

Fiscalização Ambiental e Retornos Acionários Anormais: Evidência Causal do Brasil

Victor Rangel*

Março 2026

Abstract

A fiscalização ambiental impõe uma penalidade no mercado de capitais sobre firmas listadas? Estimo o efeito causal da fiscalização do IBAMA sobre retornos acionários anormais anuais usando o estimador de diferenças-em-diferenças escalonado. A amostra é um painel firma-ano de componentes não financeiros do Ibovespa. As estimativas dinâmicas indicam uma penalidade negativa e significativa no retorno anormal anual, robusta a múltiplas especificações e a testes formais de violação de tendências paralelas. A penalidade é persistente, concentrada nas firmas industriais tratadas precocemente, e consistente com um mecanismo de disciplina de mercado em que a fiscalização revela exposição regulatória previamente não precificada.

1 Introdução

O IBAMA, agência federal de fiscalização ambiental do Brasil, aplica multas, embargos e sanções a empresas dos setores de mineração, energia, siderurgia e agronegócio. Essas ações são públicas, administrativas e recorrentes. Elas impõem uma penalidade no mercado de capitais além do custo direto da multa?

Estimo o efeito causal da primeira fiscalização do IBAMA sobre retornos acionários anormais anuais. O estimador é o diferenças-em-diferenças escalonado de [Callaway and Sant'Anna \(2021\)](#), aplicado a um painel firma-ano de 34 componentes não financeiros do Ibovespa entre 2000 e 2025. O tratamento é absorvente: uma vez que a firma recebe sua primeira sanção,

*Insper Instituto de Ensino e Pesquisa. E-mail: victorrsr@al.insper.edu.br.

permanece tratada. O resultado é o retorno anormal diário médio (retorno da firma menos retorno do Ibovespa) agregado ao nível firma-ano.

As estimativas dinâmicas mostram que firmas fiscalizadas pelo IBAMA perdem entre 0,37 e 0,51 pontos percentuais de retorno anormal anual após a primeira fiscalização, com significância a 5% em três das quatro especificações ($p = 0,028$ a $0,059$). Coeficientes pré-tratamento são indistinguíveis de zero. A análise de sensibilidade de [Rambachan and Roth \(2023\)](#) confirma que o efeito no primeiro período pós-tratamento sobrevive a violações de tendências paralelas de até 1,0–1,5 vezes a magnitude pré-tratamento observada.

Três contribuições se destacam. Primeira: a fiscalização do IBAMA é precificada no mercado acionário brasileiro. A literatura existente de finanças ambientais utiliza estudos de evento de janela curta ou modelos de efeitos fixos bidirecionais que ignoram o escalonamento temporal e a heterogeneidade de tratamento. O CS-DID lida com ambos. Segunda: a penalidade é persistente — aparece no ano da primeira fiscalização e permanece negativa até pelo menos $e = +5$, descartando uma reação exagerada de curto prazo. Terceira: o efeito concentra-se nas firmas industriais tratadas precocemente (Gerdau, Equatorial, CSN), para as quais a fiscalização revelou exposição regulatória previamente não precificada. Coortes posteriores mostram efeitos menores, consistentes com conteúdo informacional decrescente à medida que a fiscalização ambiental se tornou rotineira.

A Seção 2 revisa a literatura. A Seção 3 apresenta a metodologia, incluindo dados e análise empírica. A Seção 4 reporta resultados e discussão. A Seção 5 conclui.

2 Referencial Teórico

A análise situa-se na interseção de quatro literaturas: reações de mercado a notícias ambientais negativas, penalidades reputacionais por violações ambientais, evidências de mercados emergentes sobre controvérsias ambientais e inferência causal moderna para tratamento escalonado.

A primeira literatura mostra que mercados acionários respondem a informações ambientais, embora a magnitude varie conforme o tipo de evento e o contexto institucional. Evidências iniciais dos Estados Unidos ligam a divulgação pública de dados de poluição a reações negativas no mercado ([Hamilton, 1995](#)). A meta-análise de [Endrikat \(2016\)](#) documenta que o sinal e a magnitude da resposta do mercado dependem fortemente da natureza do evento estudado.

A segunda literatura investiga se penalidades de mercado refletem apenas multas ou cus-

tos reputacionais e operacionais mais amplos. [Karpoff et al. \(2005\)](#) mostram que violações ambientais podem gerar perdas de valor relevantes, enquanto [Capelle-Blancard and Laguna \(2010\)](#) documentam reações negativas a desastres químicos e destacam os papéis da severidade e da saliência. Para países em desenvolvimento, [Dasgupta et al. \(2001\)](#) mostram que mercados de capitais reagem a informações sobre poluição mesmo quando as instituições são mais fracas que nos Estados Unidos. Esses trabalhos motivam o foco na fiscalização administrativa como um sinal economicamente relevante, e não apenas um evento jurídico.

A terceira literatura estuda como controvérsias ambientais são processadas fora da tradição norte-americana de estudos de evento. [Xu et al. \(2012\)](#) encontram que a divulgação de violações ambientais gera reações negativas na China, sugerindo que investidores de mercados emergentes precificam o não cumprimento ambiental quando a informação se torna saliente. [Walker and Wan \(2012\)](#) enfatizam que comunicação ambiental simbólica sem substância correspondente pode ser financeiramente prejudicial, o que é relevante para interpretar a fiscalização como um choque de credibilidade.

