

## **O DISCLOSURE ESG IMPACTA NO CUSTO DA DÍVIDA? UMA ANÁLISE DO BRASIL E DE SUAS REGIÕES**

**THAYLA MACHADO GUIMARÃES IGLESIAS**

UNIVERSIDADE FEDERAL DE UBERLÂNDIA (UFU)

**FERNANDA MACIEL PEIXOTO**

UNIVERSIDADE FEDERAL DE UBERLÂNDIA (UFU)

**PABLO ROGERS**

UNIVERSIDADE FEDERAL DE UBERLÂNDIA (UFU)

Agradecimento à orgão de fomento:

Agradecemos à FAPEMIG (Fundação de Amparo à Pesquisa de Minas Gerais), por meio do projeto APQ-01388-22, que nos possibilitou desenvolver essa pesquisa.

# O DISCLOSURE ESG IMPACTA NO CUSTO DA DÍVIDA? UMA ANÁLISE DO BRASIL E DE SUAS REGIÕES

## 1 INTRODUÇÃO

No início dos anos 2000, pesquisadores focados em práticas de Investimento Socialmente Responsável (SRI) investigaram a Governança Corporativa, culminando na criação do conceito ESG (Zopounidis, Garefalakis, Lemonakis & Passas, 2020). Passou-se a considerar que investimentos em ações ESG poderiam otimizar retornos ajustados ao risco, beneficiando investidores. Essas práticas foram impulsionadas, sobretudo, pela crise financeira de 2008 e a subsequente recessão, que levaram investidores a buscar investimentos com melhores medidas de risco (Zopounidis et al., 2020), bem como o surto da COVID-19, que estabeleceu novas normas e padrões para sobrevivência e resiliência das empresas, de tal maneira que as companhias precisaram reinventar seus negócios e realinhar o fluxo de caixa para investimentos (Mohamed Buallay, Al Marri, Nasrallah, Hamdan, Barone & Zureigat (2021).

O *disclosure* ESG refere-se ao meio pelo qual uma empresa comunica suas atividades aos *stakeholders*, visando construir uma imagem de compromisso e influenciar positivamente suas percepções (Eliwa, Aboud & Saleh, 2021). No contexto brasileiro, a Resolução CVM nº 193, de 20 de outubro de 2023, representa um marco importante na busca por maior transparência nas divulgações ESG. Esta resolução estabelece diretrizes para a elaboração e divulgação de relatórios relacionados à sustentabilidade, com base no padrão internacional emitido pelo *International Sustainability Standards Board* (ISSB), cuja obrigatoriedade passa a vigorar após 1º de janeiro de 2026 (Brasil, 2023). Esta é a primeira regulação no mundo que considera os padrões IFRS S1 e IFRS S2 (Peixoto, 2024) e visa aumentar a transparência em relação aos riscos, a confiabilidade, a consistência e a comparabilidade das informações (Brasil, 2023).

O *disclosure* não financeiro amplia as informações divulgadas, oferecendo conteúdo valioso aos investidores e mitigando a assimetria informacional (Raimo et al., 2020). Isso melhora a reputação da empresa (Graham et al., 2005) e impacta na capacidade de obter financiamento a um custo menor (Eliwa et al., 2021), ou seja, as divulgações ESG estão associadas a menores restrições de capital e custo de capital (Amel-Zadeh & Serafeim, 2018). Tendo isso em vista, o custo de capital é um fator crucial nas decisões corporativas, pois influencia a estrutura de capital e a lucratividade das empresas (Easley & O'Hara, 2004).

Sabe-se, que a regionalidade propicia diferenciações em relação à demografia, economia, aspectos financeiros e elementos culturais (Shkura, 2019), práticas corporativas e no ambiente em que as empresas estão inseridas (Zopounidis et al., 2020), bem como no desenvolvimento financeiro (Lv et al., 2021) e na sensibilidade econômica (Cong et al., 2021). Nessa perspectiva, a abordagem do custo de capital deve abarcar as diferenças regionais (Bachner et al., 2019; Marín & Villada, 2020; Schyska & Kies, 2020).

Com base nas Teorias da Legitimidade, da Divulgação Voluntária e dos *Stakeholders*, esse estudo examina a relação do *disclosure* ESG com o custo da dívida das empresas brasileiras, além de buscar compreender se a regionalidade influencia na captação de recursos junto aos terceiros. As práticas ESG são essenciais na qualidade do crédito ofertado às empresas pelas instituições financeiras, uma vez que consideram a avaliação dos riscos associados (Eliwa et al., 2021) que, por conseguinte, reduzem a assimetria informacional (Dhaliwal et al., 2011; Ould Daoud Ellili, 2020; Hamrouni et al., 2019) e o custo de capital (Ould Daoud Ellili, 2020; Raimo et al., 2021).

Embora sejam perceptíveis na literatura investigações sobre o impacto das divulgações não financeiras no custo de capital, ainda carecem evidências quanto às divulgações ESG

(Raimo et al., 2020), especialmente com o enfoque na regionalidade, uma vez que a maioria dos estudos sobre regionalidade centra-se na abordagem regional a nível multipaíses (Mohamed Buallay et al., 2021; Shkura, 2019; Zopounidis et al., 2020). Outrossim, os reflexos da regionalidade na estrutura de capital são abordados em estudos voltados, especialmente, para pequenas e médias empresas, conforme estudos de Di Pietro et al. (2018), La Rocca et al. (2010), Matias e Serrasqueiro (2017), Palacín-Sánchez e Di Pietro (2016) e Palacín-Sánchez et al. (2013), diferente do que se pretende fazer neste estudo.

Adotando como variável dependente o custo de capital de terceiros estimado pela *Bloomberg*, este trabalho examina a relação do *disclosure* ESG com o custo da dívida das empresas brasileiras, além de buscar compreender se a regionalidade influencia na captação de recursos junto aos terceiros. Foram analisadas 576 observações-firmas-ano de empresas brasileiras, não financeiras, de capital aberto pertencentes à base de dados *Bloomberg* no período de 2016 a 2021, estruturadas em um painel dinâmico de *System GMM* em *one* ou *two-steps* e os resultados não demonstraram forte relação entre o *disclosure* ESG com o custo da dívida. Entretanto, ao estimar os dados em um painel estático com efeitos aleatórios para compreender a influência da regionalidade, notou-se diferenças significantes das macrorregiões do Brasil no custo da dívida.

Esse estudo contribui com a literatura existente de diferentes modos. Primeiro, acrescenta evidências empíricas dos reflexos do *disclosure* ESG no custo da dívida das empresas, relação esta passível de investigação, em virtude da ausência de consenso na literatura (Atan et al., 2018; Ould Daoud Ellili, 2020; Eliwa et al., 2021; Hamrouni et al., 2019; Nazir et al., 2022). Segundo, trata-se de uma pesquisa que lança mão da abordagem do custo da dívida e evidencia o efeito da regionalidade no endividamento das empresas, levando em consideração as cinco macrorregiões do Brasil (Norte, Nordeste, Centro-oeste, Sudeste e Sul).

No tocante às contribuições práticas e sociais, compreender os efeitos do *disclosure* ESG no custo da dívida das empresas brasileiras permite o desenvolvimento de padrões para divulgações não financeiras, visando maior conformidade e transparência das iniciativas ESG. Isso melhora a comunicação da empresa com os investidores e a sociedade, refletindo em maior confiança e menores riscos associados às decisões de investimento.

## 2 FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA

### 2.1 Disclosure ESG e Custo de Capital da Firma

Diversas decisões corporativas estão associadas ao custo de capital de uma empresa, pois a taxa mínima de atratividade dos projetos de investimentos pode modificar a estrutura de capital e alterar a lucratividade (Easley & O'Hara, 2004). A decisão de um gestor em divulgar ou reter uma informação é baseada no efeito que isso tem nos preços dos ativos de risco (Verrecchia, 1983).

