



## SENTIMENTO DO INVESTIDOR E *VALUE RELEVANCE*: EFEITOS DA ADOÇÃO IFRS POR PAÍSES EMERGENTES

Doutor/Ph.D. Lineker Costa Passos [ORCID iD](#)<sup>1</sup>, Doutor/Ph.D. Márcio Machado [ORCID iD](#)<sup>2</sup>

<sup>1</sup>Instituto Federal do Piauí, Cocal, Piauí, Brazil. <sup>2</sup>Universidade Federal da Paraíba, Joao Pessoa, Paraíba, Brazil

**Doutor/Ph.D. Lineker Costa Passos**

[0000-0002-1317-9631](tel:0000-0002-1317-9631)

**Doutor/Ph.D. Márcio Machado**

[0000-0003-2635-5240](tel:0000-0003-2635-5240)

**Programa de Pós-Graduação/Course**

Programa de Pós-Graduação em Ciências Contábeis

### Resumo/Abstract

Nós examinamos se a adoção do padrão IFRS modera a relação entre sentimento do investidor (local e global) e *value relevance* da informação contábil em amostra de firmas de países emergentes da América Latina, com dados do período 2004-2018. O *value relevance* da informação contábil foi mensurado segundo abordagem de Barth et al. (2021) nos níveis agregado e firma, ao passo que o sentimento do investidor foi mensurado por medidas de sentimento global e sentimento local. A adoção IFRS foi mensurada por *dummy*, para indicar período pré e pós-IFRS, considerando-se o evento adoção obrigatória pelos países da amostra. Os testes foram realizados segundo abordagem Diff-in-Diff (DiD) e com amostra completa dos países. Como resultados principais tem-se que, no nível agregado, não observamos evidências de aumento da propagação dos efeitos adversos do alto sentimento global no *value relevance* da informação contábil seguindo adoção do padrão IFRS. No nível firma, os achados não apontaram indícios na direção de efeito atenuador da adoção do padrão IFRS nos efeitos negativos do sentimento local no *value relevance* da informação contábil. Por fim, os achados sugerem que a adoção do padrão IFRS por países emergentes da América Latina, embora não se constitua em mecanismo capaz de intensificar os efeitos do sentimento global ou de atenuar os efeitos do sentimento local no *value relevance*, refletiu-se em mecanismo capaz de aumentar o *value relevance* da informação contábil ante o alto sentimento global e local.

### Modalidade/Type

Artigo Científico / Scientific Paper

### Área Temática/Research Area

Contabilidade Financeira e Finanças (CFF) / Financial Accounting and Finance



## SENTIMENTO DO INVESTIDOR E *VALUE RELEVANCE*: EFEITOS DA ADOÇÃO IFRS POR PAÍSES EMERGENTES

### Resumo

Nós examinamos se a adoção do padrão IFRS modera a relação entre sentimento do investidor (local e global) e *value relevance* da informação contábil em amostra de firmas de países emergentes da América Latina, com dados do período 2004-2018. O *value relevance* da informação contábil foi mensurado segundo abordagem de Barth et al. (2021) nos níveis agregado e firma, ao passo que o sentimento do investidor foi mensurado por medidas de sentimento global e sentimento local. A adoção IFRS foi mensurada por *dummy*, para indicar período pré e pós-IFRS, considerando-se o evento adoção obrigatória pelos países da amostra. Os testes foram realizados segundo abordagem Diff-in-Diff (DiD) e com amostra completa dos países. Como resultados principais tem-se que, no nível agregado, não observamos evidências de aumento da propagação dos efeitos adversos do alto sentimento global no *value relevance* da informação contábil seguindo adoção do padrão IFRS. No nível firma, os achados não apontaram indícios na direção de efeito atenuador da adoção do padrão IFRS nos efeitos negativos do sentimento local no *value relevance* da informação contábil. Por fim, os achados sugerem que a adoção do padrão IFRS por países emergentes da América Latina, embora não se constitua em mecanismo capaz de intensificar os efeitos do sentimento global ou de atenuar os efeitos do sentimento local no *value relevance*, refletiu-se em mecanismo capaz de aumentar o *value relevance* da informação contábil ante o alto sentimento global e local.

**Palavras-chave:** IFRS, Sentimento do Investidor, *Value Relevance*, Sentimento Local, Sentimento Global.

### 1. Introdução

A premissa da literatura contábil de que investidores são racionais e incorporam informações contábeis eficientemente nos preços tem sido confrontada por evidências empíricas (He et al., 2020). Especificamente, He et al. (2020) apontaram que o sentimento do investidor reduz a associação entre informação contábil e preços de ativos, consistente com o argumento de menor *value relevance* da informação contábil em períodos de alto sentimento. Além disso, considerando-se que os efeitos do sentimento do investidor podem se propagar entre mercados (Baker et al., 2012; Concetto & Ravazzolo, 2019; Dash & Maitra, 2019; Han & Li, 2017; Perez-Liston et al., 2018; Rehman & Apergis, 2020; Wu et al., 2017), nós podemos esperar que os efeitos do sentimento do investidor no *value relevance* da informação contábil possam se propagar em alguma medida entre mercados.

Por outro lado, a literatura tem apontado medidas associadas à qualidade da informação contábil reportadas pelas firmas com capacidade de atenuar os efeitos adversos do sentimento do investidor nos preços (Cornell et al., 2017), sugerindo redução de *mispricing* associado ao sentimento do investidor em firmas com informação contábil de alta qualidade (Cornell et al., 2017). Nesse sentido, pode-se esperar que medidas associadas a alta qualidade informacional sejam capazes de atenuar os efeitos adversos do sentimento do investidor nos preços, inclusive no sentido de atenuar o impacto negativo do sentimento do investidor no *value relevance* da informação contábil.

Contudo, há poucas evidências sobre o provável efeito atenuador de medidas associadas à informação contábil de qualidade na relação entre sentimento do investidor e outros atributos associados aos preços de ativos, como, por exemplo, o *value relevance* da informação contábil.



Assim, até o momento, pouco se sabe sobre o efeito de medidas de qualidade informacional na relação entre sentimento do investidor e *value relevance* da informação contábil. Por fim, embora o atributo *value relevance* reflita uma medida de qualidade da informação contábil, ele também tem se mostrado dependente de outras medidas de qualidade da informação contábil, no sentido de que maior qualidade informacional dos lucros se reflete em maior *value relevance* (Cahan et al., 2009).

Embora não haja consenso na literatura, pesquisas tem associado o evento adoção do padrão IFRS à divulgação de informações contábeis de melhor qualidade pelas firmas (Montoya & Morales, 2017), inclusive em mercados em desenvolvimento ou emergentes (Meshram & Arora, 2021). Ademais, as evidências apontam para aumento de *value relevance* da informação contábil das firmas seguindo o evento adoção IFRS pelos países, inclusive, emergentes (García et al., 2017; Nijam & Jahfer, 2018; Srivastava & Muharam, 2021; Suwardi, 2020). Assim, assumindo-se que o evento adoção do padrão IFRS pode ter se refletido em melhora da qualidade da informação contábil reportada pelas firmas, pode-se esperar que tal evento se constitua em mecanismo com capacidade de atenuar o efeito negativo do sentimento do investidor no *value relevance*.

Contudo, esse efeito pode se apresentar diferenciado segundo os níveis firma e agregado. A esse respeito, investidores locais são mais prováveis a direcionarem suas estratégias segundo informações individuais das firmas (inclusive, agregados contábeis), quando comparados a investidores globais (Baker et al., 2012), sugerindo que o efeito atenuador da adoção do padrão IFRS se reflita em reduzir os efeitos adversos do sentimento local dos países no *value relevance*, uma vez que a adoção do padrão tem sido associada com a melhora da qualidade da informação contábil no nível firma. Assim, no nível firma, é provável que a adoção IFRS reduza o impacto negativo do sentimento local no *value relevance*.

Por outro lado, no nível agregado de mercado, as evidências apontam para incremento do fluxo de capital estrangeiro entre países (Golubeva, 2020; Gordon et al., 2012) e maior integração entre mercados (Dhaliwal et al., 2019) após adoção do padrão IFRS. Esses dois canais podem se refletir em mecanismos de propagação do sentimento global (Baker et al., 2012). Ademais, De George et al. (2016) argumentam na direção de que o aumento de qualidade informacional e de comparabilidade seguindo adoção do padrão IFRS podem ter contribuído para maior confiança de investidores estrangeiros em avaliar firmas em mercados estrangeiros. Logo, se essa confiança refletir maior otimismo sobre ativos internacionais, pode se constituir em canal de propagação do sentimento (Baker et al., 2012).

Nós também destacamos que evidências empíricas têm sinalizado que preços de ativos tanto de mercados emergentes quanto de mercados desenvolvidos são afetados pelo sentimento originado em ambos os mercados, cuja explicação se daria em função da maior integração entre os eles (Dash & Maitra, 2019; Zhang et al., 2021). Então, nós podemos esperar, em alguma medida, que o impacto do sentimento do investidor no *value relevance* de mercados globais possa se propagar entre mercados e que esse efeito pode ter aumentado em países que adotaram o padrão IFRS.

Considerando-se os argumentos acima, nós podemos esperar duas possíveis vias para mercados emergentes seguindo adoção do padrão IFRS: (i) atenuação dos efeitos do sentimento local no *value relevance*, considerando-se a melhora da qualidade da informação contábil no nível firma; e (ii) intensificação dos efeitos do sentimento global no *value relevance*, considerando-se que o sentimento de outros mercados pode ter se propagado para mercados emergentes. Embora a primeira via se reflita em possível benefício da adoção IFRS pelos países, a segunda se reflete em possível custo ou externalidade negativa da adoção do padrão.