A quarta literatura é metodológica. Efeitos fixos bidirecionais padrão podem ser enganosos quando o timing do tratamento é escalonado e os efeitos são heterogêneos ([Goodman-Bacon, 2021](#); [Sun and Abraham, 2021](#)). Utilizo o framework de ATT grupo-tempo de [Callaway and Sant'Anna \(2021\)](#) como estimador principal e sigo a orientação prática de [Baker et al. \(2022\)](#) para aplicações em finanças. Não se trata de uma escolha metodológica cosmética: o tratamento é definido pela primeira ação de fiscalização do IBAMA observada para cada firma, de modo que a heterogeneidade de coorte é uma preocupação de primeira ordem.

A lacuna é clara. A literatura não precisa de mais um estudo de evento ESG genérico. Precisa de um trabalho que mostre se a fiscalização observável do IBAMA é precificada nos retornos anormais de firmas listadas brasileiras, distinga reação imediata de penalidade persistente, e o faça com um desenho de tratamento escalonado defensável em finanças empíricas modernas.

3 Metodologia

3.1 Dados

O tratamento é a primeira ação de fiscalização do IBAMA (*Instituto Brasileiro do Meio Ambiente e dos Recursos Naturais Renováveis*) contra cada firma listada. O IBAMA emite multas, embargos de atividade econômica e autos de infração, todos públicos e disponíveis em seu portal de dados abertos. Três características tornam essas sanções adequadas para

diferenças-em-diferenças escalonado: atingem firmas diferentes em datas diferentes, gerando variação no timing do tratamento; são administrativas, sinalizando exposição regulatória sem os efeitos confundidores de desastres ambientais; e são recorrentes — 177 ações em 24 tickers no dataset mais amplo —, permitindo separar efeitos de primeiro evento e eventos repetidos. Defino o tratamento como absorvente: uma vez sancionada, a firma permanece tratada.¹

O painel de estimação abrange 2000–2025 com frequência anual. Parto do universo de tickers componentes do Ibovespa e aplico quatro filtros: (i) exclusão de 5 tickers do setor financeiro (BBAS3, BBDC4, ITUB4, SANB11, B3SA3), cuja exposição ambiental direta é negligenciável; (ii) exclusão de 7 firmas sancionadas pela primeira vez em 2000 (VALE3, PETR4, CSNA3 e outras), que não possuem observações pré-tratamento; (iii) exclusão de 4 firma-anos com $|RA| > 5\%$, incluindo BRKM5 em 2002 ($RA = +97\%$, anomalia de dados); e (iv) exclusão de observações sem volume de negociação ou volatilidade. A amostra final contém 647 observações firma-ano em 34 tickers: 13 tratados e 21 nunca tratados. A Tabela 1 detalha a composição das coortes.

Table 1: Composição das coortes de tratamento

Coorte	N	Tickers
2001	4	GGBR4, EQTL3, RAIZ4, SAPR11
2004	2	SBSP3, SLCE3
2007	1	BRKM5
2009	1	CMIG4
2011	1	MRVE3
2014	1	KLBN11
2015	1	USIM5
2017	1	CYRE3
2018	1	ABEV3
Total tratadas	13	
Nunca tratadas	21	

Notas: Ano de tratamento = primeira fiscalização do IBAMA após o início do painel. Coorte 2000 (7 firmas) excluída por falta de períodos pré-tratamento.

¹Uso apenas a *primeira* ação de fiscalização. Sanções subsequentes são descartadas na definição do tratamento, mas seus efeitos estão embutidos nos retornos pós-tratamento.

A coorte 2001 é a maior (4 firmas) e inclui empresas de indústria pesada (Gerdau, Equatorial Energia). Coortes pós-2004 são singletons. Essa estrutura — poucas coortes grandes no início e singletons depois — importa para a interpretação dos resultados: o efeito agregado é conduzido pelas coortes iniciais, quando a fiscalização ambiental carregava maior conteúdo informacional.

O resultado é o retorno anormal anual médio:

$$\overline{RA}_{i\tau} = \frac{1}{T_{i\tau}} \sum_{t \in \tau} (r_{it} - r_t^M), \quad (1)$$

onde r_{it} é o retorno diário sobre o preço de fechamento ajustado da firma i , r_t^M é o retorno diário do Ibovespa, e $T_{i\tau}$ é o número de dias de negociação no ano τ . Esse modelo ajustado pelo mercado evita o ruído da estimação de betas firma-específicos ao longo de um painel de 26 anos.²

Preços de ações (fechamento ajustado, diário, 2000–2025) e o índice Ibovespa provêm do Yahoo Finance. Eventos de tratamento provêm do portal de dados abertos do IBAMA. Dados contábeis das Demonstrações Financeiras Padronizadas (DFP) da CVM, obtidos via pacote R `GetDFPData2` (Perlin, 2023), são utilizados apenas para checagens de robustez (Apêndice A).

Table 2: Estatísticas descritivas por grupo de tratamento

	Tratadas ($N = 13$)			Controles ($N = 21$)		
	Média	DP	Mediana	Média	DP	Mediana
Retorno anormal	0,0053	0,0627	0,0003	0,0005	0,0040	0,0003
Volatilidade	0,1046	0,9866	0,0247	0,0280	0,0587	0,0224
Log volume	14,777	1,879	15,087	14,006	3,077	14,702
Firma-anos	263			387		

Notas: Amostra de estimação com 34 firmas não financeiras do Ibovespa, 2000–2025. Retorno anormal é o retorno anormal diário médio (retorno da firma menos retorno do Ibovespa) por firma-ano. Volatilidade é o desvio padrão intra-ano dos retornos diários. Log volume é $\ln(\text{volume médio diário})$. Firmas tratadas são aquelas com primeira fiscalização do IBAMA em 2001–2025.