A prática de divulgação reduz a assimetria informacional (Diamond & Verrecchia, 1991; Verrecchia, 2001), melhora a liquidez futura dos títulos de uma empresa e aumenta a demanda de grandes investidores, especialmente para empresas maiores, pois reduz o risco e o custo de capital associados (Diamond & Verrecchia, 1991). Para reduzir a assimetria de informações, a empresa deve se comprometer com altos níveis de divulgações públicas, justificando a busca por uma divulgação eficiente (Verrecchia, 2001).

Na literatura, não há consenso sobre a relação das divulgações ESG com o custo de capital. Apesar de alguns *stakeholders* ainda não apresentarem confiança nas práticas ESG (Atan et al., 2018), ou as considerarem como ações que geram encargo financeiro adicional e não um valor agregado (Nazir et al., 2022), níveis crescentes de informações ESG possibilitam maior transparência (Ould Daoud Ellili, 2020; Hamrouni et al., 2019; Tarulli et al., 2023), melhor precisão das previsões (Dhaliwal et al. 2011; Raimo et al., 2020), redução da assimetria

informacional (Ould Daoud Ellili, 2020; Hamrouni et al., 2019; Lavin & Montecinos-Pearce, 2022), melhor avaliação dos riscos (Lavin & Montecinos-Pearce, 2022; Raimo et al., 2020; Raimo et al., 2021) e redução do custo de capital (Hamrouni et al., 2020; Maaloul et al., 2023; Ould Daoud Ellili, 2020; Tarulli et al., 2023).

Nesse sentido, compreende-se que a extensão de informações ESG melhora a legitimidade e reputação das empresas (Maaloul et al., 2023), o que corrobora a Teoria da Legitimidade, bem como atende aos anseios dos provedores de crédito (Teoria dos *Stakeholders*), cuja maior confiança reflete em melhor acesso às fontes de financiamento (Hamrouni et al., 2019). Isso posto, espera-se uma relação negativa e significativa do *disclosure* ESG com o custo da dívida de empresas brasileiras, conforme atesta a hipótese H1 desse estudo:

**H1:** Há uma relação negativa entre o *disclosure* ESG e o custo da dívida de empresas brasileiras.

## 2.2 Diferenças Regionais impactam no Custo de Capital e no Disclosure ESG?

É notório que investimentos socialmente responsáveis são bens que centram-se na criação de valor (Shkura, 2019) e as regiões, cujas regulações voluntárias ou obrigatórias estão mais consolidadas, apresentam maiores índices de divulgações ESG (Mohamed Buallay et al., 2021). Ou seja, há diferenças regionais significativas quanto às práticas corporativas e o ambiente em que as empresas estão inseridas (Zopounidis et al., 2020), sejam elas em relação ao desempenho financeiro e aos aspectos ESG (Mohamed Buallay et al., 2021; Lv et al., 2021; Shkura, 2019), ou no tocante à demografia, economia, aos tipos de instituições e aos elementos culturais (Shkura, 2019).

O impacto da regionalidade no custo de capital das empresas requer uma abordagem diferenciada, considerando o risco intrínseco de cada região (Bachner et al., 2019; Schyska & Kies, 2020; Marín & Villada, 2020). A estrutura de capital varia regionalmente, dependendo das características da empresa e do ambiente econômico (Palacín-Sanches et al., 2013; Palacín-Sánchez & Di Pietro, 2016; Matias & Serrasqueiro, 2017). O ambiente institucional influencia as diferenças nas estruturas financeiras das empresas entre as regiões (Di Pietro et al., 2018; La Rocca et al., 2020). Regiões menos desenvolvidas tendem a depender mais de financiamentos, enquanto em regiões mais desenvolvidas, fatores regionais podem favorecer o uso da dívida (Di Pietro et al., 2018). Nessa perspectiva, e especialmente no contexto brasileiro, caracterizado por desigualdades e diversidades desde a sua formação, que refletiram em alta heterogeneidade nas cinco macrorregiões brasileiras (Brandão, 2020), apresenta-se a hipótese H2 investigada neste estudo:

**H2:** O custo da dívida das firmas difere entre as macrorregiões brasileiras.

## 3 METODOLOGIA

### 3.1 Definição da Amostra e Coleta de Dados

A amostra do estudo abrangeu todas as empresas brasileiras, de capital aberto, pertencentes à base *Bloomberg* ao longo dos anos de 2016 a 2021. Assim como estudos anteriores (Eliwa et al., 2021; Raimo et al., 2021), procedeu-se com a exclusão das empresas do setor financeiro, devido às regulações específicas desse setor e a incomparabilidade da variável adotada como *proxy* para o custo de capital de terceiros (Raimo et al., 2021). Ademais, conforme Atan et al. (2018), Nazir et al. (2022) e Raimo et al. (2021), foram suprimidas as empresas com *missing values* para a variável dependente custo da dívida e para as variáveis explicativas de *disclosure* ESG (*scores* geral e nos pilares).

Para a coleta de dados, adotou-se a base *Bloomberg* para extrair os indicadores do

*disclosure* ESG e as variáveis de controle e, em relação à regionalidade, os dados foram extraídos do site Informe Cadastral e dos sítios eletrônicos de cada empresa da amostra. Além disso, adotou-se a *winsorização* das variáveis ao nível de 7% (MLL), 6% (ROA), 3% (ESGG e FS), 2% (TAM) e 1% (ALAV), como procedimento exploratório para substituir os valores extremos e melhorar a distribuição univariada da variável, e as hipóteses foram testadas em um painel desbalanceado ao longo do período de 2016 a 2021.

Na Tabela 1 é apresentada a composição da amostra por Setor (Painel A), Estado (Painel B), Ano (Painel C) e Macrorregiões do Brasil (Painel D). Cerca de 60% da amostra pertence aos setores de Serviços de Utilidade Pública (25,85%), Consumo Discricionário (17,98%) e Indústrias (15,60%). O período de análise (Painel C) apresenta homogeneidade anual e, quanto aos Estados (Painel B), São Paulo (56,32%), Rio de Janeiro (14,26%) e Minas Gerais (6,09%) são os mais representativos. Em relação às regiões, mais de 85% das empresas estão localizadas no Sudeste (76,67%) e Sul (10,7%) do Brasil (Painel D).

Tabela 1: Composição da amostra por setor, estado, ano e região

Painel A (Amostra por Setor)			Painel B (Amostra por Estado)		
Setor	Número de Obs.	%	Estado	Número de Obs.	%
Assistência Médica	37	5.50%	BA	24	3.57%
Bens de Consumo	66	9.81%	CE	21	3.12%
Consumo Discricionário	121	17.98%	DF	9	1.34%
Energia	31	4.61%	MA	6	0.89%
Imobiliária	30	4.46%	MG	41	6.09%
Indústrias	105	15.60%	MT	6	0.89%
Materiais	76	11.29%	PA	6	0.89%
Serviços de Comunicação	15	2.23%	PE	10	1.49%
Serviços de Utilidade Pública	174	25.85%	PR	24	3.57%
Tecnologia da Informação	18	2.67%	RJ	96	14.26%
<b>Total</b>	<b>673</b>	<b>100.00%</b>	RN	3	0.45%
			RS	24	3.57%
			SC	24	3.57%
			SP	379	56.32%
			<b>Total</b>	<b>673</b>	<b>100.00%</b>
Painel C (Amostra por Ano)			Painel D (Amostra por Região)		
Ano	Número de Obs.	%	Região	Número de Obs.	%
2016	96	14.26%	Centro-oeste	15	2.23%
2017	98	14.56%	Nordeste	64	9.51%
2018	107	15.90%	Norte	6	0.89%
2019	121	17.98%	Sudeste	516	76.67%
2020	125	18.57%	Sul	72	10.70%
2021	126	18.72%	<b>Total</b>	<b>673</b>	<b>100.00%</b>
<b>Total</b>	<b>673</b>	<b>100.00%</b>			

