

Sustentabilidade Empresarial e Desempenho Financeiro no Brasil: Uma Análise da Associação entre Participação no ISE/B3 e ROE

Pedro Ripp Carreira^a Bruno Saboya de Aragão^{a,†}

^aInstituto Brasileiro de Ensino, Desenvolvimento e Pesquisa (IDP), Brazil

[†]Autor correspondente: bruno.aragao@idp.edu.br

INFORMAÇÕES DO ARTIGO

Palavras-chave:

Sustentabilidade empresarial
ESG
ISE/B3
Desempenho financeiro
ROE

RESUMO

Este artigo analisa a associação entre a participação no Índice de Sustentabilidade Empresarial da B3 (ISE/B3) e o desempenho financeiro de empresas brasileiras não financeiras, medido pelo Retorno sobre o Patrimônio Líquido (ROE), no período de 2015 a 2023. A pesquisa adota abordagem quantitativa, com dados secundários extraídos das Demonstrações Financeiras Padronizadas da CVM e da composição anual do ISE/B3. A amostra final compreende 73 empresas e 587 observações empresa-ano, estruturadas em painel não balanceado. Para a estimação, foi utilizado modelo de Efeitos Aleatórios com erros-padrão robustos HC3 clusterizados por empresa, controlando variáveis financeiras, macroeconômicas e eventos corporativos. Os resultados indicam que a participação no ISE está positiva e significativamente associada ao ROE, com empresas integrantes do índice apresentando retorno médio aproximadamente 10,96 pontos percentuais superior. Também se verificou associação positiva entre crescimento da receita e ROE, enquanto eventos corporativos apresentaram efeito negativo. Conclui-se que a sustentabilidade empresarial, operacionalizada pela participação no ISE, está associada à geração de valor financeiro, embora os achados devam ser interpretados como associativos, e não causais.

1. Introdução

No cenário contemporâneo, percebe-se uma responsabilidade crescente quanto à implementação de práticas sustentáveis, impulsionada pela necessidade de atender às gerações atuais sem comprometer as futuras, conforme estabelecido pelo Relatório Brundtland ([Comissão Mundial sobre Meio Ambiente e Desenvolvimento, 1991](#)). Entretanto, no campo da Administração, observa-se uma dualidade entre o impacto dessas práticas e o desempenho econômico das empresas, gerando um debate ainda não resolvido na literatura empírica sobre se a adoção de critérios de *environmental, social and governance* (ESG) representa um custo ou uma fonte de valor para as organizações.

Essa tensão exige uma mudança de paradigma: sair da visão focada exclusivamente no acionista, baseada na maximização do valor aos *shareholders*, para a Teoria dos *Stakeholders* de [Freeman \(1984\)](#), que defende que as organizações devem gerar benefícios múltiplos para todos os grupos afetados por suas atividades, incluindo colaboradores, clientes, fornecedores, comunidade e meio ambiente. Nesse contexto, a sustentabilidade deixa de ser vista como uma restrição ao lucro e passa a ser tratada como um vetor estratégico de criação de valor de longo prazo, capaz de reduzir riscos, ampliar a reputação corporativa e fortalecer o acesso a mercados de capitais cada vez mais orientados por critérios ESG.

Nesse contexto, a análise quantitativa de dados surge como uma ferramenta para investigar empiricamente essa relação, transformando critérios qualitativos de ESG em métricas mensuráveis que permitam avaliar empiricamente a viabilidade econômica da sustentabilidade. No mercado de capitais brasileiro, o Índice de Sustentabilidade Empresarial (ISE) da Brasil, Bolsa, Balcão (B3), criado em 2005, representa o principal instrumento de seleção e divulgação de empresas comprometidas com práticas sustentáveis, reunindo anualmente entre 30 e 40 companhias avaliadas segundo critérios ambientais, sociais, econômico-financeiros e de governança corporativa. Sua composição é revisada anualmente pela B3, o que gera variação temporal na participação de cada empresa e cria uma oportunidade empírica relevante para o estudo de uma relação entre a sustentabilidade e o desempenho financeiro.

Na presente pesquisa, optou-se por concentrar a análise no indicador *Return on Equity* (ROE) das empresas que compuseram o ISE em pelo menos um ano durante o período de 2015 a 2023. O ROE foi selecionado como indicador de performance econômica por sua ampla aceitação acadêmica e de mercado, por refletir a rentabilidade gerada aos acionistas em relação ao capital próprio investido e por ser diretamente comparável entre empresas de diferentes setores e portes ([Assaf Neto, 2014](#)). O objetivo central da pesquisa é analisar a associação entre a participação no ISE e o ROE das empresas não financeiras que integraram o índice entre 2015 e 2023, buscando contribuir empiricamente para o debate sobre a relação entre sustentabilidade e rentabilidade no mercado de capitais brasileiro. Assim, pretende-se responder se a participação anual no ISE/B3 está associada a um maior ROE entre as empresas não financeiras que integram o índice em pelo menos um ano no período de 2015 a 2023.

Para responder a tal questionamento, a pesquisa fundamenta-se em uma análise com dados em painel não balanceado, abrangendo 73 empresas e 587 observações empresa-ano no período de 2015 a 2023. Os dados financeiros foram coletados diretamente das Demonstrações Financeiras Padronizadas (DFP) disponibilizadas pela Comissão de Valores Mobiliários (CVM). Quanto à estratégia de estimação, optou-se por um modelo de dados em painel com efeitos aleatórios, especificação cuja adequação foi respaldada por testes de diagnóstico: o teste de Breusch-Pagan evidenciou heterogeneidade individual não observada, favorecendo o modelo de painel em detrimento do *Pooled Ordinary Least Squares* (OLS). Adicionalmente, os erros-padrão foram clusterizados por empresa, por meio do estimador HC3, a fim de corrigir a heterocedasticidade e a autocorrelação serial identificadas nos resíduos.

Para além desta introdução, o artigo estrutura-se em mais cinco seções. A seção seguinte apresenta o referencial teórico, abordando a Teoria dos *Stakeholders*, o conceito de ESG e a literatura empírica sobre sustentabilidade e desempenho financeiro. A seção 3 descreve os procedimentos metodológicos, incluindo a definição da amostra, os critérios de exclusão e o modelo econométrico adotado. A seção 4 apresenta os resultados obtidos além de discutir estes resultados à luz da teoria e da literatura, enquanto a seção final traz as considerações finais, contemplando as limitações da pesquisa e sugestões para estudos futuros.

2. Fundamentação teórica

O debate moderno sobre sustentabilidade corporativa ganha força a partir da publicação do Relatório Brundtland, em 1987. Ao definir o desenvolvimento sustentável como o modelo capaz de atender às necessidades do presente sem comprometer as gerações futuras (Comissão Mundial sobre Meio Ambiente e Desenvolvimento, 1991, p. 46), o documento lançou as bases para uma transformação que, gradativamente, migrou do campo político e ambiental para a gestão empresarial, consolidando-se no tripé ESG — *Environmental, Social and Governance*. Dessa forma, o ESG transcendeu a lógica da filantropia e passou a figurar como instrumento estratégico na tomada de decisão corporativa.

Os números do mercado financeiro global traduzem esse movimento: os ativos sob gestão orientados por critérios ESG, estimados em US\$ 18,4 trilhões em 2021, devem alcançar US\$ 33,9 trilhões até 2026, o equivalente a 21,5% do total de ativos sob gestão no mundo (PwC, 2022). No Brasil, essa tendência manifesta-se de forma crescente, tendo em vista o número expressivo de empresas que vêm incorporando princípios ESG em suas operações. No âmbito do mercado de capitais brasileiro, o Índice de Sustentabilidade Empresarial (ISE), criado pela B3 em 2005, consolidou-se como instrumento de sinalização e reconhecimento das empresas comprometidas com a sustentabilidade, apoiando investidores na tomada de decisão e induzindo as companhias a adotarem melhores práticas ESG (B3 — Brasil, Bolsa, Balcão, 2025).

Cabe destacar que o ISE cumpre um duplo objetivo: orientar investidores em suas decisões e sinalizar ao mercado que as empresas integrantes assumem uma responsabilidade socioambiental mais significativa (Silva e Lucena, 2019). No entanto, a integração das práticas ESG no contexto financeiro ainda suscita debates, especialmente no que diz respeito à sua influência sobre a rentabilidade das organizações — questão que constitui o objeto central da presente pesquisa.

