SciELO Preprints

Estado da publicação: O preprint não foi publicado em outro meio.

A informação contábil perdeu relevância no mercado de capitais brasileiro? Três décadas de evidências sob diferentes escalas de mensuração

Lucas Nutels, Jomar Miranda Rodrigues

https://doi.org/10.1590/SciELOPreprints.18699

Submetido em: 2026-10-31
Postado em: 2026-11-03 (versão 1)
(AAAA-MM-DD)

SciELO Preprints - Este documento é um preprint e sua situação atual está disponível em: https://doi.org/10.1590/SciELOPreprints.18699

A informação contábil perdeu relevância no mercado de capitais brasileiro? Três décadas de evidências sob diferentes escalas de mensuração

Has accounting information lost relevance in the Brazilian capital market? Three decades of evidence across different measurement scales

Lucas Moura Nutels
Universidade de Brasília, Brasília, Brasil
ORCID: https://orcid.org/0000-0002-5296-3592
E-mail para correspondência: nutels.me@gmail.com

Jomar Miranda Rodrigues
Departamento de Ciências Contábeis e Atuariais, Universidade de Brasília, Brasília, Brasil
ORCID: https://orcid.org/0000-0001-5961-243X

Resumo

Objetivo: Verificar se os achados de Barth, Li e McClure (2023) se reproduzem na B3 em 31 exercícios e se a tendência medida reflete a relevância da informação contábil ou a escala das medidas por ação.

Método: Em 7.884 empresa-anos não financeiros, o preço por ação é explicado por 16 itens contábeis e dez indicadores setoriais num *bagging* de árvores. A relevância é o R^2 *out-of-bag* e a queda desse R^2 quando itens e blocos são reatribuídos, comparada a uma distribuição nula trocável.

Resultados: O R^2 por ação cai 1,31 ponto percentual ao ano (t = −5,66), em sentido oposto ao dos Estados Unidos. Essa queda não serve de prova de perda de relevância, porque depende da divisão por ações. Grupamentos, inferidos da queda do número de ações e concentrados nas empresas de preço baixo, comprimem a dispersão do preço, enquanto a do logaritmo do valor de mercado fica estável. Sem dividir por ações, o R^2 tem média de 73% e não mostra tendência detectável (−0,15; t = −0,70), mas depende muito do tamanho e admite queda de até 17,5 pontos em 30 anos. Medidas que mantêm um denominador por ação não dão resposta única. O deflator pelo ativo mostra um salto em 2010. A evolução da relevância segue inconclusiva. Não se detecta perda de peso do lucro, a alta dos demais grupos é frágil e só três testes, todos do balanço, se distinguem de ruído após a correção para testes múltiplos.

Contribuições: Primeira replicação do desenho no Brasil, nas bases consultadas; evidência de que a divisão por ações condiciona comparações de R^2 no tempo; e comparação entre base comercial e dados abertos.

Palavras-chave: relevância da informação contábil; árvores de regressão; efeito de escala; grupamento de ações; Brasil.

Abstract

Purpose: We ask whether the US findings of Barth, Li, and McClure (2023) carry over to B3 over 31 fiscal years, and whether the measured trend reflects value relevance or the scale of per-share measures.

Design/methodology: Using 7884 non-financial firm-years, we model price per share with 16 accounting items and ten industry indicators in bagged regression trees. Relevance is the out-of-bag R^2 and its loss when items and blocks are reassigned, benchmarked against an exchangeable null.

SciELO Preprints - Este documento é um preprint e sua situação atual está disponível em: https://doi.org/10.1590/SciELOPreprints.18699

Findings: Per-share R^2 falls by 1.31 percentage points per year, opposite to the US pattern. This decline is not evidence of lost relevance, because it depends on dividing by shares. Reverse splits, inferred from falling share counts and concentrated in low-priced firms, compress price dispersion, while the dispersion of log market value stays stable. Without dividing by shares, R^2 averages 73% with no detectable trend, but it depends heavily on size and admits a fall of up to 17.5 points over 30 years. Measures that keep a per-share denominator give mixed results, and the asset deflator shows a jump in 2010. The evolution of relevance remains inconclusive. No loss of weight is detected for earnings, the rise of other groups is fragile, and only three tests, all balance-sheet, differ from noise after multiple-testing correction.

Originality: This is the first replication of the design for Brazil within the databases searched. It shows that dividing by shares conditions R^2 comparisons over time and compares a commercial database with regulatory open data.

Keywords: value relevance of accounting information; regression trees; scale effect; reverse stock splits; Brazil.

1 Introdução

A tese de que a contabilidade perdeu a capacidade de explicar o valor das empresas acompanha a pesquisa em mercado de capitais há mais de duas décadas. Lev e Zarowin (1999) documentaram queda na utilidade do lucro, do fluxo de caixa e do patrimônio líquido (PL). Lev (2018) atribuiu a deterioração à troca do modelo de confronto entre receitas e despesas pelo de balanço e valor justo e à falta de adaptação das regras de reconhecimento aos intangíveis (ver também Lev & Gu, 2016). Collins et al. (1997), em sentido oposto, não encontraram queda da relevância combinada de lucro e PL em quarenta anos; o que mudou foi o peso relativo dos dois. Parte da divergência é de métrica: Brown et al. (1999) mostraram que efeitos de escala inflam o R^2 de regressões em nível, embora a queda persista quando a escala é controlada.