A esse respeito, a literatura existente sobre adoção do padrão IFRS tem se concentrado nos benefícios oriundos da adoção, com poucas evidências relacionadas aos custos da adoção do padrão (Lourenço & Castelo Branco, 2015; Kim et al., 2021). Kim et al. (2021) apontaram evidências na direção dos custos associados à adoção do padrão IFRS, contudo não forneceram evidências em torno dos benefícios e custos da adoção IFRS na relação entre sentimento do investidor e *value relevance*, aspectos abordados neste artigo.

Portanto, examinar em que medida a adoção do padrão IFRS afeta a relação entre sentimento do investidor e *value relevance* se constitui em questão empírica ainda não respondida. Considerando-se essa lacuna, nós examinamos se a adoção do padrão IFRS por países emergentes modera a relação entre sentimento do investidor e *value relevance* da informação contábil em amostra de firmas de cinco países emergentes da América Latina: Argentina, Brasil, Chile, México e Peru. Para isso, nós empregamos testes tanto no nível agregado de mercado quanto no nível firma, por meio de abordagem DiD e com amostra total.

Como resultados principais, tem-se que, no nível agregado, nós não constatamos evidências na direção de aumento da propagação dos efeitos adversos do alto sentimento global no *value relevance* da informação contábil seguindo adoção do padrão IFRS pelos países da amostra. No nível firma, os testes não apontaram evidências na direção de efeito atenuador da adoção do padrão IFRS nos efeitos negativos do sentimento local no *value relevance* da informação contábil.

Por outro lado, nós constatamos aumento do *value relevance* em períodos de alto sentimento local seguindo adoção do padrão IFRS, bem como indícios de atenuação dos efeitos adversos do sentimento global seguindo adoção do padrão IFRS pelos países, ao se considerar os diferentes componentes da informação contábil. Por fim, esses achados se mantiveram mesmo diante de mensuração alternativa para as medidas de *value relevance* e frequência anual de dados nos testes com diferentes componentes da informação contábil.

Este artigo contribui para literatura da adoção IFRS, fornecendo evidências tanto dos benefícios quanto dos custos associados àquele evento, aspectos pouco explorados na literatura. Nossos achados também contribuem para literatura relacionada aos efeitos de diferentes fontes de sentimento (global e local) nos preços de ativos (Baker et al., 2012; Concetto & Ravazzolo, 2019; Dash & Maitra, 2019; Han & Li, 2017; Jitmaneroj, 2017; Perez-Liston et al., 2018; Rahman & Shamsuddin, 2019; Rehman & Apergis, 2020; Wu et al., 2017) e, especificamente, no *value relevance* (He et al., 2020).

## 2. Motivação e hipóteses de pesquisa

Desde Ball e Brown (1968), a associação entre preços de ativos e informação contábil tem sido objeto de diversos estudos, sendo tal linha de pesquisa denominada de *value relevance* da informação contábil (Barth et al., 2021). Esses estudos têm confirmado que a informação contábil se associa aos preços e, portanto, são relevantes para investidores (Barth et al., 2001). He et al. (2020), no contexto desses estudos, argumentam que eles se fundamentam na assunção de que investidores são racionais e incorporam informações contábeis eficientemente nos preços de ativos.

Contudo, há evidências que contrariam essa assunção, no sentido de que investidores nem sempre são racionais e, portanto, falham em incorporar eficientemente informações nos preços (Baker & Wurgler, 2006, 2007; Barberis & Thaler, 2003). Dentre as possíveis explicações para esse argumento, Baker e Wurgler (2007) apontam que investidores são sujeitos ao sentimento e que apostar contra ele pode ser oneroso e arriscado, impedindo até mesmo que arbitrádores racionais possam explorar o desvio momentâneo dos preços de seus fundamentos.



Dessa forma, considerando que o sentimento do investidor se reflete em crença sobre fluxos de caixa futuros e risco de investimentos que não são justificados pelos fundamentos econômicos (Baker & Wurgler, 2007), é provável que o sentimento do investidor afete o *value relevance* da informação contábil.

He et al. (2020) apresentam três possíveis visões teóricas para o efeito do sentimento do investidor no *value relevance* da informação contábil. A primeira, denominada visão de atenção, observa que períodos de alto sentimento seriam caracterizados por investidores exibindo maior atenção aos eventos corporativos, refletindo em maior incorporação de informação contábil nos preços. A segunda visão, denominada visão otimista, propõe que investidores, em períodos de alto sentimento, tornam-se excessivamente otimistas sobre os futuros prospectos das firmas e, por decorrência, menos cuidadosos com a performance corrente das firmas, o que se refletiria em números contábeis sendo menos relacionados aos preços ou refletindo menor *value relevance*. Por fim, a terceira visão, denominada visão da estratégia cognitiva, sugere que o sentimento deva afetar as escolhas de diferentes estratégias cognitivas de investidores para processar informação. Sob essa visão, investidores em períodos de alto sentimento devem focar em heurísticas tais como lucros que são reportados frequentemente em domínio público, o que se refletiria em lucros exibindo maior *value relevance* em períodos de alto sentimento. Em contraste, em períodos de baixo sentimento, investidores seriam mais prováveis a processar outras informações contábeis em maior detalhe, o que se refletiria nessas medidas exibindo maior *value relevance* em períodos de baixo sentimento.

Os referidos autores examinaram empiricamente se o sentimento do investidor afeta a associação entre preços de ativos (retornos contemporâneos) e a informação contábil, considerando-se amostra de firmas norte americanas, no período 1983-2010. Os resultados sinalizaram menor *value relevance* da informação contábil em períodos de alto sentimento, alinhando-se, portanto, à visão otimista de investidores.

O impacto negativo do sentimento do investidor no *value relevance* da informação contábil, em contrapartida, pode ser atenuado pela informação contábil de qualidade no nível firma, dado o caráter informativo desses agregados para os preços. A literatura tem apontado que medidas de qualidade informacional no nível firma podem reduzir os efeitos do sentimento (Cornell et al., 2017). Além disso, considerando-se as evidências de maior *value relevance* da informação contábil seguindo adoção do padrão IFRS por países (Elbakry et al., 2017; García et al., 2017; Kouki, 2018), poderia se esperar que a adoção do padrão IFRS tenha contribuído para reduzir o efeito negativo do sentimento na relevância da informação contábil. O efeito mais provável está refletido no sentimento local dos países, quando comparado ao sentimento global, considerando-se o argumento de decisões baseadas em informações individuais das firmas (Baker et al., 2012).

Ademais, a literatura em torno do padrão IFRS tem apontado argumentos na direção de melhora na comparabilidade da informação contábil (Dhaliwal et al., 2019; De George; Li; Shivakumar, 2016), sendo tal evento uma das explicações para maior confiança de investidores estrangeiros em avaliar firmas em mercados estrangeiros após adoção do IFRS, o que poderia se refletir na maior relevância da informação contábil para esses investidores, quando da avaliação e negociação de títulos em diversos mercados. Portanto, no nível firma, espera-se que a adoção do padrão IFRS contribua para atenuar os efeitos do sentimento local no *value relevance* da informação contábil.

Por outro lado, a maior confiança desses investidores, se apresentada em excesso, pode se constituir em viés comportamental de investidores (He et al., 2020). De George, Li e Shivakumar (2016) argumentam na direção de aumento de percepção positiva de investidores estrangeiros em relação ao reporte financeiro preparado sob o padrão IFRS. Nessa direção, é



possível apontar evidências que sinalizam investidores do mercado norte americano reagindo positivamente ao reporte de firmas preparados sob o padrão IFRS (Joos & Leung, 2013; Prather-Kinsey & Tanyi, 2015). Ressalte-se que o sentimento do mercado norte americano tem se mostrado impactar outros mercados, inclusive direcionar grande parte do sentimento global (Baker et al., 2012). Assim, tanto a percepção positiva de investidores estrangeiros em relação ao reporte sob padrão IFRS, quanto a maior confiança desses investidores naqueles reportes também poderiam contribuir para propagação do sentimento global entre mercados.

Dessa forma, tanto a percepção positiva quanto a maior confiança de investidores estrangeiros em agregados contábeis preparados sob o padrão IFRS pode se refletir no argumento de visão otimista de investidores, na qual, em períodos de alto sentimento, exibem excesso de otimismo sobre futuros prospectos das firmas e são menos cuidadosos em relação à performance corrente. Além disso, Baker et al. (2012) argumentam que uma possível fonte de contágio para o sentimento se refere ao fato de que investidores podem se tornar otimistas sobre os prospectos de investimentos em outro país e elevam preços de ativos nesses países, refletindo-se em preços de ativos se desviando de seus fundamentos.

Sob esse contexto, o otimismo de investidores globais, diante da adoção IFRS por países emergentes, pode se associar a variáveis contábeis menos relacionadas aos preços (He et al., 2020). Ademais, considerando-se as evidências de impacto negativo do sentimento do investidor no *value relevance* da informação contábil para mercados desenvolvidos, espera-se que esse efeito se propague em mercados emergentes via sentimento global e adoção do padrão IFRS por esses países. Considerando-se esse cenário, é provável que mercados emergentes possam exibir maior sensibilidade ao sentimento de mercados desenvolvidos, uma vez que o aumento do fluxo de capital estrangeiro é mais fortemente apresentado em mercados emergentes (Golubeva, 2020; Gordon et al., 2012).

