

O MODELO MATEMÁTICO EMPÍRICO DE BASU COMO INSTRUMENTO DE ESTIMAÇÃO DE PROTEÇÃO DE INVESTIMENTOS NA BOLSA DE VALORES

José Alfredo Sousa Santana¹

José Roberto Fontoura²

Erivelton Nonato de Santana³

RESUMO

O objetivo dessa pesquisa foi utilizar a IFRS e IDIV para a estimação de proteção para investidores, testando as hipóteses de que, a IFRS aumenta os lucros organizacionais, e com a implementação da variável IDIV – Índice de dividendos e juros sobre capital próprio contida no índice da Bolsa de Valores brasileira, traz uma estimação de proteção para investidores, em função das informações e demonstrações contábeis nos relatórios financeiro-econômico de forma mais fidedigna e padronizada. Com base em M-Regressão Linear Robusto como extensão do modelo de Basu (1997), a metodologia implementada para a coleta de dados foi a seleção de 164 empresas contidas na Bolsa de Valores. Estão contidas no software do Economática para a realização do estudo. O resultado mostra que as hipóteses H1 e H2 no M-Regressão Linear Robusto como extensão no modelo de Basu (1997) foram confirmadas na pesquisa realizada.

PALAVRAS-CHAVE: Modelagem Matemática; Modelo de Basu; Instrumento de Estimação; Proteção de Investimentos; Bolsa de Valores.

1. Introdução

A harmonização contábil traz padronização para todas as organizações que trabalham com publicações de relatórios contábeis e financeiros. Com base em estudos empíricos, existe um elemento que faz parte deste ambiente contábil chamado de conservadorismo que o modelo empírico de Basu (1997) mede e analisa as boas e más notícias para extrair informações que potencializam os lucros organizacionais e o crescimento das empresas.

IFRS (International Financial Reporting Standards) é o relatório com os Padrões Internacionais de Relatórios Financeiros que determinam as regras que os relatórios Financeiros devem ser produzidos, foi criado com o objetivo de padronização nas organização para as suas divulgações contábeis Financeiras.

¹ **Programa de Pós-Graduação:** Programa de Pós Graduação em Educação Matemática - PPGEM; Bacharel em Ciências Contábeis; ID ORCID (0000-0002-4303-795X). E-mail (sousajss@hotmail.br).

² **Programa de Pós-Graduação:** Programa de Pós Graduação em Educação Matemática - PPGEM; Doutor em Difusão do Conhecimento; E-mail (jfontoura@uneb.br).

³ **Programa de Pós-Graduação:** Programa de Pós Graduação em Educação Matemática - PPGEM; Doutor em Letras. E-mail (ensantana@uneb.br).

Considerando o contexto apresentado, este artigo tem como objetivo verificar a extensão do modelo de Basu (1997) testando as hipóteses de que a IFRS colocada no modelo com a harmonização contábil, a IFRS trouxe aumento para os lucros organizacionais e, conseqüentemente, houve proteção para investidores com base na adição da variável IDIV no modelo de Basu (1997), que faz parte do índice da Bolsa de Valores de São Paulo.

Este estudo está sendo realizado porque, na literatura relacionada à temática em questão, pouco se fala sobre proteção para investidores e, muitas vezes, por falta de informação, os investidores podem não ter interesse em investir na Bolsa de Valores. O desdobramento do objetivo geral diz respeito à extensão do modelo matemático de Basu (1997) como instrumento capaz de realizar estimação da IFRS e para proteção de investidores financeiros feitos na Bolsa de Valores Brasileira.

Com o desenvolvimento desta pesquisa, foi possível verificar que a IFRS traz aumento para os lucros organizacionais e também que o índice IDIV é capaz de proporcionar uma estimação de proteção para investidores. Além disso, constatou-se que o modelo de Basu (1997) através de uma regressão robusta é capaz de modelar essas variáveis IFRS e IDIV.

A metodologia implantada envolveu a coleta de dados no software da Economatica que possui todas as informações das 164 empresas estudadas e cotadas na Bolsa de Valores como organizações de capital aberto no período de 2009 a 2012. De acordo com os resultados e conclusão, o modelo de Basu (1997) explica bem a IFRS e estimação de proteção para investidores, tornando-se um instrumento eficiente como extensão para a modelagem das seguintes variáveis: IFRS e IDIV no modelo de Basu (1997).

O artigo é composto pelas seções: Introdução (1), Revisão de Literatura(2) Metodologia do Modelo de Basu(1997), mostrando os detalhes da amostra e variáveis utilizadas e como foram medidas, (3) Modelo de Basu (1997) com o desenvolvimento das Hipóteses H1 e H2, (3.2) Seleção da amostra e coleta de dados, (4) Instrumento e análise de dados com o uso do software R, (5) Considerações Finais e Referências Bibliográficas.

2. Revisão de Literatura

Diante do cenário das Ciências Contábeis, é possível estimar investimentos e ter um conhecimento mínimo de aplicar recursos na Bolsa de Valores e realizar a operações e analise A Contabilidade utilizou também o conhecimento de modelos de regressão para explicar e entender fenômenos de seus comportamentos dentro do ambiente científico. Nesse contexto, insere-se o modelo empírico de Basu (1997), o qual interpretou o conservadorismo contábil como uma regra, denotando a tendência dos contadores a exigir um maior grau de

verificação para reconhecer boas notícias, como ganhos por exemplo, a reconhecer más notícias, como perdas. Esse conservadorismo desenvolvido por Basu (1997), será enfatizado nessa pesquisa.

Tradicionalmente o conservadorismo não antecipa os ganhos, mas antecipa as perdas. O outro tipo de conservadorismo é a subavaliação dos ativos.

Traduzindo os dois tipos de conservadorismo, é possível verificar que tem o conservadorismo condicional que refere-se ao reconhecimento contábil antecipado de perdas econômicas ainda não realizadas à luz de indícios de resultados negativos.

Tradicionalmente o conservadorismo não antecipa os ganhos, mas antecipa as perdas. O outro tipo de conservadorismo é a subavaliação dos ativos.

Traduzindo os dois tipos de conservadorismo, é possível verificar que tem o conservadorismo condicional que refere-se ao reconhecimento contábil antecipado de perdas econômicas ainda não realizadas à luz de indícios de resultados negativos.