Barth et al. (2023) reformularam a pergunta. Em vez de lucro e PL numa regressão linear, usaram 18 itens contábeis por ação e indicadores setoriais e estimaram a relação com o preço por árvores de regressão, sem impor forma funcional. Com dados dos Estados Unidos de 1962 a 2018, não encontraram declínio da relevância combinada; mudou a composição, com ganho de peso dos itens ligados a intangíveis, a oportunidades de crescimento e a medidas alternativas de desempenho.

A evidência brasileira sobre a evolução da relevância é contraditória. T. B. Costa (2022) descreve declínio em empresas do Ibovespa entre 1990 e 2019, inferido de R^2 dentro da amostra de modelos lineares, enquanto Canongia et al. (2023) e Sousa et al. (2026) encontram relevância crescente depois de 2010. Esses estudos impõem linearidade, escolha que, segundo Clarkson et al. (2011), pode alterar conclusões sobre as IFRS. Há ainda uma questão prévia, pouco examinada no Brasil: medidas por ação dependem do número de ações, que mudou muito nas companhias abertas brasileiras. Se a dispersão do número de ações muda, o R^2 por ação pode mudar sem que a associação entre contabilidade e valor se altere.

O objetivo deste artigo é verificar se os três achados de Barth et al. (2023) se reproduzem na B3 entre 1995 e 2025 e se a tendência medida reflete a relevância da informação contábil ou a escala das medidas por ação. Montou-se um painel de 7.884 empresa-anos de 620 empresas não financeiras e replicou-se o desenho original: em cada exercício, o preço por ação três meses após o encerramento é explicado por 16 itens por ação e dez indicadores setoriais num *bagging* de 500 árvores. A relevância combinada é o R^2 *out-of-bag* (OOB); a de itens e blocos é a queda desse R^2 quando são reatribuídos e o modelo é reestimado, comparada a uma distribuição nula trocável.

Os itens explicam em média 61,3% da variação transversal dos preços. O R^2 cai 1,31 ponto percentual (p.p.) ao ano ($t = -5{,}66$), direção oposta à dos Estados Unidos. A queda depende da divisão por ações. Grupamentos, inferidos da queda do número de ações e concentrados nas empresas de preço baixo, comprimem a dispersão do preço. Sem dividir por ações, o R^2 tem média de 73% e não mostra tendência

SciELO Preprints - Este documento é um preprint e sua situação atual está disponível em: https://doi.org/10.1590/SciELOPreprints.18699

detectável, embora essa medida dependa muito do tamanho. Medidas que mantêm um denominador por ação não dão resposta única. O deflator pelo ativo mostra um salto em 2010. A queda por ação, portanto, não serve de prova de perda de relevância; a evolução da relevância segue inconclusiva. Não se detecta perda de peso do lucro. A alta dos demais grupos é frágil: aparece por ação, antes de 2008, sem se sustentar com o deflator. Só três dos 279 testes bloco-ano se distinguem de ruído a 5%, todos do balanço.

O artigo faz três contribuições. A primeira é substantiva: até onde alcançou a busca nas bases consultadas, é a primeira replicação do desenho de Barth et al. (2023) com dados brasileiros, cobrindo 31 exercícios que atravessam a convergência às normas internacionais. A segunda é metodológica: mostra de onde vem a compressão da escala por ação no Brasil e que a tendência do R^2 depende da divisão por ações, o que condiciona as comparações temporais de qualquer estudo por ação no período. A terceira é sobre os dados: nas mesmas empresas-ano, a escolha entre base comercial e dados abertos da Comissão de Valores Mobiliários (CVM) muda o nível do R^2 em cerca de 10 p.p., ao que tudo indica pelo número de ações.

2 Revisão de literatura e hipóteses

2.1 Construto e base teórica

Value relevance designa, nesta literatura, a associação estatística entre números contábeis e valores de mercado (Barth et al., 2001; Francis & Schipper, 1999). A utilidade dessa associação para a normatização é debatida (Barth et al., 2001; Holthausen & Watts, 2001); Kothari (2001) revisa a pesquisa contábil em mercado de capitais. Por isso, o estudo adota a definição estatística e mede associação, sem tratar de conteúdo informacional incremental; as implicações ficam restritas à medição e ao poder dos testes.

O referencial de avaliação é o modelo de Ohlson (1995), que relaciona o valor ao PL, aos lucros e aos dividendos. A relação com o preço dificilmente é linear em empresas com prejuízo: o conteúdo informativo dos prejuízos difere do dos lucros (Hayn, 1995); Burgstahler e Dichev (1997) formalizam a opção de adaptar ou abandonar os recursos, que torna o PL mais relevante quando o lucro é baixo; e Barth et al. (1998) mostram que o peso do PL cresce e o do lucro cai com a piora da saúde financeira. Collins et al. (1999) aplicam esse raciocínio às firmas com prejuízo. As árvores de regressão relaxam a linearidade sem especificar essas não linearidades, o que é a motivação de Barth et al. (2023).

