segmento de carnes e derivados listadas em bolsa de valores no período de julho de 2007 a setembro de 2018. Com isso, busca contribuir para a discussão e formação de evidências empíricas baseadas na informação contábil e no retorno da ação. A pesquisa utilizou uma abordagem quantitativa, empregando o método de dados em painel, modelado com estimadores *pooled*, efeito fixo e efeito aleatório. Em termos gerais, o painel não apresentou omissões de dados e o modelo que melhor explicou a influência do EBITDA e LPA no preço das ações, segundo o teste de Hausman, consiste no modelo de efeito aleatório estimado por Mínimos Quadrados Generalizados (MQG). Os resultados indicaram que, aumentando uma unidade tanto no EBITDA quanto no LPA, os preços das ações aumentam 7,3% e 5,5% respectivamente. Além disso, as variações dos preços antes de o evento ocorrer são prefixadas negativamente, enquanto os preços pós-evento são prefixados positivamente, ou seja, o mercado ajusta os preços das ações após a ciência dos resultados divulgados pelas empresas.

Palavras-chave: EBITDA, Lucro por Ação, Dados em Painel, Carnes e Derivados.

ABSTRACT

This study aims to investigate the effects of the disclosure of Earnings Before Interest, Taxes, Depreciation, and Amortization (EBITDA) and Earnings per Share (EPS) on the behavior of stock prices of Brazilian meat and derivatives companies listed on the stock exchange from July 2007 to September 2018. By these means, search contribute to the discussion and the formation of empirical evidence based on the accounting information and the action's return. This research uses a quantitative approach, using the panel data method, modeled with pooled estimators, fixed effect and random effect. In general terms, the panel did not present data omissions, and the model that best explains the influence of EBITDA and LPA on share prices, according to the Hausman test, is the random effect model estimated by Generalized Least Squares (GLS). The results indicated on average that by increasing one unit in both EBITDA and in LPA, share prices increased by 7.3% and 5.5% respectively. In addition, before-event price changes are prefixed negatively, while post-event prices are positively prefixed, that is, the market adjusts stock prices after the knowledge of results released by companies.

Keywords: EBITDA, Earnings per Share, Panel Data, Meat and Derivatives.

1 INTRODUÇÃO

As pesquisas sobre as variáveis que influenciam o preço das ações convergiram como uma das áreas mais profícuas da academia, tendo o processo embrionário iniciado a partir dos anos 60 associado ao desenvolvimento das primeiras teorias na área de finanças. Precusores como Ball e Brown (1968), Beaver (1968), Dyckman e Morse (1986), entre outros, começaram a relacionar a informação contábil com o mercado de capitais, analisando o movimento dos preços das ações nas semanas que antecedem a divulgação e também nas datas específicas de anúncio das demonstrações contábeis. Além disso, investigaram o impacto do conteúdo da informação contábil como lucro maior ou menor do que o esperado com a reação dos preços das ações.

Após essas contribuições, a literatura contábil internacional associada ao mercado de capitais, cresceu rapidamente nas últimas três décadas e o grande motivador resulta da possibilidade de avaliar as teorias por meio de hipóteses e testes práticos. Comumente, essas pesquisas formam um extenso corpo de trabalhos teóricos e empíricos dedicado a analisar a variação no preço das ações, haja vista que, a volatilidade de um investimento, preocupa seriamente os investidores (NAUTIYAL; KAVIDAYAL, 2018; LOPES; MARTINS, 2014; DAS; PATTANAYAK, 2009; KOTHARI, 2001).

Além disso, a literatura resume três fundamentos teóricos que devem ser observados nas investigações relacionadas ao comportamento dos preços das ações: a saber i) os lucros influenciam significativamente os retornos das ações; ii) os resultados contábeis dependem de fatores microeconômicos, macroeconômicos e das características do mercado acionário; e iii) as suposições correspondentes a teoria da divulgação voluntária, cuja premissa consiste em alegar que qualquer empresa irá divulgar informações favoráveis e não divulgará informações desfavoráveis a ela (BALL; BROWN, 1968; BEAVER; CLARKE; WRIGHT, 1979; DYE, 2001; SALOTTI; YAMAMOTO, 2005).

Nesse sentido, destaca-se que os acionistas, investidores e credores têm interesse no valor da empresa, e o emprego de análises que implicam no uso de informações contábeis atuais e passadas em conjunto com dados setoriais e macroeconômico, contribuem fortemente para chegar ao valor intrínseco da empresa. Contudo, importa mencionar que os administradores possuem informações que não são conhecidas pelo mercado, gerando assim uma informação assimétrica. Como também existe uma falta de correlação que tem como cerne um amplo conjunto de informações que influencia os preços das ações, indo além da informação dos lucros contábeis (HENDRIKSEN; VAN BREDA, 1999).

Diante disso, este artigo direcionou o foco dos estudos para dois indicadores utilizados pelas empresas em seus demonstrativos contábil-financeiros, sendo: i) EBITDA (*Earnings Before Interest, Taxes, Depreciation and Amortization*) indicador de natureza não contábil cuja divulgação pelas companhias de capital aberto é voluntária, porém regulamentada pela Instrução n.º 527 de 2012 emitida pela Comissão de Valores Mobiliários (CVM); e ii) Lucro por Ação (LPA) exigido nas demonstrações contábeis conforme Deliberação CVM n.º 636 de 2010 destinada às companhias de capital aberto e que negociam ações em bolsa de valores. Com base nos trabalhos de Malta e Camargos (2016), Prazeres *et al.* (2015), Butler (2013), tanto Ebitda quanto o LPA pode exercer influência nos preços das ações quando são divulgados.

Dessa forma, o presente estudo se debruçou sobre à seguinte questão de pesquisa: *O comportamento dos preços das ações do segmento de carnes e derivados é influenciado pela divulgação do Ebitda e do Lucro por Ação?* Posto isto, o trabalho investigou os efeitos da divulgação do Ebitda e do LPA no comportamento dos preços das ações das companhias brasileiras do segmento de carnes e derivados listadas em bolsa de valores no período de julho de 2007 a setembro de 2018.

Com isso, discute o papel da informação contábil no contexto de mercado de capitais, se diferenciando dos estudos anteriores (GALDI; LOPES, 2008; GOMES E SILVA *et al.*, 2009; BUTLER, 2013; VIEIRA; GIRÃO, 2014; LOPES; SALES, 2014; PRAZERES *et al.*, 2015; MALTA; CAMARGOS, 2016; RITTA *et al.*, 2017; SOUSA *et al.*, 2017; SILVA, G. C. P. da, 2018) nos seguintes aspectos: i) amplia o período de investigação das variações dos preços das ações em decorrência da divulgação para uma janela de 60 dias, abrangendo cinco momentos diferentes, a saber: 30 dias e 1 dia antes da divulgação (pré-evento); no dia e também no 1º e 30º dias subsequentes ao evento (pós-evento), justamente porque segundo a teoria cartista o comportamento passado dos preços é rico em informações sobre seu comportamento futuro, supondo que determinados padrões tendem a se repetir (FAMA, 1965); e ii) estuda os efeitos da divulgação no segmento de carnes e derivados, haja vista a sua relevância para a economia nacional.

A escolha do segmento de carnes e derivados foi motiva pelos seguintes fatores: i) importância da indústria frigorífica para o fomento da renda e do emprego no país; ii) acesso ao mercado de capitais em meados de 2007, iniciando um forte processo expansionista e de internacionalização dessas empresas, fatos que remetem à necessidade de comunicar toda essa potencialidade através de indicadores como o Ebitda; e iii) velocidade do processo de internacionalização em comparação às multinacionais tradicionais (CALEMAN; CUNHA, 2011; KICH; UTZIG, 2017; SPOHR; SILVEIRA, 2012; SEHNEM *et al.*, 2012).

Assim, a contribuição dessa pesquisa para a sociedade, pauta-se no principal usuário das demonstrações contábeis, os investidores, demonstrando a eles o quanto estatisticamente a divulgação do Ebitda e LPA impacta nos preços das ações. Academicamente contribui para o estudo do comportamento da ação em decorrência da divulgação do Ebitda e LPA, através de dados em painel com uma análise das variáveis dependentes evento a evento, construindo desta maneira, uma volumosa literatura contábil baseada em evidências.

2 REFERENCIAL TEÓRICO

Essa seção apresenta uma revisão da literatura correspondente aos construtos teóricos sobre as Teorias de Mercados Eficientes e Divulgação, bem como os estudos anteriores relacionados ao Ebitda e Lucro por Ação que tiveram o mesmo foco dessa pesquisa.

2.1 Teorias do Mercado Eficiente e Divulgação

Debatida pela academia há 48 anos desde a contribuição seminal de Fama em 1970, a teoria dos mercados de capitais eficientes diz que os valores mobiliários têm o preço adequado em todos os momentos e, de modo geral, o mercado como um todo é perspicaz, garantindo para o investidor que ele não seria facilmente enganado, ou seja, as negociações no mercado se caracterizam a um “jogo justo” (ROSS; WESTERFIELD; JAFFE, 2010).

Essa teoria supõe que os preços das ações refletem totalmente as informações disponíveis, fundamentando-se em três condições que determinam a eficiência do mercado de capitais: i) não há custos de transação em títulos negociáveis; ii) toda informação é disponibilizada gratuitamente; e iii) os participantes concordam com as implicações da informação divulgada no preço atual e sua distribuição no preço futuro. Logo, depreende-se que essas informações são suficientes, porém não são necessárias, porquanto, qualquer mercado pode ser eficiente quando, existe um número satisfatório de investidores com acesso imediato à informação publicada (FAMA, 1970; SHLEIFER, 2000).

Lee (2001) esclarece que a crença na hipótese de mercado eficiente é uma questão de fé no mecanismo de arbitragem, na qual se acredita que as forças arbitrárias estão constantemente trabalhando, para ajustar o preço até que este incorpore totalmente a informação disponibilizada. Decerto que o conceito de arbitragem não se restringe apenas a compra e venda simultâneas em dois mercados diferentes para preços vantajosamente diferentes, ou seja, operar de forma a se beneficiar do preço errado. Essa definição é ínfima para descrever o conceito de arbitragem, porquanto, sua finalidade vai além do termo, ela assume a responsabilidade de trazer os preços para os valores fundamentais e assim manter a eficiência dos mercados (ROSS; WESTERFIELD; JAFFE, 2010; SHLEIFER; VISHNY, 1997; LEE, 2001; GUSMÃO; GARCIAS, 2008).

Contudo, sabe-se que os preços das ações são abalados por um fluxo contínuo de informações, rumores e insinuações, provocando reações a estes sinais, ou pseudosinais, de maneira que os preços se movem enquanto não negociados por dados imperfeitos e, conseqüentemente, se ajustam por tentativa e erro dos agentes do mercado (LEE, 2001). Desta forma, considera os preços como imperfeitos, porém o verdadeiro valor se ajusta no final (MALKIEL, 2003).