Fonte: Dados da pesquisa (2024)

### 3.2 Descrição das variáveis

Esse estudo apresenta como variável dependente o custo da dívida das empresas brasileiras extraído da *Bloomberg*. Quanto às variáveis independentes, tem-se o *disclosure* ESG mensurado no seu *score* agregado e individualmente nos eixos ambiental, social e de

governança. Trata-se, pois, de uma metodologia consistente, com informações não financeiras, cujas pontuações variam de 0,1 (empresas que divulgam o mínimo de quantidade de informações ESG) a 100 (empresas que divulgam todas as informações ESG avaliadas pela *Bloomberg*), ou seja, quanto maior a pontuação de divulgação, mais informações ESG são divulgadas (Maaloul et al., 2023) e as pontuações são diferenciadas de acordo com o setor e o país. Ressalta-se que essas variáveis não medem o desempenho das empresas, mas são adotadas pelos investidores como fontes de informações para a avaliação da qualidade da gestão, bem como transparência das empresas e credibilidade (Tarulli et al., 2023).

Além do *disclosure* ESG, buscou-se compreender qual a influência da regionalidade no custo da dívida das empresas brasileiras. Para tanto, foi adotada a *proxy* REGIAO, que analisa a regionalidade sob o contexto da divisão do Brasil em cinco grandes regiões (Norte, Nordeste, Centro-Oeste, Sudeste e Sul), criada na década de 1970 (IBGE, 2018).

Detalhes sobre as demais variáveis, notação, métrica, sinal esperado, embasamento teórico e base de dados são descritos na Tabela 2.

Tabela 2: Descrição das variáveis da pesquisa

Tipo	Variável	Notação	Métrica	Sinal Esperado	Embasamento Teórico	Base de Dados
Dependente	Custo da Dívida	CD	$CD = [[(SD/TD) * (CS * AF)] + [(LD/TD) * (CL * AF)]] * [1-TR]$		(g); (h); (k)	<i>Bloomberg</i>
	<i>Disclosure</i> ESG	ESG	Índice baseado no <i>disclosure</i> ambiental, social e de governança	(-)	(a); (b); (c); (d); (e); (f); (g); (h); (k)	<i>Bloomberg</i>
Independentes	<i>Disclosure</i> ESG Ambiental	ESGA	Índice baseado no <i>disclosure</i> ambiental	(-)	(a); (b); (d); (e); (k)	<i>Bloomberg</i>
	<i>Disclosure</i> ESG Social	ESGS	Índice baseado no <i>disclosure</i> social	(-)	(a); (b); (d); (e); (k)	<i>Bloomberg</i>
	<i>Disclosure</i> ESG Governança	ESGG	Índice baseado no <i>disclosure</i> de governança	(-)	(a); (b); (d); (e); (k)	<i>Bloomberg</i>
	Regionalidade (5 Regiões do Brasil)	REGIAO	Dummy que identifica cada uma das cinco macrorregiões do Brasil		(l)	
Controle	Tamanho	TAM	Logaritmo natural do ativo total no ano t.	(-)	(a); (b); (c); (h); (i)	<i>Bloomberg</i>
	Alavancagem	ALAV	Dívida total / Ativos totais no ano t.	(+)	(a); (b); (c); (h)	<i>Bloomberg</i>
	Retorno Operacional do Ativo	ROA	Lucro Líquido / Ativo Total	(-)	(c); (h); (i)	<i>Bloomberg</i>
	Sustentabilidade Financeira	FS	Passivo Total / Ativo Total	(-)	(j)	<i>Bloomberg</i>
	Margem de Lucro Líquido	MLL	Lucro Líquido / Volume de Vendas	(-)	(j)	<i>Bloomberg</i>
	Setor	SETOR	Setor indicado pela <i>Bloomberg</i> .		(c)	<i>Bloomberg</i>

Notas:

- 1) O embasamento teórico foi identificado com letras, sendo: (a) = Atan et al. (2018); (b) = Balassiano et al. (2023); (c) = Eliwa et al. (2021); (d) = Hamrouni et al. (2020); (e) = Houqe et al. (2020); (f) = Lavin e Montecinos-Pearce (2022); (g) = Maaloul et al. (2023); (h) = Raimo et al. (2021); (i) Ould Daoud Ellili (2020); (j) Nazir et al. (2022); (k) = Tarulli et al. (2022); (l) Pereira Júnior (2022).
- 2) O custo da dívida extraído da *Bloomberg* apresenta os seguintes componentes: SD = dívida de curto

prazo; TD = dívida total da firma, CS = porcentagem do custo da dívida de curto prazo antes dos impostos; AF = fator de ajuste da dívida, que representa o rendimento médio acima dos títulos do governo para uma determinada classe de avaliação (quanto menor a classificação, maior o fator de ajuste); LD = dívida de longo prazo; CL = porcentagem do custo da dívida de longo prazo antes dos impostos e TR = refere-se à alíquota efetiva do imposto medida em percentual.

Fonte: Dados da Pesquisa (2024)

### 3.3 Modelos

O foco do artigo reside em avaliar a influência das dimensões ESG no custo da dívida de empresas de capital aberto no Brasil. Para isso, tem-se informações de 124 empresas entre 2016 e 2021, configurando uma disposição de dados em painel. Adicionalmente, a literatura relatada apresenta evidências da necessidade de inclusão da variável dependente defasada para modelos que pretendem avaliar influências no custo da dívida empresarial. Assim, o problema configura-se como de painel dinâmico e, historicamente, no âmbito da economia e finanças, utilizam-se modelos estimados por *Difference* ou *System GMM (Generalized Method-of-Moments)*, *one* ou *two-steps*, para controlar o problema de correlação (por construção) entre a variável defasada e o erro idiossincrático (Roodman, 2009). No entanto, a literatura correlata de estrutura de capital também indica que pode haver endogeneidade entre as outras variáveis consideradas na Tabela 2. Desse modo, formalmente temos:

$$Y_{it} = \phi Y_{it-1} + \beta X_{it} + \theta Z_{it} + \delta P_{it} + \lambda_t + v_i + e_{it} \quad (1)$$

Onde,

- $Y_{it}$  representa CD;
- $X_{it}$  é a matriz de variáveis exógenas ESG ou ESGA ou ESGS ou ESGG e TAM, que não dependem de  $e_{it}$  atual ou passado;
- $Z_{it}$  representa a matriz de variáveis endógenas ALAV e FS, potencialmente correlacionadas com  $v_i$ , pois também determinam CD, e cujos instrumentos candidatos partem de t-2;
- $P_{it}$  é a matriz de variáveis predeterminadas ROA e MLL, potencialmente correlacionadas contemporaneamente com  $v_i$ , cujos instrumentos candidatos partem de t-1;
- $e_{it}$  são os erros individuais específicos,  $\lambda_t$  denota o efeito do tempo (controlado por *dummies* temporais) e  $v_i$  são os efeitos ao nível individual não observados, supondo que  $E(v_i) = E(e_{it}) = E(v_i, e_{it}) = 0$  e  $E(e_{it}, e_{js}) = 0$  para cada  $i, j, t, s, i \neq j$ ;
- $\phi, \beta, \theta$  e  $\delta$  são vetores de parâmetros estimados, cujo processo envolve tomar a primeira diferença da equação (1) e utilizar os *lags* das variáveis  $Y_{it-1}$ ,  $Z_{it}$  e  $P_{it}$  como instrumentos nessa equação transformada (diferenciada), conforme proposta de Arellano & Bond (1991). Adicionalmente, Arellano & Bover (1995) e Blundell & Bond (1998) indicaram incluir *lags* das diferenças de  $Y_{it-1}$ ,  $Z_{it}$  e  $P_{it}$  como instrumentos adicionais na equação em nível (equação 1).