2.2 O debate internacional e a resposta de Barth, Li e McClure

Os mecanismos propostos para a perda de peso do lucro são complementares: piora do confronto entre receitas e despesas (Dichev & Tang, 2008), coortes de novas empresas com lucro de pior qualidade (Srivastava, 2014) e lucros negativos pouco informativos (Srivastava, 2023); na nova economia, Core et al. (2003) documentam queda do poder explicativo; o conservadorismo crescente, outra explicação candidata, não é confirmado por Balachandran e Mohanram (2011).

Barth et al. (2023) respondem a esse debate com 17 itens por ação escolhidos *a priori* e um item adicional selecionado por um procedimento de seleção sobre os dados da Compustat, além de dez indicadores setoriais. A estimação por árvores é avaliada pelo R^2 fora da amostra. A relevância combinada não cai entre 1962 e 2018; o lucro perde peso, intangíveis, crescimento e medidas alternativas ganham, enquanto cresce o número de itens necessários para explicar uma fração fixa do R^2. Fora dos Estados Unidos, Nisar M e Santhakumar (2026) usam *random forest* com previsões OOB na bolsa de Bombaim entre 2012 e 2023 e não encontram queda; Rodríguez García et al. (2017) associam as IFRS a maior relevância na América Latina, enquanto Rico Bonilla (2022) observa queda na Colômbia.

A questão de escala acompanha esse debate. Brown et al. (1999) mostram que o R^2 de regressões em nível depende do coeficiente de variação do fator de escala e que comparações ao longo do tempo devem levá-lo em conta. Z. Gu (2007) argumenta que R^2 de amostras diferentes não são diretamente

SciELO Preprints - Este documento é um preprint e sua situação atual está disponível em: https://doi.org/10.1590/SciELOPreprints.18699

comparáveis. Séries de 31 anos em um mercado com grandes mudanças no número de ações tornam esse ponto central.

2.3 A evidência brasileira

No estudo pioneiro com o modelo de Ohlson, Lopes (2001) encontra no PL, e não no lucro, a maior parte do poder de explicar preços na Bovespa de 1995 a 1999; Lopes et al. (2007) confirmam a superioridade do PL, embora raramente significativa. Depois de 2008, Macedo et al. (2013) encontram ganho de conteúdo informacional do lucro por ação e perda do PL por ação. A meta-análise de Santos et al. (2019), com 26 artigos de 1997 a 2014, sintetiza o mesmo padrão após as IFRS. Sobre a relevância combinada, Silva et al. (2018), Canongia et al. (2023) e Sousa et al. (2026) encontram alta depois da convergência, com modelos lineares; T. B. Costa (2022) descreve declínio entre 1990 e 2019 com R^2 dentro da amostra, sem teste formal de tendência e sem escala por ação. Crises aumentam a relevância do PL e reduzem a do lucro (F. M. Costa et al., 2012), recessões reduzem a de ambos (Pimentel & Delvizio, 2026) e prejuízos são menos informativos que lucros, exceto em empresas de alto risco (Santana Júnior et al., 2025).

Nenhum desses estudos usa estimadores não paramétricos. A revisão de Bampi et al. (2025), com 21 artigos nacionais de 2005 a 2023, não descreve trabalho com aprendizado de máquina. A única tese localizada que une aprendizado de máquina e *value relevance* trata do texto das notas explicativas (Costa Neto, 2025). Uma busca em outubro de 2026 no OpenAlex, no Crossref, no Semantic Scholar, no DOAJ, no SciELO e na BDTD, com o protocolo no material suplementar, não localizou estudo brasileiro que combine *value relevance* e aprendizado de máquina; o Spell não foi consultado. Em outros emergentes já há aplicações (Mahmud et al., 2024; Nisar M & Santhakumar, 2026; Stoykova, 2024), de modo que a novidade reivindicada é a replicação do desenho no Brasil, não o uso de aprendizado de máquina num emergente.

2.4 Hipóteses

As hipóteses acompanham as três perguntas de Barth et al. (2023), sem leitura causal.

H1: O R^2 fora da amostra da relação entre o preço e o conjunto de itens contábeis apresenta tendência diferente de zero entre 1995 e 2025.

A evidência local aponta em sentidos opostos (Canongia et al., 2023; T. B. Costa, 2022; Sousa et al., 2026), por isso a hipótese é bicaudal. O período atravessa o fim da correção monetária de balanços (Lei n. 9.249, 1995) e a convergência às normas internacionais, com 2008 e 2009 como transição (Cardoso et al., 2015; Christensen et al., 2013), o que exige examinar também os regimes separados.

H2: A importância relativa do lucro frente à do balanço muda ao longo do período.

Nos Estados Unidos, o lucro perde e o PL ganha (Barth et al., 2023; Collins et al., 1997); no Brasil, os estudos posteriores a 2008 encontram o lucro ganhando peso (Macedo et al., 2013; Santos et al., 2019). Sem direção dominante, a hipótese é bicaudal. O balanço é tratado como bloco (PL, ativo, caixa e intangível), simétrico ao bloco do lucro.