Em linhas gerais, a HME pressupõe que as informações relevantes são assimiladas de forma imediata aos preços, implicando na inexistência de oportunidades de retornos extraordinários, se enquadrando em uma das formas: forte, semiforte e fraca. Além disso, os investidores tendem a se comportar de maneira racional, e caso ocorram as atitudes não-rationais, essas participações não produzirão efeitos nos preços praticados, pelo que a força da arbitragem trabalha para ajustar o preço até que incorpore totalmente a informação disponibilizada (BALL; BROWN, 1968; LEE, 2001; ROSS; WESTERFIELD; JAFFE, 2010).

Diante desses aspectos, o mercado de capitais brasileiro se apresenta na forma semiforte, haja vista a existência de características como: pouca proteção dos minoritários, concentração do controle acionário e excesso de regulamentação (SARLO NETO *et al.*, 2005). Sendo, portanto, totalmente favorável ao estudo da contabilidade, até porque pesquisas identificaram que as primeiras aplicações da HME na contabilidade reconheceram que a velocidade e precisão do ajuste de preços para novas informações acontece paulatinamente e de forma continuada, e não instantaneamente (DYCKMAN; MORSE, 1986).

Desse modo, Verrecchia (2001) sintetiza que existe uma suposição de que todos os agentes que participam do mercado usam qualquer informação à sua disposição, seja ela privada ou pública. E, de fato, os investidores que usam informações mais eficientemente são capazes de explorar e dominar suas contrapartes menos eficientes.

Diante disso, a Teoria da Divulgação busca explicar o fenômeno da divulgação de informações a partir de diversas perspectivas, por exemplo, determinar qual é o efeito da divulgação de demonstrações contábeis no preço das ações, ou ainda explicar quais as razões econômicas para que determinada informação seja divulgada voluntariamente (SALOTTI; YAMAMOTO, 2005).

Por outro lado, a divulgação de informações nos mercados financeiros está na vanguarda dos esforços regulatórios, incumbindo ao Estado legislar ativamente os mercados acionários, ao passo de migrar divulgações voluntárias para obrigatórias de diferentes formas, afetando inúmeras atividades (GOLDSTEIN; YANG, 2017).

Praticamente todos os países, de uma forma ou de outra, desenvolveram regulamentos que disciplinam as publicações de relatórios corporativos e financeiros, visando alcançar a proteção dos investidores, facilitar a convergência e estabelecer uma estrutura sólida para internalização dos mercados de capitais (HEALY; PALEPU, 2001; LEUZ; WYSOCKI, 2008; MAIGOSHI; LATIF; KAMARDIN, 2018).

O resultado é um aperfeiçoamento global que transpassa as fronteiras nacionais, entretanto essa eliminação das fronteiras não minimiza a soberania do Estado. Contudo, as proeminentes regulamentações compelem a contabilidade para uma linguagem universal, ou melhor, um único conjunto de padrões contábeis, reduzindo, de certa maneira, os custos de capital e a assimetria da informação, além de proporcionar vantagens, como acesso facilitado aos mercados de capitais estrangeiros e aquisições e desinvestimentos transfronteiriços da informação (BALL, 2006).

No longo prazo, a adoção deve tornar os mercados de capitais mais eficientes, possibilitando uma igualdade no campo de jogo para empresas em todo o mundo, aumentando a liquidez dos mercados e reduzindo o custo de capital para as empresas (NG, 2011; GOLDSTEIN; YANG, 2017). Por outro lado, pesquisas apontam que a qualidade dos relatórios financeiros é apenas um dos fatores necessários para construir um mercado de capitais plenamente integrado. Dentre as dificuldades para a convergência global, discute justamente os regimes nacionais, sistemas jurídicos, práticas de auditoria, governança corporativa, normas éticas e indústrias de serviços financeiros (PALEA, 2013).

Como consequência, as empresas têm sido demandadas a divulgar informações sobre suas operações e atividades financeiras, respaldadas no princípio da transparência. Lembrando que a transparência suplanta o pressuposto de tornar pública a informação, conjuntamente exige dos reguladores regras claras, ou melhor, um sistema com comentários públicos para propostas de regulamentos, divulgação de discussões de conselhos de deliberação que debatem legislação e regulamentos propostos e divulgação de ações de fiscalização (ARONSON, 2011).

2.2 Estudos sobre a influência do Ebitda e LPA no preço da ação

Costa Júnior e Neves (2000) verificaram a influência de variáveis fundamentalistas na explicação da rentabilidade média das ações negociadas à vista. A pesquisa constatou um relacionamento negativo entre a rentabilidade e as variáveis índice preço-lucro e valor de mercado e um relacionamento positivo entre rentabilidade e índice valor patrimonial da ação-preço, todavia, o beta foi o que mais se destacou. Costa Júnior e Neves (2000) ressaltam que como as variáveis fundamentalistas estão muito relacionadas com o preço da ação, algumas são redundantes ao explicar a rentabilidade das ações.

Galdi e Lopes (2008) investigaram a existência de uma relação de longo prazo e de causalidade entre o lucro contábil e o preço das ações das 41 empresas com ações mais líquidas nas bolsas latino-americanas entre 1995 e 2005. Os resultados indicaram que o comportamento temporal do lucro pode ser influenciado pelo setor de atuação da empresa, por aspectos macroeconômicos e pelas normas de contabilidade, além de se constatar que os preços das ações têm um comportamento mais homogêneo do que o lucro por ação. Além disso, os autores identificaram que não existe causalidade entre o lucro e o preço da ação, ou seja, as variáveis estudadas não explicam adequadamente uma à outra, razões que

senalizam que o preço das ações se antecipa ao lucro contábil no quesito reconhecimento de novas informações.

Silva A. M. G. *et al.* (2009) realizaram um estudo exploratório da influência dos indicadores: *Economic Value Added* (EVA), Lucro Líquido (LL), Fluxo de Caixa (FC) e Ebitda no preço da ação; a pesquisa analisou cinco empresas do setor de Energia Elétrica registradas na bolsa de valores de São Paulo, atual B3, contemplando somente as que apresentavam uma boa liquidez no período entre 2007 e 2008. Os autores constataram que “não é possível identificar correlação uniforme entre as variáveis” (SILVA, A. M. G. *et al.*, 2009, p. 69) analisadas e a oscilação no preço das ações, porque os indicadores investigados se comportaram de maneira despadronizada entre as empresas do setor.

Butler (2013) analisou o efeito do lucro por ação sobre o preço das ações de 58 empresas listadas no Ibovespa (Índice da Bolsa de Valores de São Paulo). Os dados foram coletados trimestralmente por um período de doze anos, entre 2000 e 2012, visto que, o impacto do resultado do lucro por ação no “preço da ação deve ocorrer mais rapidamente” em períodos trimestrais do que em intervalos anuais (BUTLER, 2013, p. 20; COSTA JÚNIOR; NEVES, 2000). Os resultados encontrados pelo autor assemelharam-se com as expectativas e demais estudos anteriores, a conclusão geral foi que “o resultado do lucro por ação impacta, positivamente, o valor das ações no contexto do mercado de capitais brasileiro” (BUTLER, 2013, p. 32).

Vieira e Girão (2014) analisaram o impacto da regulamentação do Ebitda por intermédio da Instrução CVM n.º 527 de 2012 e sua relevância para o mercado de capitais brasileiro. Os resultados mostraram que o valor do Ebitda foi diferente após a regulamentação, apontando que as empresas buscavam passar uma imagem mais positiva ao mercado por meio do Ebitda. Já o impacto da regulamentação apresentou um nível de significância de 10%, indicando que o Ebitda é relevante para a tomada de decisão, porém seu efeito sobre a variação do preço das ações explicou apenas 3,68%, ou seja, em termos estatísticos a regulamentação do Ebitda não fez diferença na tomada de decisão dos investidores.

Lopes e Sales (2014) buscaram identificar a correlação entre o Ebitda e o retorno das ações. O estudo foi direcionado a analisar o cálculo do Ebitda na empresa Gol conforme Instrução CVM n.º 527 e compará-lo com o preço das ações (GOLL4) dos últimos 90 pregões entre os anos de 2008 a 2012. Os resultados apontaram que desvio-padrão (-0,5362) está significativamente relacionado com o Ebitda e, se houvesse a perspectiva de um Ebitda mais robusto, a volatilidade das ações da empresa Gol seria menor.

Prazeres *et al.* (2015) verificaram qual é a medida, entre Lucro Líquido (LL) e Ebitda, que melhor explica o comportamento dos preços das ações das empresas listadas nos subsetores de Químicas, Siderurgia e Metalurgia entre o período de 2008 e 2012. A conclusão principal é que as informações contábeis relacionadas ao patrimônio líquido estão positivamente associadas ao retorno das ações e tendem a ser mais relevantes do que as medidas de lucratividade.

Malta e Camargos (2016) buscaram identificar as variáveis da análise fundamentalista e dinâmica que melhor explicam o retorno acionário. Os pesquisadores analisaram uma amostra de 67 ações mais líquidas do mercado à vista entre ordinárias e preferenciais, listadas no índice IBRX negociadas no 3º trimestre de 2012. Os resultados evidenciaram que oito variáveis da análise fundamentalista têm relevância na predição do retorno, sendo: Participação de Capitais de Terceiros (PCT), Margem Bruta (MB), *Return on Assets* (ROA), *Return on Equities* (ROE), *Return on Investment* (ROI), Índice de Negociabilidade (INEG), Lucro por Ação (LPA) e *Market-to-book Ratio* (MBR), corroborando com as pesquisas anteriores.

Ritta *et al.* (2017) pesquisaram a relação entre *Ebitda* e o retorno das ações de 54 empresas brasileiras listadas na BM&FBovespa, atual B3, dos mais diferentes setores econômicos. O teste de Granger revelou que não existiu causalidade entre retorno do *Ebitda* e o retorno da ação e vice-versa em 51,85% das empresas analisadas, ou seja, a divulgação do *Ebitda* não causou reflexo no mercado de capitais.

Sousa *et al.* (2017) estudaram a influência dos indicadores contábeis na variação do preço das ações das empresas do setor de Siderurgia e Metalurgia. Os resultados concluíram que para o setor de Siderurgia e Metalurgia apenas as variáveis liquidez geral e corrente apresentam coeficiente significativo de 5% com relação ao preço das ações, corroborando com os estudos anteriores. No entanto, as variáveis valor do *Ebitda*, giro do ativo, margem líquida e rentabilidade do patrimônio líquido (*Return on Equities* - ROE) não podem ser relacionadas com a variação do preço das ações, devido ao p-valor $P > 0,05$.