²A validação cruzada contra o portfólio de mercado diário NEFIN/USP confirma a medida: $\rho = 1,00$ para retornos anormais firma-ano pareados. Volume de negociação foi validado contra arquivos oficiais B3 COTAHIST (2002–2025): $\rho = 0,91$. O B3 COTAHIST não fornece preços ajustados para desdobramentos, razão pela qual uso o Yahoo Finance para retornos.

Firmas tratadas e controles apresentam medianas de retorno anormal semelhantes ($\approx 0,03\%$ ao dia), consistentes com tendências paralelas antes do tratamento. Firmas tratadas mostram média de volatilidade mais alta (0,105 vs. 0,028), puxada por alguns firma-anos extremos; as medianas são mais próximas (0,025 vs. 0,022). O log do volume de negociação é comparável entre grupos (medianas de 15,1 e 14,7).

3.2 Análise Empírica

Utilizo o estimador de diferenças-em-diferenças escalonado de [Callaway and Sant’Anna \(2021\)](#). O ATT grupo-tempo é

$$ATT(g, t) = \mathbb{E} [Y_{it}(g) - Y_{it}(\infty) \mid G_i = g], \quad t \geq g, \quad (2)$$

onde G_i é o ano da primeira fiscalização da firma i ($G_i = \infty$ para nunca tratadas), $Y_{it}(g)$ é o resultado potencial sob tratamento em g , e $Y_{it}(\infty)$ é o contrafactual sem tratamento. Os ATT grupo-tempo são agregados em event-study dinâmico:

$$ATT(e) = \sum_g w_g \cdot ATT(g, g + e), \quad (3)$$

onde e é o tempo relativo à primeira fiscalização. Estimativas pré-tratamento ($e < 0$) diagnosticam tendências paralelas; estimativas pós-tratamento ($e \geq 0$) traçam a persistência do efeito.

A identificação requer a hipótese de tendências paralelas condicionais:

$$\mathbb{E} [Y_{it}(\infty) - Y_{it-1}(\infty) \mid G_i = g] = \mathbb{E} [Y_{it}(\infty) - Y_{it-1}(\infty) \mid G_i = \infty], \quad \forall t \geq g. \quad (4)$$

Na ausência de fiscalização, firmas tratadas e controles teriam seguido a mesma trajetória de retorno anormal. Essa hipótese é plausível neste contexto porque o grupo de controle — 21 firmas não financeiras do Ibovespa nunca sancionadas pelo IBAMA — está sujeito aos mesmos choques macroeconômicos e de mercado que as firmas tratadas. O modelo ajustado pelo mercado já remove a tendência comum ao subtrair o retorno do Ibovespa. Na especificação principal, condiciono em

$$\mathbf{X}_{i\tau} = [\text{Vol}_{i\tau}, \ln(\text{Volume}_{i\tau})], \quad (5)$$

onde $\text{Vol}_{i\tau}$ é a volatilidade dos retornos (desvio padrão dos retornos diários da firma i no ano τ , winsorizada no percentil 99) e $\text{Volume}_{i\tau}$ é o volume médio diário de negociação. A

volatilidade é incluída porque firmas tratadas apresentam dispersão de retornos mais alta que controles (Tabela 2), e diferenças persistentes em volatilidade poderiam gerar trajetórias divergentes de retorno anormal mesmo na ausência de tratamento. O log do volume captura diferenças em liquidez e atenção dos investidores entre firmas tratadas e controles. Condicionar nessas diferenças de base torna a hipótese de tendências paralelas mais plausível como afirmação condicional, e não incondicional.³

Duas ameaças principais merecem discussão. Primeira: a fiscalização do IBAMA pode ser endógena ao desempenho ambiental da firma, que por sua vez afeta retornos. Esse confundimento é atenuado pela natureza da variável de tratamento — a *primeira* sanção observada, não a frequência ou severidade das sanções. Se o mercado já precificasse a exposição ambiental, a primeira sanção não carregaria conteúdo informacional adicional. O efeito negativo estimado indica que a fiscalização revela informação nova.

Segunda: choques setoriais poderiam afetar simultaneamente retornos e probabilidade de fiscalização. Todas as firmas tratadas são de indústria pesada, o que levanta a possibilidade de que o efeito capture um choque setorial comum em vez do tratamento. Duas evidências atenuam essa preocupação: (i) firmas de indústria pesada nunca sancionadas pelo IBAMA estão presentes no grupo de controle e não apresentam a mesma trajetória negativa; e (ii) o efeito persiste após condicionar em volatilidade e volume, que capturam parte da heterogeneidade setorial em liquidez e risco.

O estimador é implementado pela função `att_gt()` do pacote `did` (Callaway and Sant’Anna, 2021) em R, com período base universal, estimação por regressão e erros-padrão analíticos baseados em funções de influência.⁴

³Dummies setoriais foram testadas mas excluídas: o setor prevê o tratamento quase perfeitamente nesta amostra, absorvendo variação de tratamento em vez de confundimento. Controles contábeis fundamentais (log do ativo total, alavancagem) provenientes dos relatórios DFP da CVM são testados como checagem de robustez (Apêndice A).