Nessa transição em direção à gestão sustentável, a proposição do *Triple Bottom Line* (TBL) por Elkington (1997), consolidada posteriormente em sua obra *Cannibals with Forks*, surge como um dos marcos teóricos fundamentais. O autor argumenta que o desempenho organizacional não pode ser mensurado exclusivamente pela dimensão econômica, propondo que as empresas avaliem simultaneamente três pilares interdependentes: o econômico (*Profit*), o social (*People*) e o ambiental (*Planet*).

Dessa forma, o TBL representou uma ruptura com a lógica tradicional centrada no lucro, ao reconhecer que a viabilidade financeira de longo prazo está diretamente vinculada à responsabilidade socioambiental. Embora concebido inicialmente como ferramenta de mensuração interna, o conceito pavimentou o caminho para o desenvolvimento do tripé ESG, que evoluiu dessa base ao incorporar critérios de governança e se consolidar como instrumento de avaliação externa para o mercado financeiro.

No entanto, o próprio Elkington (2018) revisitou o conceito em artigo publicado na *Harvard Business Review*, alertando que o TBL havia sido reduzido a uma ferramenta contábil, perdendo sua dimensão transformadora original. Essa crítica reforça a necessidade de uma adoção genuína, e não meramente instrumental, das práticas de sustentabilidade corporativa.

Freeman (1984) define *stakeholders* como qualquer grupo ou indivíduo que possui a capacidade de afetar ou ser afetado pelo alcance dos objetivos organizacionais de uma empresa. Essa definição rompe com a lógica tradicional centrada exclusivamente no acionista, perspectiva defendida por Friedman (1970), para quem a única responsabilidade social da empresa seria a maximização do lucro em benefício de seus proprietários. A Teoria dos *Stakeholders* surge, assim, como uma tentativa de contrapor essa visão, incorporando uma compreensão mais ampla das relações que permeiam o ambiente empresarial.

Ademais, percebe-se que essa perspectiva alinha a sustentabilidade corporativa à criação de valor de longo prazo. Esse argumento é corroborado por Acharyya e Agarwala (2022), que identificaram que empresas orientadas por motivações estratégicas de RSC tendem a apresentar maior desempenho social corporativo.

No entanto, essa proposição não está isenta de críticas. Lea (1999) aponta uma limitação relevante na teoria: o conceito de *stakeholder*, tal como formulado, apresenta um problema de indefinição, na medida em que não delimita com precisão quais agentes podem ou devem ser considerados dentro dessa categoria. Embora a teoria represente um avanço em relação à visão friedmaniana, a imprecisão conceitual constitui um desafio à sua operacionalização no contexto organizacional.

Diante do exposto, o ponto central da Teoria dos *Stakeholders* reside na proposição de que a responsabilidade organizacional não se restringe à geração de resultados financeiros para os acionistas, mas se estende a todos os agentes que compõem o entorno da empresa. Esse entendimento articula-se diretamente com o TBL proposto por [Elkington \(1997\)](#), que posiciona a sociedade, representada pelos *stakeholders*, como agente ativo na cobrança de resultados distribuídos nos três pilares interdependentes. Dessa forma, ambas as teorias convergem ao reconhecer que a sustentabilidade corporativa é uma resposta às demandas legítimas dos diversos grupos que interagem com a organização.

A operacionalização dos critérios ESG representa um dos principais desafios metodológicos da área, tendo em vista a ausência de um padrão universal de métricas capaz de traduzir de forma inequívoca o desempenho ambiental, social e de governança das organizações. Diferentes agências de *rating* ESG utilizam escopos, ponderações e metodologias distintas, gerando avaliações divergentes para uma mesma empresa, com correlações médias entre *ratings* que variam de apenas 38% a 71% ([Berg et al., 2022](#)).

Os autores identificam que a principal fonte dessa divergência reside na mensuração dos atributos, responsável por 56% da variação total entre os *ratings*, seguida pela escolha do escopo (38%) e pela ponderação dos critérios (6%). Embora cada metodologia possua fundamentação própria, a falta de padronização constitui um obstáculo concreto à comparabilidade entre empresas e à consolidação do ESG como métrica financeira robusta. Diante disso, índices nacionais com critérios auditados e revisados periodicamente tornam-se ainda mais relevantes, ao oferecer uma referência metodológica mais consistente para o mercado brasileiro.

No que diz respeito à relação entre ESG e desempenho financeiro, a literatura empírica apresenta evidências de que a adoção genuína de práticas sustentáveis tende a produzir resultados superiores no longo prazo. [Eccles et al. \(2014\)](#), em estudo com 180 empresas norte-americanas acompanhadas por 18 anos, demonstraram que companhias que incorporaram voluntariamente políticas de sustentabilidade de forma integrada ao negócio apresentaram desempenho organizacional e financeiro significativamente superior ao das demais.

Cabe destacar que essas empresas apresentaram maior envolvimento do conselho de administração com questões de sustentabilidade, orientação de longo prazo nas decisões gerenciais e melhor desempenho tanto no mercado de ações quanto em indicadores contábeis, como o ROE. Esse achado fornece suporte teórico direto à hipótese de que empresas listadas no ISE tendem a apresentar retorno sobre o patrimônio líquido superior ao das demais companhias.

No entanto, a relação entre ESG e desempenho financeiro não é consensual na literatura. Uma corrente alternativa aponta para resultados nulos ou negativos, argumentando que os investimentos em práticas sustentáveis implicam custos adicionais capazes de comprometer a rentabilidade, sobretudo no curto prazo. Nesse sentido, [Walley e Whitehead \(1994\)](#) foram pioneiros ao contestar a retórica do ganha-ganha então predominante, segundo a qual iniciativas ambientais elevariam sistematicamente a lucratividade das empresas. Os autores reconhecem a existência de oportunidades de ganho mútuo, mas argumentam que estas são raras e tendem a ser ofuscadas pelo custo total dos programas ambientais, que, em sua maioria, não gera retorno financeiro positivo. Diante disso, propõem que a gestão se concentre na eficiência dos gastos ambientais — isto é, na minimização da destruição de valor — em vez de perseguir a criação de valor por meio de tais investimentos.

Corroborando essa perspectiva, [McWilliams e Siegel \(2000\)](#) demonstraram, em estudo econométrico com empresas norte-americanas, que ao se controlar adequadamente variáveis como intensidade de pesquisa e desenvolvimento, a associação entre RSC e desempenho financeiro tende a se tornar estatisticamente nula. Dessa forma, resultados positivos anteriormente reportados podem decorrer da omissão de variáveis relevantes nos modelos estimados.

A escolha do Retorno sobre o Patrimônio Líquido (ROE) como variável dependente deste estudo decorre de sua capacidade de mensurar, de forma direta, a eficiência com que uma empresa utiliza os recursos dos acionistas para gerar lucro. Trata-se, dessa forma, de uma *proxy* consolidada de desempenho financeiro na literatura de finanças corporativas. Formalmente, o ROE é definido como a razão entre o lucro líquido e o patrimônio líquido médio do período, expressando em termos percentuais o retorno gerado sobre o capital próprio investido ([Assaf Neto, 2014](#)).

No que diz respeito à sua adequação teórica, o ROE mostra-se especialmente pertinente para avaliar a relação de práticas ESG sobre o desempenho financeiro. Isso se deve ao fato de que o indicador reflete diretamente o valor gerado aos acionistas, grupo que, segundo [Freeman \(1984\)](#), compõe um dos principais *stakeholders* da firma e cujos interesses a governança corporativa deve contemplar. Diante disso, a utilização do ROE como variável dependente permite articular, em um único indicador, as dimensões financeira e institucional que orientam a presente pesquisa.

No entanto, não obstante sua ampla utilização, o ROE apresenta limitações que merecem consideração. Por ser calculado como razão entre lucro líquido e patrimônio líquido, o indicador é sensível ao nível de endividamento da empresa: firmas altamente alavancadas podem registrar ROE elevado não em razão de eficiência operacional, mas em decorrência de um patrimônio líquido reduzido no denominador ([Damodaran, 2012](#)).