3 METODOLOGIA

Esse estudo seguiu uma abordagem quantitativa, concentrando-se na objetividade dos dados analisados, além de apresentar uma descrição numérica correspondente à tendência da amostra estudada (CRESWELL, 2010). Classifica-se como uma pesquisa de ciências sociais aplicada e descritiva, pois resulta em uma análise empírica, dirigida a entender o efeito da divulgação dos indicadores no mercado de ações. Os procedimentos adotados foram: análise bibliográfica, documental e informações contábeis com emprego do método de dados em painel.

Foram analisadas seis empresas brasileiras de capital aberto, classificadas no segmento de Carnes e Derivados e listadas na Bolsa, Balcão, Brasil (B3), com informações referentes ao período entre 2º trimestre de 2007 e 2º trimestre de 2018. Os dados foram extraídos da base de dados Economatica, websites dedicados a Relação com o Investidor (RI) das companhias e nos websites da CVM, B3 e Investing.

3.1 Variáveis Independentes

As variáveis independentes são: *Ebitda* e Lucro por Ação (LPA), as quais são analisadas observando os seguintes critérios: (i) transformação quadrática dos dados brutos para evitar a perda de dados negativos (Equações 1 e 4); e (ii) cálculo da variação do *Ebitda* em relação ao período anterior (Equação 2).

Quadro 1 – Equações variação *Ebitda*

Finalidade	Equação
Quadrado do <i>Ebitda</i> divulgado trimestralmente Em que:	$Ebt dsq = Ebit da^2 \quad (1)$ <p><i>Ebt dsq</i> = Valor do <i>Ebitda</i> ao quadrado; <i>Ebit da</i> = Valor do <i>Ebitda</i> divulgado trimestralmente <i>i</i> no período <i>t</i>.</p>
Log natural variação do <i>Ebitda</i> ao quadrado trimestral Em que:	$\Delta Ebt d_{i,t} = \ln \left(\frac{Ebt dsq_{i,t} - Ebt dsq_{i,t-1}}{Ebt dsq_{i,t-1}} \right) \quad (2)$ <p>$\Delta Ebt d_{i,t}$ = Variação do <i>Ebitda</i> <i>i</i> no período (<i>t,t-1</i>); \ln = Log natural; <i>Ebt dsq_{i,t}</i> = Valor do <i>Ebitda</i> ao quadrado <i>i</i> no trimestre <i>t</i>; <i>Ebt dsq_{i,t-1}</i> = Valor do <i>Ebitda</i> ao quadrado <i>i</i> no trimestre <i>t-1</i>.</p>

Fonte: Elaborado pelos autores (2019).

Para analisar a variável LPA, calculou-se o Lucro por Ação mediante divisão do Lucro Líquido do exercício pela quantidade de ações em circulação, conforme Equação 3:

Quadro 2 – Equações variação LPA

Finalidade	Equação
<p>Cálculo do LPA</p> <p>Em que:</p> <p>LPA = Lucro por Ação LL = Lucro líquido $n. ações$ = Número de ações em circulação</p>	$LPA = \frac{LL}{n. ações} \quad (3)$
<p>Quadrado do LPA divulgado trimestralmente</p> <p>Em que:</p> <p>$LPAsq$ = Valor do Lucro por Ação ao quadrado; LPA = Valor do Lucro por Ação i no período t.</p>	$LPAsq = LPA^2 \quad (4)$
<p>Log natural variação do LPA ao quadrado trimestral</p> <p>Em que:</p> <p>$\Delta LPA_{i,t}$ = Variação no preço da ação i no período $(t,t-1)$; ln = Log natural; $LPAsq_{i,t}$ = Valor do LPA ao quadrado i no trimestre t; $LPAsq_{i,t-1}$ = Valor do LPA ao quadrado i no trimestre $t-1$.</p>	$\Delta LPA_{i,t} = \ln \left(\frac{LPAsp_{i,t} - LPAsp_{i,t-1}}{LPAsp_{i,t-1}} \right) \quad (5)$

Fonte: Elaborado pelos autores (2019).

Por fim, calculou a variação do LPA em relação ao período anterior utilizando Log natural, conforme demonstrado na Equação 5.

3.2 Variáveis Dependentes

Como a pesquisa parte da premissa que a divulgação exerce uma forte influência no preço das ações, por ser a maneira de adequar a expectativa dos investidores com a realidade. E, em decorrência de determinada situação, o preço da ação pode mudar vertiginosamente. As variáveis dependentes equivalem à oscilação ou simplesmente à variação no preço das ações em cinco datas diferentes: (i) 30 dias antes (-30 d.a); (ii) 1 dia antes (-1 d.a); (iii) no dia (0); (iv) 1 dia depois (+1 d.d); e (v) 30 dias depois (+30 d.d).

Diante disso, foram empregados os critérios infracitados no tratamento das variáveis: (i) transformação quadrática dos dados brutos para evitar a perda de dados negativos; e (ii) cálculo da variação para medir o retorno da ação utilizando o log natural, conforme as Equações 6 e 7 apresentadas no quadro 3.

Quadro 3 – Equações variações Preço da Ação

Finalidade	Equação
Quadrado do preço da ação Em que:	$PASq = Preço^2 \quad (6)$ PASq = Preço da ação ao quadrado; Preço da ação = Valor da cotação <i>i</i> no período <i>t</i> .
Log natural variação do preço da ação trimestral Em que:	$\Delta PA_{i,t} = \ln \left(\frac{PASq_{i,t} - PASq_{i,t-1}}{PASq_{i,t-1}} \right) \quad (7)$ ΔPA _{<i>i,t</i>} = Variação do preço da ação <i>i</i> no período (<i>t</i> , <i>t</i> -1); ln = Log natural; PASq _{<i>i,t</i>} = Preço da ação ao quadrado <i>i</i> na data <i>t</i> ; PASq _{<i>i,t-1</i>} = Preço da ação ao quadrado <i>i</i> na data <i>t</i> -1.

Fonte: Elaborado pelos autores (2019).

Importa destacar que, para calcular as variações do preço da ação, o presente estudo se fundamentou em modelos utilizados em pesquisas anteriores (SARLO NETO, 2004; RITTA *et al.*, 2017; SANTOS; CUNHA; TAFFAREL, 2017; MALTA; CAMARGOS, 2016; ARAÚJO; MACHADO, 2018).

3.3 Hipóteses

Esse trabalho consiste em um teste de eficiência da informação contábil *versus* preço da ação, com isso a investigação foi orientada pelas hipóteses descritas no Quadro 4, sendo dividida por evento conforme os modelos de testes elaborados individualmente e que são apresentados no Quadro 5.

Quadro 4 - Hipóteses utilizadas na pesquisa.

Hipótese	Descrição da Hipótese	Teste da Hipótese
H ₁ :	Trinta dias antes da divulgação do Ebitda e LPA ao mercado o preço das ações sofre variação.	H ₁ : ΔPA _{<i>i,t</i>} ≠ 0
H ₂ :	Um dia antes da divulgação do Ebitda e LPA ao mercado o preço das ações sofre variação.	H ₂ : ΔPA _{<i>i,t</i>} ≠ 0
H ₃ :	No dia da divulgação do Ebitda e LPA ao mercado o preço das ações sofre variação.	H ₃ : ΔPA _{<i>i,t</i>} ≠ 0
Hipótese	Descrição da Hipótese	Teste da Hipótese
H ₄ :	Um dia depois da divulgação do Ebitda e LPA ao mercado o preço das ações sofre variação.	H ₄ : ΔPA _{<i>i,t</i>} ≠ 0
H ₅ :	Trinta dias depois da divulgação do Ebitda e LPA ao mercado o preço das ações sofre variação.	H ₅ : ΔPA _{<i>i,t</i>} ≠ 0

Fonte: Elaborado pelos autores (2019).

Cabe ressaltar que as hipóteses estabelecidas estão direcionadas para a seguinte afirmação: a divulgação do Ebitda e LPA causa influência nos preços das ações, conforme os estudos de Prazeres *et al.*, (2015), Butler (2013) e Malta e Camargos (2016).

3.4 Método Estatístico

Essa pesquisa utilizou os estimadores: *pooled*, efeito fixo (EF) e efeito aleatório (EA), objetivando identificar o modelo que melhor explica a influência do Ebitda e do LPA no preço da ação. Os modelos *pooled* e de efeito fixo usam estimadores de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) com uma variável *dummy* para cada empresa (Equações 8, 9, 10, 11 e 12), cujo objetivo consiste em medir o efeito puro do Ebitda e LPA pelas diferenças entre as empresas, sendo que o modelo de efeito fixo conta com a heterogeneidade entre as empresas, permitindo que cada uma tenha seu próprio intercepto (GUJARATI; PORTER, 2011).

Quanto à modelagem de efeito aleatório (Equações 13, 14, 15, 16 e 17), o método emprega estimadores de Mínimos Quadrados Generalizados (MQG). Segundo Wooldridge (2010) os estimadores MQG sob determinadas hipóteses se revelam assintoticamente mais eficientes que o modelo estimado por MQO, entretanto exigem suposições mais fortes e essas suposições consistem em assumir que as variáveis explicativas são aleatórias. Como tal, as diferenças individuais de cada empresa se refletem no termo do erro ε_i , ou seja, o modelo tem uma constante aleatória (HSIAO, 2007).

Quadro 5 – Equações modelos *pooled*, efeito fixo e efeito aleatório

Finalidade	Equações modelos <i>pooled</i> e efeito fixo.
Medir a influência do Ebitda e LPA nos preços 30 dias antes da divulgação	$\Delta PA30ad_{i,t} = \beta_{0it} + \beta_1 \Delta Ebtd_{i,t} + \beta_2 \Delta LPA_{i,t} + u_{it} \quad (8)$
Medir a influência do Ebitda e LPA nos preços 1 dia antes da divulgação	$\Delta PA1ad_{i,t} = \beta_{0it} + \beta_1 \Delta Ebtd_{i,t} + \beta_2 \Delta LPA_{i,t} + u_{it} \quad (9)$
Medir a influência do Ebitda e LPA nos preços no dia da divulgação	$\Delta PAdd_{i,t} = \beta_{0it} + \beta_1 \Delta Ebtd_{i,t} + \beta_2 \Delta LPA_{i,t} + u_{it} \quad (10)$
Medir a influência do Ebitda e LPA nos preços 1 dia após a divulgação	$\Delta PA1dd_{i,t} = \beta_{0it} + \beta_1 \Delta Ebtd_{i,t} + \beta_2 \Delta LPA_{i,t} + u_{it} \quad (11)$
Medir a influência do Ebitda e LPA nos preços 30 dias após a divulgação	$\Delta PA30dd_{i,t} = \beta_{1it} + \beta_1 \Delta Ebtd_{i,t} + \beta_2 \Delta LPA_{i,t} + u_{it} \quad (12)$
	Equações modelo efeito aleatório.
Medir a influência do Ebitda e LPA nos preços 30 dias antes da divulgação	$\Delta PA30ad_{i,t} = \beta_{0it} + \beta_1 \Delta Ebtd_{i,t} + \beta_2 \Delta LPA_{i,t} + \varepsilon_{it} + u_{it} \quad (13)$
Medir a influência do Ebitda e LPA nos preços 1 dia antes da divulgação	$\Delta PA1ad_{i,t} = \beta_{0it} + \beta_1 \Delta Ebtd_{i,t} + \beta_2 \Delta LPA_{i,t} + \varepsilon_{it} + u_{it} \quad (14)$
Medir a influência do Ebitda e LPA nos preços no dia da divulgação	$\Delta PAdd_{i,t} = \beta_{0it} + \beta_1 \Delta Ebtd_{i,t} + \beta_2 \Delta LPA_{i,t} + \varepsilon_{it} + u_{it} \quad (15)$
Medir a influência do Ebitda e LPA nos preços 1 dia após a divulgação	$\Delta PA1dd_{i,t} = \beta_{0it} + \beta_1 \Delta Ebtd_{i,t} + \beta_2 \Delta LPA_{i,t} + \varepsilon_{it} + u_{it} \quad (16)$
Medir a influência do Ebitda e LPA nos preços 30 dias após a divulgação	$\Delta PA30dd_{i,t} = \beta_{1it} + \beta_1 \Delta Ebtd_{i,t} + \beta_2 \Delta LPA_{i,t} + \varepsilon_{it} + u_{it} \quad (17)$