H3: A parcela da relevância combinada explicada por intangíveis, crescimento e medidas alternativas de desempenho aumenta ao longo do tempo.

H3 é exploratória no Brasil. Pesquisa e desenvolvimento e publicidade não constam da base usada, o intangível reúne ágio e ativos de concessão (Comitê de Pronunciamentos Contábeis [CPC], 2010) e os itens especiais e os outros resultados abrangentes não têm definição estável no período, o que reduz *ex ante* a validade de construto dos grupos.

SciELO Preprints - Este documento é um preprint e sua situação atual está disponível em: https://doi.org/10.1590/SciELOPreprints.18699

3 Método

3.1 Dados e amostra

Os dados contábeis e de mercado vêm de uma única fonte, a Economatica, que cobre companhias ativas e canceladas, com demonstrações consolidadas quando disponíveis, em valores nominais (Economatica, s.d.). As cotações do arquivo de séries históricas da B3 (COTAHIST; B3, 2020) entram só na variante de preço de abril e na conferência; os dados abertos da CVM (CVM, s.d.) entram na conferência da seção 4.6 e em duas listas: instituições financeiras não identificadas pelo setor da base e exercícios fora de dezembro.

A amostra segue as regras de Barth et al. (2023): exige lucro, PL, preço, número de ações, ativo, ativo defasado e receita; os demais itens ausentes valem zero. Usam-se exercícios encerrados em 31 de dezembro; a empresa com alguma demonstração fora dessa data na lista dos dados abertos sai em todos os anos. As instituições financeiras são excluídas, adaptação em relação ao original, que as mantém. A exportação traz uma linha por classe de ação com a mesma contabilidade; a amostra fica com uma linha por empresa-ano, porque manter as classes colocaria a mesma empresa dentro e fora da amostra *bootstrap* de cada árvore. O preço é o valor de mercado da empresa no último pregão de março seguinte, após o prazo de entrega das demonstrações em boa parte do período (CVM, 2009, 2022), dividido pelas ações da empresa em 31 de dezembro. Exige-se ao menos uma classe negociada no mês. Essa construção mantém preço e itens sobre o mesmo denominador.

Da base de 13.198 empresa-anos com balanço, 8.381 são de não financeiras com preço. Saem 195 com exercício fora de dezembro, 15 com ativo inferior a 2% do valor de mercado e 150 com PL acima de 50 vezes o valor de mercado, em módulo (mantidos numa variante). As contagens completas estão na Tabela S2. Como conferência, compararam-se as ações usadas com as implícitas no lucro por ação (LPA) divulgado: divergem mais de 25%, em módulo, em 4,9% dos empresa-anos. As variáveis contínuas foram *winsorizadas* a 1% e 99% em cada ano, entre as empresas que informam o item, antes de igualar os ausentes a zero (o original iguala antes). A amostra final tem 7.884 empresa-anos de 620 empresas, entre 208 e 297 por exercício (Tabela 1), uma ordem de grandeza abaixo do número anual do original. A fração de empresas com prejuízo varia de 20,21% em 2009 a 48,56% em 2002.

Tabela 1. Amostra por exercício

Exercício	n	Preço (mediana, R)$\|EARN(mediana, R)$	BVE (mediana, R)	Com prejuízo (%)	Nova economia (%)	dp de log P	
1995	219	0,027	0,000	0,077	36,07	3,65	2,99
1996	229	0,047	0,002	0,087	34,50	4,80	3,11
1997	226	0,055	0,002	0,098	30,53	7,08	3,08
1998	220	0,035	0,001	0,076	38,18	5,91	3,26
1999	264	0,046	0,000	0,063	45,45	12,88	3,23
2000	251	0,042	0,001	0,062	29,48	12,75	3,28
2001	237	0,036	0,001	0,055	33,76	13,08	3,26
2002	208	0,043	0,000	0,061	48,56	14,90	3,26
2003	219	0,075	0,003	0,073	24,66	15,07	3,32
2004	237	0,275	0,010	0,178	21,94	14,35	3,57
2005	227	3,000	0,044	0,968	23,35	14,98	3,71
2006	248	6,189	0,055	1,607	25,00	14,11	3,51
2007	278	15,065	0,512	5,848	25,90	16,19	2,77
2008	275	7,000	0,425	5,693	32,36	16,73	2,39
2009	282	12,993	0,661	6,208	20,21	14,54	2,07
2010	280	13,332	0,831	7,081	22,14	14,29	2,08
2011	275	11,960	0,471	6,445	27,64	13,45	1,99
2012	268	11,295	0,410	6,440	33,58	13,06	2,05
2013	270	10,510	0,422	6,991	30,00	13,33	1,92
2014	255	7,419	0,389	6,911	33,73	12,55	1,80
2015	246	6,495	0,223	7,961	39,02	13,01	1,50

SciELO Preprints - Este documento é um preprint e sua situação atual está disponível em: https://doi.org/10.1590/SciELOPreprints.18699