O conservadorismo incondicional é a subavaliação persistente dos ativos líquidos (Beaver & Ryan, 2005).

O efeito dos acionistas controladores sobre a relação entre práticas contábeis conservadoras e valores monetários depende da proporção de diretores controlados do problema da agência e da existência de uma crise financeira (LIN *et al*, 2018). Isso traz efeito positivo ao conservadorismo sobre o valor em dinheiro que gera um incentivo dos acionistas que podem gerenciar as empresas no nível baixo ou alto. A quantidade de diretores que controlam a organização fica mais evidente quando as organizações apresentam um sério problema de agência.

O problema de agência é caracterizado quando há um conflito entre o agente (o empregado da organização) e a agência (a organização), ou seja, os princípios das partes envolvidas não se convergem e se divergem. “A informação financeira deve ser neutra de forma que não aconteça um viés para influenciar um resultado ou tomada de decisão (FASB, 2005 p. 35)”.

Em dado estudo, Yildiz *et al* (2019) tentaram preencher a lacuna na literatura e apresentou duas visões opostas sobre o impacto do conservadorismo contábil. Segundo Hendriksen e Breda (2015), mensurar é uma ação frequentemente pensada em termos monetários. Não se deveria esquecer que informações não monetárias, tais como capacidade produtiva em toneladas ou número de empregados, possam ser relevantes para certas predições e tomada de decisões.

Considerando as preferências de investimento de institucionais estrangeiros, surge a seguinte pergunta: por que o conservadorismo contábil pode estar relacionado às preferências dos investidores institucionais estrangeiros?

As descobertas das análises são importantes por, pelo menos, dois motivos: eles levam a uma melhor compreensão dos fatores que influenciam as decisões de investimento de diferentes tipos de instituições e investidores em mercados emergentes; os resultados lançam luzes significativas sobre a relevância de relatar em aliviar o impacto negativo da informação assimétrica no investimento institucional estrangeiro (YILDIZ *et al*, 2019).

Não obstante, vale destacar que a Assimetria de Informação é um fenômeno que ocorre quando uma das partes envolvidas em uma negociação tem mais informação qualitativa e/ou quantitativa que a coloca em condição de superioridade sobre as outras partes.

Segundo Caskey e Hughes (2012), o modelo que desenvolveram leva ao abandono excessivo quando é violado o princípio do conservadorismo. A razão pela qual o conservadorismo é valioso no modelo de Caskey e Hughes é que os custos do abandono excessivo caem desproporcionalmente em projetos inferiores. Em função do conservadorismo contábil, Caskey e Hughes criaram um modelo que serviu de proxy para continuar investindo num projeto ou abandoná-lo.

Num aspecto positivo com a padronização internacional dos procedimentos contábeis, há um respeito considerável para a divulgação dos relatórios financeiros de maneira mais prudente, diminuindo as manipulações dos resultados das organizações. Considerando tal perspectiva, Zeghal (2012), em consonância com expectativas na pesquisa que ele realizou, assegura que foi encontrada evidência de alguma melhora na qualidade contábil após a mudança para o IFRS em termos de gerenciamento de resultados.

Em particular, Zeghal (2012) mostrou que a adoção obrigatória do IFRS está associada a uma menor suavização de lucros, menor gerenciamento em direção a uma meta, uma diminuição nos accruals discricionários absolutos e um aumento na qualidade dos accruals. Os resultados de Zeghal (2012) sugerem que as empresas europeias exibiram menor valor relevante, tempestividade e conservadorismo condicional de números contábeis após a aplicação das IFRS.

Pasçan (2015) afirma que a tempestividade e o conservadorismo são considerados atributos desejáveis dos lucros e, juntos, capturam muito do conceito comumente usado de transparência das demonstrações contábeis. A pontualidade é definida como a capacidade de ganhos para refletir boas e más notícias incorporadas nos retornos.

Padrões contábeis, sistemas legais e políticos, incentivos de relatórios financeiros afetam a qualidade da contabilidade. Os resultados obtidos a partir de pesquisas empíricas sobre os efeitos da adoção das IFRS na qualidade da contabilidade devem ser interpretados em relação aos fatores específicos do país e aos fatores específicos da empresa (PASÇAN, 2015).

Testar os efeitos da adoção de IFRS na qualidade dos dados contábeis é necessário, mas não o suficiente. Saber se as IFRS contribuíram para melhorar a qualidade da contabilidade não é o fim da Estrada (PASÇAN, 2015). Assim, é necessário trazer contribuição para a Contabilidade do ponto de vista da IFRS no conservadorismo contábil em relação ao lucro ou resultado organizacional, seguindo uma padronização internacional com melhoria na qualidade das informações contábeis.

Um outro determinante importante e provável da qualidade da informação contabilística é a adoção das Normas Internacionais de Relatório Financeiro (IFRS), emitido pelo International Accounting Standards Board (IASB) (HOUGE, 2012). Mais de 134 países atualmente permitem ou exigem IFRS, incluindo os países da EU (União Europeia), Austrália, Nova Zelândia e muitos países em desenvolvimento. Desde o anúncio da adoção das IFRS, a contabilidade nacional as diferenças diminuíram e a atual estrutura contábil internacional tem a oportunidade de examinar por que existem diferenças em ganhar qualidade (HOUGE, 2012).

Segundo Houge (2012), a qualidade do lucro é positivamente associada à adoção da IFRS, A qualidade do salário é positivamente associada à proteção do investidor, e a qualidade do lucro é positivamente associada ao efeito de interação entre a adoção de IFRS e a proteção ao investidor. Segundo Houge (2012), a adoção das IFRS em um ambiente de fraca proteção ao investidor não melhora qualidade dos ganhos, bem como aumentar o grau de proteção do investidor sem adoção do IFRS não melhora a qualidade dos ganhos. A adoção das IFRS melhora a qualidade dos resultados à medida que a proteção dos investidores é fortalecida.

Persakis *et al* (2017) argumentam sobre os efeitos da adoção de IFRS, a qualidade dos lucros e a proteção do investidor no custo de capital. Se há literatura suficiente que analise estes efeitos, faz-se necessário reconhecer a significância desses que foram os primeiros a medir os efeitos conjuntos sobre o custo de capital. O artigo de Persakis *et al* (2017) apresenta as duas maiores áreas econômicas do mundo. Os referidos autores utilizaram um grande número de empresas de 2000 a 2014, que conta com 199.516 observações de ano firme que, por sua vez, tornam os resultados mais fortes.