Ademais, o ROE é um indicador contábil de horizonte anual, o que limita sua capacidade de capturar a criação de valor de longo prazo, dimensão particularmente relevante no contexto ESG, em que os benefícios financeiros das práticas sustentáveis tendem a se materializar em horizontes mais amplos ([Friede et al., 2015](#)).

Diante dessas limitações, o presente estudo adota três procedimentos complementares. O primeiro consiste na exclusão de instituições financeiras e *holdings*, cuja estrutura de capital torna o ROE não comparável ao dos demais setores ([Fama e French, 1992](#)). O segundo corresponde à inclusão da alavancagem como variável de controle no modelo econométrico. O terceiro refere-se à *winsorização* do ROE nos percentis 1% e 99%, procedimento que reduz a influência desproporcional de valores extremos decorrentes de patrimônios líquidos reduzidos ou negativos, sem incorrer no viés de seleção associado à exclusão de observações ([Wooldridge, 2010](#)).

3. Método

A presente pesquisa caracteriza-se como quantitativa, de natureza descritiva e explicativa, com dados secundários provenientes de demonstrações financeiras e índices do mercado de capitais. No que diz respeito ao horizonte temporal, o estudo abrange o período de 2015 a 2023, totalizando nove anos de observações anuais.

Essa amplitude temporal permite a análise de variações no desempenho financeiro ao longo de diferentes ciclos econômicos brasileiros, incluindo os efeitos da pandemia de COVID-19 (2020–2021) e o processo de privatização de empresas estatais relevantes do setor elétrico. Dessa forma, o recorte adotado contribui para uma avaliação mais robusta da relação entre a participação no ISE e o retorno sobre o patrimônio líquido das companhias analisadas.

A população-alvo desta pesquisa compreende as empresas de capital aberto listadas na B3 que participaram do Índice de Sustentabilidade Empresarial (ISE) em pelo menos um ano do período analisado. Cabe destacar que o ISE é revisado anualmente pela B3 e composto, em média, por 30 a 40 companhias por carteira, totalizando aproximadamente 60 a 80 empresas únicas ao longo do intervalo de 2015 a 2023.

No que diz respeito à coleta de dados, as informações financeiras foram extraídas diretamente das Demonstrações Financeiras Padronizadas (DFP) disponibilizadas pela Comissão de Valores Mobiliários (CVM) em portal próprio, por meio dos demonstrativos consolidados anuais de cada companhia. Ademais, a amostra incorpora tanto os anos em que cada empresa integrava a carteira do ISE (*dummy* ISE = 1) quanto os anos em que não integrava (*dummy* ISE = 0). Diante disso, a variação temporal da variável de tratamento torna-se fundamental para a identificação do efeito nos modelos de dados em painel, condição metodológica essencial para a validação das estimativas propostas neste estudo.

Com o objetivo de garantir a consistência interna da amostra, a validade econômica dos indicadores calculados e a robustez das estimativas do modelo econométrico, foram estabelecidos os seguintes critérios explícitos de exclusão. Da amostra, foram retiradas todas as instituições financeiras e *holdings* cujo resultado é derivado predominantemente de participações em instituições financeiras, além de questões relacionadas a Patrimônio Líquido negativo ou nulo e fraudes fiscais. Isso se deve ao fato de que sua estrutura contábil distinta torna a comparação direta com empresas não financeiras metodologicamente inadequada (Fama e French, 1992).

Não foram consideradas as observações anteriores à data de abertura de capital (IPO) de cada companhia. A inclusão de dados produzidos sob diferentes regimes de divulgação introduziria heterocedasticidade estrutural na série temporal, comprometendo a homogeneidade das observações necessárias para a estimação consistente dos modelos de dados em painel (Wooldridge, 2010). As empresas afetadas foram: Aliansce Sonae (ALSO3), com IPO em 2019; B3 S.A. (B3SA3), com IPO em 2017; e Movida (MOVI3), com IPO em 2017.

Após a aplicação de todos os critérios de exclusão descritos, a amostra final é composta por 587 observações empresariais, referentes a 73 empresas não financeiras listadas na B3, distribuídas ao longo do período de 2015 a 2023. A Tabela 1 ilustra as variáveis do estudo.

Tabela 1. Definição das variáveis.

Variável	Descrição	Sinal esperado	Fonte
ROE	Retorno sobre o Patrimônio Líquido; razão entre lucro líquido e patrimônio líquido, winsorizado nos percentis 1% e 99%	—	CVM
ISE	<i>Dummy</i> binária: valor 1 quando a empresa integra a carteira do ISE no ano t , e 0 caso contrário	Positivo (+)	B3
TAM	Logaritmo natural do ativo total	Positivo (+)	CVM
ALAV	Razão entre dívida total e ativo total	Negativo (–)	CVM
LIQ	Razão entre ativo circulante e passivo circulante, winsorizado nos percentis 1% e 99%	Positivo (+)	CVM
CRESC	Variação percentual anual da receita líquida em $t - 1$, winsorizado nos percentis 1% e 99%	Positivo (+)	CVM
PIB	Taxa de variação real anual do PIB brasileiro	Positivo (+)	IBGE
SELIC	Taxa básica de juros da economia brasileira	Negativo (–)	BCB
EVENTO	<i>Dummy</i> de evento corporativo: valor 1 no ano em que a empresa passou por fusão, aquisição ou mudança relevante de <i>ticker</i> , e 0 nos demais anos	Negativo (–)	B3/CVM

Fonte: Elaborado pelos autores.

Para a estimação dos parâmetros, foram rodados três modelos de dados em painel de forma sequencial: o *Pooled* OLS, o modelo de Efeitos Fixos (EF) e o modelo de Efeitos Aleatórios (EA), todos estimados por meio do pacote *plm* no *software* R. O *Pooled* OLS foi utilizado como modelo de referência, uma vez que ignora a estrutura de painel e trata todas as observações como independentes.

A escolha entre Efeitos Fixos e Efeitos Aleatórios foi realizada com base no Teste de Hausman (1978). Cabe destacar que esse teste avalia se os efeitos individuais não observáveis são correlacionados com as variáveis explicativas do modelo: a rejeição da hipótese nula indica preferência pelo modelo de Efeitos Fixos, ao passo que a não rejeição favorece o modelo de Efeitos Aleatórios, mais eficiente sob essa condição. No presente estudo, o teste não rejeitou a hipótese nula, de modo que o modelo de Efeitos Aleatórios foi selecionado como especificação principal. Ademais, foram realizados testes diagnósticos complementares para verificar a adequação da especificação adotada.

O modelo de dados em painel com Efeitos Aleatórios (EA), proposto por Balestra e Nerlove (1966) e formalizado por Fuller e Battese (1974), parte do pressuposto de que os efeitos individuais não observáveis são aleatórios e não correlacionados com as variáveis explicativas do modelo. No que diz respeito à sua distinção em relação ao estimador de Efeitos Fixos, cabe destacar que este identifica os coeficientes exclusivamente a partir da variação intragrupo, isto é, da variação de cada empresa ao longo do tempo.

No que concerne à adequação do modelo ao presente estudo, quatro razões sustentam sua escolha. Inicialmente, a variável de tratamento ISE apresenta variação temporal, de modo que o estimador de EA aproveita tanto essa variação interna quanto as diferenças entre empresas para identificar o efeito do índice sobre o ROE. Soma-se a isso o fato de que o modelo incorpora variáveis macroeconômicas que variam apenas ao longo do tempo e não entre empresas: o estimador de Efeitos Fixos com efeito individual não consegue identificar os coeficientes dessas variáveis, pois elas seriam colineares com os interceptos específicos de cada unidade. Acrescenta-se que o painel desbalanceado com 73 empresas de setores heterogêneos impõe restrições ao estimador de Efeitos Fixos, que consome graus de liberdade ao estimar um intercepto por empresa, comprometendo a precisão das estimativas nas empresas com séries temporais mais curtas. Por fim, cabe destacar que o objetivo do estudo é generalizar o efeito da participação no ISE para o universo de empresas brasileiras listadas, finalidade para a qual o modelo de EA é conceitualmente mais adequado.