O procedimento acima é conhecido como *System GMM*, cuja diferenciação reside em remover  $v_i$  (efeito fixo), e os instrumentos (defasagens e diferenças das variáveis) na equação 1 e equação transformada, controlar a correlação entre  $Z_{it}/P_{it}/Y_{it-1}$  e  $e_{it}$ . Sobre a escolha entre o estimador *Difference* ou *System GMM* pautou-se pela recomendação da literatura (Arellano & Bover, 1995; Blundell & Bond, 1998; Bond, 2002; Roodman, 2009) ao ressaltar uma melhor eficiência do *System GMM* em i) painel desbalanceado, pequenas amostras, presença de heterocedasticidade e autocorrelação [testes preliminares (Breusch-Pagan e Wooldridge) indicaram fortemente nesse sentido], e ii) a regra proferida por Bond (2002): estimar um modelo *pooled* e de efeitos fixos e comparar os parâmetros de persistência com o parâmetro estimado

por um modelo *Difference GMM*. Tem-se um painel desbalanceado, amostra pequena, indícios de heterocedasticidade e autocorrelação, e o parâmetro de persistência do modelo *Difference GMM* ficou mais próximo do modelo de efeito fixo do que do modelo *pooled* (em todas as situações), e por isso, optou-se pela utilização do estimador *System GMM*.

Adicionalmente, ressalta-se que foi utilizado o procedimento *Two-Step System GMM*, devido os indícios da presença de heterocedasticidade e correlação serial, com a correção para pequenas amostras, conforme a proposta de Windmeijer (2005). Utilizou-se as primeiras diferenças (FD) para construção dos instrumentos na equação diferenciada, como expresso acima, em vez dos desvios das médias passadas (FOD), como recomenda a literatura (Roodman, 2009) no caso de um painel fortemente desbalanceado. Isso porque simulações iniciais não indicou nenhum ganho de eficiência do procedimento FOD a favor da FD para fins de reduzir o impacto dos *missings*. Por fim, com intuito de evitar a proliferação de instrumentos ( $n^\circ$  instrumentos  $> N$ ), fez-se uso do procedimento *collapse* como recomendado por Roodman (2009).

Para avaliar os modelos estimados por *Two-Step System GMM* fez-se uso: i) do teste *J* de Hansen para a validade dos instrumentos ( $0,60 > p\text{-valor} > 0,05$ ); ii) do teste Arellano-Bond  $AR(p)$  para identificar indícios de autocorrelação de ordem  $p$ : espera-se correlação de primeira ordem, mas ausência de correlação de ordens superiores ao nível de 20% de confiança (Kiviet, 2020); iii) do teste de significância do parâmetro de persistência ( $\phi$ ) para justificar a utilização de técnicas de painel dinâmico ( $p\text{-valor} < 0,05$ ); iv) da avaliação se  $n^\circ$  de instrumentos  $< n^\circ$  de grupos ( $N = n^\circ$  de empresas); e v) do teste de significância geral (Teste *F*) do modelo ( $p\text{-valor} < 0,05$ ); conforme recomendação da literatura (Roodman, 2009).

Antes de estimar os modelos para os testes das hipóteses da pesquisa executou uma análise descritiva e bivariada das variáveis da base de dados. No caso da análise descritiva, calculamos as principais estatísticas (média, mediana, desvio-padrão, máximo e mínimo) a partir dos dados empilhados e tendo em vista o contexto do painel, ou seja, decompondo a variabilidade total em *within* e *between* (Fávero, 2013). No caso da análise bivariada, calculamos a matriz de correlações entre as variáveis da base de dados.

Os *missing values* não foram tratados para evitar problemas relacionados ao viés de sobrevivência, no entanto, procedeu-se com o tratamento dos *outliers*: no contexto univariado, a partir da verificação de valores aberrantes nos *box-plots* das variáveis, pela utilização do processo de winsorização, como recomenda Ruppert (2014) e discutem Lien & Balakrishnan (2007 e 2021). Como usualmente ocorre com informações financeiras e contábeis, algumas observações mostram-se aberrantes sem explicações aparentes, e por isso, utilizamos a winsorização apenas como uma ferramenta de substituir os valores aberrantes. Optou-se por não tratar os *outliers* multivariados devido ao tamanho amostral e preferência por aumentar a validade externa em detrimento da validade interna.

### 3.4 Regionalidade

Os estimadores GMM são complicados e podem gerar estimativas inválidas. Eles também podem ser facilmente manipulados para produzir diferentes resultados, principalmente, devido a sensibilidade à especificação da matriz de variáveis exógenas e quantidade de instrumentos (Roodman, 2009). Nesse sentido, este estudo não procedeu a nenhuma capitalização das chances e rodou-se o projeto de pesquisa como ele inicialmente foi esboçado, guiado pela revisão da literatura e disponibilidade de informações. Essa opção metodológica, e o fato de os modelos terem passado nos testes diagnósticos, talvez seja o melhor teste de robustez dos achados. No entanto, os resultados indicaram de forma contundente, como apresentado adiante, que não é preciso o termo da variável dependente defasado para ajuste do modelo linear de dados em painel.

Ressalta-se que, em termos estatísticos, todas as variáveis da Tabela 2 poderiam ser consideradas exógenas ao sistema. O teste *C* de endogeneidade/exogeneidade indicou baixa correlação entre as variáveis explanatórias e o erro. Especificamente, os testes *C* para  $P_{it}$  e  $Z_{it}$  retornaram p-valor  $> 0,20$  para todos os modelos considerados, indicando que  $P_{it}$  e  $Z_{it}$  poderiam ser tratadas como exógenas ( $X_{it}$ ). Nesse sentido, para os dados disponíveis e problema de pesquisa considerado, em termos estatísticos, por parcimônia, poderíamos considerar modelos lineares estáticos (sem termo de defasagem) para dados em painel, quais sejam: modelo de efeitos fixos (EF), modelo de efeitos aleatórios (EA) ou modelos *pooled* (POLS). Assim, para avaliar o impacto da regionalidade no problema estudado, formalmente temos que estimar o seguinte modelo:

$$Y_{it} = \beta X_{it} + \varphi REG_i + \lambda_t + v_i + e_{it} \quad (2)$$

Onde,

- $Y_{it}$  representa CD;
- $X_{it}$  é a matriz de variáveis independentes que inclui as dimensões ESG, conforme Tabela 12, mais as *dummies* setoriais;
- $REG_i$  representa uma única variável de regionalidade que é constante entre os indivíduos (*time-invariant*) e que inclui as macrorregiões do Brasil;
- $e_{it}$  são os erros individuais específicos,  $\lambda_t$  denota o efeito do tempo (controlado por *dummies* temporais) e  $v_i$  são efeitos aleatórios ao nível individual, supondo que  $E(v_i) = E(e_{it}) = E(v_i, e_{it}) = 0$  e  $E(e_{it}, e_{js}) = 0$  para cada  $i, j, t, s, i \neq j$ ;
- $\beta$  e  $\varphi$  são vetores de parâmetros a serem estimados por GLS (*Generalized Least Squares*)

Note que a expressão, seja pela hipótese sobre  $e_{it}$  e  $v_i$ , o estimador utilizado (GLS) ou a variável  $REG_i$  que não muda com o tempo, traduz um modelo EA (Fávero, 2013). A vantagem do modelo de EA é que ele estima todos os coeficientes, inclusive aqueles invariantes no tempo (Baltagi, 2021; Gujarati & Porter, 2011; Hsiao, 2014; Wooldridge, 2010b). Apenas nos modelos de EA ou POLS pode-se incluir variáveis que não mudam ao longo do tempo. Assim, do ponto de vista dos objetivos da pesquisa, deve-se tomar uma decisão *a priori* a favor dos modelos de EA, e infelizmente, a despeito de suas vantagens, não cogitar modelos de EF. Entretanto, apesar do modelo de EA ser consistente mesmo que o verdadeiro modelo seja o POLS (*Pooled Ordinary Least Squares*) (Gujarati & Porter, 2011), aplicou-se o teste de Breusch-Pagan (POLS *versus* EA) para escolher entre o modelo EA ou POLS e avaliou-se o ICC (*Interclass Correlation Coefficient*).