3. Metodologia do Modelo de Basu (1997)

Tendo em vista que o retorno R_{ij} negativo também foi utilizado como proxy da variável Dummy do modelo de Basu (1997) que tem sua explicação em detalhe como foi medida, este trabalho verifica a extensão do modelo em questão juntamente com a adoção da IFRS no Brasil e verifica também a adição de uma nova variável ao modelo funcionando como estimativa de proteção para investidores com base no índice IDIV, contido na Bolsa de Valores de São Paulo. A seguir no resultado Contábil da organização para o referido modelo, conforme equação original usada por Basu(1997) apresentada a abaixo:

$$\alpha + \alpha_1 \text{Dummy}_{i,t} + \beta_1 R_{i,t} + \beta_2 \text{Dummy}_{i,t} R_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

Foi utilizado como proxy de acordo com o estudo de Zeghal *et al* (2012) com adaptações para o ambiente brasileiro. De acordo com Zeghal (2012), foi adicionado a dummy IFRS como reformas contábeis. A IFRS foi consolidada no Brasil em 2010, logo, o período abaixo de 2010 para a variável dummy IFRS < 0 será 0 e período ≥ 2010 a IFRS terá o valor 1, forma a qual foi medida a IFRS no Brasil conforme estudo proposto. Modelo de Basu(1997) com a variável dummy IFRS para extrair das empresas que estão contidas neste estudo o aumento dos lucros com base na IFRS.

$$\alpha_0 + \alpha_1 \text{Dummy}_{i,t} + \beta_1 R_{i,t} + \beta_2 \text{Dummy}_{i,t} \times R_{i,t} + \alpha_2 \text{IFRS}_{i,t} + \beta_3 \text{Dummy}_{i,t} R_{i,t} \times \text{IFRS}_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

Com a utilização da variável dicotômica interagindo com as variáveis contínuas, β_3 irá capturar o grau de conservadorismo, de acordo com as reformas contábeis, com base na IFRS que se consolidou no Brasil a partir de 2010. Serão analisadas 164 empresas dos setores financeiros, industriais e intermediárias de organizações ativas na bolsa de valores do Brasil disponíveis no software Economática no período de 2009 à 2012.

3.1 Modelo de Basu (1997) com o desenvolvimento da Hipótese H1 e H2

Conforme explicado anteriormente, a hipótese H1 é assim descrita: Com a adoção da IFRS no Brasil, H1- A IFRS traz aumento para os lucros organizacionais.

A hipótese H2 – com a implementação do índice contido na Bolsa de Valores brasileira **IDIV** há uma estimação de proteção para investimentos.

Essas duas hipóteses foram testadas no modelo proposto de Basu (1997).

$$\alpha_0 + \alpha_1 \text{Dummy}_{i,t} + \beta_1 R_{i,t} + \beta_2 \text{Dummy}_{i,t} \times R_{i,t} + \alpha_2 \text{IFRS}_{i,t} + \beta_3 \text{Dummy}_{i,t} \times \text{IFRS}_{i,t} + \beta_4 \text{IDIV} + \beta_5 \text{IDIV} \times \text{RET} + \beta_6 \text{IDIV} \times \text{DUM} + \beta_7 \text{IDIV} \times \text{RET} \times \text{DUM} + \epsilon_{i,t} \quad (3)$$

O $LPA_{i,t}$ denota o resultado contábil (Lucro/prejuízo) por Ação da empresa i no ano t ;

$P_{i,t-1}$ denota o Preço da ação da empresa i à época da divulgação contábil referente ao ano $t-1$;

$R_{i,t}$ denota o Retorno da ação ($P_{i,t}/P_{i,t-1}$) da empresa i à época da divulgação contábil referente ao ano t ;

$\text{Dummy}_{i,t}$ denota uma variável que assume valor 1 quando $R_{i,t} < 0$ e valor zero quando $R_{i,t} > 0$;

$\epsilon_{i,t}$ erro dos resíduos

$\beta_1 + \beta_2$ reflete a relação entre lucro e a taxa de retorno anormal confirmando as más notícias.

Erro dos resíduos é o coeficiente do conservadorismo, indica a lacuna entre a oportunidade de reconhecer as más e boas notícias.

$\alpha_0, \alpha_1, \beta_1, \beta_2, \alpha_2, \beta_3, \beta_4, \beta_5, \beta_6, \beta_7$ são os parâmetros a serem estimados.

α_0 é o intercepto e não reflete significado econômico relevante para o presente estudo.

α_1 mede o reconhecimento das boas e más notícias absorvidas pelo preço de mercado.

β_1 mede o reconhecimento da velocidade do retorno econômico em função do resultado contábil.

β_2 mensura o reconhecimento das boas e más notícias dando uma intensidade maior ou menor ao conservadorismo.

β_3 é o parâmetro que será o valor 1 para a mudança no grau de conservadorismo seguindo as reformas da IFRS.

β_4 mede os dividendos e juros sobre o capital próprio com base na carteira teórica IDIV

β_5 mede a interação dos dividendos recebidos pelos shareholders investido na organização e o retorno das ações.

β_6 mede a interação dos dividendos recebidos pelos shareholders investido na organização em função do período antes e depois da implementação da IFRS no Brasil

β_7 mede a interação dos dividendos recebidos pelos shareholders investido na organização e o retorno das ações em função do período antes e depois da implementação da IFRS

De acordo com Zeghal (2012), foi adicionado a dummy IFRS como reformas contábeis. A IFRS foi consolidada no Brasil em 2010, logo, período abaixo de 2010 para a variável dummy IFRS < 2010, será igual a 0 e período ≥ 2010 o IFRS terá o valor igual a 1. β_3 é o parâmetro que será o valor 1 para a mudança no grau de conservadorismo seguindo as reformas.

Foi analisado o período de 2009 à 2012, antes da reforma e depois da reforma do IFRS no Brasil, que foi implantado de fato em 2010.