Em que:

$\Delta PA30ad_{i,t}$: Variação do preço da ação cotado 30 dias antes da divulgação de i no período t ;

$\Delta PA1ad_{i,t}$: Variação do preço da ação cotado 1 dia antes da divulgação de i no período t ;

$\Delta PAdd_{i,t}$: Variação do preço da ação cotado no dia da divulgação de i no período t ;

$\Delta PA1dd_{i,t}$: Variação do preço da ação cotado 1 dia após a divulgação de i no período t ;

$\Delta PA30dd_{i,t}$: Variação do preço da ação cotado 30 dias após a divulgação de i no período t ;

$\Delta Ebtd_{i,t}$: Variação Ebitda em logaritmo de i no período t ;

$\Delta LPA_{i,t}$: Variação LPA em logaritmo da empresa i no período t ;

β_{0it} : Parâmetro do intercepto;

β_{1it} : Coeficiente angular correspondente aos regressores do modelo;

ε_{it} : Componente de corte transversal das empresas;

u_{it} : Termo do erro;

i : representa as diferenças entre as empresas;

t : representa o período de tempo que está sendo analisado.

Fonte: Elaborado pelos autores (2019).

Por fim, a pesquisa emprega os testes de: (i) Ramsey que testa as variáveis omitidas, heteroscedasticidade e auxilia na escolha entre os modelos *pooled* e efeito fixo (WOOLDRIDGE, 2010); (ii) Chow, cuja premissa consiste em verificar se o *pooled* é o modelo restrito contra o modelo irrestrito correspondente aos estimadores de efeito fixo (GUJARATI; PORTER, 2011; BALTAGI, 2008; FREES, 2004; WOOLDRIDGE, 2010); (iii) Hausman que compara os modelos de efeito fixo *versus* efeito aleatório, testando se os erros únicos estão correlacionados com os repressores, sendo que a hipótese nula do teste é que eles não são (GREENE, 2003); (iv) Multiplicador de Lagrange de Breusch-Pagan investiga “a hipótese de que não há efeitos aleatórios” (GUJARATI; PORTER, 2011, p. 601 e 602); e (v) Lagrange de Breusch-Pagan de independência verifica dependência transversal e a correlação contemporânea.

4 ANÁLISE E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

Essa seção apresenta os resultados da pesquisa, como tal, examinou o reflexo da divulgação do Ebitda e do Lucro por Ação (LPA) no preço da ação, coletando os valores absolutos de cada variável. Cabe mencionar que as cotações das ações de cada empresa foram coletadas em 5 datas diferentes, sendo: 30 dias e 1 dia antes do evento (pré-evento), no dia do evento e também no 1º e no 30º dia após o evento (ver Quadro 4). Lembrando ainda que, caso as datas pré-definidas fossem em dias de feriado ou em dias não úteis, foram coletadas as cotações do dia útil anterior para as datas do pré-evento e as do próximo dia útil para datas pós-eventos.

Como parâmetro para rodar os dados no Stata, as datas de divulgação de cada companhia tiveram que ser padronizadas, utilizando-se as datas estabelecidas pela Comissão de Valores Mobiliários (CVM) conforme Instrução CVM n.º 480 de 2009 e também a data do último dia do trimestre. Essa padronização foi necessária para evitar perda de dados e inconsistência no processamento dos dados pelo método de dados em painéis.

4.1 Resultados da Aplicação da Estatística Descritiva e do Método de Dados em Painel

Inicialmente realizaram-se testes estatísticos descritivos nos dados originais (brutos) conforme evidencia a tabela abaixo, cujo objetivo consiste em analisar cada variável separadamente através do comportamento de sua distribuição de probabilidades (MINGOT, 2013), buscando identificar anomalia que pudesse invalidar os testes ou enviesar os resultados após a aplicação do método de dados em painéis.

Tabela 1 – Estatística descritiva do segmento de Carnes e Derivados

	Variáveis dependentes (cotações das ações)					Variáveis independentes	
	-30 d.a	-1 d.a	0 no dia	+1 d.d	+30 d.d	Ebitda	LPA
Mínimo	1,57000	1,46000	1,41000	1,39000	1,41000	4,00000	0,00160
Máximo	75,07000	93,13000	93,13000	93,69000	90,39000	4.108.400	6,50756
Mediana	8,98500	9,01000	8,96000	8,94500	9,05000	173.160	0,04089
Moda	6,00000	3,69000	5,73000	7,00000	6,00000		
Média	14,94563	14,97848	14,95381	14,88759	14,98693	466.733	-0,30157
Desvio padrão	14,74852	15,08965	15,06233	15,12524	15,22288	773.201	2,32351
Curtose	3,21019	4,47057	4,47761	4,77124	4,52017	6,92036	85,24315
Variância	217,51872	227,69739	226,87391	228,77274	231,73597		5,39869

Fonte: Dados da pesquisa (2019)

De antemão, os resultados referentes às cotações das ações, isto é, as variáveis dependentes, apresentam um intervalo significativo entre os extremos dos dados. Os valores mínimos de 1,57 (30 dias antes); 1,46 (1 dia antes); 1,41 (no dia); 1,39 (1 dias após); e 1,41 (30 dias após) correspondem às cotações das ações da empresa BEEF3 nos terceiro e quarto trimestres de 2008, as quais começaram a sofrer uma desvalorização a partir de setembro de 2008. Quanto aos valores máximos, foi identificado uma expressiva valorização das ações da empresa Minupar Participações S/A (MNPR3) associada a um benefício direto oferecido aos acionistas pela empresa, justamente para melhorar os valores das ações.

Logo, ao comparar a desvalorização da ação ocorrida paulatinamente com o Ebitda divulgado, observa-se que a empresa ostentou resultados positivos por um curto período de tempo, porém esses resultados foram abaixo da média. Essa constatação corrobora em partes com outras pesquisas, pois, apesar de ser apresentado um resultado positivo, a variação não foi anormal em comparação com os períodos anteriores (BALL; BROWN, 1968; BEAVER; CLARKE; WRIGHT, 1979; DYE, 2001).

Em continuação à análise estatística descritiva, quando alinhados os dados em ordem crescente de frequência, obtém-se a mediana das variáveis dependentes, que dá a ideia onde a média está centrada. Os resultados indicam que 50% dos preços das ações são menores e os outros 50% são maiores que 8,985; 8,945; 8,96; 9,01; e 9,05 respectivamente.

As medidas de tendência central (médias) concernentes às cotações do fechamento dos pregões trimestrais ficaram entre 14,88 e 14,98, e 466.733 e -0,30157 para o Ebitda e LPA respectivamente. Em termos gerais, o Ebitda tem um valor expressivo, em virtude da influência dos grandes players como JBS e BRF, enquanto o LPA foi negativo em 118 das 270 observações divulgadas. Já as dispersões das frequências em torno das médias (desvio padrão) se afastaram entre 14,74 e 15,22 pontos sendo significativos a um intervalo de confiança de 95%.

Por fim, no exame dos dados com a aplicação do método de dados em painel, foram analisadas 1.350 observações, sendo uma variável idemprensa para cada empresa. Os dados foram agrupados em trimestre por um período de onze anos, distribuídos em cinco variáveis dependentes (-30 d.a; -1 d.a; 0 no dia; +1 d.d; +30 d.d). Os testes realizados no Stata versão 13.0 foram estimados pelos modelos: *pooled*, efeitos fixos (EF) e efeitos aleatórios (EA). Os conjuntos de observações não apresentaram omissões de dados, ou seja, o número de observações é o mesmo para todas as empresas investigadas. São apresentadas, a seguir, as tabelas comparativas entre os modelos para cada variável dependente e os respectivos comentários alusivos aos testes.

4.2 Resultados dos Testes 30 Dias Antes da Divulgação

A Tabela 2 reporta os testes realizados alusivos ao comportamento dos preços das ações trinta dias antes da divulgação do Ebitda e do LPA.

Tabela 2 – Resultados dos testes referentes à cotação da ação 30 dias antes da divulgação

		<i>Pooled</i>	Efeito Fixo	Efeito Aleatório	
Variáveis	Ebitda	Coefficiente	0,0946***	0,06626***	0,06969***
		Desvio Padrão	0,01746**	0,03885**	0,03573**
		<i>t</i>	5,42***	1,71**	1,95**
		P> z	0*	0,089***	0,051**
	LPA	Coefficiente	0,09579***	0,05629***	0,05726***
		Desvio Padrão	0,01746**	0,01593**	0,0158**
		<i>t</i>	5,48***	3,53**	3,62**
		P> z	0*	0*	0*
Constante	Coefficiente	2,6908	3,26455	3,18966	
	Desvio Padrão	0,39692	0,87191	0,92956	
	<i>t</i>	6,78***	3,74**	3,43**	
	P> z	0*	0*	0,001*	
R-quadrado	Within (dentro)	-	0,0621	0,0621	
	Between (entre)	-	0,3302	0,3236	
	Overall (geral)	0,1608	0,1591	0,1584	
Correlação dos erros MEF	corr (u _i , X _b)	-	0,2412	0*	
Teste <i>F</i>	F (2,262)	25,58	8,68	-	
	Prob > F	0*	0,0002*	-	
Teste de Chow	F (5,262)	-	31,29	-	
	Estatística <i>F</i> : u _i = 0	-	0*	-	
	Wald chi2	-	-	18,73	
	Prob > F	-	-	0,0001*	
Erro padrão	Sigma_u	-	1,0666	1,15209	
	Sigma_e	-	1,2381	1,2381	
	rho	-	0,426	0,46406	
	Ramsey	F (3, 264)	5,42	-	
		Prob > F	0,0012*	-	
Testes para verificar a adequação dos modelos	Hausman	Chi2 (2)	0,78		
		Prob>chi2	0,6765***		
	LM Breusch-Pagan ⁽¹⁾	Chibar2 (01)	693,84		
		Prob>chibar2	0*		
	LM Breusch-Pagan ⁽²⁾	Chi2 (15)	155,014		
	Pr	0*			
	Wald	Chi2 (6)	378,77		
		Prob>chi2	0*		

Fonte: Dados da pesquisa (2019).