Adicionalmente, foram executados procedimentos usuais para diagnóstico das outras hipóteses do modelo de EA, tais como: i) teste de autocorrelação serial de primeira ordem de Wooldridge (Wooldridge, 2010a); ii) teste de heterocedasticidade de Cameron e Trivedi (Cameron & Trivedi, 2009); e iii) cálculo do fator de inflação da variância (VIF) para avaliar problemas relacionados com a multicolinearidade ( $VIF > 10$ ) (Gujarati & Porter, 2011). Caso as hipóteses i) e/ou ii) sejam rejeitadas a solução mais parcimoniosa reside em estimar os modelos tendo em vista erros-padrão robustos quanto a heterocedasticidade e/ou autocorrelação (Wooldridge, 2010a).

## 4 ANÁLISE DOS RESULTADOS

### 4.1 Estatística Descritiva

Na Tabela 3 é apresentado o sumário estatístico resumido das variáveis investigadas, após *winsorização*. A média do custo da dívida (CD) das empresas brasileiras é 10.13% e esse

resultado é superior aos de Balassiano et al. (2023) (6.28%), mas está em linha às evidências de Maaloul et al. (2023) (9.3%). Quanto ao *score* ESG agregado (ESG), a média é 41.54 e, em relação aos pilares, a média mais expressiva é do *score* ESGG (59.09), ESGA é o pilar que apresenta menor média (32.30) e ESGS tem média 33.11.

Tabela 3: Estatística descritiva das variáveis

Variável	Obs.	Média	Desv. Padrão	Min.	Máx.
<b>CD</b>	672	10.1314	3.6172	0.0000	21.2097
<b>ESG</b>	586	41.5409	11.8175	14.9683	74.4392
<b>ESGA</b>	586	32.2982	19.9217	0.0000	79.4926
<b>ESGS</b>	586	33.1072	14.8466	0.0000	76.8440
<b>ESGG</b>	586	59.0896	5.4103	50.5720	71.1018
<b>TAM</b>	586	21.7614	1.1929	18.8252	24.5175
<b>ALAV</b>	586	0.3427	0.1897	0.0000	0.8431
<b>ROA</b>	586	0.0392	0.0549	-0.0784	0.1365
<b>FS</b>	586	0.6182	0.1924	0.2169	1.0493
<b>MLL</b>	576	0.0815	0.1295	-0.1841	0.3494

Fonte: Dados da Pesquisa (2024)

## 4.2 Modelos Estimados

Os quatro modelos estimados com intuito de avaliar a hipótese H1 da pesquisa encontram-se na Tabela 4. De uma forma geral, eles passaram nos testes diagnósticos: i) os testes  $F$  indicaram que os coeficientes são conjuntamente significativos ao nível de 1%; ii)  $n^\circ$  de instrumentos  $< n^\circ$  de grupos em todos os modelos, de forma a evitar a singularidade da matriz de covariância; iii) os testes  $J$  de Hansen indicaram que os instrumentos são válidos (p-valor  $> 0.20$ ): apesar dos altos valores do p-valor indicar problemas de proliferação dos instrumentos, e o teste  $J$  de Hansen ser fraco nessa condição, os testes de Sargan, que são mais imunes à proliferação dos instrumentos, também indicaram que os instrumentos são válidos ao nível de 5%; e iv) os testes Arellano-Bond AR(1) foram significativos, como esperado, e os testes Arellano-Bond AR(2) não foram significativos ao nível de 20%, indicando que os modelos não sofrem de problemas de correlação serial de segunda ordem. No entanto, os coeficientes associados à variável  $Y_{t-1}$  (termo de persistência) não foram significativos, indicando que o termo defasado do custo da dívida nos modelos não foi apropriado para avaliar o problema em questão.

Tabela 4: *Two-Step System GMM* para o custo da dívida e as dimensões da ESG

<b>CD<sub>t</sub></b>	<b>ESG</b>	<b>ESGA</b>	<b>ESGS</b>	<b>ESGG</b>
CD <sub>t-1</sub>	0.093 (0.124)	0.096 (0.123)	0.095 (0.124)	0.087 (0.125)
Dimensão ESG	-0.004 (0.013)	-0.001 (0.007)	-0.001 (0.010)	-0.025 (0.022)
TAM	0.261 (0.168)	0.245 (0.151)	0.251 (0.168)	0.273 (0.157)
ALAV	0.761 (3.174)	0.715 (3.169)	0.696 (3.169)	0.920 (3.170)
ROA	-9.722 (12.328)	-9.792 (12.306)	-9.931 (12.264)	-9.972 (12.155)

FS	-3.721 (4.009)	-3.713 (4.103)	-3.811 (4.026)	-3.954 (3.765)
MLL	-0.378 (5.655)	-0.428 (5.673)	-0.333 (5.645)	-0.490 (5.596)
2017	2.514*** (0.701)	2.500*** (0.697)	2.503*** (0.702)	2.499*** (0.692)
2018	2.289*** (0.496)	2.284*** (0.495)	2.285*** (0.498)	2.271*** (0.488)
2019	-0.346 (0.361)	-0.351 (0.359)	-0.348 (0.362)	-0.353 (0.358)
2021	6.448*** (0.252)	6.449*** (0.252)	6.448*** (0.250)	6.433*** (0.250)
Constante	3.736 (3.104)	3.939 (3.057)	3.883 (3.265)	4.976 (2.798)
Nº Observações	450	450	450	450
Nº Grupos	124	124	124	124
Teste $F_{(11,123)}$	771.87***	791.28***	766.58***	783.68***
J de Hansen	0.954	0.953	0.954	0.959
Arellano-Bond AR (1)	0.017	0.016	0.016	0.019
Arellano-Bond AR (2)	0.788	0.800	0.801	0.785
Nº de instrumentos	34	34	34	34

*Nota:* \*p-valor < 0.10, \*\*p-valor < 0.05 e \*\*\*p-valor < 0.01 baseados na estatística *t*. Os valores acima referem-se às estimativas dos coeficientes da regressão, e abaixo, entre parênteses, aos erros-padrão. Os valores de *J* de Hansen e Arellano-Bond AR(1) e AR(2) referem-se aos p-valores dos testes. As descrições dos códigos das variáveis são apresentadas na Tabela 2. O modelo *Two-step System GMM* foi estimado no Stata v.17 pela rotina *xtabond2 Y<sub>it</sub> Y<sub>it-1</sub> Z<sub>it</sub> P<sub>it</sub> X<sub>it</sub>, gmm(Y<sub>it-1</sub> Z<sub>it</sub>, lag(2.) collapse) gmm(P<sub>it</sub>, lag(1.) collapse) iv(X<sub>it</sub>) robust twostep small*, conforme detalhamento da equação 1 e discutido na seção “3.3.3 Modelos” da tese.