3.2 Seleção da amostra e coleta de dados

A amostra selecionada foi composta pelas empresas ativas na bolsa de valores brasileira de 164 organizações. Essas organizações são de capital aberto na Bolsa de Valores. Os dados coletados estão relacionados ao preço de fechamento das ações em 30 de abril (com 15 dias de tolerância), Lucro anual Por Ação (LPA) e Valor Patrimonial por Ação (VPA) do final do ano. Foram coletados no software Economática© que possui um banco de dados com todas as informações das organizações e possui os valores nominais, não corrigidos pela inflação. Período selecionado das organizações de 2009 à 2012.

Dentro do processo de coleta de dados foi coletado o índice que compõem essa pesquisa que foi o IDIV – Dividendos e juros sobre o capital próprio

E foi calculados da seguinte forma: Esse índice selecionam as empresas que possuem um determinado desempenho de acordo com os critérios das carteiras e empresas nela relacionadas, selecionadas pela Bolsa de Valores de São Paulo, sendo feita a seleção eles calculam os índices mensais de acordo com as organizações escolhidas e disponibilizam no site da Bolsa de Valores de São Paulo.

IDIV o cálculo é feito selecionando os dividendos e juros sobre o capital próprio organizacional a partir daí é gerado os índices diários com base nas 42 organizações contidas nesta carteira na B3 de forma que a Bolsa de Valores disponibilizam esses índices mensais e anuais, para calcular essa variável para colocar no modelo, foi pego os índices dos dados mensais dessas carteiras que estão contidas nesse grupo e para a pesquisa foi calculada a média anual nos quatro anos que foram utilizados nesta pesquisa.

O IDIV é o resultado de uma carteira teórica de ativos, elaborada de acordo com os critérios estabelecidos nesta metodologia (B3, 2022).

O objetivo do IDIV é ser o indicador do desempenho médio das cotações dos ativos que se destacaram em termos de remuneração dos investidores, sob a forma de dividendos e juros sobre o capital próprio (B3, 2022). Essa amostra de 164 organizações são representadas pelos anos de 2009 a 2012 sendo que 42 organizações fazem parte da carteira teórica do índice IDIV 122 empresas estão compostas nessa amostra que foram colocados no modelo.

O modelo que será utilizado para testar as duas hipóteses do estudo será:

$$\alpha_0 + \alpha_1 \text{Dummy}_{i,t} + \beta_1 R_{i,t} + \beta_2 \text{Dummy}_{i,t} \times R_{i,t} + \alpha_2 \text{IFRS}_{i,t} + \beta_3 \text{Dummy}_{i,t} \times \text{IFRS}_{i,t} + \beta_4 \text{IDIV} + \beta_5 \text{IDIV} \times \text{RET} + \beta_6 \text{IDIV} \times \text{DUM} + \beta_7 \text{IDIV} \times \text{RET} \times \text{DUM} + \epsilon_{i,t} \quad (3)$$

4. Instrumento e análise de dados

Neste contexto de pesquisa, a análise de dados, bem como os instrumentos para sua realização constituem-se como elementos essenciais para a obtenção de resultados. Considerando tais aspectos, optou-se por utilizar o software R para avaliar a validade do modelo com base nas teorias estatísticas. Além disso, para verificação das hipóteses, foi utilizado o seguinte Modelo de Regressão Linear:

$$\alpha_0 + \alpha_1 \text{Dummy}_{i,t} + \beta_1 R_{i,t} + \beta_2 \text{Dummy}_{i,t} \times R_{i,t} + \alpha_2 \text{IFRS}_{i,t} + \beta_3 \text{Dummy}_{i,t} \times \text{IFRS}_{i,t} + \beta_4 \text{IDIV} + \beta_5 \text{IDIV} \times \text{RET} + \beta_6 \text{IDIV} \times \text{DUM} + \beta_7 \text{IDIV} \times \text{RET} \times \text{DUM} + \epsilon_{i,t} \quad (3)$$

Para fazer a inferência e testar as duas hipóteses levantadas nesta pesquisa, foram utilizados o modelo de Regressão Linear Robusto, com a variável dependente Lucro, e as variáveis independentes que estão contidas no modelo, conforme descrição a seguir:

$\frac{LPA_{i,t}}{P_{i,t-1}}$ – Lucro do modelo

DUM – Variável categórica Dummy, que assume valor 1 quando $R_{i,t} < 0$ e valor zero quando $R_{i,t} > 0$

RET – Retorno da ação

IFRS – Variável categórica Dummy (harmonização contábil implantada no Brasil)

IDIV – Dividendos e juros sobre o capital próprio

4.1 Modelo de M-Regressão Linear Robusto

Existem vários métodos de estimação de Regressão Linear Robusta e a classe M-Estimadores foi introduzida por Huber (1964).

Nesta pesquisa foi utilizado o método de estimação de Regressão Linear Robusta e a classe M-Estimadores por Huber (1964).

A utilização deste método é necessário quando o MQO (Métodos dos quadrados ordinários) com a utilização de um modelo que não atende todos os pressupostos estabelecidos e a amostra que está sendo avaliada a distribuição de probabilidade dos dados não é normal e possui heterocedasticidade. Como foi retirado os outliers e os pontos que causavam influência de acordo a distância de Cook a distribuição continuou com uma variação menor, porém continuou sem homocedasticidade, a literatura sugere utilizar o modelo de regressão robusto que foi implantado neste trabalho para a correção da normalidade e dados heterocedásticos.

O modelo de Regressão Robusta produz a mesma qualidade dos dados com a distribuição de probabilidade não normal.

Sabe-se que o método M – Regressão Robusta utiliza o estimador de Máxima Verossimilhança de forma que generaliza o método para a produção de estimadores consistentes (Fontoura, 2015).

O que torna esse método de estimação M – Regressão Robusta atraente são as propriedades que ele proporciona em relação a modelagem da média e mediana caso ocorra outliers. Utilizando a mediana para a validação do modelo que apresente cauda mais pesada.

Com o resultado alcançado, pode – se inferir que as variáveis IFRS e IDIV foram bem explicadas no modelo de regressão robusta, confirmando que a IFRS gera o aumento no lucro das organizações e a IDIV explica bem Dividendos e juros sobre o capital próprio das ações que os investidores aplicam na Bolsa de Valores.

A tabela a seguir apresenta uma descrição detalhada do Modelo Empírico de Basu (1997) estendido com a variável dependente Lucro e as variáveis independentes após Lucro.