Duas razões nos motivaram a examinar o impacto da adoção do padrão IFRS na América Latina: 1) países da América Latina adotaram integralmente o padrão IFRS em diferentes períodos, fornecendo configuração favorável para se examinar possível impacto diferencial dessa adoção entre esses países; 2) países da América Latina exibem configuração institucional similares, sem alterações significantes mesmo após adoção IFRS (Moura & Gupta, 2019). Portanto, utilizar esses países como amostra reduz o risco de que os achados possam ser direcionados por diferenças nos arranjos institucionais dos países.

Por todo exposto, no nível agregado, espera-se que a adoção do padrão IFRS, por mercados emergentes, tenha contribuído para torná-los mais sensíveis aos efeitos do sentimento global no *value relevance*, culminando na primeira hipótese de pesquisa:

*H<sub>1</sub>*: a adoção do padrão IFRS aumenta a propagação dos efeitos do sentimento global no *value relevance* da informação contábil no nível agregado de mercado.

Por outro lado, no nível firma, espera-se que a adoção do padrão IFRS, por mercados emergentes, tenha contribuído para atenuar os efeitos adversos do sentimento local no *value relevance*, implicando na segunda hipótese de pesquisa:

*H<sub>2</sub>*: a adoção do padrão IFRS atenua os efeitos do sentimento local *value relevance* da informação contábil no nível firma.

### 3. Dados e métodos

#### 3.1. Amostra e dados

Nós examinamos firmas listadas nas bolsas de valores dos principais países da América Latina: Argentina, Brasil, Chile, México e Peru. Nossa escolha considera a relevância das economias desses países no contexto de mercados emergentes da América Latina no ano de



2019, conforme dados do *The World Bank*. A classificação desses países em emergentes considera o critério de classificação proposto pela Morgan Stanley – MSCI.

Nossa escolha por esses países também considera a disponibilidade de dados agregados e no nível firma para execução dos testes propostos. Ademais, os países escolhidos adotaram o padrão IFRS em diferentes períodos, permitindo-nos examinar possíveis diferenças em torno da investigação proposta neste artigo, conforme Tabela 1.

Tabela 1. Adoção do padrão IFRS por países emergentes da América Latina

| País      | Convergência | Obrigatória | Tipo Adoção <sup>1</sup> |
|-----------|--------------|-------------|--------------------------|
| Argentina | 2009         | 2012        | Full                     |
| Brasil    | 2007         | 2010        | Modificada               |
| Chile     | 2008         | 2009        | Full                     |
| México    | 2009         | 2012        | Full                     |
| Peru      | 2010         | 2012        | Full                     |

Nota: <sup>1</sup>Adoção do tipo Full refere-se à adoção dos padrões emitidos pelo Board IFRS sem a ocorrência de qualquer modificação por parte do país adotante, ao passo que a adoção do tipo Modificada se refere à adoção dos padrões IFRS, na qual os países adotantes permitiram modificações nos padrões originais emitidos pelo Board IFRS ou mesmo eliminaram a aplicação de determinados padrões (o Brasil, por exemplo, eliminou a aplicação da IAS 16, relativa à reavaliação de ativos imobilizados).

Fonte: ifrs.org e iasplus.com.

Nós focamos no período de adoção integral do padrão IFRS pelos países. Ressalta-se que, embora o evento adoção obrigatória do padrão exiba potenciais problemas de contaminação, esse evento é menos sujeito ao viés de autosseleção e problemas de endogeneidade encontrados no evento adoção voluntária do padrão (De George et al., 2016). Nesse contexto, Brasil e Chile adotaram obrigatoriamente o padrão IFRS em período distinto de Argentina, México e Peru, permitindo-se examinar possíveis diferenças entre esses países.

Nós consideramos apenas firmas com dados disponíveis para todas as variáveis em nossa amostra final. Adicionalmente, nós excluímos firmas financeiras, uma vez que a contabilidade dessas firmas exibe características distintas das demais firmas. Ademais, nós analisamos a consistência dos dados e excluímos observações sem sentido real, como, por exemplo, ativos ou receitas com valores negativos ou mesmo patrimônio líquido maior que o ativo. Ressalta-se que, no testes envolvendo abordagem DiD, foi requerido que firmas tivessem os dados necessários para execução da pesquisa nos anos de 2009 e 2010, bem como que tivessem dados em período anterior a esses anos (2004-2008), possibilitando a comparação das mesmas firmas entre os períodos de adoção do padrão IFRS pelos países adotantes, conforme procedimento similar já aplicado em outras pesquisas (Dhaliwal et al., 2019). Embora a quantidade de firmas varie em função dos testes, nós apontamos quantitativo de firmas máximo(mínimo) de 77(55) na Argentina, 260(151) no Brasil, 156(11) no Chile, 144(67) no México e 95(54) no Peru.

Nós analisamos eventos entre os anos 2004 e 2018. Nossa escolha considerou critérios mínimos quanto à disponibilidade de dados nos países, bem como a disponibilidade máxima da série de sentimento do investidor para o mercado norte americano até a presente data. No sentido de se evitar possível viés de sobrevivência, nós consideramos tanto empresas ativas quanto inativas.

Nós coletamos os dados necessários em diversas bases. Dados contábeis e de mercado das firmas foram coletados da Thomson Reuters. Datas e informações sobre a adoção do padrão IFRS foram coletadas nas Plataformas IFRS (ifrs.org) e Deloitte (iasplus.com). As séries de



sentimento para o mercado norte americano foram coletadas no sítio eletrônico do prof. Jeffrey Wurgler (<http://people.stern.nyu.edu/jwurgler/>). Os dados macroeconômicos dos países da amostra foram coletados do sítio eletrônico do Banco Mundial ([www.worldbank.org](http://www.worldbank.org)). Por fim, nós usamos valores monetários baseados no dólar americano para evitar possíveis diferenças entre os países da amostra no que tange suas distintas moedas.

### 3.2. Variáveis dependentes e independentes

Nós utilizamos medida de *value relevance* combinada dos agregados contábeis como variável dependente nos testes, considerando-se tanto o nível agregado ( $VR^{Agregado}$ ) quanto o nível firma ( $VR^{Firma}$ ). A abordagem se baseia em metodologia similar à aplicada na literatura de *value relevance* (Barth et al., 2021), na qual o  $R^2$  de regressões anuais *cross-section* reflete medida de *value relevance* combinada do lucro por ação e do valor patrimonial correntes.

A construção das medidas  $VR^{Agregado}$  e  $VR^{Firma}$  segue os seguintes passos. Primeiro, nós estimamos o modelo Ohlson (1995), conforme Equação 1, para cada firma em janelas móveis dos últimos 12 trimestres, considerando-se mínimo de seis trimestres, conforme abordagem similar à aplicada por Chue, Gul e Mian (2019).

$$P_{i,t} = \delta_0 + \delta_1 x_{i,t} + \delta_2 y_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

Em que:  $P_{i,t}$  = preço da ação da firma  $i$  no tempo  $t$ ;  $x_{i,t}$  = lucros por ação da firma  $i$  no período  $t$ ;  $y_{i,t}$  = valor patrimonial da ação da firma  $i$  na data  $t$ ;  $\varepsilon_{i,t}$  = termo de erro da regressão.

Após obtermos o  $R^2$  das estimações para cada firma, nós aplicamos transformação logarítmica, para aliviar problemas em torno de assimetria e curtose da medida (Chue et al., 2019), conforme se Equação 2:

$$VR_{i,j}^{Firma} = \ln [R_{i,j}^2 / (1 - R_{i,j}^2)] \quad (2)$$

Em que:  $VR_{i,j}^{Firma}$  = *value relevance* combinada da firma  $i$  no trimestre  $j$ ;  $R_{i,j}^2$  = coeficiente de determinação da Equação 1 estimada para firma  $i$  e no trimestre  $j$ , considerando-se janelas móveis dos últimos 12 trimestres, considerando-se mínimo de seis trimestres nestas janelas.

Para obtermos uma medida de *value relevance* combinada no nível agregado, nós utilizamos a mesma abordagem empregada em Chue, Gul e Mian (2019). Primeiro, mensuramos a medida agregada  $R^2$  para cada país no trimestre  $j$ , conforme Equação 3:

$$R_{c,j}^2 = \frac{\sum_i R_i^2 \times SQT_i}{\sum_i SQT_i} \quad (3)$$

Em que:  $R_{c,j}^2$  =  $R^2$  agregado para o país  $c$  no trimestre  $j$ ;  $R_i^2$  =  $R^2$  da firma  $i$  no trimestre  $j$ ;  $SQT_i$  = soma dos quadrados total para firma  $i$  obtida da Equação 1.

Em seguida, aplicamos transformação logarítmica na medida expressa na Equação 3, para se obter a medida de *value relevance* combinada no nível agregado, conforme Equação 4:

$$VR_{c,j}^{Agregado} = \ln [R_{c,j}^2 / (1 - R_{c,j}^2)] \quad (4)$$





Em que:  $VR_{c,j}^{Agregado}$  = *value relevance* combinada do país  $c$  no trimestre  $j$ ;  $R^2_{c,j} = R^2$  agregado obtido pela Equação 3 para o país  $c$  no trimestre  $j$ .

Nós também utilizamos o preço da ação ao fim do trimestre como variável dependente nos testes no nível firma e considerando-se o *value relevance* de cada componente da informação contábil. O preço da ação ( $P$ ) se refere ao preço da ação de maior liquidez da empresa três meses após a divulgação das demonstrações contábeis, no sentido de assegurar que a informação contábil está publicamente disponível (Barth et al., 2021).