Notas: Nível de significância: *: Significativo a 1%; ** Significativo a 5%; *** Significativo a 10%.

⁽¹⁾ Teste Multiplicador de Lagrange de Breusch-Pagan de efeitos aleatórios; ⁽²⁾ Teste de Lagrange Breusch-Pagan de dependência transversal.

Inicialmente, observa-se que a distribuição dos valores em torno da média, ou seja, o desvio padrão das variáveis independentes são bem similares entre os modelos de efeito fixo (0,03885 e 0,01593) e aleatório (0,03573 e 0,0158), porém substancialmente diferente para o modelo *pooled* (0,0174611 e 0,0174693). No geral, os dados são homogêneos para LPA e relativamente dispersos para o Ebitda, simplesmente porque os valores absolutos do Ebitda apresentam discrepâncias significativas, em virtude do faturamento, resultado financeiro e tamanho de cada empresa investigada.

Do mesmo modo, o R-quadrado tem coeficientes bem semelhantes entre as regressões estimadas por efeito fixo e efeito aleatório, sendo que os diferentes valores do R-quadrado indicam como o modelo se ajusta dentro das empresas (*Within* = 0,0621), entre as empresas (*Between* = 0,3302 e 0,3236) e no geral (*Overall* = 0,1608, 0,1591 e 0,1584). No geral, o modelo *pooled* apresenta um R-quadrado substancialmente melhor que os demais, logo, o Ebitda e LPA explicam 16% da variação no preço da ação trinta dias antes da publicação.

Em seguida, verificou-se a dependência transversal através do teste de Lagrange de Breusch-Pagan, cujo resultado evidenciou que os coeficientes são independentes ($Pr = 0,00$). Também foi investigada a presença de heteroscedasticidade em grupo de efeito fixo através do teste de Wald, onde se rejeitou a hipótese nula de ausência de heteroscedasticidade com 1% de significância. Como o p-valor (0,0000) é menor que alfa ($\alpha = 0,05$), o modelo de efeito fixo apresenta resíduos com altos coeficientes para algumas observações, ou seja, tem problemas de heteroscedasticidade.

Diante de resultados muito similares, realizou-se uma bateria de teste para identificar o melhor modelo de dados em painel. Na sequência, foi empregado o teste de Ramsey para decidir entre os modelos *pooled* e efeito fixo, com um nível de significância de 1% ($Prob > F 0,0012$), a hipótese nula de que os estimadores *pooled* é o melhor modelo, é rejeitada. Corroborando com o teste de Ramsey, a estatística *F* do teste de Chow indica que o modelo de efeito fixo é melhor que *pooled* com uma significância inferior a 1% ($Prob > F 0,0000$).

Quanto à escolha entre os modelos *pooled versus* efeito aleatório, aplicou-se teste Multiplicador de Lagrange de Breusch-Pagan, o qual testou a hipótese de que não há efeitos aleatórios nos estimadores (GUJARATI; PORTER, 2011). Como tal, os resultados indicam um p-valor próximo de zero ($<0,00$), ou seja, os estimadores apresentam efeitos aleatórios. Logo, a hipótese alternativa é aceita, indicando que o modelo aleatório é mais apropriado que uma regressão convencional (*pooled*).

Complementando a aceitação da hipótese de que o efeito aleatório é o melhor modelo, o teste de Hausman não rejeita a hipótese nula, sob a premissa de que o valor estimado para 2 graus de liberdade não tem diferenças não sistemáticas ou significativas; visto que, quando a hipótese nula é verdadeira, a probabilidade de obter um valor de qui-quadrado é em média 0,6765. Como tal, o modelo que melhor se ajusta é o de efeitos aleatórios.

Em síntese, ao analisar os resultados obtidos pela aplicação da regressão estimada através de efeitos aleatórios, observa-se que o modelo é capaz de explicar 15,84% no geral e 32,36% entre as empresas, da variação no preço da ação em função da publicação do Ebitda e LPA trinta dias antes da divulgação.

Os resultados do teste *t* permitem estatisticamente aceitar integralmente a primeira hipótese (H_1) para o LPA ($>3,62$) e rejeitar parcialmente a mesma hipótese para Ebitda ($=1,95$). Corroborando com esses resultados, os p-valores bicaudais do teste *t* ($P > |z|$) rejeita a hipótese de que a divulgação do Ebitda influencia o comportamento dos preços das ações trinta dias antes de o evento ocorrer e aceita a mesma hipótese para o LPA. Logo pela análise dos coeficientes, os resultados indicam que, aumentando uma unidade no Ebitda, o preço da ação sobe proporcionalmente 6,9%, enquanto que o mesmo acréscimo no LPA provoca uma valorização de apenas 5,7%.

4.3 Resultados dos Testes 1 Dia Antes da Divulgação

Em continuidade, são apresentados na Tabela 3 os resultados dos testes realizados atinentes à variação do preço da ação um dia antes da divulgação do Ebitda e LPA.

Tabela 3 – Resultados dos testes referentes à cotação da ação 1 dia antes da divulgação

		<i>Pooled</i>	Efeito Fixo	Efeito Aleatório	
Variáveis	Ebitda	Coefficiente	0,09356***	0,06793***	0,07075***
		Desvio Padrão	0,01741**	0,03841**	0,03543**
		<i>t</i>	5,37***	1,77**	2**
	LPA	P> z	0*	0,078***	0,046**
		Coefficiente	0,09403***	0,05327***	0,05428***
		Desvio Padrão	0,01742**	0,01575**	0,01562**
	<i>t</i>	5,4***	3,38**	3,47**	
	P> z	0*	0,001*	0,001*	
	Constante	Coefficiente	2,71278***	3,22422***	3,16286***
Desvio Padrão		0,39588**	0,86208***	0,9259***	
<i>t</i>		6,85	3,74	3,42	
P> z		0*	0*	0,001*	
R-quadrado	Within (dentro)	-	0,0592	0,0592	
	Between (entre)	-	0,3087	0,3045	
	Overall (geral)	0,1575	0,1543	0,1537	
Correlação dos erros MEF	corr (u _i , X _b)	-	0,2277	0*	
Teste F	F (2,262)	24,97	8,25	-	
	Prob > F	0*	0,0003*	-	
Teste de Chow	F (5,262)	-	32,76	-	
	Estatística F: u _i = 0	-	0*	-	
	Wald chi2	-	-	17,82	
	Prob > F	-	-	0,0001*	
Erro padrão	Sigma_u	-	1,07795	1,16226	
	Sigma_e	-	1,22414	1,22414	
	rho	-	0,43675	0,47408	
Ramsey	F (3, 264)	5,22	-	-	
	Prob > F	0,0016*	-	-	
Hausman	Chi2 (2)		0,79		
	Prob>chi2		0,6742***		
LM Breusch-Pagan ⁽¹⁾	Chibar2 (01)		736,22		
	Prob>chibar2		0*		
LM Breusch-Pagan ⁽²⁾	Chi2 (15)		155,254		
	Pr		0*		
Wald	Chi2 (6)		319,81		
	Prob>chi2		0*		

Fonte: Dados da pesquisa (2019).

Notas: Nível de significância: *: Significativo a 1%; ** Significativo a 5%; *** Significativo a 10%.

⁽¹⁾ Teste Multiplicador de Lagrange de Breusch-Pagan de efeitos aleatórios; ⁽²⁾ Teste de Lagrange Breusch-Pagan de dependência transversal.

A princípio, o desvio padrão do Ebitda tem um comportamento relativamente disperso e moderadamente diferente entre os efeitos fixo e aleatório, porquanto o modelo *pooled* apesar de apresentar dados mais homogêneos, apresenta um desvio padrão substancialmente discrepante. Entretanto, analisando o desvio padrão em torno da média para o LPA, nota-se que os dados são: (i) homogêneos; (ii) similares para os modelos de efeito fixo e de efeito aleatório; e (iii) moderadamente diferente para o modelo *pooled*.

Os valores do R-quadrado para os testes 1 dia antes da divulgação para os três modelos: *pooled*, efeito fixo e efeito aleatório são relativamente próximos. No entanto, vale destacar que o R-quadrado tem um poder de explicação entre 15,37% e 15,75% para o modelo no geral, dentre as empresas de 5,92% e entre as empresas acima de 30%.

O teste de Lagrange de Breusch-Pagan aplicado para verificar a dependência transversal, reportou um coeficiente próximo de zero ($Pr = 0,00$), isso significa que o modelo não sofre de dependência transversal. No entanto, o teste de Wald rejeitou a hipótese pertinente à verificação da ausência de heteroscedasticidade com 1% de significância. Como o p-valor (0,0000) é menor que alfa ($\alpha = 0,05$), o modelo de efeito fixo apresenta resíduos com altos coeficientes para algumas observações, ou seja, tem problemas de heteroscedasticidade.

A verificação entre os modelos *pooled* e efeito fixo que melhor se ajusta aos dados, foi fundamentada em dois testes: (i) Teste de Ramsey que rejeitou a hipótese nula de que *pooled* é o melhor modelo com um nível de significância de 1% ($Prob > F 0,0016$); e (ii) Teste de Chow cujo resultado da estatística F reafirma que *pooled* não é o melhor modelo. E quanto à análise entre *pooled* e efeito aleatório, o teste do Multiplicador de Lagrange de Breusch-Pagan obteve p-valores muito próximos de zero ($<0,000$) fortalecendo a escolha do modelo de efeito aleatório.

Corroborando os resultados do Teste Multiplicador de Lagrange de Breusch-Pagan, o teste de Hausman rejeita a hipótese de que o efeito fixo se ajusta melhor aos dados. Com valores estimados para 2 graus de liberdade, o teste não apresenta diferenças significativas, logo, sendo a hipótese nula verdadeira, a probabilidade de obter um valor de qui-quadrado é em média 0,67422.

No geral, os resultados obtidos pelo modelo de efeito aleatório explicam 15,37% da variação no preço um dia antes da publicação do Ebitda e LPA. Os resultados do teste t permitem aceitar a segunda hipótese (H_2) tanto para o Ebitda (2,00) quanto para LPA ($>3,47$). Já os p-valores bicaudais ($P > |z|$) rejeitam a segunda hipótese em relação à influência do Ebitda nos preços das ações e aceita a H_2 concernente ao impacto do LPA no valor da ação. Segundo os coeficientes, o preço da ação sobe 7% e 5,4% a cada aumento para uma unidade tanto no Ebitda quanto no LPA, respectivamente.