Exercício	n	Preço (mediana, R)	BVE (mediana, R$)	Com prejuízo (%)	Nova economia (%)	dp de log P	
2016	250	10,723	0,209	7,862	42,40	12,00	1,17
2017	252	13,525	0,509	7,966	32,94	12,30	1,18
2018	250	16,110	0,639	8,030	27,20	10,80	1,20
2019	246	12,496	0,576	8,111	28,46	11,79	1,14
2020	282	19,151	0,481	7,318	31,21	15,25	1,06
2021	297	14,254	0,779	7,142	23,23	16,84	1,00
2022	286	9,320	0,620	7,646	26,92	17,13	1,16
2023	282	11,509	0,717	7,931	29,79	15,96	1,09
2024	272	8,995	0,748	8,627	29,41	16,91	1,16
2025	253	9,695	0,715	8,870	26,88	16,21	1,26

Nota. Fonte: elaboração própria com dados da Economatica. "Com prejuízo": lucro líquido negativo; "nova economia": seção 3.2; dp de log P: desvio-padrão transversal do logaritmo do preço *winsorizado*. Estatísticas descritivas dos itens na Tabela S1 do material suplementar.

3.2 Variáveis

As variáveis são construídas por ação (Quadro 1); despesas e saídas de caixa entram com sinal positivo. Das 18 variáveis do original, 16 estão na base. Pesquisa e desenvolvimento e publicidade não foram exportadas: nos dados abertos, cobriam só de 2% a 3% das empresas. O plano de contas da base muda em 2008 e 2010, quando vários itens mudam de conta (Quadro 1): o fluxo de caixa operacional vem da demonstração dos fluxos de caixa desde 2008 e, antes, é o lucro menos os *accruals*, como em Barth et al. (2023, Apêndice A), a partir de Sloan (1996), para todas as empresas; DIV é o dividendo declarado somado ao juro sobre capital próprio (JCP) antes de 2008 e o valor pago depois; INTAN é a soma de ativo diferido e ágio antes de 2010 e o intangível depois; SPI é o resultado não operacional antes de 2010 e a perda por redução ao valor recuperável depois, mas a conta antiga perde conteúdo com a extinção dos resultados não operacionais em 2008 (Lei n. 11.638, de 2007), de modo que a quebra efetiva é nesse ano. OCI é a variação anual do saldo de ajustes de avaliação patrimonial ou de outros resultados abrangentes: esse saldo só existe de 2008 em diante, de modo que o item vale zero até 2007. A variação de 2008 pode ser a constituição do saldo, e o item fica ausente em 2010, quando a conta muda. O JCP entra em DIV porque é imputável ao dividendo mínimo obrigatório (Lei n. 6.404, 1976, art. 202; Lei n. 9.249, 1995, art. 9º). A sua dedutibilidade faz a política de distribuição afetar também TAX (Lei n. 9.249, 1995). A relevância dos outros resultados abrangentes no Brasil é examinada por Madeira e Costa Junior (2015). A Demonstração do Valor Adicionado, relevante no Brasil (Machado et al., 2015), não entra, para preservar o conjunto do original. Como o PL é mensurado a custo histórico sem correção monetária desde 1996 (Lei n. 9.249, 1995), a inflação reduz a comparabilidade dos saldos ao longo do tempo (Souza et al., 2018).

O setor (IND) é representado por dez indicadores, com o setor da Economatica e a descrição NAICS mapeados de forma aproximada para os dez setores de Fama e French (Tabela S10). A nova economia reúne empresas de informática, telecomunicações, mídia e farmacêuticas, ou com primeira negociação na amostra e prejuízo nesse exercício. Em relação ao original, a tecnologia não inclui fabricantes de eletrônicos. A classificação é permanente. Quem já negociava no primeiro exercício é tratado como listado antes e só entra pelo setor.

Quadro 1. Variáveis e construção a partir da Economatica

Sigla	Definição (por ação)	Construção na base
P	Preço da ação	Valor de mercado da empresa em 31/03 seguinte, dividido pelas ações da empresa em 31/12

SciELO Preprints - Este documento é um preprint e sua situação atual está disponível em: https://doi.org/10.1590/SciELOPreprints.18699

Sigla	Definição (por ação)	Construção na base
EARN	Lucro líquido	Lucro líquido
BVE	Patrimônio líquido	Patrimônio líquido
INTAN	Intangível	Até 2009: diferido + ágio; desde 2010: intangível
CASH	Caixa e aplicações	Até 2009: disponibilidades e investimentos de curto prazo; desde 2010: caixa e equivalentes + aplicações financeiras
REVGR	Crescimento da receita	(Receita do exercício − receita do exercício anterior) / ações
CF	Fluxo de caixa operacional	Até 2007: lucro − *accruals* (Δ ativo circulante − Δ caixa − Δ passivo circulante + Δ dívida de curto prazo + Δ imposto a pagar); desde 2008: caixa operacional
REV	Receita	Receita líquida
SPI	Itens especiais	Até 2009: resultado não operacional (conteúdo só até 2007); desde 2010: menos a perda por não recuperabilidade
OCI	Outros resultados abrangentes	Variação do saldo de ajustes de avaliação patrimonial (2008 e 2009; zero antes) ou de outros resultados abrangentes (desde 2011)
DIV	Dividendos e JCP	Até 2007: dividendos declarados + JCP; desde 2008: dividendos pagos
CAPX	Investimento em ativo fixo	Até 2007: compras de ativo fixo; desde 2008: compras de ativo fixo e diferido
COGS	Custo dos bens e serviços vendidos	Custo dos produtos vendidos
SGA	Despesas com vendas e administrativas	Despesas com vendas + administrativas
TAX	Imposto de renda e contribuição social	Imposto corrente + diferido
EARNGR	Crescimento do lucro	(Lucro do exercício − lucro do exercício anterior) / ações
ASSETS	Ativo total	Ativo total
IND	Setor (10 indicadores)	Setor da Economatica e NAICS mapeados para os 10 setores de Fama e French