Tabela 1: Estatística Descritiva do modelo de Basu (1997)

	Minimo	1° Quartil	Median a	Média	3° Quartil	Máximo	Desvio Padrão
LUC	-5,84	0,02	0,07	-0,04	0,10	4,14	0,09
DUM	0,00	0,00	0,00	0,46	1,00	1,00	0,50
RET	-0,81	-0,27	0,05	0,15	0,40	5,67	0,20

DUM.RET	-0,81	-0,27	0,00	-0,15	0,00	0,00	0,43
IFRS	0,00	0,75	1,00	0,75	1,00	1,00	0,13
DUM.RET.IFRS	-0,76	0,00	0,00	-0,06	0,00	0,00	0,02
IDIV	0,41	0,41	0,42	0,42	0,43	0,45	0,53
IDIV.RET	-0,34	-0,11	0,02	0,07	0,17	2,54	0,23
IDIV.DUM	0,00	0,00	0,00	0,19	0,41	0,45	0,20
IDIV.RET.DUM	0,00	0,00	0,00	0,03	0,03	0,27	0,05

Tabela elaborada pelos autores

A análise descritiva dos dados mostra um Lucro das ações o valor máximo R\$ 4, 14 Como o retorno médio da organização. Destaca-se no modelo o Retorno das ações com um valor máximo de R\$ 5, 67, explicando praticamente de forma em que o retorno das ações neste modelo mostra um grande potencial para os investidores em função do modelo de Basu (1997).

De acordo com o modelo linear, algumas variáveis não deram significativas, ou seja com esse método compromete a explicação do modelo, então, foi verificado que alguns pressupostos não foram atendidos dentro do campo de MMQO (Métodos dos Mínimos Quadrados Ordinários) como: normalidade – os dados não provém de uma distribuição normal; homocedasticidade – os dados não possuem uma variância constante e, os outliers que foram identificados sendo retirados do modelo que faziam parte de empresas financeiras que geravam uma discrepância a amostra em estudo, porém o modelo aqui foi implementado o M – Regressão Robusta de Huber(1967), em que os pressupostos de normalidade e endogeneidade não são requerida, porque o ajuste do modelo resolve esses problemas validando o modelo de forma eficiente.

Foi utilizado o software R para a análise dos dados para a validação do modelo implementado.

O que deixa a utilização do modelo M – Regressão Robusta de Huber(1967) atraente é a modelagem dos dados da media e mediana, transformando os dados numa distribuição normal, mesmo, os dados apresentando outliers.

É possível verificar que essa pesquisa contribue para a literatura em orientar os investidores em investir nessa carteira, considerando as organizações que estão contidas nesta carteira selecionada pela própria B3 que mede o desempenho dessas empresas.

Abaixo encontra –se o resultado da pesquisa com base no Intervalo de confiança assintótico de Wald:

Tabela 2 – Representação do Modelo através do intervalo de confiança assintótico

Resultados do modelo de e proteção para investidores (Ibovespa)

Variáveis	Coeficientes Estimados	Limite Inferior de Confiança	Limite Superior de Confiança	Kruska l Wallis- p-valor
		2.5 %	97.5 %	
INTERCEPTO	0.242	0.212	0.271	0.00***
DUM	-0.064	-0.078	-0.049	0.00***
RET	-0.019	-0.026	-0.011	0.00***
DUM.RET	-0.018	-0.0211	-0.016	0.00***
IFRS	0.017	0.014	0.020	0.00***
DUM.RET.IFRS	0.353	0.289	0.417	0.00***
IDIV	0.145	0.113	0.177	0.00***
IDIV.RET	2.419	2.416	2.421	0.00***
IDIV.DUM	-0.059	-0.081	-0.036	0.00***
IDIV.RET.DUM	-0.521	-0.585	-0.456	0.00***

Significância: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 '' 1

Tabela elaborada pelos autores

Seja X uma variável aleatória cuja distribuição de probabilidade depende de um parâmetro desconhecido θ . Dada uma amostra aleatória de X de tamanho n , as duas estatísticas $L1$ e $L2$ formam um intervalo de confiança assintótico de $100(1-\alpha)\%$ para θ se (Malvão, 2013):

$$P(L1 \leq \theta \leq L2) \rightarrow n \rightarrow \infty 1 - \alpha, e 1 - \alpha$$

É chamado de coeficiente de confiança do intervalo $(L1, L2)$, ou seja o intervalo de confiança é a região que está contida o parâmetro populacional que está sendo estudado em função da inferência de uma amostra.

De acordo com o intervalo de confiança as variáveis do modelo de proteção para investidores no modelo estendido de Basu(1997) através da M-Regressão Robusta de Huber(1964), todas as variáveis amostrais no nível de significância de 5% e um interval de confiança de 95% estão dentro da população dos parâmetros estudados.

Isso remete que o modelo de M-Regressão Robusta ajusta bem os dados confirmando a eficacia da extensão do modelo de Basu(1997), com a inclusão da variável IFRS e IDIV

validando o modelo de que a IFRS no Brasil com base na amostra estudada traz aumento nos lucros organizacionais. E a variável IDIV traz uma estimaco de proteo para investidores de acordo com o intervalo de confiana e teste de hipoteses de que a hipotese nula de que os betas so zeros, ou a hipotese alternative que os betas so diferentes de zero atravs do teste de Kruskal Wallis em que todas as variveis do modelo no nivel de significancia de 5% validam a hipotese alternative que os betas so diferentes de zeros. Confirmanda a importancia das duas variveis esplicam bem o modelo.

Aps a aplicao do intervalo de confiana de Wald e o teste de hipoteses de Kruskal Wallis foi aplicado o teste de pos hoc Dunn Bonferroni, todos estes testes foram aplicados atravs do software R.

Os testes de hipteses estabelecidos foi o teste de Wald, que tem como objetivo analisar cada varivel individualmente relacionado a varivel dependente LUC (Lucro). Os mtodos de inferncia nos MLG baseiam-se, fundamentalmente, na teoria de mxima verossimilhana (DEMETRIO, 2010). De acordo com essa teoria, trs estatsticas so, usualmente, utilizadas para testar hipteses relativas aos parmetros β 's, sendo deduzidas de distribues assintticas de funes adequadas dos EMV (Estimador de Mxima Verossimilhana) dos β 's. So elas: i) razo de verossimilhanas, ii) Wald e iii) escore, que so assintoticamente equivalentes.