Em relação às variáveis independentes, nós utilizamos variáveis representativas do alto sentimento global (ASG), do alto sentimento local (ASL) e da adoção do padrão IFRS pelos países (IFRS), assim como variáveis de controle. Seguindo Seok et al. (2019), nós mensuramos o alto sentimento global (ASG) por meio de variável *dummy*, a qual assume 1, quando  $Sent^{Global}$  (padronizada no período da pesquisa) é positiva, e 0, caso contrário. O alto sentimento local (ASL) também é mensurado por meio de variável *dummy*, a qual assume 1 quando  $Sent^{Local}$  (padronizada no período da pesquisa) é positiva e 0, caso contrário.

Em relação ao sentimento global ( $Sent^{Global}$ ), nós utilizamos o índice de sentimento do investidor estimado mensalmente para o mercado norte americano por Baker & Wurgler (2006) com *proxy* para  $Sent^{Global}$ . Quanto ao sentimento local ( $Sent^{Local}$ ), nós estimamos séries de sentimento local para cada país da amostra seguindo a abordagem de Baker et al. (2012), conforme os seguintes passos: (i) estima-se o sentimento total ( $Sent^{Total}$ ) de cada país por meio de Análise de Componentes Principais (ACP) e utilizando as variáveis prêmio de volatilidade (denominada PVOL, a qual é mensurada pela diferença entre os logs do *market-to-book* de firmas com volatilidade total nos quantis 30% superior e inferior da distribuição dessa variável), volume de IPO's (denominada NIPO, a qual considera tanto IPO's quanto follow-on's e é mensurada pela média móvel de 12 meses, uma vez que as séries nos países exibem grande quantidade de meses sem qualquer IPO ou follow-on) e *turnover* de mercado (denominada TURN, a qual é mensurada pela razão entre o volume financeiro médio no mês e a capitalização do mercado no mês); (ii) regride-se  $Sent^{Total}$  de cada país da amostra na medida  $Sent^{Global}$  anteriormente definida e utiliza-se os resíduos dessa regressão como medida de sentimento local ( $Sent^{Local}$ ).

Nós mensuramos a variável representativa da adoção do padrão IFRS (IFRS) segundo duas formulações. Na primeira, IFRS é uma variável *dummy*, que assume 1 para o ano de adoção integral do padrão e para o ano seguinte à adoção nos países adotantes (Brasil e Chile), e 0, para os demais períodos nesses países e todos os períodos nos países não adotantes (Argentina, México e Peru), utilizando-se da abordagem DiD. Já na segunda formulação, IFRS é uma variável *dummy* que representa corte temporal para adoção integral IFRS pelos países, assumindo 1 para o período de adoção do padrão e 0 para os demais períodos. Essa formulação permite que seja utilizado o período completo proposto para a pesquisa (2004-2018).

A respeito das variáveis de controle, nós usamos a primeira defasagem das medidas de *value relevance* ( $VR_{c,j}^{Agregado}$  e  $VR_{c,j}^{Firma}$ ) para controlar possível processo AR(1) com reversão à média das variáveis, uma vez que as medidas são mensuradas em janelas de 12 trimestres, refletindo em provável autocorrelação da variável. Ademais, nós também consideramos uma variável de tendência ( $t$ ) como controle, com fundamento nos achados de Barth et al. (2021), na direção de tendência de redução do *value relevance* da informação contábil em período recente.

### 3.3. Modelos empíricos e estimação



Nós propomos abordagens de testes no nível agregado de mercado e firma para os testes de  $H_1$  e  $H_2$ . Ambas as abordagens são processadas pelo modelo expresso na Equação 5:

$$VR_{w,j} = \theta_0 + \theta_1 ASG_j + \theta_2 ASL_{w,j} + \theta_3 IFRS + \theta_4 ASG_j * IFRS + \theta_5 ASL_{w,j} * IFRS + \theta_6 t_w + \theta_7 VR_{w,j-1} + \xi_{w,j} \quad (5)$$

Em que:  $VR_{w,j}$  = medida de *value relevance* combinada para o país/firma  $w$  no trimestre  $j$ , a qual assume valores baseados em  $VR^{Firma}$  ou  $VR^{Agregado}$ , para testes nos níveis firma e agregado, respectivamente;  $ASG_j$  = alto sentimento global no trimestre  $j$ ;  $ASL_{w,j}$  = alto sentimento local no país  $w$  e no trimestre  $j$ ;  $IFRS$  = capta o período de adoção do padrão IFRS nos países;  $t_w$  = medida de tendência linear no país/firma  $w$ ;  $\xi$  = termo de erro do modelo.

Considerando-se o modelo expresso na Equação 5, consistente com  $H_1$ , nós esperamos que os coeficientes  $\theta_1$  e  $\theta_4$  sejam negativos e significantes, sugerindo aumento da propagação dos efeitos do sentimento global no *value relevance* e seguindo adoção do padrão IFRS. Por outro lado, com suporte em  $H_2$ , espera-se que  $\theta_2$  e  $\theta_5$  se apresentem significantes e com sinais negativo e positivo, respectivamente, indicando que a adoção do padrão IFRS atenuou os efeitos do alto sentimento local no *value relevance* dos agregados contábeis no nível firma.

Adicionalmente, no nível firma, nós consideramos os argumentos em torno da visão da estratégia cognitiva de He et al. (2020). Sob essa visão, investidores, em alto sentimento, devem focar em heurísticas tais como lucros que são reportados frequentemente em domínio público, o que se refletiria em lucros exibindo maior *value relevance* diante do alto sentimento. Assim, nós estimamos a Equação 6, para examinar os efeitos das fontes de sentimento separadamente em cada componente da informação contábil, utilizando-se versão aumentada do modelo expresso na Equação 1:

$$P_{i,c,t} = \delta_0 + \delta_1 LPA_{i,c,t} + \delta_2 VPA_{i,c,t} + \delta_3 ASG_t + \delta_4 ASL_{c,t} + \delta_5 IFRS + \delta_6 LPA_{i,c,t} * IFRS + \delta_7 VPA_{i,c,t} * IFRS + \delta_8 ASG_t * IFRS + \delta_9 ASL_{c,t} * IFRS + \delta_{10} LPA_{i,c,t} * ASG_t + \delta_{11} VPA_{i,c,t} * ASG_t + \delta_{12} LPA_{i,c,t} * ASL_{c,t} + \delta_{13} VPA_{i,c,t} * ASL_{c,t} + \delta_{14} LPA_{i,c,t} * ASG_t * IFRS + \delta_{15} VPA_{i,c,t} * ASG_t * IFRS + \delta_{16} LPA_{i,c,t} * ASL_{c,t} * IFRS + \delta_{17} VPA_{i,c,t} * ASL_{c,t} * IFRS + \omega_{i,c,t} \quad (6)$$

Em que:  $P_{i,c,t}$  = preço da ação da firma  $i$  no país  $c$  no trimestre  $t$ ;  $LPA_{i,c,t}$  = lucro por ação da firma  $i$  no país  $c$  no trimestre  $t$ , mensurado pela razão entre o lucro reportado e a quantidade de ações da firma;  $VPA_{i,c,t}$  = valor patrimonial da ação da firma  $i$  no país  $c$  no trimestre  $t$ , mensurado pela razão entre o patrimônio líquido e a quantidade de ações da firma;  $ASG_t$  = alto sentimento global no trimestre  $t$ ;  $ASL_{w,t}$  = alto sentimento local no país  $w$  no trimestre  $t$ ;  $IFRS$  = capta o período de adoção do padrão IFRS nos países, mensurada conforme anteriormente descrito na Equação 5;  $\omega_{i,c,t}$  = termo de erro da regressão.

Com suporte em  $H_2$ , nós esperamos que os coeficientes  $\delta_{12}$  e  $\delta_{13}$  sejam negativos e significantes, sugerindo efeito negativo do alto sentimento local no *value relevance* da informação contábil em países não adotantes do padrão IFRS, ao passo que esperamos que os coeficientes  $\delta_{16}$  e  $\delta_{17}$  se apresentem positivos e significantes, indicando que a adoção do padrão IFRS atenuou os efeitos do alto sentimento local no *value relevance* dos agregados contábeis no nível firma.



Por fim, nós utilizamos o estimador de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) na Equação 1, de modo a obter as medidas de *value relevance* combinada nos níveis agregado e firma. Em relação à estimação da Equação 5, nós utilizamos o estimador de variáveis instrumentais (IV), robusto à possível presença de endogeneidade no modelo, considerando-se que a medida de *value relevance* nos níveis agregado e firma possa se caracterizar por um processo AR(1), utilizando-se a segunda defasagem da medida de *value relevance* como instrumento nas estimações.

Nossa escolha pelo instrumento utilizado nas estimações baseou-se no processo AR(1) da variável, bem como na falta de instrumentos testados consistentemente na literatura. Ademais, no que diz respeito à Equação 6, nós utilizamos o estimador *Within* com efeitos fixos para as unidades de análise (firmas), com erros padrões calculados segundo a abordagem de Driscoll e Kraay (1998), robusta à heterocedasticidade e dependência temporal em painéis do tipo N pequeno e T grande.

Por fim, foram processados testes Dick-Fuller aumentados, para exame da estacionariedade das variáveis nos painéis para a Equação 5, utilizando-se *drift* e máximo de 4 *lags* das variáveis, nos quais reportamos as estatísticas inversa normal Z e inverso  $\chi^2$  modificado, assim como testes para exame da assunção de tendências paralelas entre grupos antes das estimações envolvendo a abordagem DiD, por meio de análise gráfica e de modelos estimados com tendências distintas entre grupos.