4.4 Resultados dos Testes no Dia da Divulgação

Do mesmo modo, a Tabela 4 reporta os resultados dos testes relativos às cotações analisadas no dia da divulgação. Em termos gerais, a distribuição dos valores em torno da média tem similares entre os modelos de efeito fixo (0,0382 e 0,01567) e aleatório (0,03527 e 0,01554), contudo difere substancialmente do modelo *pooled* (0,01737 e 0,01738). Sendo assim, vale dizer que os dados são homogêneos para LPA e relativamente dispersos para Ebitda. Quanto ao poder de explicação, os valores do R-quadrado demonstram que a capacidade dos modelos em explicar o impacto no preço da ação no dia da divulgação ficam entre 15,17% e 15,7% no critério geral, 5,81% dentre as empresas e 29,5% entre as empresas.

Em seguida, os dados foram validados pelos testes de: (i) Lagrange Breusch-Pagan que não encontrou dependência transversal; e (ii) Wald que aponta problema de heteroscedasticidade para o modelo de efeito fixo, visto que, sendo o p-valor (0,0000) menor que alfa ($\alpha = 0,05$), as estimações apresentam resíduos com altos coeficientes para algumas observações, ou seja, rejeita a hipótese nula do teste em detrimento da ausência de heteroscedasticidade com 1% de significância.

Como tal, a verificação entre os modelos *pooled* e efeito fixo, baseou-se nos testes de: (i) Ramsey que rejeitou a hipótese nula de que *pooled* é o melhor modelo a um nível de significância de 1% ($Prob > F 0,0027$); e (ii) Chow cujo resultado da estatística F corrobora com o teste anterior, confirmando que *pooled* não é o melhor modelo.

A escolha entre *pooled* e efeito aleatório, foi suportada pelos testes de: (i) Multiplicador de Lagrange de Breusch-Pagan que obteve p-valores muito próximos de zero ($<0,000$); e (ii) Hausman que

rejeitou a hipótese de que o efeito fixo se ajusta melhor aos dados, com os valores estimados para 2 graus de liberdade, o teste não apresenta diferenças significativas e, sendo a hipótese nula verdadeira, a probabilidade de obter um valor de qui-quadrado é em média 0,6683. Logo o modelo que melhor se ajusta aos dados é o de efeito aleatório.

Tabela 4 – Resultados dos testes referentes à cotação da ação no dia da divulgação

		<i>Pooled</i>	Efeito Fixo	Efeito Aleatório	
Variáveis	Ebitda	Coeficiente	0,09364***	0,07051***	0,07287***
		Desvio Padrão	0,01737**	0,0382**	0,03527**
		<i>t</i>	5,39	1,85	2,07
		P> z	0*	0,066***	0,039**
	LPA	Coeficiente	0,09314***	0,05154**	0,0526***
		Desvio Padrão	0,01738**	0,01567**	0,01554**
		<i>t</i>	5,36	3,29	3,38
		P> z	0*	0,001*	0,001*
Constante	Coeficiente	2,70842	3,16289	3,11185	
	Desvio Padrão	0,395	0,85747	0,9227	
	<i>t</i>	6,86	3,69	3,37	
	P> z	0*	0*	0,001*	
R-quadrado	Within (dentro)	-	0,0581	0,0581	
	Between (entre)	-	0,2958	0,2935	
	Overall (geral)	0,157	0,1521	0,1517	
Correlação dos erros MEF	corr (u _i , X _b)	-	0,2147	0	
Teste <i>F</i>	F (2,262)	24,86	8,09	-	
	Prob > F	0*	0,0004*	-	
Teste de Chow Estatística <i>F</i> : u _i = 0	F (5,262)	-	33,29	-	
	Prob > F	-	0*	-	
	Wald chi2	-	-	17,5	
	Prob > F	-	-	0,0002*	
Erro padrão	Sigma _u		1,0803	1,16188	
	Sigma _e		1,2176	1,2176	
	rho		0,44046	0,47659	
Ramsey	F (3, 264)	4,84	-	-	
	Prob > F	0,0027*	-	-	
Hausman	Chi2 (2)		0,81		
	Prob>chi2		0,6683***		
LM Breusch-Pagan ⁽¹⁾	Chibar2 (01)		750,78		
	Prob>chibar2		0*		
LM Breusch-Pagan ⁽²⁾	Chi2 (15)		154,43		
	Pr		0*		
Wald	Chi2 (6)		328,66		
	Prob>chi2		0*		

Fonte: Dados da pesquisa (2019).

Notas: Nível de significância: * Significativo a 1%; ** Significativo a 5%; *** Significativo a 10%.

⁽¹⁾ Teste Multiplicador de Lagrange de Breusch-Pagan de efeitos aleatórios; ⁽²⁾ Teste de Lagrange Breusch-Pagan de dependência transversal.

De modo geral, destacam-se os resultados obtidos pelos estimadores de efeito aleatório, visto que, segundo o teste de Hausman, que é o modelo que melhor se ajusta aos dados. Em suma, segundo o R-quadrado o modelo explica 15,17% da variação do preço da ação no dia da divulgação do Ebitda e LPA. Sendo que, pelos resultados do teste *t*, aceita-se a terceira hipótese (H_3) da pesquisa integralmente. Contudo, os p-valores bicaudais ($P > |z|$) rejeitam a terceira hipótese da pesquisa em relação à influência do Ebitda nos preços no dia da publicação e aceitam a H_3 concernente ao impacto do LPA no valor da ação. Além do mais, pela análise dos coeficientes, observa-se que o preço da ação sobe 7,2% e 5,2% a cada aumento para uma unidade tanto no Ebitda quanto no LPA, respectivamente.

4.5 Resultados dos Testes 1 Dia após a Divulgação

A Tabela 5 reporta os testes alusivos ao comportamento dos preços das ações um dia após a divulgação do Ebitda e do LPA.

Tabela 5 – Resultados dos testes referentes à cotação da ação 1 dia após a divulgação

		<i>Pooled</i>	Efeito Fixo	Efeito Aleatório	
Variáveis	Ebitda	Coefficiente	0,09655***	0,07325***	0,07568***
		Desvio Padrão	0,01736**	0,03828**	0,03536**
		<i>t</i>	5,56	1,91	2,14
		$P > z $	0*	0,057**	0,032**
	LPA	Coefficiente	0,09305***	0,05331***	0,05429***
		Desvio Padrão	0,01737**	0,0157**	0,01557**
		<i>t</i>	5,36	3,39	3,49
		$P > z $	0*	0,001***	0*
Constante	Coefficiente	2,63	3,09115	3,0384	
	Desvio Padrão	0,39477	0,85925	0,92606	
	<i>t</i>	6,66	3,6	3,28	
	$P > z $	0*	0*	0,001*	
R-quadrado	Within (dentro)	-	0,0619	0,0619	
	Between (entre)	-	0,3019	0,2994	
	Overall (geral)	0,1612	0,157	0,1566	
Correlação dos erros MEF	corr (u_i, X_b)	-	0,2114	0*	
Teste <i>F</i>	F (2,262)	25,66	8,64	-	
	Prob > F	0*	0,0002*	-	
Teste de Chow Estatística <i>F</i> : $u_i = 0$	F (5,262)	-	32,84	-	
	Prob > F	-	0*	-	
Erro padrão	Wald chi2	-	-	18,64	
	Prob > F	-	-	0,0001*	
	Sigma_u	-	1,07324	1,16994	
	Sigma_e	-	1,22012	1,22012	
	rho	-	0,43621	0,47901	
Ramsey	F (3, 264)	4,86	-	-	
	Prob > F	0,0026*	-	-	
Hausman	Chi2 (2)		0,7		
	Prob>chi2		0,7052***		
LM Breusch-Pagan ⁽¹⁾	Chibar2 (01)		743,08		
	Prob>chibar2		0*		
LM Breusch-Pagan ⁽²⁾	Chi2 (15)		152,792		
	Pr		0*		
Wald	Chi2 (6)		343,54		
	Prob>chi2		0*		

Fonte: Dados da pesquisa (2019).

Notas: Nível de significância: *: Significativo a 1%; ** Significativo a 5%; *** Significativo a 10%.

⁽¹⁾ Teste Multiplicador de Lagrange de Breusch-Pagan de efeitos aleatórios; ⁽²⁾ Teste de Lagrange Breusch-Pagan de dependência transversal.

De início, observa-se que a distribuição dos valores em torno da média é relativamente diferente entre os modelos (0,01736, 0,03828 e 0,03536) para a variável Ebitda, isso acontece em virtude das discrepâncias dos valores divulgados pelos grandes *players* em detrimento das empresas menores.

Semelhantemente, o desvio padrão da variável LPA apresenta pequenas diferenças entre os modelos *pooled* (0,01737), efeito fixo (0,0157) e aleatório (0,01557), contudo, assim como nos testes anteriores, a variável LPA tem dados mais homogêneos em comparação com o Ebitda. O poder de explicação segundo os valores do R-quadrado demonstra que a capacidade dos modelos em explicar o impacto no preço da ação um dia após a divulgação fica entre 15,66% e 16,12% no critério geral, 6,19% dentre as empresas e >29,94% entre as empresas.

Para validar os dados, empregaram-se os testes de: (i) Lagrange de Breusch-Pagan que não encontrou dependência transversal; e (ii) Wald que apontou problema de heteroscedasticidade para o modelo de efeito fixo, visto que, sendo o p-valor (0,0000) menor que alfa ($\alpha = 0,05$), as estimações apresentam resíduos com altos coeficientes para algumas observações, ou seja, rejeita-se a hipótese nula do teste em detrimento da ausência de heteroscedasticidade com 1% de significância.

A verificação para decidir entre os modelos *pooled* e efeito fixo, baseou-se nos testes de: (i) Ramsey que rejeitou a hipótese nula de que *pooled* é o melhor modelo a um nível de significância de 1% ($\text{Prob} > F 0,0026$); e (ii) Chow cujo resultado da estatística *F* corrobora com o teste anterior, confirmando que *pooled* não é o melhor modelo.

Além disso, a escolha entre *pooled* e efeito aleatório, foi sustentada pelos testes de: (i) Multiplicador de Lagrange de Breusch-Pagan que obteve p-valores muito próximos de zero ($<0,000$); e (ii) Hausman que rejeitou a hipótese de que o efeito fixo se ajusta melhor aos dados, com os valores estimados para 2 graus de liberdade, o teste não apresenta diferenças significativas e, sendo a hipótese nula verdadeira, a probabilidade de obter um valor de qui-quadrado é em média 0,7052. Sendo assim, o modelo que se ajusta melhor aos dados é o de efeito aleatório.