Nessa pesquisa, foi aplicado o teste de intervalo de confiana assinttico de Wald que tem como equao prpria para determinar as hipteses subjacentes do modelo. E, baseado na distribuo normal assinttica de β 's, sendo uma generalizao da estatstica t de Student (Wald, 1943).

De acordo com o modelo de Basu (1997), as hipteses que, inicialmente, foram propostas para a pesquisa foram validadas. Com base nas 164 organizaes modeladas neste estudo, a H1 mostra que a IFRS, de fato, traz resultado positivo que aumenta o lucro organizacional das empresas contidas na Bolsa de Valores de Capital aberto brasileira. H2 confirma tambm que h uma stimao para a proteo de investidores com base em IDIV. Os coeficientes mostram que a interao entre IFRS, DUM e RET a cada unidade que explica o LUC, 4,14 em que a participao da IFRS na representao do retorno das aes  de 1,00 conforme a tabela de estatistica descritiva. Logo, com base nos resultados desta pesquisa, pode-se dizer que, de fato, IFRS, em funo da harmonizao contbil, traz resultados de aumento do lucro para as empresas.

O IDIV  a carteira terica que mede o desempenho das aes das organizaes contidas na Bolsa de So Paulo e o IDIV  o resultado de uma carteira terica de ativos,

elaborada de acordo com os critérios estabelecidos nesta metodologia (B3, 2022). O objetivo do IDIV é ser o indicador do desempenho médio das cotações dos ativos que se destacaram em termos de remuneração dos investidores, sob a forma de dividendos e juros sobre o capital próprio (B3, 2022). As interações mostraram que, de fato, há um ganho no lucro como resultado das variáveis: IDIV.RET, IDIV.DUM e IDIV.RET.DUM.

O IDIV, no modelo proposto neste estudo, foi significativo ao nível de 5% através do teste de Kruskal Wallis em que o p-valor foi 0,00, logo é uma variável válida no modelo proposto nesta pesquisa a partir da extensão do modelo de Basu (1997), que explica bem o modelo. Ou seja, a cada uma unidade acrescida, R\$ 0.145 é do IDIV que mede o desempenho do capital dos dividendos acionários, confirmando uma estimativa de proteção para os investidores da Bolsa de Valores Brasileira.

A validade dessas variáveis, assim como as que foram aplicados o teste de intervalo de confiança de Wald, que é utilizado para a validação de características assintóticas.

Tabela 1 – Teste de Dunn Post Hoc com ajuste Bonferroni LUC

Tabela Elaborada pelos autores

Y	Grupo 1	Grupo 2	N1	N2	Estatística	p	p-ajustado	p-significância
LUC	2009	2010	164	166	0,77	0,44	1,00	ns
LUC	2009	2011	164	165	-0,50	0,62	1,00	ns
LUC	2009	2012	164	161	-262	0,01	0,05	ns
LUC	2010	2011	166	165	-1,27	0,20	1,00	ns
LUC	2010	2012	166	161	3,40	0,00	0,00	**
LUC	2011	2012	165	161	2,13	0,03	0,20	ns

Tabela Elaborada pelos autores

Significância: 0 ‘****’ 0.001 ‘***’ 0.01 ‘**’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘.’ 1

ns –não significante

De acordo com teste post hoc de Dunn para verificar a eficácia do modelo e dos testes que anteriormente foi realizado de hipótese, verifica – se que dos anos de 2010 à 2012 os lucros foram significativos nestas organizações que faz parte do estudo, ou seja 2010-2011 há diferença nesses grupos de forma que os betas neste período são diferentes de zero, e 2011-2012 também são diferentes de zero, o post hoc Dunn é aplicado para a confirmação do que foi encontrado no teste de hipótese estabelecido e dentro do estudo percebe – se que alguns deram não significantes para o Lucro. O que dar uma segurança de que a pesquisa é valida, é que os dois testes anteriores confirmam isso, o intervalo de confiança de Wald para amostras assintóticas e o Kruskal Wallis.

Tabela 2 – Teste de Dunn Post Hoc com ajuste Bonferroni RET

Tabela Elaborada pelos autores

Y	Grupo 1	Grupo 2	N1	N2	Estatística	p	p-ajustado	p-significância
RET	2009	2010	164	166	16,08	0,00	0,00	****
RET	2009	2011	164	165	9,35	0,00	0,00	****
RET	2009	2012	164	161	6,78	0,00	0,00	****
RET	2010	2011	166	165	-6,84	0,00	0,00	****
RET	2010	2012	166	161	-9,32	0,00	0,00	****
RET	2011	2012	165	161	-2,51	0,01	0,07	ns

Tabela Elaborada pelos autores

Significância: 0 '****' 0.001 '***' 0.01 '**' 0.05 '.' 0.1 '' 1

ns –não significante

De acordo com o Retorno do modelo, observa-se que a comparação de grupos em relação aos anos, todas deram significativas, reforçando a proteção para investidores dentro de um ambiente onde tem uma IFRS forte e uso de pouco capital de terceiro, mostrando uma independências dessas organizações da amostra que o IDIV comprova.

Tabela 3 – Teste de Dunn Post Hoc com ajuste Bonferroni DUM.RET

Y	Grupo 1	Grupo 2	N1	N2	Estatística	p	p-ajustado	p-significância
DUM.RE T	2009	2010	164	166	14,87	0,00	0,00	****
DUM.RE T	2009	2011	164	165	10,76	0,00	0,00	****
DUM.RE T	2009	2012	164	161	7,60	0,00	0,00	****
DUM.RE T	2010	2011	166	165	-4,11	0,00	0,00	***
DUM.RE T	2010	2012	166	161	-7,18	0,00	0,00	****
DUM.RE T	2011	2012	165	161	-3,10	0,001	0,0001	*

Tabela Elaborada pelos autores

Significância: 0 '****' 0.001 '***' 0.01 '**' 0.05 '.' 0.1 '' 1

ns –não significante

Tabela 4 – Teste de Dunn Post Hoc com ajuste Bonferroni DUM.RET.IFRS

Tabela Elaborada pelos autores

Significância: 0 '****' 0.001 '***' 0.01 '**' 0.05 '.' 0.1 '' 1

ns –não significante

De acordo com a interação entre a variável Dummy e o Retorno, foi observado que de 2009-2012 houve significância na amostra, isso reforça a aplicação da IFRS no Brasil.