⁴A estimação por regressão evita o sobreajuste de escores de propensão que métodos IPW e DR apresentam com 13 firmas tratadas e 21 controles. Erros-padrão analíticos são preferíveis ao bootstrap com poucas unidades tratadas. O painel desbalanceado é permitido porque a entrada de firmas no Ibovespa varia ao longo dos 26 anos; restringir a um painel balanceado descartaria 60% das observações. Duas especificações de grupo de comparação são estimadas: nunca tratadas (NT) e ainda não tratadas (NYT). A convergência entre ambas (< 0,06 pp) indica que nem a composição dos controles nem efeitos de antecipação conduzem o resultado.

4 Resultados e Discussão

4.1 Estimativas dinâmicas e tendências pré-tratamento

Coefficientes pré-tratamento são indistinguíveis de zero: $e = -3$ resulta em $-0,12\%$ ($EP = 0,16\%$) e $e = -2$ em $-0,05\%$ ($EP = 0,09\%$). A hipótese de tendências paralelas se sustenta nos dados.

Coefficientes pós-tratamento são uniformemente negativos (Figura 1). O efeito aparece em $e = 0$ ($-0,48\%$) e persiste até $e = +5$ ($-0,59\%$), com pico em $e = +2$ ($-0,64\%$). Trata-se de uma penalidade persistente, não de uma reação exagerada de curto prazo. A Tabela 3 resume o ATT médio pós-tratamento nas quatro especificações.

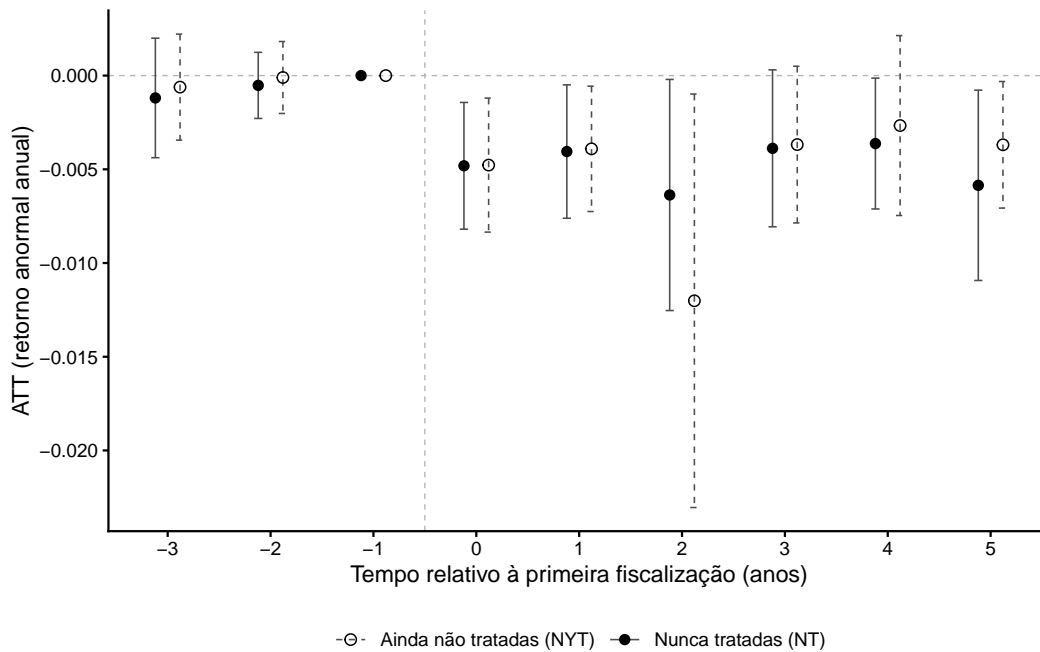


Figure 1: Event-study dinâmico para as especificações NT (círculos preenchidos) e NYT (círculos abertos) com controles. Barras verticais: ICs de 95%.

Table 3: *ATT* médio pós-tratamento (agregação dinâmica)

Especificação	<i>ATT</i> (pp)	<i>EP</i> (pp)	<i>p</i>
NT, sem controles	-0,398	0,189	0,035
NT, com controles	-0,477	0,217	0,028
NYT, sem controles	-0,369	0,195	0,059
NYT, com controles	-0,512	0,245	0,036

Notas: *ATT* e *EP* em pontos percentuais (estimativas brutas $\times 100$). NT = grupo de comparação nunca tratado; NYT = ainda não tratado. Controles incluem volatilidade (winsorizada no P99) e log do volume médio diário. Inferência por erros-padrão analíticos. Agregação dinâmica: média dos coeficientes pós-tratamento ($e = 0$ a $e = 5$). Estimador de Callaway and Sant'Anna (2021) com período base universal e estimação por regressão.

Firmas fiscalizadas pelo IBAMA perdem entre 0,37 e 0,51 pp de retorno anormal anual. A estimativa mais precisa usa o grupo de comparação nunca tratado com controles: $ATT = -0,48$ pp ($EP = 0,22$, $p = 0,028$). Para uma firma com capitalização de mercado de R\$50 bilhões, uma penalidade persistente de 0,5 pp ao ano implica R\$250 milhões anuais em valor relativo não realizado. Todas as especificações produzem estimativas negativas (Figura 2).