## 4. Resultados

### 4.1. Análise exploratória e descritiva

Inicialmente, nós examinamos as séries de sentimento global e local em cada país da amostra (Figura 1). Nós observamos que, no geral, as séries de sentimento local tendem a acompanhar o sentimento global no evento originado pela crise do *subprime*, evento de proporções mundiais. Vale ressaltar que o sentimento global exibe tendência de alta, no período que reflete adoção obrigatória do padrão IFRS pelos países Brasil e Chile, permitindo examinar se o impacto do alto sentimento global é diferente entre os países, ao se condicionar também a adoção obrigatória do padrão IFRS. Além disso, no contexto do evento adoção do padrão IFRS por Brasil e Chile, ambos os países também exibem tendência de alta do sentimento local naquele evento, permitindo o exame de diferenças entre os países no que tange aos efeitos do sentimento local nos preços segundo o evento adoção do padrão IFRS.

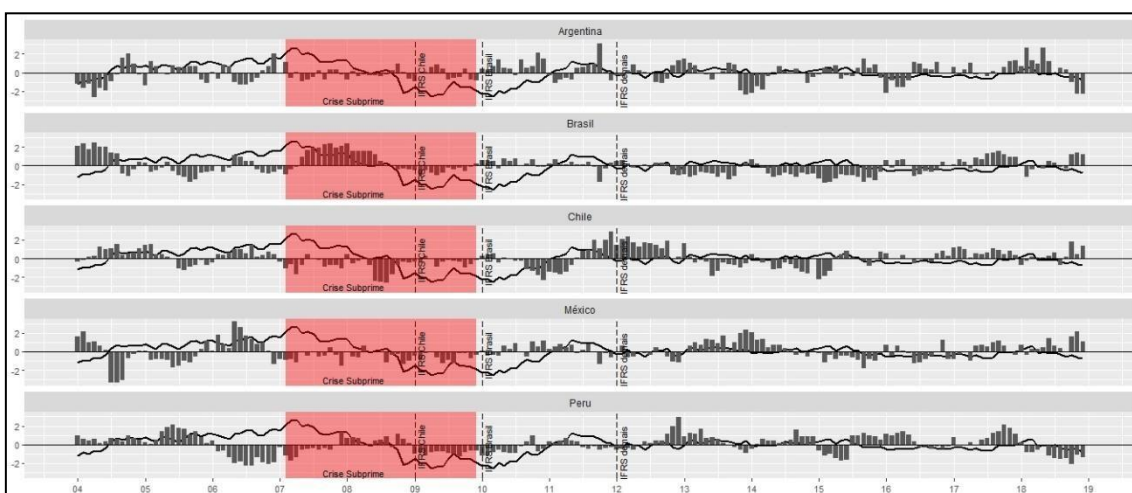




Figura 1. Sentimento global e sentimento local em países da América Latina, janeiro de 2004 até dezembro de 2018.

Notas: A linha sólida destacada em preto representa o sentimento global, ao passo que as barras na cor cinza representam o sentimento local de cada país. As séries são padronizadas no período de análise. O eixo horizontal representa os meses, destacando-se os anos no gráfico. As linhas verticais tracejadas indicam a adoção do padrão IFRS pelo Chile no ano de 2009, pelo Brasil no ano de 2010 e pelos demais países no ano de 2012.

A Tabela 2 apresenta medidas descritivas das variáveis utilizadas na estimação das medidas de *value relevance* combinada, bem como medidas descritivas destas últimas, segregando-se tais medidas segundo o corte amostral aplicado para abordagem de testes DiD e período completo da amostra. Pelo Painel A da Tabela 2, nós observamos alto padrão de variabilidade das três variáveis, considerando-se que seus desvios padrão são muito superiores às suas médias. Ademais, nós observamos diferenças significativas nas variáveis, ao se comparar período pré e pós-IFRS, sinalizando menores preços, lucro por ação e valor patrimonial da ação em período pós-IFRS, dado que os testes *t* exibiram significância ao nível de 1%.

Tabela 2. Estatística descritiva das variáveis da pesquisa

|   | Amostra completa |               |                                |                                      | Média segundo adoção do IFRS |        |                                  |
|---|------------------|---------------|--------------------------------|--------------------------------------|------------------------------|--------|----------------------------------|
|   | Média            | Desvio padrão | Inv. normal (Z) <sup>1,2</sup> | Mod. inv. $\chi^2$ (Pm) <sup>1</sup> | Não adoção                   | Adoção | Test <i>t</i> ( <i>p-value</i> ) |
| Painel A: variáveis trimestrais para estimação de VR  |                  |               |                                |                                      |                              |        |                                  |
| <i>P</i>  | 89,741           | 1.664,623     | -6,822***                      | 11,290***                            | 186,048                      | 42,879 | 0,000                            |
| <i>LPA</i>  | 0,595            | 37,244        | -51,169***                     | 154,29***                            | 2,797                        | -0,476 | 0,000                            |
| <i>VPA</i>  | 59,839           | 1.013,129     | -2,064**                       | 24,581***                            | 89,628                       | 45,343 | 0,002                            |
| Painel B: <i>Value relevance</i> combinada no período <i>Diff-in-Diff</i> (T1/2004-T4/2011) |                  |               |                                |                                      |                              |        |                                  |
| <i>VR<sup>Agregado</sup></i>  | -0,093           | 1,198         | -3,941***                      | 7,510***                             | -0,125                       | 0,044  | 0,399                            |
| <i>VR<sup>Firma</sup></i>   | -0,269           | 1,618         | -23,780***                     | 148,530***                           | -0,243                       | -0,368 | 0,007                            |
| Painel C: <i>Value relevance</i> combinada no período completo (T1/2004-T4/2018)            |                  |               |                                |                                      |                              |        |                                  |
| <i>VR<sup>Agregado</sup></i>  | -0,070           | 1,121         | -4,074***                      | 5,865***                             | -0,125                       | -0,040 | 0,599                            |
| <i>VR<sup>Firma</sup></i>   | -0,331           | 1,573         | -22,754***                     | 151,760***                           | -0,243                       | -0,360 | 0,000                            |

Notas: <sup>1</sup> Apenas painéis com mínimo de 70% das series trimestrais foram utilizados nos testes do Painel A, ao passo que painéis com mínimo de 20% das series trimestrais foram utilizados nos testes dos painéis B e C. Painel A com 25.721, 8.419 e 17.302 observações-trimestre para amostras completa, não adoção e adoção do padrão IFRS, respectivamente. Painel B com 105(6.514), 85(5.181) e 20(1.333) observações-trimestre para *VR<sup>Agregado</sup>*(*VR<sup>Firma</sup>*) na amostra completa, não adoção e adoção do padrão IFRS, respectivamente. Painel C com 245(22.350), 85(5.569) e 160(16.781) observações-trimestre para *VR<sup>Agregado</sup>*(*VR<sup>Firma</sup>*) na amostra completa, não adoção e adoção do padrão IFRS, respectivamente. \*\*\*, \*\* significância ao nível de 1% e 5%, respectivamente.

Nós constatamos que as medidas de *value relevance* (agregada e firma) exibem o mesmo padrão no período DiD e no período completo, qual seja, média negativa de VR, sinalizando que não há diferenças relevantes entre os cortes temporais aplicados nos testes. Ademais, constatamos que apenas há diferenças significantes para as medidas VR entre os cortes temporais para adoção do padrão IFRS nos países, ao se considerar o nível firma, conforme se observa a significância dos testes *t* para medida *VR<sup>Firma</sup>*, nos painéis B e C da Tabela 2, sugerindo menor *value relevance* combinada em período pós-IFRS nos países. Destaca-se que todos os testes ADF rejeitaram a hipótese nula de que todos os painéis exibem raiz unitária ao nível de 1%, para todas as variáveis expressas na Tabela 2.



Com o objetivo de examinar a assunção de tendências paralelas entre os grupos, procedimento relevante para emprego da abordagem DiD, nós executamos análise gráfica das medidas de *value relevance* condicionadas tanto ao alto sentimento global quanto ao alto sentimento local e comparamos as tendências em período pré-IFRS de Brasil e Chile com o grupo de países não adotantes do padrão. Nós constatamos que os grupos não parecem exibir tendências paralelas, mas exibem certa heterogeneidade para ASG e ASL, fornecendo pouco suporte ao argumento de que a estratégia DiD convencional se ajusta aos testes envolvendo tais formulações.

Considerando-se os indícios na direção de rejeição da assunção de tendências paralelas entres os grupos, nós estimamos o modelo expresso na Equação 5 com tendências lineares distintas entre grupos, seguindo Wing et al. (2018) de maneira adicional aos testes principais. Além disso, considerando-se que as estimações do modelo expresso na Equação 5 se dão por estimador robusto à endogeneidade, pode-se esperar que as estimações forneçam coeficientes alinhados à assunção de exogeneidade estrita.

#### 4.2. Análise das Hipóteses de Pesquisa

A Tabela 3 apresenta os resultados dos testes no nível agregado, envolvendo regressão da medida de *value relevance* combinada no nível agregado contra medidas de alto sentimento global (ASG) e local (ASL), de adoção IFRS e de controles estabelecidos. Os resultados confirmam o processo AR(1) da variável VR, dado que o coeficiente em seu primeiro lag se mostra significativo em todos os modelos, contudo menor que um, indicando que a variável é persistente, mas com processo de reversão à média.