A IFRS começa a dar alguns sinais a partir de 2007 com algumas alterações na Lei de Sociedade por ações quanto as divulgações Contábeis e reforçada em 2009 com a publicação

IDIV.RET	2009	2010	164	166	16,33	0,00	0,00	****
IDIV.RET	2009	2011	164	165	9,29	0,00	0,00	****
IDIV.RET	2009	2012	164	161	6,69	0,00	0,00	****
IDIV.RET	2010	2011	166	165	-7,03	0,00	0,00	****
IDIV.RET	2010	2012	166	161	-9,54	0,00	0,00	****
IDIV.RET	2011	2012	165	161	-2,55	1,09	6,52	ns

Tabela 6 – Teste de Dunn Post Hoc com ajuste Bonferroni IDIV.RET

Tabela Elaborada pelos autores

Significância: 0 ‘****’ 0.001 ‘***’ 0.01 ‘**’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘.’ 1

ns –não significante

O IDIV retorno foi significativo no Kruskal Wallis, porém no Post Hoc na comparação de grupos de 2011-2012 não foi significativa, explicação plausível para esse é evento pode ser em função do Brasil está se adaptando ao momento de aproximadamente 2 anos de IFRS, e atualização nas divulgações contábeis.

Tabela 7– Teste de Dunn Post Hoc com ajuste Bonferroni IDIV.DUM

Y	Grupo 1	Grupo 2	N1	N2	Estatística	p	p-ajustado	p-siginif a
IDIV.DUM	2009	2010	164	166	-111,32	0,00	0,00	***
IDIV.DUM	2009	2011	164	165	-52,72	0,00	0,00	***
IDIV.DUM	2009	2012	164	161	-48,82	0,00	0,00	***
IDIV.DUM	2010	2011	166	165	58,61	0,00	0,00	***
IDIV.DUM	2010	2012	166	161	61,83	0,00	0,00	***
IDIV.DUM	2011	2012	165	161	0,36	7,20	1,00	ns

Tabela Elaborada pelos autores

Significância: 0 ‘****’ 0.001 ‘***’ 0.01 ‘**’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘.’ 1

ns –não significante

A tabela 6 apresenta o Dunn post hoc e os grupos 2011-2012 não foram significantes, contrario ao Kruskal Wallis que deu significância, o que pode ter ocorrido como uma explicação plausível é apenas 2 anos de IFRS e estava num processo de adaptação as organizações.

Tabela 8 – Teste de Dunn Post Hoc com ajuste Bonferroni IDIV.RET.DUM

Y	Grupo 1	Grupo 2	N1	N2	Estatística	p	p-ajustado	p-siginificânci a
IDIV.RET.DUM	2009	2010	164	166	-13,98	0,00	0,00	****
IDIV.RET.DUM	2009	2011	164	165	-10,21	0,00	0,00	****
IDIV.RET.DUM	2009	2012	164	161	-7,72	0,00	0,00	****
IDIV.RET.DUM	2010	2011	166	165	3,76	0,00	0,00	****
IDIV.RET.DUM	2010	2012	166	161	6,17	0,00	0,00	****
IDIV.RET.DUM	2011	2012	165	161	2,43	1,52	9,13	ns

Tabela Elaborada pelos autores

Significância: 0 ‘****’ 0.001 ‘***’ 0.01 ‘**’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘.’ 1

ns –não significante

Verifica-se o teste de Dunn Post Hoc com ajuste Bonferroni para a variável IDIV.RET.DUM mostra significância de 2009 à 2010, sendo que os grupos 2011-2012 não foram significante, porém, Kruskal Wallis foi significante essa variável e todas as outras que compõe o modelo, o que pode está acontecendo é um período de adaptação das empresas em meio ao desafio da IFRS.

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

De acordo com o estudo realizado, e tomando como base o objetivo geral da pesquisa, foi possível verificar que o modelo de Basu (1997) pode ser estendido considerando a variável IFRS no modelo proposto pela M – Regressão Robusta de Huber(1967) instrumento de estimação para as hipóteses da IFRS e IDIV para proteção de investimentos financeiros feitos por acionistas na Bolsa de Valores Brasileira.

Do mesmo modo, os objetivos específicos relacionados com a coleta de dados econômicos e contábeis, a partir do software Economática, para compor o *corpus* da pesquisa, também foram alcançados, conforme projetado na hipótese H1 e H2, que confirmou que a IFRS traz aumento para os lucros organizacionais e a IDIV Dividendos e juros sobre o capital próprio potencializa as ações dessa carteira teórica trazendo uma estimação para a proteção para investidores. Essa perspectiva foi confirmada através do modelo utilizado M – Regressão Robusta de Huber(1967) como extensão do modelo de Basu (1997), mostrando que a IFRS promove esse aumento no Lucro organizacional com base nas 164 organizações analisadas neste estudo.

A hipótese H2, por sua vez, também foi confirmada, pois os índices IDIV, de fato, trazem proteção para investidores, conforme evidenciado pelo modelo de Basu (1997). Assim, os estudos sobre essas variáveis constituem-se como novas contribuições para a literatura, em que o modelo estima proteção para investidores. Isso porque as 164 organizações que estão com o índice IDIV representaram desempenhos superiores com M – Regressão Robusta de Huber(1967) na extensão no modelo de Basu (1997), confirmando a segunda hipótese e validando M – Regressão Robusta de Huber(1967) o modelo de Basu (1997).

Em tempo, vale salientar que é importante desenvolver novas pesquisas para observar o comportamento de novos índices a partir desse modelo, buscando verificar a possibilidade de proteção para investidores, adicionando novas variáveis da Bolsa de Valores do Brasil no modelo Estendido de Basu(1997). A limitação do trabalho é como a literatura tem pouca

pesquisa neste campo de proteção para investidores, então, a exploração desse conteúdo na literatura foi muito através da hipótese implementada.

REFERÊNCIAS

AGRESTI, Alan: **Foundations of Linear and Generalized Linear Models**: Distinguished Professor Emeritus University of Florida John Wiley & Sons, Inc., Hoboken, New Jersey, 2015.

ALBANEZ, Tatiana; VALLE, Maurício Ribeiro do. **Impactos da assimetria de informação na estrutura de capital de empresas brasileiras abertas**; Rev. contab. finanç. USP. 20 (51) - Dez 2009.