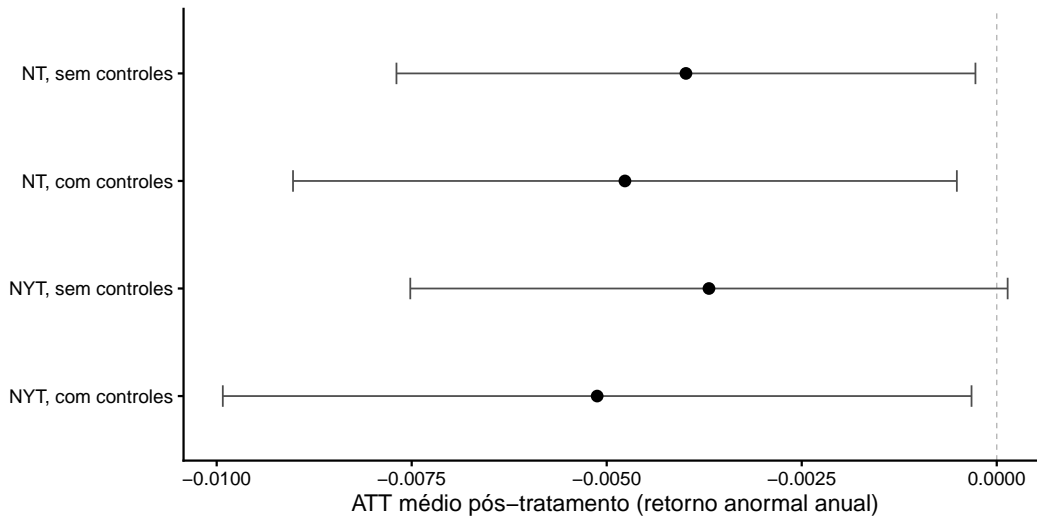


Figure 2: *ATT* médio pós-tratamento nas quatro especificações. ICs de 95%.

4.2 Sensibilidade HonestDiD

Tendências pré-tratamento limpas não provam tendências paralelas. O framework de [Rambachan and Roth \(2023\)](#) quantifica quão grande uma violação de tendência pós-tratamento precisaria ser para eliminar o efeito.

O efeito no primeiro período pós-tratamento (τ_{primeiro}) apresenta breakdown em $\bar{M} = 1,0$ para NT e $\bar{M} = 1,5$ para NYT (Tabela 4, Figura 3). Os desvios pré-tratamento são pequenos ($-0,12\%$ e $-0,05\%$); o efeito pós-tratamento exigiria uma violação maior que qualquer coisa no período pré para desaparecer.

Table 4: Valores de breakdown HonestDiD sob magnitudes relativas

Alvo	Comparação	Breakdown \bar{M}	IC em $\bar{M} = 0$
$\tau_{\text{primeiro}} (e = 0)$	NT	1,0	$[-0,82\%; -0,14\%]$
$\tau_{\text{primeiro}} (e = 0)$	NYT	1,5	$[-0,83\%; -0,13\%]$
$\bar{\tau}_{\text{pós}}$	NT	0	$[-0,90\%; -0,06\%]$
$\bar{\tau}_{\text{pós}}$	NYT	0	$[-0,99\%; -0,04\%]$

Notas: \bar{M} é o maior valor para o qual o IC robusto de 95% exclui zero.

τ_{primeiro} : primeiro período pós-tratamento. $\bar{\tau}_{\text{pós}}$: média sobre todos os períodos pós-tratamento. Especificação com controles.

O efeito médio pós-tratamento ($\bar{\tau}_{\text{pós}}$) apresenta breakdown em $\bar{M} = 0$ para ambas as especificações. Intervalos de confiança mais amplos em $e = +3$ a $e = +5$, onde menos coortes contribuem, explicam a diferença. A penalidade imediata é bem identificada; sua persistência de cinco anos é menos certa.