Fonte: Dados da Pesquisa (2024)

Nota-se (Tabela 4), que os quatro modelos apresentam significância estatística apenas para os coeficientes angulares das variáveis de controle Ano em 2017, 2018 e 2021, de tal modo que não é possível rejeitar a hipótese nula de ausência de relação entre o *disclosure* ESG e o custo da dívida das empresas brasileiras. Portanto, a hipótese H1 investigada não é corroborada. Melhor dizendo, não é possível inferir que os credores valorizam a maior transparência de informações ESG e recompensam as empresas que se valem dessa prática com menores custos, devido à diminuição da assimetria de informações, conforme previsto por Raimo et al. (2021). Nesse sentido, tais resultados diferem-se de Eliwa et al. (2020), Lavin e Montecinos-Pearce (2022), Maaloul et al. (2023), Ould Daoud Ellili (2020), Raimo et al. (2021) e Tarulli et al. (2023), mas se alinham, em partes, às evidências de Balassiano et al. (2023), que, embora tenham encontrado relação positiva e significativa a 5% do *score* ambiental com o custo da dívida, notaram ausência de significância para os demais *scores* investigados, e isso atesta que o mercado brasileiro ainda é incipiente quanto às práticas de sustentabilidade, ou seja, as empresas e os investidores ainda não visualizam os benefícios resultantes das práticas ESG em relação à mitigação dos riscos e decorrente redução dos custos de capital (Balassiano et al., 2023).

Quanto às variáveis de controle, também não foram notórias relações significantes com o custo da dívida pelas estimações *Two-Step System GMM* (Tabela 4), mas ao testar a exogeneidade das variáveis, sem o termo da dívida defasado, como *check* de robustez, percebeu-se que, para todos os modelos investigados, a alavancagem relaciona-se positiva e significativa ao nível de 5% com o custo da dívida, ratificando os resultados de Eliwa et al. (2021) e Raimo et al. (2021), o que sinaliza que firmas com alta alavancagem possuem altos

custos da dívida (Eliwa et al., 2021). Ademais, também constatou-se relação negativa e significativa ao nível de 10% da Sustentabilidade Financeira consoante às evidências de Nazir et al. (2022).

### 4.3 Modelos Estimados - Regionalidade

Na Tabela 5, tem-se o impacto do *disclosure* ESG sobre o custo da dívida, controlado pela *dummy* REGIAO. Destaca-se, que foram apresentados os valores médios dos coeficientes das *dummies* ANO, SETOR e REGIAO, nas quais foram adotadas como categorias base, respectivamente, o ano de 2020, o setor de Utilidades e a região Sudeste.

As hipóteses referentes à Regionalidade foram testadas por meio de regressões em painel estático com a adoção de modelos aleatórios e *pooled*, dada a não variabilidade das variáveis de interesse relativas à Regionalidade. O Teste de *Breusch-Pagan* (71.26, p-valor < 0.000) evidenciou que o efeito aleatório é a melhor estimacão em detrimento de *polled*. Ademais, o Teste de *Wooldridge* identificou presença de autocorrelação (57.23, p-valor < 0.000) e o Teste de *Cameron & Trivedi* (416.36, p-valor < 0.000) de heterocedasticidade, e assim, ambos modelos foram estimados com erros robustos *clusterizados*. Ressalta-se que procedeu-se, também, com a verificação de multicolinearidade tanto para o *score* ESG agregado, quanto nos pilares, e o *variance inflation factor* (VIF) - em português, fator de inflação de variância (FIV), apresentou valor médio (VIF <5) inferior a 5 em todas as análises, o que indica que a multicolinearidade entre as variáveis explicativas está dentro dos limites aceitáveis.

São apresentados os modelos estimados tanto com efeitos aleatórios, quanto *polled*, mas os resultados percorridos centram-se na estimacão com efeitos aleatórios. É possível notar que não há relação significativa do *disclosure* ESG no *score* agregado com o custo da dívida, de maneira que não há evidências suficientes para rejeitar a hipótese nula de ausência de relação entre o custo da dívida e as divulgações ESG. Entretanto, nota-se relação negativa e significativa do custo da dívida com o retorno operacional do ativo (ROA,  $\beta = -13.56$  e  $z = -3,48^{***}$ ), assim como em Eliwa et al. (2021), Houque et al. (2021) e Raimo et al. (2021), de modo a inferir que empresas mais rentáveis são consideradas menos arriscadas e mais capazes de gerar recursos (Raimo et al., 2021) e, por isso, tendem a adquirir empréstimos com taxas de juros mais baixas (Eliwa et al., 2021).

Quanto à Regionalidade, a relação significativa das *dummies* REGIAO ( $\beta = 2.20$ ;  $\chi^2 = 23,84^{***}$ ) com o custo da dívida, corrobora a hipótese H2 investigada, a qual assevera que há diferença das macrorregiões brasileiras no custo da dívida. Ou seja, é relevante que o custo de capital seja abordado considerando as diferentes regiões (Bachner et al., 2019; Schyska & Kies, 2020) e o risco intrínseco associado a cada uma delas (Marín & Villada, 2020).

Tabela 5: Impacto da dimensão ESG sobre CD controlado pela regionalidade (REGIAO)

CD	EA com erros clusterizados		POLS com erros clusterizados	
	Coef.	$z/\chi^2$	Coef.	t/F
ESG	-0.000	-0.04	-0.002	-0.19
TAM	0.225	1.40	0.170	0.93
ALAV	1.526	1.23	2.098	1.73*
ROA	-13.558	-3.48***	-17.666	-4.26***
FS	-1.424	-1.07	-1.650	-1.43
MLL	3.326	1.58	5.092	2.62***
ANO (2020)	17.590	793.97***	17.631	180.39***
SETOR (Utilidades)	2.560	29.12***	2.033	3.22***
REGIAO (Sudeste)	2.205	23.84***	2.227	7.14***

Constante	2.811	0.91	4.102	1.20
Nº Observações	576		576	
Nº Grupos	124		124	
R <sup>2</sup> (%)	63.99%		55.03%	
$\chi^2 / F$ (p-valor)	1,335	(0.000)	28.09	(0.000)
RMSE	2.011		2.364	
<b>Testes diagnósticos</b>	<b>Estatística</b>	<b>p-valor &lt;</b>		
Teste Breusch-Pagan [ $\chi^2_{(1)}$ ]	71.26	0.000		
Teste de Wooldrige [ $F_{(1,112)}$ ]	57.23	0.000		
Teste Cameron & Trivedi [ $\chi^2_{(245)}$ ]	416.36	0.000		
ICC (%)	29.86%			

\*\*\* p-valor < .01; \*\* p-valor < .05; \* p-valor < .10; ICC = *Interclass Correlation* = variabilidade *within* da amostra. Modelos estimados por *Generalized Least Squares* (GLS). R<sup>2</sup> = R<sup>2</sup> *within*. Para ANO, SETOR e REGIAO os coeficientes dizem respeito ao somatório dos coeficientes das *dummies*, exceto a categoria base (entre parênteses) e as inferências (p-valor) foram procedidas a partir do teste Wald ( $\chi^2$ ) ou *F* – teste conjunto das *dummies*.

Fonte: Dados da Pesquisa (2024)

## 5 CONCLUSÃO

Este estudo analisou o impacto do *disclosure* ESG no custo da dívida de empresas brasileiras não financeiras de 2016 a 2021, considerando a regionalidade. Com base nas Teorias da Legitimidade, do *Disclosure* Voluntário e dos *Stakeholders*, foram estimados modelos em *System GMM*, seguidos por painel estático com efeitos aleatórios para analisar a influência regional.

A amostra, composta por 124 empresas, indicou que as empresas brasileiras com maior transparência ESG não se beneficiam de menores custos de capital. Isso sugere que tais empresas ainda estão em processo de maturação de suas ações ESG, uma vez que gestores e acionistas se mostram hesitantes em reconhecer os benefícios dessas ações, especialmente na mitigação de riscos e redução do custo de capital (Balassiano et al., 2023). As diferenças regionais são relevantes no custo da dívida das empresas, indicando que a localização da empresa impacta sua estrutura de capital, pois algumas regiões têm acesso mais fácil a financiamentos (Palacín-Sánchez et al., 2013).