Diante do exposto, o modelo de Efeitos Aleatórios foi selecionado como especificação principal. Ademais, em razão da presença de heterocedasticidade e autocorrelação serial identificadas nos testes diagnósticos, os erros-padrão foram corrigidos por meio do estimador HC3 clusterizado por empresa (Petersen, 2009), garantindo, dessa forma, a validade inferencial dos coeficientes estimados. Os resultados são apresentados na seção a seguir.

4. Resultados

A Tabela 2 apresenta as estatísticas descritivas das variáveis utilizadas no modelo de Efeitos Aleatórios para o painel de 73 empresas não financeiras listadas na B3 no período de 2015 a 2023. De modo geral, as distribuições revelam heterogeneidade relevante entre as empresas da amostra, tanto em termos de rentabilidade quanto de estrutura financeira, o que reforça a adequação do uso de variáveis de controle na especificação do modelo.

Tabela 2. Estatísticas descritivas das variáveis utilizadas no modelo — ISE B3 (2015–2023).

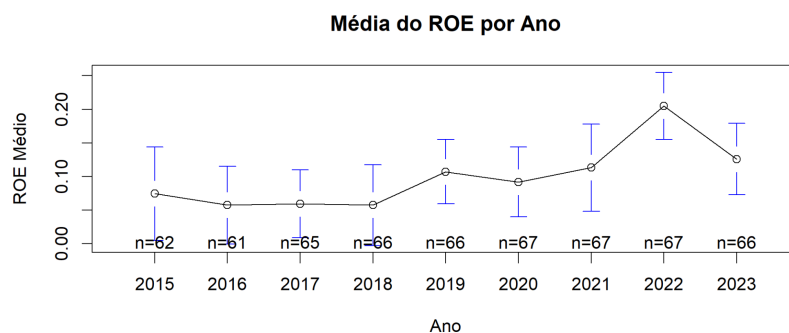
Variável	Obs.	Média	D.P.	Mín.	25%	Mediana	75%	Máx.
ROE (winsorizado)	587	0,1000	0,2312	−0,9559	0,0331	0,1056	0,1833	0,8942
Tamanho (ln do Ativo Total)	587	23,7691	1,1829	19,9408	22,9624	23,7821	24,4727	27,6184
Alavancagem (proporção)	587	0,3308	0,1825	0,0000	0,1959	0,3181	0,4495	0,8070
Liquidez Corrente (wins.)	587	1,7269	1,0957	0,4864	1,0941	1,4839	2,0605	6,8328
Crescimento da Receita (wins.)	515	0,1483	0,3807	−0,5049	0,0125	0,1051	0,2386	1,5160
Crescimento do PIB (%)	587	0,5092	3,0021	−3,9000	−3,2800	1,3200	2,9100	4,6200
Taxa Selic (%)	587	9,4725	3,7521	2,7600	6,5700	10,0600	13,1900	14,0000

Fonte: Elaborado pelos autores.

A variável dependente, o ROE winsorizado, apresenta média de 0,1000 e mediana de 0,1056, valores próximos entre si, indicando distribuição relativamente simétrica após o processo de winsorização. Não obstante, o desvio-padrão de 0,2312 e os valores extremos observados evidenciam que a rentabilidade sobre o patrimônio líquido apresenta dispersão considerável entre as empresas da amostra, reflexo da heterogeneidade setorial característica de um painel não balanceado.

O Gráfico 1, por sua vez, apresenta a evolução da média do ROE winsorizado das empresas da amostra ao longo do período de 2015 a 2023, acompanhada dos respectivos intervalos de confiança. Observa-se que entre 2015 e 2018 o ROE médio manteve-se relativamente estável, em torno de 0,05, refletindo o período de recessão econômica brasileira, marcado pela retração do PIB em 2015 e 2016. A partir de 2019, nota-se uma recuperação gradual da rentabilidade, com o ROE médio atingindo aproximadamente 10%, em linha com a retomada do crescimento econômico registrada naquele ano. Em 2020, observa-se leve recuo, consistente com o possível efeito da pandemia de COVID-19 sobre a atividade econômica, que resultou em contração do PIB de 3,90% naquele ano.

Figura 1. Evolução da média do ROE das empresas listadas no ISE por ano (2015–2023).



Fonte: Elaborado pelos autores.

No que se refere à variável de crescimento da receita, cabe destacar que o número de observações válidas é de 515, inferior ao total de 587 observações do painel. Essa redução decorre do próprio método de cálculo da variável, que

exige a disponibilidade do valor da receita líquida no período anterior $t - 1$ para o cálculo da variação percentual. Consequentemente, o primeiro ano de cada empresa na amostra resulta necessariamente em valor ausente, sendo essa perda de observações esperada, sistemática e sem impacto sobre a consistência do estimador de EA.

A Tabela 3 apresenta a matriz de correlação de Spearman entre a variável dependente ROE e as principais variáveis explicativas e de controle do modelo de Efeitos Aleatórios, bem como as correlações mútuas entre essas variáveis independentes. Os valores evidenciam padrões de associação que corroboram hipóteses teóricas sobre a relação positiva do desempenho financeiro e orientam a formulação do modelo de regressão em painel.

Tabela 3. Correlações de Spearman entre as variáveis do estudo.

	ROE	ISE	Tam.	Alav.	Liq.	Cresc.	PIB	Selic
ROE	—	0,21*	−0,03	−0,05	0,01	0,28*	0,08	−0,03
ISE		—	0,18*	0,16*	−0,13	0,03	0,11	0,16
Tamanho			—	0,00	−0,13	0,03	0,16*	−0,01
Alavancagem				—	−0,10	0,09	−0,01	0,05
Liquidez					—	0,05	0,06	−0,01
Crescimento						—	0,11	0,06
PIB							—	0,09
Selic								—

Fonte: Elaborado pelos autores. *: p -valor < 0,05.

No que se refere à variável de interesse central, observa-se correlação significativa e positiva entre o ISE e o ROE (0,21), resultado que, ainda que de efeito moderado, fornece um primeiro indício de que a participação no Índice de Sustentabilidade Empresarial da B3 está associada a melhor desempenho financeiro. Esse achado é consistente com a hipótese de que práticas ESG podem gerar valor aos acionistas por meio da redução de riscos operacionais, maior acesso a capital e fortalecimento reputacional (Eccles et al., 2014).

A correlação mais forte e significativa do painel é verificada entre Crescimento de Receita e ROE (0,28), resultado respaldado pela literatura financeira. Empresas que expandem sua receita de forma consistente tendem a diluir seus custos fixos e ampliar suas margens operacionais, o que se reflete diretamente no retorno sobre o patrimônio líquido (Fama e French, 1992).

Antes de proceder à interpretação dos coeficientes, cabe explicitar o escopo analítico a que o modelo se propõe. A especificação adotada não tem por finalidade estabelecer uma relação de causalidade entre a adoção de práticas ESG e a rentabilidade, mas sim documentar a existência de uma associação robusta entre a participação no ISE e o ROE, depurada das explicações alternativas mais imediatas. Nesse sentido, a inclusão das variáveis de controle financeiras e macroeconômicas cumpre a função de verificar se o diferencial de rentabilidade entre observações com e sem participação no índice pode ser atribuído a fatores observáveis, tais como porte, estrutura de capital, dinamismo de crescimento ou o ciclo econômico agregado, ou se persiste mesmo após o controle desses determinantes. Por essa razão, os resultados aqui reportados na Tabela 4 devem ser lidos sob uma chave associativa, e não causal.

Tabela 4. Resultados do Modelo de Efeitos Aleatórios com Erros Robustos HC3.

Variável	Estimativa	Erro Padrão	t -valor	p -valor
ISE (<i>dummy</i>)	0,1096	0,0294	3,732	0,0002***
Tamanho (ln Ativo)	0,0022	0,0123	0,180	0,8572
Alavancagem	−0,0599	0,0795	−0,753	0,4516
Liquidez Corrente (wins.)	0,0166	0,0103	1,617	0,1066
Crescimento Receita (wins.)	0,1651	0,0463	3,567	0,0004***
Crescimento PIB	0,0022	0,0029	0,771	0,4413
Taxa Selic	−0,0007	0,0030	−0,220	0,8258
Evento Corporativo	−0,0636	0,0272	−2,341	0,0196*
Constante	−0,0365	0,2978	−0,123	0,9025

Observações: 515 | R^2 : 0,0965 | R^2 Ajustado: 0,0822

Fonte: Elaborado pelos autores. Nota: Erros-padrão robustos HC3 clusterizados por empresa. Modelo de Efeitos Aleatórios selecionado pelo teste de Hausman (1978). *** p < 0,01; ** p < 0,05; * p < 0,10.