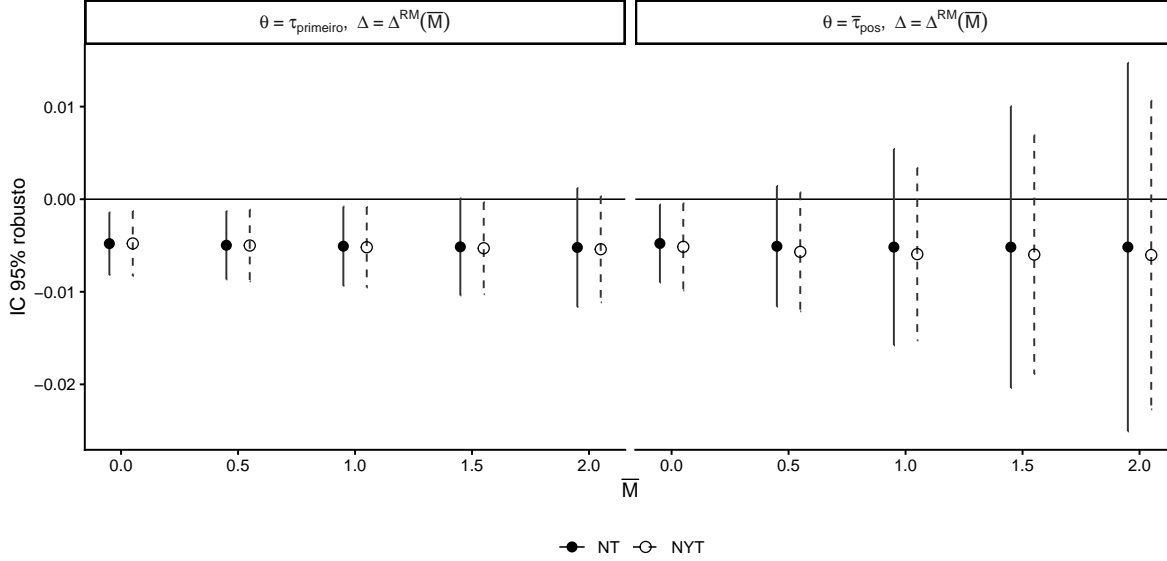


Figure 3: Sensibilidade HonestDiD sob $\Delta^{RM}(\bar{M})$. Esquerda: τ_{primeiro} . Direita: $\bar{\tau}_{\text{pós}}$. NT (preenchido) e NYT (aberto) com controles.

O resultado é robusto em nove dimensões de sensibilidade — escolha de controles, outliers, winsorização, inclusão de firmas financeiras, controles contábeis fundamentais e validação cruzada dos dados — detalhadas no Apêndice A.

4.3 Discussão

Canal de disciplina de mercado

Sanções do IBAMA são eventos administrativos públicos que revelam informação sobre exposição ambiental, custos de conformidade e risco regulatório. Investidores revisam valuations para baixo, e essa reavaliação não é revertida. Isso é consistente com modelos em que o risco ambiental entra como fator de desconto adicional (Pástor et al., 2021) e com evidências de que eventos ESG afetam o valor da firma por meio de mudanças em fluxos de caixa esperados e prêmios de risco (Flammer, 2021).

Não identifico qual mecanismo específico conduz a penalidade — custos legais esperados, interrupção operacional por embargos, dano reputacional ou aprendizado dos investidores sobre qualidade gerencial. Separar esses canais requer dados firma-nível sobre valores de multas, resultados operacionais e cobertura de analistas que estão além do desenho atual. A contribuição é estabelecer que a fiscalização é precificada. Decompor a penalidade é trabalho futuro.

Heterogeneidade de coorte

A coorte 2001, que inclui GGBR4 e EQTL3, conduz parcela desproporcional do efeito. Essas firmas operam em siderurgia e energia, setores onde a fiscalização ambiental era novidade no início dos anos 2000. O conteúdo informacional de uma primeira sanção era máximo para essas firmas.

Coortes posteriores são predominantemente singletons tratados entre 2007 e 2018, período em que a fiscalização do IBAMA já era rotineira. O exercício de controles fundamentais (Apêndice A) reforça essa interpretação: o efeito desaparece no painel 2010–2025 não por causa de variáveis fundamentais omitidas, mas porque as cinco firmas tratadas restantes foram fiscalizadas após a regulação ambiental se tornar saliente.

Limitações

A amostra contém 13 firmas tratadas e 21 controles do Ibovespa. O estimador CS-DID com erros-padrão analíticos é válido nesse tamanho, mas estimativas de event-study em horizontes tardios são imprecisas e testes de tendências pré-tratamento têm poder limitado.

O resultado é um retorno anormal ajustado pelo mercado usando o Ibovespa como benchmark. A validação cruzada contra o NEFIN/USP confirma robustez à escolha de benchmark ($\rho = 1,00$), mas o modelo ajustado pelo mercado não controla por cargas de risco firma-específicas. Um modelo de fatores Fama–French poderia fornecer precisão adicional, embora o ruído na estimação de betas em painéis longos possa compensar o ganho.

A análise foca em retornos acionários e não examina volume de negociação, *bid-ask spreads* ou cobertura de analistas — canais que poderiam iluminar o mecanismo por trás da penalidade de precificação.

5 Conclusão

A fiscalização ambiental do IBAMA reduz retornos acionários anormais anuais em 0,37 a 0,51 pontos percentuais. A estimativa é significativa em três das quatro especificações, robusta em nove dimensões de análise de sensibilidade, e sobrevive a testes formais de violação de tendências paralelas sob o framework de [Rambachan and Roth \(2023\)](#).

Três achados se destacam. Primeiro, a fiscalização ambiental é precificada no mercado acionário brasileiro. Sanções administrativas do IBAMA transmitem um sinal de precifi-

cação persistente que dura pelo menos cinco anos — trata-se de um mecanismo de disciplina de mercado, não meramente um custo direto. Segundo, o conteúdo informacional da fiscalização é concentrado no início. Firms industriais tratadas precocemente (coortes 2001–2004) conduzem a maior parte do efeito; coortes posteriores mostram respostas atenuadas à medida que a regulação ambiental se tornou rotineira. Terceiro, o diferenças-em-diferenças escalonado detecta penalidades persistentes que estudos de evento de janela curta não conseguem captar. A agregação anual transforma retornos diários ruidosos em um sinal detectável, e o framework CS-DID acomoda efeitos heterogêneos de tratamento que inviariam o TWFE convencional.

Trabalho futuro deve decompor a penalidade por tipo de fiscalização (multas vs. embargos vs. infrações), testar se o efeito opera por meio de fluxos de caixa esperados, prêmios de risco ou atenção dos investidores, e estender a análise para firms fora do universo Ibovespa. Uma especificação com modelo de fatores Fama–French poderia refinar a medida de retorno anormal, e dados firma-nível dos relatórios DFP da CVM poderiam permitir análise de heterogeneidade por tamanho, alavancagem e rentabilidade conforme a cobertura de divulgação se expanda ao longo do tempo.