Tabela 3. Alto sentimento global e local, *value relevance* agregado e adoção do padrão IFRS

|                       | Variável dependente: $VR^{Agregada}$ |            |           |            |               |
|-----------------------|--------------------------------------|------------|-----------|------------|---------------|
|                       | DiD-Br                               | DiD-Br(td) | DiD-Ch    | DiD-Ch(td) | Amostra total |
| $VR_{t-1}$            | 0,592***                             | 0,585***   | 0,573***  | 0,581***   | 0,749***      |
| ASG                   | -0,403***                            | -0,403**   | -0,369*** | -0,376     | -0,329*       |
| ASL                   | 0,181                                | 0,186      | 0,164     | 0,165      | 0,001         |
| IFRS                  | -0,029                               | -2,020***  | -0,812*** | -1,545     | 0,159         |
| ASG*IFRS              | 0,479**                              | 0,028      | 0,927***  | 0,571      | 0,155         |
| ASL*IFRS              | 0,246                                | 0,485      | -0,369*   | -0,457     | 0,020         |
| $t$                   | 0,009                                | 0,009      | 0,008**   | 0,006      | -0,002        |
| $t*PIFRS$             |                                      | 0,130      |           | 0,066      |               |
| Dummy trimestre       | Sim                                  | Sim        | Sim       | Sim        | Sim           |
| $\theta_1 + \theta_4$ | 0,076                                | -0,375     | 0,558     | 0,195      | -0,174        |
| $\theta_2 + \theta_5$ | 0,427                                | 0,671      | -0,205    | -0,292     | 0,021         |
| N                     | 68                                   | 68         | 68        | 68         | 225           |
| $\bar{R}$             | 0,295                                | 0,285      | 0,303     | 0,293      | 0,580         |

Notas: DiD-Br e DiD-Ch são estimações na abordagem DiD, as quais consideram adoção IFRS no Brasil e Chile, respectivamente. DiD-Br(td) e DiD-Ch(td) referem-se aos modelos estimados similares à DiD-Br e DiD-Ch, contudo adicionando-se aos modelos variáveis com tendência linear distinta para o grupo adotante IFRS em período pré-IFRS ( $t*PIFRS$ ).  $\bar{R}$  representa o  $R^2$  within. \*\*\*, \*\*, \* significância ao nível de 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Nós constatamos que ASG reduz VR em período pré-IFRS nas formulações DiD, envolvendo Brasil e amostra total, ressaltando que aquele efeito, inclusive, mostra-se robusto à inclusão de tendência distinta entre grupos. Ao se considerar adoção do padrão IFRS pelos países, constatam-se coeficientes ASG\*IFRS positivos e significantes nas formulações DiD-Br



e DiD-Ch, contudo esses efeitos não se mostram robustos à inclusão de tendência distinta entre grupos, dado que os coeficientes se mostram positivos nas formulações DiD-Br(td) e DiD-Ch(td), mas sem significância estatística.

Ressalta-se que esses achados são consistentes apenas com a propagação dos efeitos do alto sentimento global no *value relevance* da informação em período pré-IFRS, não se alinhando, portanto, ao argumento de que, no nível agregado, a adoção do IFRS contribuiria para maior propagação dos efeitos daquela fonte de sentimento do investidor. Além disso, não constatamos coeficientes significantes para ASL em período pré-IFRS ou pós-IFRS, com exceção dos testes envolvendo formulação DiD-Ch, na qual  $ASL*IFRS$  mostrou-se negativo e significativo, contudo tal efeito não se mostra robusto à inclusão de tendências distintas nos grupos, uma vez que o coeficiente se torna não significativo na formulação DiD-Ch(td).

Ademais, a variável de tendência ( $t$ ) não exibiu coeficientes negativos e significantes nas formulações, não se alinhando, portanto, aos achados de Barth et al. (2021), na direção de tendência de redução do *value relevance* da informação contábil em período recente. Ressalta-se que os achados de Barth et al. (2021) são relacionados ao mercado de capitais norte americano, portanto é provável que a tendência de redução do *value relevance* seja um fenômeno específico daquele mercado.

No nível agregado, portanto, nós não constatamos evidências na direção de aumento da propagação dos efeitos adversos do alto sentimento global no *value relevance* agregado. Por outro lado, as evidências sinalizaram impacto adverso significativo do alto sentimento global no *value relevance* da informação contábil apenas em período pré-IFRS, não se constatando evidências robustas sobre esses efeitos adversos em período pós-IFRS. Nessa direção, embora os efeitos do sentimento global se mostrem relevantes em se propagar para os mercados emergentes da amostra em período pré-IFRS, as evidências não se alinham ao argumento de que investidores incorporariam mais ineficientemente informações contábeis nos preços seguindo adoção do padrão IFRS, refletindo-se em variáveis contábeis menos relacionadas aos preços (He et al., 2020). Portanto, esses achados sugerem rejeitar a hipótese de que a adoção do padrão IFRS aumenta a propagação dos efeitos do sentimento global no *value relevance* da informação contábil no nível agregado de mercado.

A Tabela 4 apresenta os resultados para as estimações no nível firma, envolvendo regressão da medida de *value relevance* combinada de cada firma com os sentimentos global e local e as medidas de adoção do padrão IFRS. Nós observamos que, embora se constatem coeficientes  $ASG*IFRS$  positivos e significantes nas formulações DiD-Br(td) e DiD-Ch, esses achados se mostram sensíveis à inclusão de tendências distintas entre grupos. Vale destacar que  $ASG$  não exibe coeficientes significantes em período pré-IFRS em nenhuma das formulações, não permitindo, portanto, inferências em torno de possíveis efeitos antes da adoção do padrão IFRS pelos países.

Tabela 4. Sentimento global e local, *value relevance* no nível firma e adoção do padrão IFRS

|            | Variável dependente: $VR^{Firma}$ |            |           |            |               |
|------------|-----------------------------------|------------|-----------|------------|---------------|
|            | DiD-Br                            | DiD-Br(td) | DiD-Ch    | DiD-Ch(td) | Amostra total |
| $VR_{t-1}$ | 0,597***                          | 0,597***   | 0,572***  | 0,572***   | 0,691***      |
| ASG        | 0,018                             | 0,019      | -0,030    | -0,031     | -0,023        |
| ASL        | 0,133**                           | 0,134**    | 0,052     | 0,053      | 0,119**       |
| IFRS       | -0,154                            | -0,193     | -0,482*** | -1,423***  | 0,177**       |
| $ASG*IFRS$ | 0,194                             | 0,183**    | 0,415***  | -0,008     | 0,025         |
| $ASL*IFRS$ | 0,445***                          | 0,449***   | -0,123    | -0,227     | -0,104        |
| $t$        | 0,009                             | 0,009      | 0,017     | 0,017      | -0,001        |
| $t*PIFRS$  |                                   | 0,003      |           | 0,084***   |               |



| Dummy trimestre       | Sim   | Sim   | Sim    | Sim    | Sim    |
|-----------------------|-------|-------|--------|--------|--------|
| $\theta_1 + \theta_4$ | 0,212 | 0,202 | 0,385  | -0,039 | 0,002  |
| $\theta_2 + \theta_5$ | 0,578 | 0,583 | -0,071 | -0,174 | 0,015  |
| N                     | 4.447 | 4.447 | 2.575  | 2.575  | 10.316 |
| $\bar{R}$             | 0,533 | 0,533 | 0,466  | 0,466  | 0,609  |

Nota: DiD-Br e DiD-Ch são estimações na abordagem DiD, as quais consideram adoção IFRS no Brasil e Chile, respectivamente. DiD-Br(td) e DiD-Ch(td) referem-se aos modelos estimados similares à DiD-Br e DiD-Ch, contudo adicionando-se aos modelos variáveis com tendência linear distinta para o grupo adotante IFRS em período pré-IFRS ( $t^*PIFRS$ ).  $\bar{R}$  representa o  $R^2$  *within*. \*\*\*, \*\*, \* significância ao nível de 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Em relação ao alto sentimento local, nós observamos coeficiente ASL positivo e significativo nas formulações DiD envolvendo o Brasil, bem como para amostra total, sugerindo que alto sentimento local se reflete em maior *value relevance* em período pré-IFRS naquelas formulações. Ademais, esse efeito positivo se mostra incrementado seguindo adoção do padrão IFRS pelo Brasil, haja vista que o coeficiente ASL\*IFRS se mostrou positivo e significativo em ambas as formulações DiD envolvendo o Brasil (DiD-Br e DiD-Br(td)). Nós destacamos, ainda, que a variável de tendência ( $t$ ) não se mostrou negativa e significativa em qualquer das formulações da Tabela 4, similar ao já reportado na Tabela 3 para o nível agregado.

Adicionalmente aos achados da Tabela 4, a Tabela 5 apresenta resultados para estimações, no nível firma, envolvendo testes para *value relevance* de cada componente da informação contábil, ao se considerar eventos trimestrais, bem como suas interações com os sentimentos global e local e as medidas de adoção do padrão IFRS. Nós constatamos que LPA e VPA exibem coeficientes positivos e significantes (ao nível de 1%) em todas as formulações de testes, indicando que elas são relevantes para investidores em períodos pré-IFRS e de baixo/neutro sentimento global e local. Ao se considerar a interação dessas variáveis com alto sentimento global (ASG) e alto sentimento local (ASL), apenas se constata redução do *value relevance* de VPA em alto sentimento global em todas as formulações testadas, conforme coeficientes VPA\*ASG negativos e significantes, não se constatando qualquer efeito significativo em relação à LPA.