Nota. Fonte: elaboração própria. Variantes: CF por *accruals* em todos os anos (Tabela 4). Conferência dos itens contra os dados abertos da CVM na seção 4.6 e na Tabela S11.

3.3 Estimação e inferência

Para cada exercício *t*, o preço por ação é modelado como função não paramétrica dos itens e dos indicadores setoriais:

$$P_{it} = \mathrm{CART}(EARN_{it}, BVE_{it}, \ldots, ASSETS_{it}, IND_{it}) + \varepsilon_{it}. \quad (1)$$

A função é estimada com o pacote `randomForest` (Liaw & Wiener, 2002) e os parâmetros do original: 500 árvores, todas as 26 variáveis candidatas em cada divisão, amostras *bootstrap* do tamanho da amostra e no mínimo cinco observações por nó terminal, o que configura um *bagging* de árvores de regressão (Breiman, 1996, 2001). O R^2 OOB, calculado com as previsões das árvores que não usaram cada empresa, é a relevância combinada do ano, R^2_t.

A relevância de um item ou bloco k é a queda do R^2 OOB quando os seus valores são reatribuídos aleatoriamente entre as empresas do ano e o modelo é reestimado com a mesma semente:

$$\Delta_{kt} = R^2_t - R^2_t(\text{k reatribuído}). \quad (2)$$

SciELO Preprints - Este documento é um preprint e sua situação atual está disponível em: https://doi.org/10.1590/SciELOPreprints.18699

A medida principal é a queda bruta, com sinal, em porcentagem de R^2_t. A participação truncada, que iguala a zero as quedas negativas (regra nossa; o original não declara o tratamento, embora só reporte valores não negativos) e cria um piso positivo para itens sem informação, entra no material suplementar e, pela comparabilidade visual com o original, na Figura 3. A importância por permutação favorece preditores correlacionados e é instável em amostras pequenas (Nicodemus et al., 2010; Strobl et al., 2008; Wang et al., 2016), por isso os testes de H2 e H3 usam blocos reatribuídos juntos: o bloco do lucro (EARN, TAX e EARNGR); o do balanço (BVE, ASSETS, CASH e INTAN); e os grupos de H3, intangíveis (INTAN), crescimento (CASH e REVGR) e medidas alternativas (CF, REV, SPI e OCI). Recompos é a soma desses três grupos. Dentro de uma semente, a mesma permutação de linhas é usada para todos os blocos. A Figura S3 do material suplementar ilustra, com os dados de 2025, uma árvore isolada no formato da Figura A2.1 de Barth et al. (2023).

A estimação principal usa 20 sementes. As análises de blocos e de variantes reestimaram a especificação principal com cinco sementes; nessa série, o R^2 médio é de 61,26% e a inclinação, −1,30 p.p. ao ano, contra 61,28% e −1,31 com 20 sementes. As Tabelas 3, 4, 5 e S18 referem-se à série de cinco sementes; a Tabela 6 usa uma semente observada contra as réplicas nulas.

Para saber se uma queda se distingue de ruído, usa-se uma distribuição nula trocável (Altmann et al., 2010): em cada ano, a queda de uma semente, em R^2 absoluto, é comparada às quedas de B réplicas de uma semente cada, nas quais o preço é reatribuído entre as empresas, o modelo é reestimado e o bloco é reatribuído. O p-valor empírico é $(r + 1)/(B + 1)$, em que r é o número de réplicas com queda maior ou igual à observada. Aplica-se a correção de Benjamini e Hochberg (1995) aos 279 testes bloco-ano (nove blocos em 31 anos). Com B = 99, o menor p possível é 0,01; nos oito anos em que algum teste atingiu esse piso, B foi elevado a 999 para os nove blocos. Nos anos em que algum teste ainda ficou nesse novo piso, sem réplica acima da observada, B foi elevado a 1.999. É um procedimento em etapas, porque a resolução maior só alcança os anos com sinal na etapa anterior.