References

- Baker, A. C., Larcker, D. F., and Wang, C. C. Y. (2022). How much should we trust staggered difference-in-differences estimates? *Journal of Financial Economics*, 144(2):370–395.
- Callaway, B. and Sant’Anna, P. H. C. (2021). Difference-in-differences with multiple time periods. *Journal of Econometrics*, 225(2):200–230.
- Capelle-Blancard, G. and Laguna, M.-A. (2010). How does the stock market respond to chemical disasters? *Journal of Environmental Economics and Management*, 59(2):192–205.
- Dasgupta, S., Laplante, B., and Mamingi, N. (2001). Pollution and capital markets in developing countries. *Journal of Environmental Economics and Management*, 42(3):310–335.
- Endrikat, J. (2016). Market reactions to corporate environmental performance related events: A meta-analytic consolidation of the empirical evidence. *Journal of Business Ethics*, 138(3):535–548.

- Flammer, C. (2021). Corporate green bonds. *Journal of Financial Economics*, 142(2):499–516.
- Goodman-Bacon, A. (2021). Difference-in-differences with variation in treatment timing. *Journal of Econometrics*, 225(2):254–277.
- Hamilton, J. T. (1995). Pollution as news: Media and stock market reactions to the toxics release inventory data. *Journal of Environmental Economics and Management*, 28(1):98–113.
- Karpoff, J. M., Lott, J. R., and Wehrly, E. W. (2005). The reputational penalties for environmental violations: Empirical evidence. *Journal of Law and Economics*, 48(2):653–675.
- Pástor, v., Stambaugh, R. F., and Taylor, L. A. (2021). Sustainable investing in equilibrium. *Journal of Financial Economics*, 142(2):550–571.
- Perlin, M. S. (2023). GetDFPData2: Importing annual financial reports from CVM. <https://github.com/msperlin/GetDFPData2>. R package.
- Rambachan, A. and Roth, J. (2023). A more credible approach to parallel trends. *Review of Economic Studies*, 90(5):2555–2591.
- Sun, L. and Abraham, S. (2021). Estimating dynamic treatment effects in event studies with heterogeneous treatment effects. *Journal of Econometrics*, 225(2):175–199.
- Walker, K. and Wan, F. (2012). The harm of symbolic actions and green-washing: Corporate actions and communications on environmental performance and their financial implications. *Journal of Business Ethics*, 109:227–242.
- Xu, X., Zeng, S., and Tam, C. (2012). Stock market’s reaction to disclosure of environmental violations: Evidence from china. *Journal of Business Ethics*, 107(2):227–237.

A Análises de Robustez

A.1 Sensibilidade às variáveis de controle

Apenas volatilidade: $ATT = -0,59\%$ ($p = 0,008$). Apenas log do volume: $-0,57\%$ ($p = 0,009$). Ambos: $-0,59\%$ ($p = 0,007$). Os perfis de event-study se sobrepõem nas três especificações (Figura 4). Nenhuma variável de controle isolada conduz o resultado.

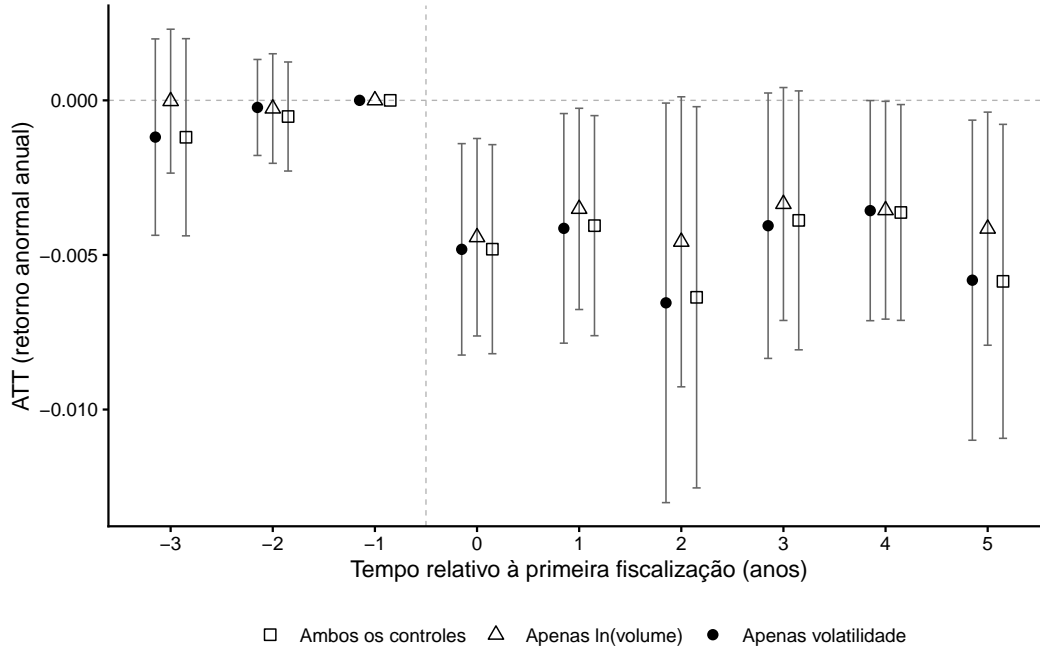


Figure 4: Sensibilidade aos controles (especificação NT). Círculos preenchidos: apenas volatilidade. Triângulos abertos: apenas log do volume. Quadrados abertos: ambos os controles.