Tabela 5. Sentimento global e local, *value relevance* dos componentes da informação contábil e adoção do padrão IFRS segundo eventos trimestrais

|          | Variável dependente: $P$ |            |           |            |               |
|----------|--------------------------|------------|-----------|------------|---------------|
|          | DiD-Br                   | DiD-Br(td) | DiD-Ch    | DiD-Ch(td) | Amostra total |
| LPA      | 0,795***                 | 0,821***   | 0,977***  | 0,983***   | 0,463***      |
| VPA      | 0,076***                 | 0,076***   | 0,084***  | 0,084***   | 0,027***      |
| ASG      | -0,112*                  | -0,119*    | -0,081    | -0,080     | 0,095***      |
| ASL      | -0,078***                | -0,078***  | -0,027    | -0,029     | -0,013        |
| IFRS     | -0,126***                | -0,171***  | 0,034     | -0,069     | -0,022        |
| LPA*IFRS | -0,550***                | -0,581***  | -0,928*** | -0,943***  | -0,250***     |
| VPA*IFRS | 0,003                    | -0,001     | 0,004     | 0,001      | -0,000        |
| ASG*IFRS | -0,054                   | -0,048     | -0,161**  | -0,160**   | 0,040         |
| ASL*IFRS | 0,105*                   | 0,103**    | 0,061     | 0,063      | -0,011        |
| LPA*ASG  | -0,036                   | -0,084     | -0,160    | -0,156     | 0,104         |
| VPA*ASG  | -0,023**                 | -0,027***  | -0,026*** | -0,027***  | -0,012***     |
| LPA*ASL  | -0,100                   | -0,088     | -0,084    | -0,097     | 0,019         |
| VPA*ASL  | 0,013*                   | 0,014*     | 0,016     | 0,016      | -0,004        |



|                 |          |          |          |          |        |
|-----------------|----------|----------|----------|----------|--------|
| LPA*ASG*IFRS    | -0,439   | -0,379   | 1,253*** | 1,281*** | 0,065  |
| VPA*ASG*IFRS    | 0,051*** | 0,054*** | 0,038*   | 0,036*   | -0,007 |
| LPA*ASL*IFRS    | 0,782**  | 0,734**  | -0,385   | -0,380   | 0,066  |
| VPA*ASL*IFRS    | -0,031** | -0,031** | -0,024   | -0,023   | 0,015  |
| <i>t*PIFRS</i>  |          | -0,006   |          | -0,013*  |        |
| Dummy trimestre | Sim      | Sim      | Sim      | Sim      | Sim    |
| N               | 6.897    | 6.897    | 4.175    | 4.175    | 12.914 |
| $\bar{R}$       | 0,135    | 0,138    | 0,079    | 0,082    | 0,409  |

Notas: DiD-Br e DiD-Ch são estimações na abordagem DiD, as quais consideram adoção IFRS no Brasil e Chile, respectivamente. DiD-Br(td) e DiD-Ch(td) referem-se aos modelos estimados similares à DiD-Br e DiD-Ch, contudo adicionando-se aos modelos variáveis com tendência linear distinta para o grupo adotante IFRS em período pré-IFRS (*t\*PIFRS*).  $\bar{R}$  representa o R2 within. O número condição para cada abordagem DiD é inferior a 30, sugerindo ausência de problemas severos de multicolinearidade (Belsley et al., 2005), contudo o número condição para amostra total se apresentou superior a 30, sugerindo existência daqueles problemas e, portanto, demandando cautela em torno de suas inferências. *P*, *LPA* e *VPA* são divididas pelo preço da ação do período imediatamente anterior. Variáveis winsorizadas nos percentis 1 e 99 segundo cada formulação de teste. \*\*\*, \*\*, \* significância ao nível de 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Ao se considerar adoção do padrão IFRS pelos países, as evidências da Tabela 5 sinalizam coeficientes positivos e significantes para *VPA\*ASG\*IFRS* nas formulações de testes DiD, sugerindo atenuação dos efeitos negativos do alto sentimento global no *value relevance* de *VPA* após adoção do padrão IFRS por Brasil e Chile. Também se constatam coeficientes positivos e significantes para *LPA\*ASG\*IFRS*, nas formulações DiD envolvendo o Chile, sugerindo aumento do *value relevance* de *LPA* em alto sentimento global seguindo adoção do padrão IFRS pelo Chile. Nós destacamos, ainda, evidências na direção de aumento de *value relevance* de *LPA* em alto sentimento local seguindo adoção do padrão IFRS pelo Brasil (abordagens DiD-Br e DiD-Br(td)). Por outro lado, considerando-se aquelas formulações de testes, as evidências sinalizam redução de *value relevance* de *VPA* em período pós-IFRS no Brasil.

As evidências da Tabela 5, portanto, sugerem indícios que confirmam o incremento de *value relevance* dos componentes da informação em períodos de alto sentimento global ou local seguindo adoção do padrão IFRS pelos países, contudo os achados se diferenciam segundo os países adotantes do padrão IFRS. Assim, as evidências sugerem que, considerando-se adoção do padrão IFRS pelo Brasil, preços de ativos exibem maior associação com *VPA* e *LPA* em alto sentimento global e alto sentimento local, respectivamente, alinhando-se ao argumento da visão estratégia cognitiva (He et al., 2020), sugerindo que investidores aumentaram seu foco em heurísticas em torno do *VPA* e *LPA* seguindo o alto sentimento das fontes destacadas. Por outro lado, considerando-se a adoção do padrão IFRS pelo Chile, as evidências permitem afirmar que preços de ativos exibem maior associação apenas com *VPA* em períodos de alto sentimento global, o que também se alinha ao argumento da visão da estratégia cognitiva e sugere que investidores aumentaram seu foco em heurísticas em torno do *VPA* em alto sentimento global.

Portanto, no nível firma, as evidências apontaram na direção da adoção do padrão IFRS pelos países em incrementar o *value relevance* em períodos de alto sentimento local, contudo não se constatou efeito atenuador da adoção do padrão IFRS no provável impacto negativo do alto sentimento local no *value relevance*, dado que os achados não confirmaram aquele impacto negativo em período pré-IFRS.





Nessa linha, os achados não fornecem suporte ao argumento de que a adoção do padrão IFRS possa ter contribuído para reduzir os efeitos adversos do sentimento local no *value relevance* da informação contábil, sugerindo, portanto, a rejeição da hipótese de que a adoção do padrão IFRS atenua os efeitos do sentimento local no *value relevance* da informação contábil no nível firma. Adicionalmente, as evidências apontaram para adoção do padrão IFRS contribuindo para maior *value relevance* tanto em alto sentimento global quanto em alto sentimento local, o que é consistente com as evidências de maior *value relevance* da informação contábil seguindo adoção do padrão IFRS por países (Elbakry et al., 2017; García et al., 2017; Kouki, 2018) e o argumento de decisões baseadas em informações individuais das firmas (Baker et al., 2012).

#### 4.3 Análise de robustez

Considerando-se que nossos resultados podem se mostrar sensíveis à mensuração aplicada à medida VR, a qual considerou janelas móveis dos últimos 12 trimestres e mínimo de seis trimestres nessas janelas, nós executamos testes adicionais com medida para *value relevance* combinada, considerando janelas móveis dos últimos 12 trimestres, contudo mínimo de quatro trimestres nessas janelas, conforme abordagem empregada em Chue, Gul e Mian (2019). Pelos testes adicionais (não reportados por questões de espaço), nós não constatamos diferenças significativas dos achados principais nos níveis agregado e firma, mantendo-se, portanto, as inferências em torno das hipóteses da pesquisa. Ademais, o conjunto de testes adicionais forneceram *insights* adicionais para o nível agregado, destacando-se evidências na direção de aumento do *value relevance* em alto sentimento global seguindo adoção do padrão IFRS pelo Chile.

Adicionalmente, considerando-se que há eventos contábeis não refletidos diretamente no reporte trimestral das firmas (testes de *impairment*, por exemplo), nós testamos se os resultados da Tabela 5 são sensíveis à frequência de dados. Para tanto, nós estimamos o modelo expresso na Equação 6 utilizando dados anuais. Os resultados adicionais (não reportados por questões de espaço) não exibiram diferenças significantes da Tabela 5 e continuaram a sugerir rejeição de H<sub>2</sub>.

#### 5. Conclusão

Nós examinamos se a adoção do padrão IFRS modera a relação entre sentimento do investidor (local e global) e *value relevance* da informação contábil em mercados emergentes da América Latina. Nossos achados lançam luz sobre duas possíveis vias de impacto da adoção do padrão IFRS por mercados emergentes na relação entre sentimento do investidor e *value relevance* da informação contábil: (i) atenuação dos efeitos do sentimento local no *value relevance*; (ii) maior propagação dos efeitos do sentimento global no *value relevance*.

Nossas evidências não confirmaram nem o argumento em torno do efeito atenuador da adoção do padrão IFRS quanto aos efeitos adversos do sentimento no nível firma, nem o aumento do efeito contágio seguindo adoção do padrão IFRS no nível agregado. Contudo, nós encontramos indícios de incremento do *value relevance* tanto em alto sentimento global quanto em alto sentimento local após adoção do padrão IFRS pelos países. Nós concluímos que a adoção do padrão IFRS por países da América Latina se mostrou capaz de moderar a relação entre sentimento do investidor e *value relevance*, embora não represente mecanismo capaz de intensificar os efeitos do sentimento global ou de mitigar os efeitos do sentimento local no *value relevance*.