ALMEIDA, Maria Goreth Miranda; HAIJ, Zaina Said El. **Mensuração e Avaliação do Ativo: uma revisão conceitual e uma abordagem do Goodwill e do ativo intelectual**. São Paulo, Cad. estud. (16) - Dez 1997.

BASU, Sudipta. **The conservatism principle and the asymmetric timeliness of earnings**. Journal of accounting and economics, v. 24, n. 1, p. 3-37, 1997.

BOLSA DE VALORES. Disponível em: http://www.b3.com.br/pt_br/market-data-e-indices/indices/indices-de-segmentos-e-setoriais/indice-valor-ivbx-2.htm. Acesso em: 22/03/2022.

BRASIL (2007). **Lei nº 11.638, de 28 de dezembro de 2007**. Altera e revoga dispositivos da Lei no 6.404, de 15 de dezembro de 1976, e da Lei no 6.385, de 7 de dezembro de 1976. Brasília, DF: Diário Oficial da União.

BUGARIM, M. C. C.; OLIVEIRA, O. V.: **A Evolução da Contabilidade no Brasil**. In: XIV Encontro de Pós-Graduação e Pesquisa, 2014, Fortaleza/CE. Anais do XIV Encontro de Pós - Graduação e Pesquisa, 2014.

CASKEY, Judson; HUGUES, John S.: **Assessing the Impact of Alternative Fair Value Measures on the Efficiency of Project Selection and Continuation**; American Accounting Association Vol. 87, No. 2 (2012): THE ACCOUNTING REVIEW; University of California, Los Angeles.

DEMÉTRIO, Clarice; CORDEIRO, Moutinho Gauss. **Modelos Lineares Generalizados e Extensões**; Piracicaba; agosto de 2010.

FEE, C. E., Hadlock, C. J., & Pierce, J. R. (2013). **Managers with and without style: Evidence using exogenous variation**. Review of Financial Studies, 26(3), 567 - 601.

FINANCIAL ACCOUNTING STANDARDS BOARD. (2005). **Board meeting handout: Conceptual framework**. Norwalk, CT. Available at: www.fasb.org/06-22-05.pdf.

FONTOURA, Fumegalli Gabriel: **Regressão Linear Robusta: O Método de TELBS e uma Aplicação a Dados de E-Commerce**; Trabalho de Conclusão de Curso de Bacharel em Estatística;

Instituto de Matemática - Departamento de Estatística; Universidade Federal do Rio Grande do Sul; Porto Alegre, 27 de Novembro de 2015.

GUJARATI; DAMODAR N.: **Econometria Básica**. United States Military Academy, West Point Dawn C. Porter University of Southern California. Quinta Edição (2011)

HENDRIKSEN, Eldon S; Breda, Michael Van: **Teoria Da Contabilidade**; Southern Methodist University; São Paulo; Editora Atlas; 2015

HOUGE, Muhammad Nurul; ZIJL, Tony van; DUNSTAN, Keitha; KARIM, A.K.M. Waresul: **The Effect of IFRS Adoption and Investor Protection on Earnings Quality Around the World**; *The International Journal of Accounting* 47 (2012) 333–355.

HSIEH, Chia-Chun; MA, Zhiming; NOVOSELOV, Kirill E.: **Accounting conservatism, business strategy, and ambiguity**. *Accounting, Organizations and Society* 74 (2019) 41 – 55.

KENSEY, Prather J.; SHELTON, S. W.: **IAS versus US GAAP: Assessing the quality of financial reporting in South Africa, the United Kingdom, and the United States**. *Advances in International Accounting*. (2005) 18, 153–168.

LI, Sihai; WU, Huiying; ZHANG, Jian; Parmod Chandd: **Accounting reforms and conservatism in earnings: Empirical evidence from listed Chinese companies**; *Journal of International Accounting, Auditing and Taxation* 30(2018) 32 – 44.

LIN, Min; CHAN, Min-Lee; CHIEN, I-Hsin; LI, Kuan; LI, Hua. **The relationship between cash value and accounting conservatism: The role of controlling shareholders**. *International Review of Economics and Finance* 55 (2018) 233–245.

LIU, Sun: **The impact of ownership structure on conditional and unconditional conservatism in China: Some new evidence**; *Journal of International Accounting, Auditing and Taxation*; Vol. 34 (2019) 49–68.

MALVÃO, Guilherme Dias: **Análise do comportamento assintótico do intervalo de confiança de Wald**; Monografia apresentada para obtenção do grau de Bacharel em Estatística pela Universidade Federal Fluminense, Niterói - RJ, Brasil, Dezembro de 2013.

MARTINEZ, A. L. **Detectando Earnings management no Brasil: estimando os accruals discricionários**: Artigos • *Rev. contab. financ.* 19 (46) - Abr 2008

PASCAN, Irina-Doina: **Measuring the effects of IFRS adoption on accounting quality: a review** / *Procedia Economics and Finance* 32 (2015) 580 – 58; Petru Maior University of Tîrgu - Mureú, Nicolae Iorga Street 1, Tîrgu-Mureú 540088, România; *Emerging Markets Queries in Finance and Business*.

PERSAKIS, Anthony; LATRIDIS, George Emmanuel: **The joint effect of investor protection, IFRS and earnings quality on cost of capital: An international study** *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money*, Vol. 46 (2017) 1–29.

SODERSTROM, N. S., & Sun, K. J.: **IFRS adoption and accounting quality: a review**. *European Accounting Review*, (2007). 16(4), 675-702.

YILDIZ, Y.; M. B., Karan; A. Ozkan: **Is conservative reporting attractive to foreign institutional investors? Evidence from an emerging market.** The European Journal of Finance, (2019). 1–23.

ZEGHAL, Daniel, CHTOUROU; Sonda M. Chtourou; FORATI, Yosra M.: **The Effect of Mandatory Adoption of IFRS on Earnings Quality: Evidence from the European Union:** Journal of International Accounting Research; American Accounting Association, Vol. 11, N. 2 (2012) pp. 1–25.

Bolsa de Valores de São Paulo: Disponível em:
https://www.b3.com.br/pt_br/market-data-e-indices/indices/indices-de-segmentos-e-setoriais/indice-financieiro-ifnc.htm: Acesso em: 02/04/2022