Os resultados do modelo de Efeitos Aleatórios estimado com erros-padrão robustos HC3 clusterizados por empresa estão apresentados na Tabela 4. De forma geral, o modelo demonstra capacidade explicativa moderada, com aproximadamente 9,7% da variação total do ROE winsorizado explicada pelo conjunto de regressores incluídos. Esse nível de ajuste é compatível com o esperado para modelos de dados em painel com empresas heterogêneas em termos de setor, porte e estratégia, nos quais parcela relevante da variância do desempenho financeiro é atribuível a fatores idiossincráticos não observados (Fama e French, 1992).

No tocante à variável de interesse central, o coeficiente estimado para o ISE revela-se positivo e estatisticamente significativo. Em termos de associação, e mantidas constantes as demais variáveis do modelo, empresas integrantes do Índice de Sustentabilidade Empresarial da B3 apresentam ROE médio cerca de 11 pontos percentuais superior ao das empresas não listadas no índice. Cabe ressaltar que essa magnitude é elevada: o coeficiente estimado é praticamente idêntico à diferença bruta de rentabilidade observada entre os dois grupos na amostra. A proximidade entre o efeito

condicionado e a diferença não condicionada indica que as variáveis de controle observáveis pouco alteram o diferencial, o que constitui forte indício de autosseleção. Ainda assim, o achado é consistente com a literatura que vincula a adoção de práticas ESG à geração de valor financeiro de longo prazo, seja pela redução de riscos operacionais e reputacionais, seja pelo maior acesso a fontes de financiamento a custos mais reduzidos (Eccles et al., 2014).

Dentre as variáveis de controle, destaca-se o Crescimento de Receita como o segundo regressor estatisticamente significativo do modelo, com coeficiente positivo significativo ao nível de 1%. O resultado evidencia que empresas com maior expansão de receita tendem a registrar retornos sobre o patrimônio líquido mais elevados, o que é teoricamente esperado e amplamente respaldado pela literatura financeira, uma vez que o crescimento de receita está associado à diluição de custos fixos e à ampliação das margens operacionais (Fama e French, 1992). A magnitude do coeficiente, praticamente equivalente à do ISE, reforça a importância do controle dessa variável no modelo, de modo a isolar adequadamente o efeito da sustentabilidade corporativa sobre o desempenho financeiro.

O coeficiente estimado para a variável Evento Corporativo também se revela estatisticamente significativo, ao nível de 5%, com sinal negativo, indicando que anos de fusões, aquisições ou reestruturações societárias relevantes estão associados a reduções no ROE da ordem de 6,36 pontos percentuais. Esse resultado é coerente com a literatura sobre reorganizações corporativas, que aponta que tais eventos tendem a gerar custos de integração, incerteza operacional e pressão sobre os resultados no curto prazo, impactando negativamente a rentabilidade no período de transição (Ross et al., 2015).

No que se refere às demais variáveis de controle, observa-se que Tamanho, Alavancagem, Liquidez Corrente, Crescimento do PIB e Taxa Selic não apresentam significância estatística ao nível convencional de 10%, indicando que, no contexto do painel analisado, essas variáveis não exercem efeito identificável sobre o ROE após o controle dos demais regressores. Contudo, ressalta-se que a ausência de significância estatística não implica irrelevância teórica dessas variáveis, e sua inclusão no modelo é justificada como forma de controlar fontes de variação omitida que, se excluídas, poderiam enviesar o coeficiente estimado para o ISE. A não significância das variáveis macroeconômicas, em particular, pode refletir o fato de que seus efeitos são capturados pela estrutura de efeitos aleatórios do modelo, que absorve parte da variação temporal comum a todas as empresas da amostra. Assim, estima-se a equação:

$$ROE_{it} = \beta_0 + \beta_1 ISE_{it} + \beta_2 TAM_{it} + \beta_3 ALAV_{it} + \beta_4 LIQ_{it} + \beta_5 CRESC_{it} + \beta_6 PIB_t + \beta_7 SELIC_t + \beta_8 EVENTO_{it} + u_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

O coeficiente estimado para a variável ISE revela-se positivo e estatisticamente significativo, constituindo o principal achado empírico do presente estudo. Em termos práticos, a interpretação direta do coeficiente em um modelo linear indica que empresas integrantes do Índice de Sustentabilidade Empresarial da B3 apresentam, em média e *ceteris paribus*, ROE aproximadamente 10,96 pontos percentuais superior aos anos em que essas mesmas empresas não integravam a carteira do ISE. Esse resultado corrobora a hipótese central de que a adesão a práticas ESG está associada a melhor desempenho financeiro, possivelmente por meio da redução de riscos operacionais e reputacionais, do maior acesso a fontes de financiamento e do fortalecimento da confiança dos investidores institucionais (Eccles et al., 2014).

O Crescimento de Receita revela-se o segundo regressor estatisticamente significativo do modelo, com coeficiente positivo e significativo. Em termos práticos, um aumento de 1 ponto percentual no crescimento de receita está associado, em média e *ceteris paribus*, a uma elevação de 0,1651 pontos percentuais no ROE, refletindo o efeito da expansão operacional sobre a rentabilidade. Esse achado é teoricamente esperado e corrobora a literatura que associa o crescimento de receita à diluição de custos fixos e à ampliação das margens operacionais, com impacto direto sobre o retorno sobre o patrimônio líquido (Goddard et al., 2005).

O coeficiente estimado para a variável Evento Corporativo revela-se negativo e estatisticamente significativo ao nível de 5%, indicando que anos marcados por fusões, aquisições ou reestruturações societárias relevantes estão associados, em média e *ceteris paribus*, a uma redução de 6,36 pontos percentuais no ROE da empresa. Esse resultado é coerente com a literatura sobre reorganizações corporativas, que aponta que tais eventos tendem a gerar custos de integração, incerteza operacional e pressão sobre os resultados no curto prazo, impactando negativamente a rentabilidade no período de transição (Ross et al., 2015).

A fim de selecionar o estimador mais adequado para o painel analisado, foram realizados testes diagnósticos em sequência lógica, partindo da escolha do modelo até a validação dos pressupostos de inferência. Os resultados desses testes estão sintetizados na Tabela 5 e são discutidos a seguir.

Tabela 5. Testes aplicados.

Teste	Estatística	Valor-p	Interpretação
Breusch-Pagan (EA vs <i>Pooled</i> OLS)	$\chi^2(1) = 14,193$	0,0002	Rejeita <i>Pooled</i> OLS — há heterogeneidade individual não observada entre as empresas, justificando o modelo de Efeitos Aleatórios.
Hausman	$\chi^2(8) = 12,834$	0,1177	Os efeitos individuais não observados das empresas não são correlacionados com os regressores incluídos no modelo.
Breusch-Pagan (Heterocedasticidade)	$BP = 42,363$	< 0,001	Heterocedasticidade presente nos resíduos, justifica erros robustos HC3.
Wooldridge (Autocorrelação Serial)	$\chi^2(2) = 10,299$	0,0058	Autocorrelação serial nos erros idiossincráticos, indicando a clusterização por empresa.
VIF máximo	1,112	—	Todos os VIF < 5 — ausência de multicolinearidade severa.
Shapiro-Wilk (Normalidade)	$W = 0,841$	< 0,001	Rejeita normalidade — amparado pelo Teorema Central do Limite ($N = 515$).

Fonte: Elaborado pelos autores.