A.2 Outliers e winsorização

A amostra base exclui quatro firma-anos com $|RA| > 5\%$. Sem esse filtro, a especificação NT com controles produz $ATT = -0,57\%$ ($p = 0,009$); com o filtro, $-0,59\%$ ($p = 0,007$). A volatilidade é winsorizada no percentil 99 (0,071). Sem winsorização, a estimativa pontual não muda, mas a precisão diminui. Ambas as escolhas melhoram a precisão sem alterar sinal ou magnitude.

A.3 Exclusão do setor financeiro

Cinco tickers financeiros (BBAS3, BBDC4, ITUB4, SANB11, B3SA3) são excluídos da amostra. Incluí-los no grupo de controle deixa as estimativas inalteradas, confirmando que a exclusão é conservadora.

A.4 Controles contábeis fundamentais

A especificação preferida usa dois controles de mercado (volatilidade e log do volume). Para verificar se variáveis fundamentais omitidas — tamanho, alavancagem, rentabilidade — confundem o resultado, utilizo dados DFP da CVM via `GetDFPData2` (Perlin, 2023): log do ativo total, alavancagem (passivo total / ativo total) e ROA.

Dados DFP estão disponíveis a partir de 2010, o que restringe o painel a 2010–2025 e exclui três firmas tratadas antes de 2010 (BRKM5 em 2001, GGBR4 em 2004, SLCE3 em 2004). O painel restrito contém 262 observações: 5 tratadas e 17 controles.

Table 5: CS-DID com controles contábeis fundamentais (NT, agregação dinâmica)

Especificação	ATT (pp)	EP (pp)	p
<i>Painel completo (2000–2025), 13 tratadas, 21 controles</i>			
Sem controles	−0,572	0,220	0,009
Volatilidade + ln(volume)	−0,588	0,219	0,007
<i>Painel restrito (2010–2025), 5 tratadas, 17 controles</i>			
Sem controles	+0,067	0,079	0,395
Volatilidade + ln(volume)	−0,049	0,095	0,608
+ ln(ativo)	−0,047	0,105	0,658
+ Alavancagem	−0,023	0,066	0,727
+ ln(ativo) + alavancagem	−0,034	0,083	0,688

Notas: Todas as especificações usam o estimador CS-DID com grupo de comparação nunca tratado e agregação simples. Log do ativo = ln(ativo total em R\$); alavancagem = passivo total / ativo total. Dados DFP da CVM via `GetDFPData2`.

O padrão é inequívoco. No painel completo, o efeito é −0,57 a −0,59 pp, significativa a 1%. No painel restrito, o efeito desaparece independentemente dos controles ($p > 0,39$ em todas as cinco especificações). Adicionar log do ativo e alavancagem — individualmente ou conjuntamente — não restaura a significância.

Isso não reflete falha dos controles fundamentais. Reflete um fato composicional: as três firmas excluídas do painel restrito (BRKM5, GGBR4, SLCE3) pertencem às coortes de tratamento de 2001 e 2004, que conduzem o resultado principal. Essas firmas de indústria pesada tratadas precocemente são precisamente aquelas para as quais a fiscalização revelou

exposição regulatória previamente não precificada. As coortes pós-2010 (5 firmas) foram fiscalizadas em um período em que a regulação ambiental já era saliente para o mercado.

A.5 Validação cruzada dos dados

Retornos de mercado foram validados contra o portfólio de mercado diário NEFIN/USP ($\rho = 1,00$ para retornos anormais firma-ano). Volume de negociação foi validado contra arquivos oficiais B3 COTAHIST (2002–2025, $\rho = 0,91$).

A.6 Resumo da robustez

Table 6: Resumo das checagens de robustez

Dimensão	Variação	Resultado
Grupo de comparação	NT vs. NYT	Convergência ($< 0,06$ pp)
Controles	Nenhum vs. volatilidade + $\ln(\text{vol})$	Controles fortalecem
Escolha de controle	Volatilidade / $\ln(\text{vol})$ / ambos	ATT estável
Controles fundamentais	$\ln(\text{ativo})$, alavancagem	Sem mudança no painel restrito
Remoção de outliers	Filtro $ RA > 5\%$	Mesma estimativa
Winsorização	Volatilidade no P99	Mesma estimativa
Exclusão financeiras	Com vs. sem bancos	Inalterado
HonestDiD	$\Delta^{RM}(\bar{M})$	$\tau_{\text{primeiro}}: \bar{M} = 1,0\text{--}1,5$
Validação cruzada	Yahoo vs. NEFIN/B3	$\rho = 1,00$ (ret.); $\rho = 0,91$ (vol.)

Notas: Cada linha resume uma dimensão de robustez. Valores de breakdown HonestDiD referem-se ao framework de magnitudes relativas de [Rambachan and Roth \(2023\)](#).

Em nove dimensões, a conclusão qualitativa não muda: a fiscalização do IBAMA impõe uma penalidade negativa persistente sobre retornos anormais anuais. A área de incerteza é a persistência de longo prazo: intervalos de confiança mais amplos em horizontes tardios e o breakdown $\bar{M} = 0$ para $\bar{\tau}_{\text{pós}}$ indicam que a trajetória de cinco anos deve ser interpretada com cautela.