Como principais contribuições temos que: i) consideramos os efeitos de diferentes fontes de sentimento (global e local) no *value relevance* (He et al., 2020) no contexto de mercados emergentes e adotantes do padrão IFRS; ii) fornecemos evidências dos possíveis efeitos adversos da adoção do padrão IFRS, uma vez que os argumentos em torno dessa adoção por países têm sido direcionados apenas pelos benefícios produzidos (Kim et al., 2021; Lourenço & Castelo Branco, 2015); finalmente, iii) nossos resultados são relevantes para agentes do mercado de capitais, porque eles lançam luz na direção de que as fontes de sentimento não parecem contribuir para que investidores elevem seus níveis de preocupação em relação a “outras informações” além daquelas emitidas pelos sistemas de contabilidade das firmas.

Nós apontamos algumas limitações do nosso estudo. Primeiro, nossa investigação considera apenas países emergentes da América Latina, restringindo os achados apenas a esse bloco de países, fornecendo motivação para futuras pesquisas examinarem outros países que forneçam mais insights sobre o impacto da adoção IFRS na relação entre sentimento do investidor e *value relevance*. Segundo, nós sinalizamos que as restrições sobre dados disponíveis para os países da amostra se refletem em adaptações para algumas variáveis da pesquisa que diferem das abordagens originais desenvolvidas na literatura, como, por exemplo, o sentimento total estimado para cada país, limitando a comparabilidade com outras pesquisas similares. Por fim, também destacamos o fato de os países usados como contrafactuais terem iniciado a convergência ao padrão IFRS no período de exame das diferenças entre grupos no estimador DiD, podendo-se se refletir em possível fonte de contaminação.

## Referências

- Baker, M., & Wurgler, J. (2006). Investor sentiment and the cross-section of stock returns. *Journal of Finance*, 61(4), 1645–1680.
- Baker, M., & Wurgler, J. (2007). Investor sentiment in the stock market. *Journal of Economic Perspectives*, 21(2), 129–151.
- Baker, M., Wurgler, J., & Yuan, Y. (2012). Global, local, and contagious investor sentiment. *Journal of Financial Economics*, 104(2), 272–287.
- Ball, R., & Brown, P. (1968). An Empirical of Accounting Income Numbers. *Journal of Accounting Research*, 6(2), 159–178.
- Barberis, N., & Thaler, R. (2003). A survey of behavioral finance. In G. M. Constantinides, M. Harris, & R. Stulz (Orgs.), *Handbook of the Economics of Finance* (Vol. 1, p. 1053–1128). Elsevier B.V.
- Barth, M. E., Beaver, W. H., & Landsman, W. R. (2001). The relevance of the value relevance literature for financial accounting standard setting: Another view. *Journal of Accounting and Economics*, 31(1–3), 77–104.
- Barth, M. E., Li, K., & McClure, C. G. (2021). Evolution in Value Relevance of Accounting Information. In *SSRN Electronic Journal*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.2933197>
- Belsley, D. A., Kuh, E., & Welsch, R. E. (2005). *Regression diagnostics: Identifying influential data and sources of collinearity*. John Wiley & Sons.
- Cahan, S. F., Emanuel, D., & Sun, J. (2009). The effect of earnings quality and country-level institutions on the value relevance of earnings. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 33, 371–391.
- Chue, T. K., Gul, F. A., & Mian, G. M. (2019). Aggregate investor sentiment and stock return synchronicity. *Journal of Banking and Finance*, 108.
- Concetto, C. L., & Ravazzolo, F. (2019). Optimism in Financial Markets: Stock Market



- Returns and Investor Sentiments. *Journal of Risk and Financial Management*, 12(2), 85.
- Cornell, B., Landsman, W. R., & Stubben, S. R. (2017). Accounting Information, Investor Sentiment, and Market Pricing. *Journal of Law, Finance, and Accounting*, 2(2), 325–345.
- Dash, S. R., & Maitra, D. (2019). The relationship between emerging and developed market sentiment: A wavelet-based time-frequency analysis. *Journal of Behavioral and Experimental Finance*, 22, 135–150.
- De George, E. T., Li, X., & Shivakumar, L. (2016). A review of the IFRS adoption literature. *Review of Accounting Studies*, 21(3), 898–1004.
- Moura, A. A. F., & Gupta, J. (2019). Mandatory adoption of IFRS in Latin America: A boon or a bias. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 60, 111–133.
- Dhaliwal, D., He, W., Li, Y., & Pereira, R. (2019). Accounting Standards Harmonization and Financial Integration. *Contemporary Accounting Research*, 36(4), 2437–2466.
- Driscoll, J. C., & Kraay, A. C. (1998). Consistent covariance matrix estimation with spatially dependent panel data. *Review of Economics and Statistics*, 80(4), 549–559.
- Elbakry, A. E., Nwachukwu, J. C., Abdou, H. A., & Elshandidy, T. (2017). Comparative evidence on the value relevance of IFRS-based accounting information in Germany and the UK. *Journal of International Accounting, Auditing and Taxation*, 28, 10–30.
- García, M. del P. R., Alejandro, K. A. C., Sáenz, A. B. M., & Sánchez, H. H. G. (2017). Does an IFRS adoption increase value relevance and earnings timeliness in Latin America? *Emerging Markets Review*, 30, 155–168.
- Golubeva, O. (2020). Maximising international returns: Impact of IFRS on foreign direct investments. *Journal of Contemporary Accounting and Economics*, 16(2), 100200.
- Gordon, L. A., Loeb, M. P., & Zhu, W. (2012). The impact of IFRS adoption on foreign direct investment. *Journal of Accounting and Public Policy*, 31(4), 374–398.
- Han, X., & Li, Y. (2017). Can investor sentiment be a momentum time-series predictor? Evidence from China. *Journal of Empirical Finance*, 42(71571197), 212–239.
- He, W., Hong, K. H., & Wu, E. (2020). Does Investor Sentiment Affect the Value Relevance of Accounting Information? *Abacus*, 56(4), 535–560.
- Jitmaneroj, B. (2017). Does investor sentiment affect price-earnings ratios? *Studies in Economics and Finance*, 34(2), 183–193.
- Joos, P. P. M., & Leung, E. (2013). Investor perceptions of potential IFRS adoption in the United States. *Accounting Review*, 88(2), 577–609.
- Kim, J. B., Liu, Y., Shi, H., & Zhu, X. K. (2021). The Dark Side of Mandatory IFRS Adoption: Does IFRS Adoption Deteriorate Accrual Reliability? *International Journal of Accounting*, 56(4).
- Kouki, A. (2018). IFRS and value relevance : A comparison approach before and after IFRS conversion in the European countries. *Journal of Applied Accounting Research*, 19(1), 60–80.
- Lourenço, I. M. E. C., & Castelo Branco, M. E. M. D. A. D. (2015). Main consequences of IFRS adoption: Analysis of existing literature and suggestions for further research. *Revista Contabilidade e Finanças*, 26(68), 126–139.
- Meshram, V. V., & Arora, J. (2021). Accounting constructs and economic consequences of IFRS adoption in India. *Journal of International Accounting, Auditing and Taxation*, 45, 100427.
- Montoya, J. C., & Morales, A. C. (2017). Impacto de los estándares internacionales de información financiera en la calidad contable canadiense. *Espacios*, 38(52).



- Nijam, H. M., & Jahfer, A. (2018). IFRS adoption and value relevance of accounting information: Evidence from a developing country. *Global Business Review, 19*(6), 1416–1435.
- Ohlson, J. A. (1995). Earnings, Book Values, and Dividends in Equity Valuation. *Contemporary Accounting Research, 11*(2), 661–687.
- Perez-Liston, D., Huerta-Sanchez, D., & Gutierrez, J. (2018). Do Domestic Sentiment and the Spillover of US Investor Sentiment Impact Mexican Stock Market Returns? *Journal of Emerging Market Finance, 17*(2\_suppl), S185–S212.
- Prather-Kinsey, J. J., & Tanyi, P. N. (2015). The market reaction to SEC IFRS-related announcements: The case of American depository receipt (ADR) firms in the U.S. *Accounting Horizons, 28*(3), 579–603.
- Rahman, M. L., & Shamsuddin, A. (2019). Investor sentiment and the price-earnings ratio in the G7 stock markets. *Pacific Basin Finance Journal, 55*(November 2018), 46–62.
- Rehman, M. U., & Apergis, N. (2020). Do global sentiment shocks spillover towards emerging and frontier markets? *Journal of Economic Studies, 47*(3), 433–465.
- Seok, S. I., Cho, H., & Ryu, D. (2019). Firm-specific investor sentiment and daily stock returns. *North American Journal of Economics and Finance, 50*(September 2018), 100857.
- Srivastava, A., & Muharam, H. (2021). Value relevance of accounting information during IFRS convergence period: comparative evidence between India and Indonesia. *Accounting Research Journal*.
- Suwardi, E. (2020). The evolution in the value relevance of accounting measures in Indonesia. *Gadjah Mada International Journal of Business, 22*(1), 49–73.
- Wing, C., Simon, K., & Bello-Gomez, R. A. (2018). Designing Difference in Difference Studies: Best Practices for Public Health Policy Research. *Annual Review of Public Health, 39*, 453–469.
- Wu, Q., Hao, Y., & Lu, J. (2017). Investor sentiment, idiosyncratic risk, and mispricing of American Depository Receipt. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money, 51*, 1–14.
- Zhang, P., Zhang, L., Meng, Z., & Wang, T. (2021). Dynamic Spillover Effects of Investor Sentiment and Return between China and the United States. *Discrete Dynamics in Nature and Society, 2021*.