Desse modo, importa sintetizar apenas os resultados relativos aos estimadores de efeito aleatório, conforme fundamenta o teste de Hausman. Em linhas gerais, o R-quadrado do modelo explica 15,66% da variação do preço da ação um dia após a publicação do Ebitda e LPA. Visto que, pela análise dos coeficientes, o aumento de uma unidade no Ebitda e no LPA provoca um aumento nos preços das ações de 7,5% e 5,4% respectivamente.

Outrossim, os resultados do teste *t* aceitam a quarta hipótese (H_4) da pesquisa integralmente. Contudo, os p-valores bicaudais ($P > |z|$) rejeitam essa mesma hipótese apenas em relação à influência do Ebitda nos preços um dia após a publicação e aceitam a H_4 concernente ao impacto do LPA no valor da ação.

4.6 Resultados dos Testes 30 Dias Após a Divulgação

Os testes com os modelos *pooled*, efeito fixo e efeito aleatório, pertinente à análise do comportamento da ação trinta dias após a publicação das demonstrações contábeis contendo as variáveis Ebitda e LPA são reportados na Tabela 6. Na sequência, são reportados os comentários dos respectivos testes de validação e escolha do modelo que melhor se ajusta aos dados.

Inicialmente, vale destacar que as distribuições dos valores referentes ao Ebitda em torno da média se comportam substancialmente diferentes para os três modelos: *pooled* (0,01748), efeito fixo (0,0388) e efeito aleatório (0,03578), bem como, para a segunda variável (LPA), sendo: 0,01749, 0,01591 e 0,01577 respectivamente. Deste modo, nota-se que o comportamento dos dados é homogêneo para LPA e relativamente disperso para Ebitda. No que tange aos valores do R-quadrado, os modelos têm um poder

de explicação bem semelhantes entre si, cuja capacidade de justificar o impacto no preço da ação trinta dias após a publicação fica entre 15,34% e 15,76% no critério geral, 6,25% dentre as empresas e >29,6% entre as empresas.

Tabela 6 – Resultados dos testes referentes à cotação da ação 30 dias após a divulgação

			<i>Pooled</i>	Efeito Fixo	Efeito Aleatório
Variáveis	Ebitda	Coefficiente	0,0949***	0,07295***	0,07524***
		Desvio Padrão	0,01748**	0,0388**	0,03578**
		<i>t</i>	5,43	1,88	2,1
		P> z	0*	0,061***	0,035**
	LPA	Coefficiente	0,09344***	0,0548***	0,05579***
		Desvio Padrão	0,01749**	0,01591**	0,01577**
		<i>t</i>	5,34	3,44	3,54
		P> z	0*	0,001*	0*
Constante	Coefficiente	2,6746	3,1072	3,0576	
	Desvio Padrão	0,39741	0,87079	0,93476	
	<i>t</i>	6,73	3,57	3,27	
	P> z	0*	0*	0,001*	
R-quadrado	Within (dentro)	-	0,0625	0,0625	
	Between (entre)	-	0,2983	0,2961	
	Overall (geral)	0,1576	0,1538	0,1534	
Correlação dos erros MEF	corr (u _i , X _b)	-	0,2056	0*	
Teste <i>F</i>	F (2,262)	24,97	8,74	-	
	Prob > F	0*	0,0002*	-	
Teste de Chow Estatística <i>F</i> : u _i = 0	F (5,262)	-	31,71	-	
	Prob > F	-	0*	-	
Erro padrão	Wald chi2	-	-	18,81	
	Prob > F	-	-	0,0001*	
	Sigma_u	-	1,06697	1,17324	
	Sigma_e	-	1,23651	1,23651	
	rho	-	0,42679	0,47376	
Ramsey	F (3, 264)	4,8	-	-	
	Prob > F	0,0028*	-	-	
Hausman	Chi2 (2)		0,64		
	Prob>chi2		0,7266***		
LM Breusch-Pagan ⁽¹⁾	Chibar2 (01)		713,16		
	Prob>chibar2		0*		
LM Breusch-Pagan ⁽²⁾	Chi2 (15)		147,575		
	Pr		0*		
Wald	Chi2 (6)		343,54		
	Prob>chi2		0*		

Fonte: Dados da pesquisa (2019).

Notas: Nível de significância: *. Significativo a 1%; ** Significativo a 5%; *** Significativo a 10%.

⁽¹⁾ Teste Multiplicador de Lagrange de Breusch-Pagan de efeitos aleatórios; ⁽²⁾ Teste de Lagrange Breusch-Pagan de dependência transversal.

Os testes executados para validar o banco de dados mais adequado ao modelo foram: (i) Teste de Lagrange de Breusch-Pagan que não encontrou dependência transversal; e (ii) Teste de Wald que aponta problema de heteroscedasticidade para o modelo de efeito fixo, visto que, sendo o p-valor (0,0000) menor que alfa ($\alpha = 0,05$), as estimações apresentam resíduos com altos coeficientes para algumas observações, ou seja, rejeita-se a hipótese nula do teste em detrimento da ausência de heteroscedasticidade com 1% de significância.

Por extensão, a verificação entre os modelos *pooled* e efeito fixo, baseou-se nos testes de: (i) Ramsey que rejeitou a hipótese nula de que *pooled* é o melhor modelo a um nível de significância de 1% ($\text{Prob} > F 0,0028$); e (ii) Chow cujo resultado da estatística *F* corrobora com o teste anterior, confirmando que *pooled* não é o modelo, mas adequado.

Quanto à escolha entre *pooled* e efeito aleatório, executaram-se os testes de: (i) Multiplicador de Lagrange de Breusch-Pagan que obteve p-valores muito próximos de zero ($<0,000$); e (ii) Hausman que rejeitou a hipótese de que o efeito fixo se ajusta melhor aos dados, com os valores estimados para 2 graus de liberdade, o teste não apresenta diferenças significativas e, sendo a hipótese nula verdadeira, a probabilidade de obter um valor de qui-quadrado é em média 0,7266. Deste modo, o modelo que melhor se ajusta aos dados é o de efeito aleatório.

Em suma, importa comentar apenas os resultados obtidos pelo modelo de efeito aleatório, ao passo que o teste de Hausman indicou esse modelo como o mais adequado para explicar os dados. Observando o R-quadrado, nota-se que o modelo explica apenas 15,34% da variação do preço da ação trinta dias após a vinculação pública do Ebitda e LPA. Sobretudo, os resultados do teste *t* aceitam a quinta hipótese (H_5) da pesquisa integralmente. Contudo, os p-valores bicaudais ($P > |z|$) rejeitam a hipótese no que concerne à influência do Ebitda nos preços trinta dias após a publicação e aceita a H_5 no que tange à influência do LPA no valor da ação. Por conseguinte, os coeficientes indicam que aumentando o Ebitda e o LPA, os preços das ações aumentam em 7,5% e 5,5% respectivamente.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O presente estudo buscou entender o comportamento dos preços das ações a partir da divulgação do Ebitda e do Lucro por Ação no segmento de carnes e derivados em cinco momentos diferentes, pelo fato de que é um segmento relevante para a economia nacional, e que nos últimos anos cresceu em uma velocidade sem precedentes, comunicando toda essa potencialidade através de suas demonstrações contábeis e dos indicadores de *performance* operacional, o que, por sua vez, pode influenciar os preços das ações.

Para tanto, se utilizou do método de dados em painel com estimadores de Mínimos Quadrados Generalizados (MQG) de efeito aleatório, pela sua robustez e vantagens em detrimento de outros métodos. E como medidas estatísticas, foram definidas cinco hipóteses afirmativas relacionadas à influência nos preços com a divulgação do Ebitda e LPA.

Em termos gerais, foram aceitas estatisticamente as hipóteses alusivas à divulgação do Ebitda e LPA pelo critério do teste *t*. Os resultados demonstrados pelos testes evidenciam que a divulgação é capaz de influenciar ligeiramente o comportamento dos preços em uma maior proporção para o Ebitda e menor para o LPA respectivamente. Além do fato de que o mercado reage prefixando melhor os preços antes da divulgação do LPA em comparação ao Ebitda, e moderadamente melhor para ambos os indicadores, após a publicação.

Os resultados estão consistentes com a literatura existente sobre conteúdo informacional das divulgações contábeis. Porém, o fato de a divulgação do Ebitda e do LPA impactarem nos preços das ações não significa que o investidor poderá ter lucros anormais, sobretudo a pesquisa revela que essa influência é extremamente baixa, não superando a casa dos 10%. Portanto, segundo trabalhos anteriores, isso ocorre porque as publicações que anunciam lucros não são incorporadas imediatamente aos preços, por razões ligadas ao tipo e à forma de mercado e também à capacidade do investidor em entender as publicações com certo grau de complexidade, o que, por sua vez, acaba direcionando seu foco para subconjuntos de informações, não explorando todo o potencial das demonstrações contábeis.

Como tal, esse estudo contribui para a aumentar a discussão da relevância de indicadores econômicos e da informação contábil. Além disso, o trabalho foi desenvolvido com base em fundamentos das áreas de finanças e contabilidade, promovendo a discussão de construtos teóricos e da legislação que

disciplina a divulgação de indicadores como Ebitda para o mercado de capitais brasileiro. Em linhas gerais, a pesquisa revela que divulgação do Ebitda e do LPA influencia os preços das ações do segmento de carnes e derivados, porém em percentuais muito baixos.

Logo, ao analisar os dados individualmente, constata-se uma valorização muito melhor nos preços das ações antes mesmo da divulgação dos indicadores das informações contábeis. Isso revela que, o mercado é muito mais dinâmico em comparação com a divulgação de informações correspondentes ao desempenho financeiro das empresas com ações negociadas em bolsa. Buscando informações relacionadas ao futuro das companhias de maneira proativa e tempestiva, ou seja, o mercado é capaz de projetar os próprios resultados dessa empresa, de maneira proforma, ajustando o preço da ação, no momento da divulgação das informações contábil-financeiras.

Desse modo, abrem-se oportunidades para pesquisas futuras, como: (i) comparar a influência do Ebitda entre outros segmentos, buscando identificar em qual segmento o indicador é relevante e tem um maior poder de impactar nos preços das ações; (ii) inserir variáveis que evidenciem as características de cada empresa e como ocorre essa divulgação para aproveitar toda a capacidade do método de dados em painel; e (iii) investigar o comportamento dos preços das ações, adotando modelos de previsões da expectativa de lucros futuros e cruzando com os lucros realizados, pois como é de conhecimento, o mercado é capaz de antecipar resultados futuros, mediante informações rotineiras divulgadas o tempo todo.

REFERÊNCIAS

ARAÚJO, R. C. da C.; MACHADO, M. A. V. Book-to-Market Ratio, return on equity and Brazilian Stock Returns. **RAUSP Management Journal**, v. 53, n. 3, p. 324-344, 2018.

ARONSON, B. E. **A reassessment of Japan's big bang financial regulatory reform**. Institute for Monetary and Economic Studies, Bank of Japan, 2011. Disponível em: <http://www.imes.boj.or.jp/research/papers/english/11-E-19.pdf>. Acesso em: 20 ago. 2022.