Para cada série anual y_t, estima-se por MQO

$$y_t = \alpha + \beta \cdot ano_t + u_t, \quad (3)$$

com 29 graus de liberdade. Numa segunda especificação, há degraus a partir de 2008 e de 2010:

$$y_t = \alpha + \beta \cdot ano_t + \gamma_1 \cdot 1(ano_t \geq 2008) + \gamma_2 \cdot 1(ano_t \geq 2010) + u_t, \quad (4)$$

com 27 graus de liberdade. Os degraus marcam o início da demonstração dos fluxos de caixa, a adoção inicial das novas normas (Lei n. 11.638, de 2007) e, em 2010, as normas internacionais plenas e o novo plano de contas da base; não separam esses fatores. Reportam-se ainda o efeito mínimo detectável (80% de poder, 5% de significância); um teste de equivalência por dois testes unilaterais (Schuirmann, 1987), que exige que o intervalo de 90% caia dentro da margem, contra duas margens: ±1 p.p. ao ano e uma margem relativa, igual a uma mudança acumulada de 50% da média da série em 30 anos; o Durbin-Watson, a inclinação por Prais-Winsten com erros AR(1) e um intervalo por *bootstrap* de blocos móveis de três anos (Künsch, 1989). Como a margem de ±1 p.p. equivale a 30 p.p. em 30 anos, ela só é informativa para o R^2; nas quedas por item, vale a margem relativa. Nas variantes, a inclinação do R^2 recebe a correção de Holm na família das 15 inclinações e, como sensibilidade, numa família conjunta de 60 testes, com as inclinações do R^2, de EARN e dos dois blocos em cada variante.

3.4 Escala, variantes e comparação de métodos

Os testes de escala foram definidos depois de observar a tendência e a compressão da dispersão dos preços; por isso, são exploratórios e declarados como tais. Duas variantes pré-especificadas acompanham a medida principal: o deflator pelo ativo por ação, na linha de Brown et al. (1999), em que as razões entre valores por ação já *winsorizados* são *winsorizadas* de novo a 1% e 99% por ano; o mesmo deflator sem o inverso do ativo, que é ações sobre ativo e devolve o número de ações ao modelo quando presente. Após observar os resultados, acrescentaram-se: (a) a decomposição da dispersão de log P, com

SciELO Preprints - Este documento é um preprint e sua situação atual está disponível em: https://doi.org/10.1590/SciELOPreprints.18699

base na identidade log P = log VM − log ações, além de um contrafactual nas mesmas empresas, com o valor de mercado do fim de cada janela e as ações do início; (b) a medida sem ações, em que o valor de mercado é explicado pelos itens em reais; (c) as ações fixas, em que cada empresa usa em todos os anos o seu último ou o seu primeiro número de ações, o que retira os grupamentos da série e serve só de diagnóstico (o último usa informação futura); (d) a dispersão fixa, em que, em cada ano, ficam só as empresas em torno da mediana de log P, na maior banda simétrica cujo desvio-padrão não supera 1,1, aproximadamente o dos anos finais, com todas as empresas da banda e, numa segunda versão, com 79 empresas sorteadas por ano; (e) os alvos em log P e em posto de P e, para o deflator, o alvo em posto; o R^2 só com o ativo e as quedas em bloco sem ações entram como complementos. A medida (d) não trunca da mesma forma todos os anos: mantém de 33% a 47% das empresas até 2005 e de 94% a 100% de 2016 em diante. Como o R^2 fora da amostra depende de n, usa-se a segunda versão. As medidas (e) eliminam as caudas, mas mantêm o denominador comum entre preço e itens. Em (b) e (c), as variáveis são *winsorizadas* de novo por ano.

As demais variantes tratam de seleção (exclusão de divergências acima de 10%, 25% e 50% frente às ações implícitas no LPA, com nova *winsorização*, além da exclusão acima de 25% sem ela), sobrevivência (painel com as empresas presentes em pelo menos 20 dos 31 exercícios), prejuízos (só empresas com lucro), liquidez (presença em bolsa de pelo menos 50%), preço (o preço de março multiplicado pela razão entre os fechamentos de abril e março do código mais negociado, sem ajuste por eventos, de 1997 em diante, porque o COTAHIST anterior usa outro formato de código), corte de plausibilidade, definição do fluxo de caixa e parâmetros das árvores. Cada variante usa cinco sementes.

Para comparar métodos, o *bagging* e quatro modelos lineares (MQO, *ridge*, *lasso* e regressão robusta com perda de Huber) são estimados nas mesmas dez partições de validação cruzada de cada ano, com os 16 itens e os indicadores setoriais, por ação e com o deflator. O R^2 fora da amostra é 1 − SQR/SQT com as previsões empilhadas das dez partes. Em cada ano aplica-se o teste de Diebold e Mariano (1995) aos erros quadráticos por empresa; entre anos, reportam-se as vitórias do *bagging*, a mediana da diferença, o teste dos sinais e o *t* pareado.

4 Resultados

4.1 Relevância combinada (H1)

A Tabela 2 e a Figura 1 mostram o R^2 OOB de cada exercício. Os itens explicam em média 61,3% da variação transversal dos preços. A série começa em 93,2%, fica acima de 70% na maior parte de 1995–2004, oscila entre 53,4% e 80,7% em 2010–2014 e fica entre 37,2% e 59,5% de 2015 em diante; as médias por período vão de 78,5% em 1995–1999 a 46,4% em 2020–2025. Entre os anos de R^2 mais baixo (40,1% em 2008 e em 2015, 38,0% em 2019 e 37,2% em 2023), dois usam preços de março de 2009 e de março de 2020, em plena crise; o desenho não identifica oscilação com o ciclo. O desvio-padrão entre sementes fica entre 0,4 e 1,6 p.p.