O primeiro teste realizado foi o de Breusch-Pagan para efeitos individuais, cujo objetivo é verificar se existe heterogeneidade individual não observada entre as unidades do painel que justifique o abandono do modelo *Pooled* OLS em favor de um estimador de painel. A estatística qui-quadrado com um grau de liberdade permite rejeitar a hipótese nula de que a variância dos efeitos individuais é igual a zero ao nível de 1%, evidenciando que cada empresa da amostra possui características não observadas e invariantes no tempo, que influenciam sistematicamente o ROE e que o *Pooled* OLS não é capaz de capturar. Nesse sentido, o resultado fundamenta o abandono do modelo de empilhamento simples e justifica a adoção de um estimador de painel que controle essa heterogeneidade individual não observada (Wooldridge, 2010).

Com o *Pooled* OLS descartado, procedeu-se ao teste de Hausman para definir entre o modelo de Efeitos Fixos e o de Efeitos Aleatórios, cujo critério central é a presença ou ausência de correlação entre os efeitos individuais não observados e os regressores do modelo. A estatística qui-quadrado com oito graus de liberdade não permite rejeitar a hipótese nula, indicando que os efeitos individuais das empresas não são correlacionados com as variáveis explicativas incluídas no modelo. Em termos práticos, esse resultado implica que ambos os estimadores são consistentes, porém o modelo de Efeitos Aleatórios é preferível por ser mais eficiente, sendo, portanto, o estimador adotado para as análises subsequentes (Hausman, 1978).

Definido o modelo de Efeitos Aleatórios (EA) como estimador base, procedeu-se à verificação dos pressupostos de inferência, tendo-se identificado a presença de heterocedasticidade nos resíduos por meio do teste de Breusch-Pagan studentizado. A estatística obtida permite rejeitar a hipótese nula de homocedasticidade ao nível de 1%, indicando que a variância dos erros não é constante ao longo das observações do painel. Esse resultado é esperado em amostras heterogêneas de empresas listadas, nas quais companhias de diferentes portes, setores e estruturas de capital tendem a apresentar dispersões distintas nos resíduos (White, 1980). A presença de heterocedasticidade não invalida as estimativas dos coeficientes, mas torna os erros-padrão convencionais inconsistentes, o que demanda a aplicação de um estimador robusto para garantir a validade da inferência estatística.

Adicionalmente, verificou-se a presença de autocorrelação serial nos erros idiossincráticos por meio do teste de Breusch-Godfrey/Wooldridge para modelos de painel. A estatística qui-quadrado com dois graus de liberdade permite rejeitar a hipótese nula de ausência de correlação serial ao nível de 1%, indicando que os resíduos de uma mesma empresa estão correlacionados ao longo do tempo, resultado esperado em painéis com séries temporais de médio prazo, nos quais o desempenho financeiro de um período tende a influenciar o do período subsequente (Wooldridge, 2010). Em conjunto com a heterocedasticidade detectada anteriormente, esse achado fundamenta a adoção de erros-padrão robustos HC3 clusterizados por empresa, que corrigem simultaneamente ambas as violações sem alterar os coeficientes estimados.

No tocante à multicolinearidade, os Fatores de Inflação da Variância calculados para todos os regressores do modelo revelaram valores substancialmente inferiores ao limiar de referência, com o *Variance Inflation Factor* (VIF) máximo observado de 1,112 para a variável ISE. Esse resultado descarta a presença de multicolinearidade severa entre os regressores, indicando que cada variável contribui com informação independente para a explicação do ROE e que os coeficientes estimados não estão sendo artificialmente inflados por associações lineares entre as variáveis explicativas (Hair et al., 2009). A ausência de multicolinearidade relevante é particularmente importante no presente modelo, dada a correlação positiva observada entre ISE e Tamanho (0,18) na análise descritiva, a qual, não obstante, não se mostrou suficiente para comprometer a identificação dos efeitos individuais de cada regressor.

Por fim, o teste de Shapiro-Wilk aplicado aos resíduos do modelo de Efeitos Aleatórios rejeitou a hipótese nula de normalidade ao nível de 1%, indicando que a distribuição dos erros se afasta da normalidade. Contudo, ressalta-se que a não normalidade dos resíduos não compromete a validade das inferências realizadas no presente estudo, em razão da aplicação do Teorema Central do Limite: com 515 observações válidas, a distribuição assintótica dos estimadores converge para a normalidade independentemente da distribuição dos resíduos individuais, garantindo a validade dos testes de hipótese e dos intervalos de confiança reportados (Wooldridge, 2010).

Os resultados obtidos pelo modelo de Efeitos Aleatórios estimado com erros-padrão robustos HC3 clusterizados por empresa permitem responder à pergunta de pesquisa proposta: empresas listadas no Índice de Sustentabilidade Empresarial (ISE) da B3 apresentaram desempenho financeiro superior, medido pelo ROE, em relação aos períodos em que não compunham a carteira do índice, entre 2015 e 2023. O coeficiente estimado para a variável ISE é positivo e estatisticamente significativo: em termos de associação, e mantidas constantes as demais variáveis do modelo, empresas integrantes do ISE apresentaram ROE médio cerca de 11 pontos percentuais superior ao das não integrantes. Dessa forma, rejeita-se a hipótese nula, corroborando a proposição central de que a adesão a práticas ESG, operacionalizada

pela participação no ISE, está associada a melhor desempenho financeiro no contexto do mercado de capitais brasileiro.

Esse achado é consistente com a literatura que associa a adoção genuína de práticas sustentáveis à geração de valor financeiro de longo prazo. Eccles et al. (2014) demonstraram que companhias classificadas como *High Sustainability* apresentaram desempenho financeiro significativamente superior, tanto em indicadores de mercado quanto em métricas contábeis como o ROE. O presente estudo, ao identificar um prêmio de rentabilidade estatisticamente robusto associado à participação no ISE, estende essa evidência ao contexto brasileiro, sugerindo que o mecanismo de criação de valor por meio de práticas ESG não é exclusivo de economias desenvolvidas, mas se manifesta também em mercados emergentes com características institucionais distintas.

Cabe destacar, contudo, que a interpretação do coeficiente estimado para o ISE não deve se restringir à dimensão estritamente ambiental ou social das práticas sustentáveis. A participação no índice funciona, em alguma medida, como um sinal de qualidade institucional emitido ao mercado: as empresas integrantes submetem-se a um processo de avaliação anual conduzido pela B3, com critérios auditados que abrangem as dimensões ambiental, social, econômico-financeira e de governança corporativa. Nesse sentido, a adesão ao ISE pode reduzir a assimetria de informação entre gestores e investidores, ampliar o acesso a fontes de financiamento a custos mais reduzidos e fortalecer a confiança de investidores institucionais (Eccles et al., 2014). Essa interpretação é reforçada pela constatação de Berg et al. (2022) de que *ratings* ESG produzidos por agências distintas apresentam correlações médias de apenas 38% a 71%, evidenciando que índices nacionais com metodologia própria e revisão periódica oferecem uma referência mais consistente e comparável do que avaliações externas sujeitas a divergências metodológicas.

No tocante às variáveis de controle, destaca-se que o Crescimento de Receita se revelou o segundo regressor estatisticamente significativo do modelo, com coeficiente positivo e significativo, de magnitude praticamente equivalente à do ISE. Esse resultado evidencia que a expansão operacional das empresas, por meio da diluição de custos fixos e da ampliação das margens, constitui um determinante relevante do retorno sobre o patrimônio líquido na amostra analisada, em linha com a literatura de finanças corporativas (Fama e French, 1992).

No que se refere à variável Evento Corporativo, o coeficiente estimado revela-se negativo e estatisticamente significativo, indicando que anos marcados por fusões, aquisições ou reestruturações societárias relevantes estão associados, em média e *ceteris paribus*, a uma redução de aproximadamente 6,36 pontos percentuais no ROE. Esse achado é coerente com a literatura sobre reorganizações corporativas, que aponta que tais eventos tendem a gerar custos de integração, incerteza operacional e pressão sobre os resultados no curto prazo (Ross et al., 2015).