As limitações deste estudo incluem o período de investigação (2016 a 2021) e a redução do número de observações devido à estimação com *System GMM*. Além disso, a *proxy* regional baseou-se na delimitação geográfica, sem considerar outros aspectos do desempenho econômico-financeiro das regiões. Para futuros estudos, sugere-se investigar a influência do *disclosure* ESG em outros tipos de custos de capital e outros componentes financeiros da empresa, como Q de Tobin, *Market to Book* e ROE. Além disso, sugere-se a adoção de outras *proxies* que capturem particularidades regionais relevantes para entender o comportamento financeiro das empresas brasileiras.

Este estudo avança nas pesquisas sobre o *disclosure* ESG, focando em um país emergente onde as práticas ESG ainda são pouco aceitas. A ênfase reside no aspecto ético do cumprimento das recomendações voluntárias, sem compreender o valor real que essas ações geram para a sociedade, o meio ambiente e os acionistas, ao promover negócios mais eficientes (Galindo et al., 2023). Além disso, este estudo investiga o comportamento financeiro da empresa à luz do custo da dívida, uma abordagem menos comum na literatura sobre o tema.

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Amel-Zadeh, A., & Serafeim, G. (2018). Why and how investors use ESG information: Evidence from a global survey. *Financial Analysts Journal*, 74(3), 87-103. <https://doi.org/10.2469/faj.v74.n3.2>
- Arellano, M., & Bond, S. (1991). Some tests of specification for panel data: monte carlo evidence and an application to employment equations. *Review of Economic Studies*, 58(2), 277–297. <https://doi.org/10.2307/2297968>
- Arellano, M., & Bover, O. (1995). Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. *Journal of Econometrics*, 68(1), 29–51. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(94\)01642-D](https://doi.org/10.1016/0304-4076(94)01642-D)
- Atan, R., Alam, M. M., Said, J., & Zamri, M. (2018). The impacts of environmental, social, and governance factors on firm performance: Panel study of Malaysian companies. *Management of Environmental Quality: An International Journal*. 29(2), 182-194. <https://doi.org/10.1108/MEQ-03-2017-0033>
- Bachner, G., Mayer, J., & Steininger, K. W. (2019). Costs or benefits? Assessing the economy-wide effects of the electricity sector's low carbon transition—The role of capital costs, divergent risk perceptions and premiums. *Energy Strategy Reviews*, 26, 100373. <https://doi.org/10.1016/j.esr.2019.100373>
- Balassiano, R. S., Ikeda, W. E., & Jucá, M. N. (2023). Efeitos das práticas de ESG no custo de capital das empresas brasileiras. *REUNIR Revista de Administração Contabilidade e Sustentabilidade*, 13(2), 197-217. <https://doi.org/10.18696/reunir.v13i2.1538>
- Baltagi, B. H. (2021). *Econometric Analysis of Panel Data* (6th ed.). Springer International Publishing. <https://doi.org/10.1007/978-3-030-53953-5>
- Blundell, R., & Bond, S. (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, 87(1), 115–143. [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(98\)00009-8](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(98)00009-8)
- Bond, S. R. (2002). Dynamic panel data models: a guide to micro data methods and practice. *Portuguese Economic Journal*, 1(2), 141–162. <https://doi.org/10.1007/s10258-002-0009-9>
- Brandão, C. A. (2020). Dinâmicas e Transformações Territoriais Recentes: O Papel da PNDR e das Políticas Públicas não Regionais com impacto territorial. In Monteiro Neto, A. (Org.), *Desenvolvimento Regional no Brasil: políticas, estratégias e perspectivas*, 2 (pp.151-186). Ipea.
- Brasil. Comissão de Valores Mobiliários. Resolução CVM 193. (2023). Resolução CVM nº193, de 20 de outubro de 2023. Dispõe sobre a elaboração e divulgação do relatório de informações financeiras relacionadas à sustentabilidade, com base no padrão internacional emitido pelo International Sustainability Standards Board - ISSB. Comissão de Valores Mobiliários. <https://conteudo.cvm.gov.br/legislacao/resolucoes/resol193.html>
- Cong, R., Lo, A. Y., & Yu, W. (2021). The distribution and regional determinants of nationally financed emissions-reduction projects in China. *Energy Policy*, 152, 112215. <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2021.112215>
- Dhaliwal, D. S., Li, O. Z., Tsang, A., & Yang, Y. G. (2011). Voluntary nonfinancial disclosure and the cost of equity capital: The initiation of corporate social responsibility reporting. *The accounting review*, 86(1), 59-100. <https://doi.org/10.2308/accr.00000005>
- Di Pietro, F., Palacín Sánchez, M. J., & Roldán Salgueiro, J. L. (2018). Regional development and capital structure of SMEs.
- Diamond, D. W., & Verrecchia, R. E. (1991). Disclosure, liquidity, and the cost of capital. *The journal of Finance*, 46(4), 1325-1359. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1991.tb04620.x>

- Easley, D., & O'hara, M. (2004). Information and the cost of capital. *The Journal of Finance*, 59(4), 1553-1583. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2004.00672.x>
- Eliwa, Y., Aboud, A., & Saleh, A. (2021). ESG practices and the cost of debt: Evidence from EU countries. *Critical Perspectives on Accounting*, 79, 102097. <https://doi.org/10.1016/j.cpa.2019.102097>
- Fávero, L. P. L. (2013). Dados em painel em contabilidade e finanças: teoria e aplicação. *BBR Brazilian Business Review*, 10(1), 131–156.
- Galindo, F., Zenkner, M., & Kim, Y. J. (2023). *Fundamentos do ESG: geração de valor para os negócios e para o mundo*. Belo Horizonte, MG: Fórum.
- Graham, J. R., Harvey, C. R., & Rajgopal, S. (2005). The economic implications of corporate financial reporting. *Journal of Accounting and Economics*, 40(1-3), 3-73. <https://doi.org/10.1016/j.jacceco.2005.01.002>
- Gujarati, D. N., & Porter, D. C. (2011). *Econometria Básica* (5th ed.). AMGH.
- Hamrouni, A., Boussaada, R., & Toumi, N. B. F. (2019). Corporate social responsibility disclosure and debt financing. *Journal of Applied Accounting Research*, 20(4), 394-415. <https://doi.org/10.1108/JAAR-01-2018-0020>
- Hamrouni, A., Uyar, A., & Boussaada, R. (2020). Are corporate social responsibility disclosures relevant for lenders? Empirical evidence from France. *Management Decision*, 58(2), 267-279. <https://doi.org/10.1108/MD-06-2019-0757>
- Houqe, M. N., Ahmed, K., & Richardson, G. (2020). The effect of environmental, social, and governance performance factors on firms' cost of debt: International evidence. *The International Journal of Accounting*, 55(03), 2050014. <https://doi.org/10.1142/S1094406020500146>
- Hsiao, C. (2014). *Analisis of Panel Data* (3rd ed.). Cambridge University Press.
- IBGE (2018, janeiro 09). Dividir para conhecer: as diversas divisões regionais do Brasil. *Revista Retratos*. Recuperado em 26 de dezembro, 2023, de <https://agenciadenoticias.ibge.gov.br/agencia-noticias/2012-agencia-de-noticias/noticias/19383-dividir-para-conhecer-as-diversas-divisoes-regionais-do-brasil>
- IBR 2020 (2021, março 24). ESG: qual a relevância das práticas na visão das empresas brasileiras?. *Grant Thornton*. Recuperado em 3 de outubro, 2023, de <https://www.grantthornton.com.br/insights/artigos-e-publicacoes/ibr-h220---esg-qual-a-relevancia-das-praticas-na-visao-das-empresas-brasileiras/>
- Kiviet, J. F. (2020). Microeconomic dynamic panel data methods: Model specification and selection issues. *Econometrics and Statistics*, 13, 16–45. <https://doi.org/10.1016/j.ecosta.2019.08.003>
- La Rocca, M., La Rocca, T., & Cariola, A. (2010). The influence of local institutional differences on the capital structure of SMEs: Evidence from Italy. *International Small Business Journal*, 28(3), 234-257. <https://doi.org/10.1177/0266242609360614>
- Lavin, J. F., & Montecinos-Pearce, A. A. (2022). Heterogeneous Firms and Benefits of ESG Disclosure: Cost of Debt Financing in an Emerging Market. *Sustainability*, 14(23), 15760. <https://doi.org/10.3390/su142315760>
- Lien, D., & Balakrishnan, N. (2007). On Regression Analysis with Data Cleaning via Trimming, Winsorization, and Dichotomization. [Http://Dx.Doi.Org/10.1080/03610910500307695](http://Dx.Doi.Org/10.1080/03610910500307695), 34(4), 839–849. <https://doi.org/10.1080/03610910500307695>
- Lien, D., & Balakrishnan, N. (2021). Some results on multiple regression analysis with data cleaned by trimming and winsorization. <https://doi.org/10.1080/03610918.2021.1982974>. <https://doi.org/10.1080/03610918.2021.1982974>