BALL, R. International Financial Reporting Standards (IFRS): pros and cons for investors. **Accounting and Business Research**, [S.l.], v. 36, n. sup1, p. 5-27, 2006.

BALL, R.; BROWN, P. An empirical evaluation of accounting income numbers. **Journal of accounting research**, p. 159-178, 1968.

BALTAGI, B. **Econometric analysis of panel data**. John Wiley & Sons, 2008.

BEAVER, W. H. The information content of annual earnings announcements. **Journal of accounting research**, p. 67-92, 1968.

BEAVER, W. H.; CLARKE, R.; WRIGHT, W. F. The association between unsystematic security returns and the magnitude of earnings forecast errors. **Journal of Accounting Research**, Chicago, v. 17, n. 2, p. 316-340, 1979.

BUTLER, S. **O efeito do lucro por ação sobre o preço das ações no mercado de capitais brasileiro**. Dissertação (Mestrado Profissional em Economia), Faculdade de Economia e Finanças IBMEC, Rio de Janeiro, 2013.

CALEMAN, S. M. de Q.; CUNHA, C. F. da. Estrutura e conduta da agroindústria exportadora de carne bovina no Brasil. **Organizações Rurais & Agroindustriais**, v. 13, n. 1, p. 93-108, 2011.

COSTA JÚNIOR, N. C. A.; NEVES, M. B. Variáveis fundamentalistas e os retornos das ações. **Revista Brasileira de Economia**, v. 54, n. 1, p. 123-137, 2000.

CRESWELL, J. W. **Projeto de pesquisa**. Porto Alegre: Artmed, 2010.

DAS, N.; PATTANAYAK, J. K. Factors affecting market price of SENSEX shares. **The ICFAI Journal of Applied Finance**, v. 13, n. 8, p. 33-51, 2009.

DYCKMAN, T.; MORSE, D. **Efficient Capital Markets and Accounting: a critical analysis**. 2. ed. Englewood Cliffs: Prentice Hall, 1986.

DYE, R. A. An evaluation of “essays on disclosure” and the disclosure literature in accounting. **Journal of Accounting and Economics**, v. 32, n. 1-3, p. 181-235, 2001.

FAMA, E. F. Efficient capital markets: A review of theory and empirical work. **The journal of Finance**, v. 25, n. 2, p. 383-417, 1970.

FAMA, E. F. The behavior of stock-market prices. **The journal of Business**, v. 38, n. 1, p. 34-105, 1965.

FREES, E. W. et al. **Longitudinal and panel data: analysis and applications in the social sciences**. Cambridge University Press, 2004.

GALDI, F. C; LOPES, A. B. Relação de longo prazo e causalidade entre o lucro contábil e o preço das ações: evidências do mercado latino-americano. **Revista de Administração-RAUSP**, v. 43, n. 2, p. 186-201, 2008.

GREENE, W. H. **Econometric analysis**. Pearson Education India, 2003.

GOLDSTEIN, I.; YANG, L. Information disclosure in financial markets. **Annual Review of Financial Economics**, v. 9, p. 101-125, 2017.

GOMES E SILVA, A. M. et al. Análise da relação entre o preço das ações na bolsa de valores e indicadores contábeis: um estudo aplicado a empresas do setor de energia elétrica. **Revista de Negócios**, Blumenau, v. 14, n. 2, p. 52-70, 2009.

GUJARATI, D. N.; PORTER, D. C. **Econometria Básica**. 5. Ed. Porto Alegre: Amgh Editora, 2011.

GUSMÃO, I. B.; GARCIAS, P. M. Análise dos custos de transação, das oportunidades de arbitragem e da eficiência de mercado nas empresas brasileiras emissoras de ADR. In: CONGRESSO USP DE CONTROLADORIA E CONTABILIDADE, 8., 2008. São Paulo. **Anais...** São Paulo: USP, 2008. p. 125-141.

HEALY, P. M.; PALEPU, K. G. Information asymmetry, corporate disclosure, and the capital markets: a review of the empirical disclosure literature. **Journal of Accounting and Economics**, [S.l.], v. 31, n. 1-3, p. 405-440, 2001.

HENDRIKSEN, E. S.; VAN BREDA, M. F. **Teoria da contabilidade**. Tradução de Antonio Zoratto Sanvincente. São Paulo: Atlas, 1999.

HSIAO, C. Panel data analysis - advantages and challenges. **Test**, [S.l.], v. 16, n. 1, p. 1-22, 2007.

KICH, M. C.; UTZIG, C. R. Análise econômico-financeira das maiores empresas do segmento de carnes e derivados do Brasil listadas na BM&FBovespa. **Revista Borges**, v. 7, n. 1, p. 28-52, 2017.

KOTHARI, S. P. Capital markets research in accounting. **Journal of accounting and economics**, v. 31, n. 1-3, p. 105-231, 2001.

LEE, C. M. C. Market efficiency and accounting research: a discussion of 'capital market research in accounting' by S.P. Kothari. **Journal of Accounting and Economics**, v. 31, n. 1-3, p. 233-253, 2001.

LEUZ, C.; WYSOCKI, P. **Economic consequences of financial reporting and disclosure regulation: a review and suggestions for future research**. Social Science Research Network, 2008. Disponível em: <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1105398>. Acesso em: 1 ago. 2022.

LOPES, A. B.; MARTINS, E. **Teoria da contabilidade: uma nova abordagem**. São Paulo: Atlas, 2014.

LOPES, D. O.; SALES, A.F. A importância e vantagens da análise do EBITDA para avaliação de ações - estudo de caso na empresa Gol. **Revista Eletrônica Gestão e Negócios**, v. 5, n. 1, p. 1-42, 2014.

MAIGOSHI, Z. S.; LATIF, R. A.; KAMARDIN, H. Change in value-relevance of disclosed RPT across accounting regimes: evidence from Malaysia. **Research in International Business and Finance**, [S.l.], v. 44, p. 422-433, 2018.

MALKIEL, B. G. The efficient market hypothesis and its critics. **Journal of economic perspectives**, v. 17, n. 1, p. 59-82, 2003.

MALTA, T. L.; CAMARGOS, M. A. de. Variáveis da análise fundamentalista e dinâmica e o retorno acionário de empresas brasileiras entre 2007 e 2014. **REGE-Revista de Gestão**, v. 23, n. 1, p. 52-62, 2016.

MINGOTI, S. A. **Análise de dados através de métodos de estatística multivariada: uma abordagem aplicada**. Belo Horizonte: Editora UFMG, 2005.

NAUTIYAL, N.; KAVIDAYAL, P. C. Analysis of institutional factors affecting share prices: the case of national stock exchange. **Global Business Review**, [S.l.], v. 19, n. 3, p. 707-721, 2018.

NG, J. The effect of information quality on liquidity risk. **Journal of Accounting and Economics**, [S.l.], v. 52, n. 2-3, p. 126-143, 2011.

PALEA, V. IAS/IFRS and financial reporting quality: lessons from the European experience. **China Journal of Accounting Research**, Chicago, v. 6, n. 4, p. 247-263, 2013.

PRAZERES, R. V. et al. Análise da relevância da informação contábil: a observação do LL e Ebitda nos subsetores de químicos, siderurgia e metalurgia no período de 2008 a 2012. **Veredas Favip-Revista Eletrônica de Ciências**, Caruru, v. 8, n. 1, p. 79-95, 2015.

RITTA, C. O. et al. Um estudo sobre causalidade entre Ebitda e retorno das ações de empresas brasileiras (2008-2014). **Enfoque: Reflexão Contábil**, São Paulo, v. 36, n. 2, p. 115-130, 2017.

ROSS, S. A.; WESTERFIELD, R. W.; JAFFE, J. **Corporate finance**. 9. ed. New York: McGraw-Hill/Irwin, 2010.

SALOTTI, B. M.; YAMAMOTO, M. M. Ensaio sobre a teoria da divulgação. **BBR-Brazilian Business Review**, Vitória, v. 2, n. 1, p. 53-70, 2005.

SANTOS, E. A.; DA CUNHA, D.; TAFFAREL, M. Influência dos indicadores contábeis no preço das ações: uma análise em empresas brasileiras de telecomunicações. **RACEF - Revista de Administração, Contabilidade e Economia da Fundace**, Ribeirão Preto, v. 8, n. 2, p. 48-60, 2017.

SARLO NETO, A. **A reação dos preços das ações à divulgação dos resultados contábeis: evidências empíricas sobre a capacidade informacional da contabilidade no mercado acionário brasileiro**. 2004. Dissertação (Mestrado em Ciências Contábeis) – Fundação Instituto Capixaba de Pesquisa em Contabilidade, Economia e Finanças, Vitória, 2004.

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

SEHNEM, S. et al. Análise do desempenho de empresas do segmento de carnes e derivados listadas na BM&FBovespa. **Revista Eletrônica de Administração e Turismo-ReAT**, Pelotas, v. 1, n. 1, p. 36-55, 2012.

SHLEIFER, A. **Inefficient markets: An introduction to behavioural finance**. OUP Oxford, 2000.

SHLEIFER, A.; VISHNY, R. W. The limits of arbitrage. **The Journal of Finance**, v. 52, n. 1, p. 35-55, 1997.

SILVA, A. M. G. et al. Análise da relação entre o preço das ações na bolsa de valores e indicadores contábeis: um estudo aplicado a empresas do setor de Energia Elétrica. **Revista de Negócios**, v. 14, n. 2, p. 52-70, 2009.

SILVA, G. C. P. da. **Informação Non-GAAP: evidências do seu *value relevance*, e uma análise do *trade-off* entre oportunismo e eficiência na qualidade do seu reporte**. Dissertação (Mestrado em Ciências Contábeis) – Centro de Ciências Sociais Aplicadas, Universidade Federal da Paraíba, João Pessoa, 2018.

SOUSA, A. M. de et al. Relação entre a variação do preço das ações e indicadores contábeis: estudo nas Metalúrgicas e Siderúrgicas listadas na BM&FBovespa. **Observatorio de la Economía Latinoamericana**, n. 232, 2017.

SPOHR, N.; SILVEIRA, F. F. Estratégia internacional de uma multinacional emergente brasileira: o caso JBS. 2012. **RAE: Revista de Administração de Empresas**, v. 52, n. 3, p. 300-312, 2012.

VERRECCHIA, R. E. Essays on disclosure. **Journal of accounting and economics**, v. 32, n. 1-3, p. 97-180, 2001.

VIEIRA, C. A. M.; GIRÃO, L. F. de A. P. Relevância da instrução CVM 527 para o mercado de capitais: um estudo sobre a padronização do EBITDA pela CVM. **Registro Contábil**, v. 5, n. 2, p. 87-99, 2014.

WOOLDRIDGE, J. M. **Econometric analysis of cross section and panel data**. MIT press, 2010.