Ademais, observa-se que o modelo de Efeitos Aleatórios, por definição, não elimina o efeito de heterogeneidade individual não observada entre as empresas da amostra, diferentemente do estimador de Efeitos Fixos, que absorve integralmente essa variação por construção. Embora o teste de Hausman tenha indicado que os efeitos individuais não são correlacionados com os regressores do modelo, condição que dá suporte à adoção do estimador de EA, não se pode descartar completamente a presença de variáveis omitidas de natureza *time-varying*, como mudanças na qualidade da gestão ou alterações estratégicas de longo prazo, que poderiam afetar simultaneamente a decisão de ingresso no ISE e o desempenho financeiro da empresa (Wooldridge, 2010). A superação dessa limitação demandaria a adoção de estratégias de identificação causal mais rigorosas, o que constitui uma agenda relevante para investigações futuras sobre o tema.

O coeficiente de determinação obtido pelo modelo indica que aproximadamente 9,7% da variação total do ROE winsorizado é explicada pelo conjunto de regressores incluídos na especificação. Embora esse nível de ajuste possa, à primeira vista, sugerir limitação explicativa do modelo, ressalta-se que tal resultado é amplamente compatível com o esperado para estudos de desempenho financeiro com dados em painel de empresas heterogêneas, nos quais parcela relevante da variância do ROE é atribuível a fatores idiossincráticos não observados que, por sua natureza, não são capturáveis por variáveis contábeis e macroeconômicas observáveis (Fama e French, 1992).

O período analisado compreende ciclos econômicos de elevada heterogeneidade, o que confere ao estudo uma dimensão analítica adicional relevante. Entre 2015 e 2016, a economia brasileira registrou contração do PIB de 3,55% e 3,31%, respectivamente, em um contexto de crise fiscal, instabilidade política e elevada taxa Selic, fatores que pressionaram negativamente a rentabilidade das empresas listadas, conforme evidenciado pela evolução da média do ROE da amostra apresentada no Gráfico 1. Em 2020, a pandemia de COVID-19 impôs nova contração da atividade econômica (−3,90%), com impactos heterogêneos entre setores e empresas. Por fim, o biênio 2021–2022 foi marcado pela reabertura econômica, valorização das *commodities* e recuperação generalizada dos resultados corporativos, com o ROE médio da amostra atingindo seu pico em 2022 (aproximadamente 0,20). Nesse sentido, a significância estatística do coeficiente do ISE sugere que o prêmio de rentabilidade associado à participação no índice não é um fenômeno restrito a períodos favoráveis, mas apresenta relativa estabilidade ao longo de diferentes fases do ciclo econômico brasileiro.

Essa estabilidade é consistente com o argumento de que empresas orientadas por práticas ESG tendem a apresentar maior resiliência em períodos de adversidade, em razão da redução de riscos operacionais e reputacionais, da maior diversificação de *stakeholders* e do acesso privilegiado a fontes de financiamento sustentável, vantagens que se tornam particularmente relevantes em contextos de instabilidade macroeconômica (Eccles et al., 2014). Contudo, ressalta-se que o modelo estimado não permite decompor o efeito do ISE ao longo do tempo de forma sistemática, uma vez que não foram incluídas interações entre a *dummy* ISE e variáveis temporais ou indicadores de ciclo econômico.

Por fim, destaca-se que os resultados obtidos adquirem relevância adicional quando consideradas as especificidades do mercado de capitais brasileiro como contexto de análise. A literatura sobre ESG em mercados emergentes aponta que a relação entre sustentabilidade corporativa e desempenho financeiro tende a ser modulada por fatores institucionais distintos daqueles observados em economias desenvolvidas, como maior volatilidade macroeconômica, menor maturidade do arcabouço regulatório e maior concentração de propriedade nas estruturas societárias (Zhang e Liu, 2022). Nesse

contexto, o ISE da B3 ocupa uma posição singular: trata-se de um índice nacional com critérios próprios, auditados e revisados anualmente, que opera em um ambiente no qual a divergência entre *ratings* ESG produzidos por agências internacionais é estruturalmente elevada (Berg et al., 2022). A utilização do ISE como variável de tratamento, portanto, mitiga em alguma medida os problemas de mensuração associados à operacionalização do construto ESG por meio de *ratings* externos, conferindo maior precisão à identificação do efeito estimado sobre o ROE.

Ademais, observa-se que o mercado brasileiro apresenta características que ampliam os incentivos para a adesão a práticas de sustentabilidade corporativa. A crescente participação de investidores institucionais orientados por critérios ESG, tanto domésticos quanto estrangeiros, aliada à expansão dos mercados de dívida sustentável, como *green bonds* e CRAs vinculados a metas socioambientais, cria um ambiente no qual empresas integrantes de índices de sustentabilidade reconhecidos tendem a acessar capital a custos mais reduzidos e a ampliar sua base de investidores (Zhang e Liu, 2022). Nesse sentido, o prêmio de ROE identificado no presente estudo pode refletir, em parte, esse diferencial de acesso ao mercado de capitais: um mecanismo de criação de valor que, embora mediado por variáveis não diretamente observáveis no modelo estimado, é teoricamente consistente com a Teoria dos *Stakeholders* de Freeman (1984), segundo a qual a gestão orientada para múltiplos grupos de interesse tende a gerar retornos superiores no longo prazo. Dessa forma, os resultados aqui apresentados oferecem subsídios empíricos relevantes para o debate sobre a viabilidade econômica da sustentabilidade corporativa no Brasil, contribuindo para a consolidação de uma agenda de pesquisa que articule rigor econométrico e sensibilidade ao contexto institucional dos mercados emergentes.

5. Considerações finais

O presente estudo teve como objetivo central analisar se a participação no Índice de Sustentabilidade Empresarial (ISE) da B3 está associada a desempenho financeiro superior, medido pelo Retorno sobre o Patrimônio Líquido (ROE), no contexto das empresas não financeiras listadas na B3 no período de 2015 a 2023. A partir de um painel não balanceado composto por 73 empresas e 587 observações empresa-ano, estimado pelo modelo de Efeitos Aleatórios com erros-padrão robustos HC3 clusterizados por empresa, os resultados evidenciam que empresas integrantes do ISE apresentaram ROE médio aproximadamente 10,96 pontos percentuais superior ao dos anos-empresa fora da carteira do ISE, efeito positivo e estatisticamente significativo. Dessa forma, rejeita-se a hipótese nula, respondendo afirmativamente à pergunta de pesquisa proposta e corroborando a proposição de que a adesão a práticas ESG está associada à geração de valor financeiro para os acionistas no mercado de capitais brasileiro.

Não obstante, reconhecem-se limitações relevantes que merecem consideração na interpretação dos resultados. Em primeiro lugar, o modelo de Efeitos Aleatórios não elimina completamente a possibilidade de viés de autosseleção: empresas com desempenho financeiro estruturalmente mais elevado tendem a apresentar maior capacidade e propensão para ingressar no ISE, o que implica que parte do prêmio de rentabilidade identificado pode refletir características não observadas das firmas, e não exclusivamente o efeito associativo da participação no índice.

Adicionalmente, cabe ressaltar que o ISE constitui uma *proxy* indireta e imperfeita da adoção de práticas ESG: a permanência no índice depende de critérios de elegibilidade e de adesão voluntária ao processo de avaliação, de modo que empresas com práticas socioambientais relevantes podem não o integrar, ao passo que a simples presença no índice não captura a intensidade ou a efetividade dessas práticas. Os resultados devem, portanto, ser lidos como evidências sobre a associação entre a participação no índice e o ROE, e não como uma medida direta do efeito das práticas ESG em si.

Tendo isso em mente, o ROE, embora amplamente utilizado como *proxy* de desempenho financeiro, é sensível ao nível de endividamento e apresenta horizonte anual, o que limita sua capacidade de capturar a criação de valor de longo prazo, dimensão particularmente relevante no contexto ESG, em que os benefícios financeiros das práticas sustentáveis tendem a se materializar em horizontes mais amplos. Por fim, a restrição da amostra às empresas que compuseram o ISE em pelo menos um ano do período analisado, embora metodologicamente necessária para a identificação do efeito da variável de tratamento, implica que os resultados não são diretamente generalizáveis ao conjunto total de empresas listadas na B3.

Os resultados aqui apresentados abrem caminho para uma agenda de pesquisa relevante no campo da sustentabilidade corporativa e finanças empresariais no Brasil. Em primeiro lugar, estudos futuros poderiam adotar estratégias de identificação causal mais rigorosas — como variáveis instrumentais ou desenhos de diferenças em diferenças explorando a variação exógena na composição anual do ISE, de modo a superar a limitação de autosseleção inerente ao modelo de Efeitos Aleatórios e estabelecer com maior precisão a direção causal da relação entre participação no índice e desempenho financeiro.