- Lv, C., Bian, B., Lee, C. C., & He, Z. (2021). Regional gap and the trend of green finance development in China. *Energy Economics*, 102, 105476. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2021.105476>
- Maaloul, A., Zéghal, D., Ben Amar, W., & Mansour, S. (2023). The effect of environmental, social, and governance (ESG) performance and disclosure on cost of debt: The mediating effect of corporate reputation. *Corporate Reputation Review*, 26(1), 1-18. <https://doi.org/10.1057/s41299-021-00130-8>
- Marín, J. B., & Villada, F. (2020). Regionalized Discount Rate to Evaluate Renewable Energy Projects in Colombia. *International Journal of Energy Economics and Policy*, 10(2), 332–336. <https://doi.org/10.32479/ijeep.8924>
- Matias, F., & Serrasqueiro, Z. (2017). Are there reliable determinant factors of capital structure decisions? Empirical study of SMEs in different regions of Portugal. *Research in International Business and Finance*, 40, 19-33. <https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2016.09.014>
- Mohamed Buallay, A., Al Marri, M., Nasrallah, N., Hamdan, A., Barone, E., & Zureigat, Q. (2021). Sustainability reporting in banking and financial services sector: a regional analysis. *Journal of Sustainable Finance & Investment*, 1-26. <https://doi.org/10.1080/20430795.2021.1978919>
- Mohammad, W. M. W., & Wasiuzzaman, S. (2021). Environmental, Social and Governance (ESG) disclosure, competitive advantage and performance of firms in Malaysia. *Cleaner Environmental Systems*, 2, 100015. <https://doi.org/10.1016/j.cesys.2021.100015>
- Nazir, M., Akbar, M., Akbar, A., Poulouvo, P., Hussain, A., & Qureshi, M. A. (2022). The nexus between corporate environment, social, and governance performance and cost of capital: evidence from top global tech leaders. *Environmental Science and Pollution Research*, 29, 22623-22636. <https://doi.org/10.1007/s11356-021-17362-0>
- Ould Daoud Ellili, N. (2020). Environmental, social, and governance disclosure, ownership structure and cost of capital: Evidence from the UAE. *Sustainability*, 12(18), 7706. <https://doi.org/10.3390/su12187706>
- Palacín-Sánchez, M. J., & Di Pietro, F. (2016). The role of the regional financial sector in the capital structure of small and medium-sized enterprises (SMEs). *Regional Studies*, 50(7), 1232-1247. <https://doi.org/10.1080/00343404.2014.1000290>
- Palacín-Sánchez, M. J., Ramírez-Herrera, L. M., & Di Pietro, F. (2013). Capital structure of SMEs in Spanish regions. *Small Business Economics*, 41, 503-519. <https://doi.org/10.1007/s11187-012-9439-7>
- Peixoto, B. T. (2024, 1 Abril). *Relatório ESG agora é regra no Brasil* [LinkedIn page] LinkedIn. Recuperado em 14 de abril de 2024, de <https://www.linkedin.com/pulse/relat%2525C3%2525B3rio-esg-agora-%2525C3%2525A9-regra-brasil-bruno-teixeira-peixoto-9rrif/?trackingId=AasAZz7ZTqGQm4WPUwsjdA%3D%3D>
- Pereira Júnior, A. (2022). *Perspectiva contingente e valor estratégico do caixa na relação entre diversificação geográfica dos negócios e desempenho organizacional* (Tese de doutorado, Universidade Federal de Uberlândia, Brasil). Recuperado de <https://repositorio.ufu.br/handle/123456789/36861>
- Raimo, N., Caragnano, A., Zito, M., Vitolla, F., & Mariani, M. (2021). Extending the benefits of ESG disclosure: The effect on the cost of debt financing. *Corporate Social Responsibility and Environmental Management*, 28(4), 1412-1421. <https://doi.org/10.1002/csr.2134>
- Raimo, N., de Nuccio, E., Giakoumelou, A., Petruzzella, F., & Vitolla, F. (2020). Non-financial information and cost of equity capital: An empirical analysis in the food and beverage

- industry. *British Food Journal*, 123(1), 49-65. <https://doi.org/10.1108/BFJ-03-2020-0278>
- Roodman, D. (2009). How to do xtabond2: An introduction to difference and system GMM in Stata. *Stata Journal*, 9(1), 86–136. <https://doi.org/10.1177/1536867x0900900106>
- Ruppert, D. (2014). Trimming and Winsorization. In *Wiley StatsRef: Statistics Reference Online*. Wiley. <https://doi.org/10.1002/9781118445112.stat01887>
- Schyska, B. U., & Kies, A. (2020). How regional differences in cost of capital influence the optimal design of power systems. *Applied Energy*, 262, 114523. <https://doi.org/10.1016/j.apenergy.2020.114523>
- Shkura, I. (2019). The regional peculiarities of SRI development. *Journal of Economics and Management*, 37(3), 107-138. <https://doi.org/10.22367/jem.2019.37.06>
- Tarulli, A., Morrone, D., Conte, D., Bussoli, C., & Russo, A. (2023). The relevance of non-financial disclosure in influencing the cost of capital: Empirical evidence from the agri-food sector. *Business Strategy and the Environment*. <https://doi.org/10.1002/bse.3215>
- Toumi, N. B. F., Khemiri, R., & Makni, Y. F. (2022). Board directors' home regions and CSR disclosure: evidence from France. *Journal of Applied Accounting Research*, 23(2), 509-539. <https://doi.org/10.1108/JAAR-02-2021-0032>
- Verrecchia, R. E. (1983). Discretionary disclosure. *Journal of Accounting and Economics*, 5, 179-194. [https://doi.org/10.1016/0165-4101\(83\)90011-3](https://doi.org/10.1016/0165-4101(83)90011-3)
- Verrecchia, R. E. (2001). Essays on disclosure. *Journal of Accounting and Economics*, 32, 97-180.
- Wooldridge, J. M. (2010a). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data* (2nd ed.). MIT Press.
- Wooldridge, J. M. (2010b). *Introdução à Econometria: Uma Abordagem Moderna* (4th ed.). Cengage Learning.
- Zopounidis, C., Garefalakis, A., Lemonakis, C., & Passas, I. (2020). Environmental, social and corporate governance framework for corporate disclosure: a multicriteria dimension analysis approach. *Management Decision*, 58(11), 2473-2496. <https://doi.org/10.1108/MD-10-2019-1341>