Além disso, a substituição ou complementação do ROE por indicadores de criação de valor de longo prazo, como o Q de Tobin ou o retorno total ao acionista ajustado ao risco, permitiria capturar dimensões do desempenho financeiro mais alinhadas ao horizonte temporal em que os benefícios das práticas ESG tendem a se materializar. Em terceiro lugar, a desagregação da *dummy* ISE em suas dimensões constituintes possibilita identificar quais pilares do construto ESG exercem maior influência sobre a rentabilidade, oferecendo subsídios mais precisos para a tomada de decisão por parte de gestores e investidores. Por fim, a extensão da análise a um painel mais amplo, incorporando empresas não integrantes do ISE como grupo de controle explícito e adotando métodos de pareamento por escore de propensão, representaria um avanço metodológico significativo para a literatura nacional sobre ESG e desempenho financeiro. Espera-se, dessa forma, que os resultados aqui apresentados contribuam para a consolidação de uma agenda de pesquisa empiricamente fundamentada sobre a viabilidade econômica da sustentabilidade corporativa no mercado de capitais

brasileiro, articulando rigor metodológico, sensibilidade ao contexto institucional e relevância para a prática de gestão e investimento responsável.

Referências

- Acharyya, M. e Agarwala, T. (2022). Relationship between CSR motivations and corporate social performance: a study in the power industry in India. *Employee Relations: The International Journal*, 44(3):663–685. Disponível em: <https://doi.org/10.1108/ER-01-2019-0091>. Acesso em: 13 maio 2026.
- Assaf Neto, A. (2014). *Finanças corporativas e valor*. Atlas, São Paulo, 7 edition.
- B3 — Brasil, Bolsa, Balcão (2025). O que é o ISE B3. Disponível em: <https://iseb3.com.br/o-que-e-o-ise>. Acesso em: 2 jun. 2026.
- Balestra, P. e Nerlove, M. (1966). Pooling cross-section and time-series data in the estimation of a dynamic model: the demand for natural gas. *Econometrica*, 34(3):585–612. Disponível em: <https://doi.org/10.2307/1909771>. Acesso em: 13 maio 2026.
- Berg, F., Kölbel, J. F., e Rigobon, R. (2022). Aggregate confusion: the divergence of ESG ratings. *Review of Finance*, 26(6):1315–1344. Disponível em: <https://doi.org/10.1093/rof/rfac033>. Acesso em: 13 maio 2026.
- Comissão Mundial sobre Meio Ambiente e Desenvolvimento (1991). *Nosso futuro comum*. Fundação Getúlio Vargas, Rio de Janeiro, 2 edition.
- Damodaran, A. (2012). *Valuation: como avaliar empresas e escolher as melhores ações*. LTC, Rio de Janeiro.
- Eccles, R. G., Ioannou, I., e Serafeim, G. (2014). The impact of corporate sustainability on organizational processes and performance. *Management Science*, 60(11):2835–2857. Disponível em: <https://doi.org/10.1287/mnsc.2014.1984>. Acesso em: 13 maio 2026.
- Elkington, J. (1997). *Cannibals with forks: the triple bottom line of 21st century business*. Capstone, Oxford.
- Elkington, J. (2018). 25 years ago I coined the phrase “triple bottom line.” Here’s why it’s time to rethink it. *Harvard Business Review*. Disponível em: <https://hbr.org/2018/06/25-years-ago-i-coin-the-phrase-triple-bottom-line-heres-why-im-giving-up-on-it>. Acesso em: 15 maio 2026.
- Fama, E. F. e French, K. R. (1992). The cross-section of expected stock returns. *The Journal of Finance*, 47(2):427–465. Disponível em: <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1992.tb04398.x>. Acesso em: 15 maio 2026.
- Freeman, R. E. (1984). *Strategic management: a stakeholder approach*. Pitman, Boston.
- Friede, G., Busch, T., e Bassen, A. (2015). ESG and financial performance: aggregated evidence from more than 2000 empirical studies. *Journal of Sustainable Finance & Investment*, 5(4):210–233. Disponível em: <https://doi.org/10.1080/20430795.2015.1118917>. Acesso em: 15 maio 2026.
- Friedman, M. (1970). The social responsibility of business is to increase its profits. *The New York Times Magazine*.
- Fuller, W. A. e Battese, G. E. (1974). Estimation of linear models with crossed-error structure. *Journal of Econometrics*, 2(1):67–78. Disponível em: [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(74\)90030-X](https://doi.org/10.1016/0304-4076(74)90030-X). Acesso em: 15 maio 2026.
- Goddard, J., Tavakoli, M., e Wilson, J. O. S. (2005). Determinants of profitability in European manufacturing and services: evidence from a dynamic panel model. *Applied Financial Economics*, 15(18):1269–1282. Disponível em: <https://doi.org/10.1080/09603100500387139>. Acesso em: 15 maio 2026.
- Hair, J. F. et al. (2009). *Análise multivariada de dados*. Bookman, Porto Alegre, 6 edition.
- Hausman, J. A. (1978). Specification tests in econometrics. *Econometrica*, 46(6):1251–1271. Disponível em: <https://doi.org/10.2307/1913827>. Acesso em: 15 maio 2026.
- Lea, D. (1999). Corporate and public responsibility, stakeholder theory and the developing world. *Business Ethics: A European Review*, 8(3):151–162. Disponível em: <https://doi.org/10.1111/1467-8608.001>. Acesso em: 15 maio 2026.
- McWilliams, A. e Siegel, D. (2000). Corporate social responsibility and financial performance: correlation or misspecification? *Strategic Management Journal*, 21(5):603–609. Disponível em: [https://doi.org/10.1002/\(SICI\)1097-0266\(200005\)21:5](https://doi.org/10.1002/(SICI)1097-0266(200005)21:5). Acesso em: 15 maio 2026.
- Modigliani, F. e Miller, M. H. (1963). Corporate income taxes and the cost of capital: a correction. *The American Economic Review*, 53(3):433–443. Disponível em: <http://www.jstor.org/stable/1809167>. Acesso em: 15 maio 2026.
- Petersen, M. A. (2009). Estimating standard errors in finance panel data sets: comparing approaches. *The Review of Financial Studies*, 22(1):435–480. Disponível em: <https://doi.org/10.1093/rfs/hhn053>. Acesso em: 15 maio 2026.
- PwC (2022). ESG-focused institutional investment seen soaring 84% to US\$33.9 trillion in 2026, making up 21.5% of assets under management. Disponível em: <https://www.pwc.com/gx/en/news-room/press-releases/2022/awm-revolution-2022-report.html>. Acesso em: 2 jun. 2026.
- Ross, S. A., Westerfield, R. W., e Jaffe, J. F. (2015). *Administração financeira: corporate finance*. AMGH, Porto Alegre, 10 edition.
- Silva, V. M. e Lucena, W. G. L. d. (2019). Contabilidade ambiental: análise da participação no índice de sustentabilidade empresarial (ISE) e a rentabilidade das empresas listadas na [B]3. *Revista Gestão & Tecnologia*, 19(2):109–125. Disponível em: <https://doi.org/10.20397/2177-6652/2019.v19i2.1563>. Acesso em: 15 maio 2026.
- Walley, N. e Whitehead, B. (1994). It’s not easy being green. *Harvard Business Review*, 72(3):46–52. Disponível em: <https://hbr.org/1994/05/its-not-easy-being-green>. Acesso em: 15 maio 2026.
- White, H. (1980). A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity. *Econometrica*, 48(4):817–838. Disponível em: <https://doi.org/10.2307/1912934>. Acesso em: 15 maio 2026.
- Wooldridge, J. M. (2010). *Econometric analysis of cross section and panel data*. MIT Press, Cambridge, 2 edition.
- Zhang, D. e Liu, L. (2022). Does ESG performance enhance financial flexibility? evidence from China. *Sustainability*, 14(18):11324. Disponível em: <https://doi.org/10.3390/su141811324>. Acesso em: 15 maio 2026.