Tabela 2. R^2 fora da amostra por exercício e medida (%)

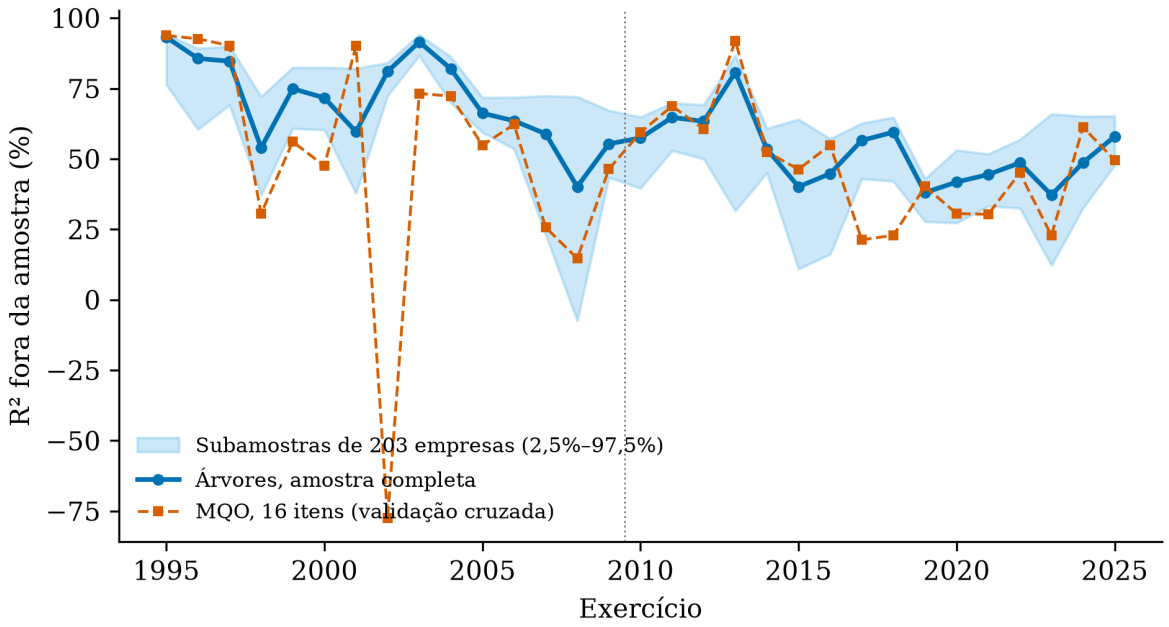
Exercício	n	R^2 OOB (20 sementes)	dp entre sementes (p.p.)	R^2 OOB (5 sementes)	Só com lucro	Dispersão fixa	Deflator pelo ativo
1995	219	93,2	1,0	92,9	65,4	49,1	36,5
1996	229	85,6	1,0	85,2	85,7	60,6	46,0
1997	226	84,7	1,3	84,5	83,6	36,2	45,1
1998	220	53,9	0,9	53,7	48,8	58,0	18,3
1999	264	74,9	0,9	74,9	66,7	62,3	33,2
2000	251	71,7	0,9	71,8	79,9	51,2	20,8
2001	237	59,6	1,4	60,0	86,0	59,0	24,5
2002	208	81,0	1,0	80,8	89,4	53,2	8,3
2003	219	91,5	0,5	91,6	86,1	72,7	32,0
2004	237	82,0	0,6	82,3	81,3	59,3	35,8

SciELO Preprints - Este documento é um preprint e sua situação atual está disponível em: https://doi.org/10.1590/SciELOPreprints.18699

Exercício	n	R^2 OOB (20 sementes)	dp entre sementes (p.p.)	R^2 OOB (5 sementes)	Só com lucro	Dispersão fixa	Deflator pelo ativo
2005	227	66,2	0,4	65,9	69,0	50,4	21,6
2006	248	63,5	0,5	63,7	64,6	44,9	8,0
2007	278	58,9	1,3	59,2	44,2	55,1	38,6
2008	275	40,1	1,3	40,0	22,7	62,9	8,9
2009	282	55,3	0,7	55,1	63,0	51,1	27,0
2010	280	57,4	1,3	57,9	55,8	54,9	48,7
2011	275	64,7	0,6	64,5	68,1	62,2	38,3
2012	268	63,3	0,7	63,4	54,2	52,4	49,3
2013	270	80,7	0,8	80,5	86,2	55,1	38,6
2014	255	53,4	0,9	52,9	49,5	41,4	69,2
2015	246	40,1	1,2	39,6	54,1	51,3	52,8
2016	250	44,8	1,6	45,1	56,2	34,8	61,6
2017	252	56,6	0,9	56,2	48,1	47,3	54,9
2018	250	59,5	0,7	58,9	61,0	38,6	45,4
2019	246	38,0	0,9	38,1	29,7	36,8	24,4
2020	282	41,8	0,9	42,0	36,9	40,7	37,4
2021	297	44,5	0,5	44,5	42,1	44,2	31,8
2022	286	48,6	0,7	48,8	43,3	47,8	31,3
2023	282	37,2	1,2	38,0	51,9	37,0	32,6
2024	272	48,7	0,7	49,0	54,2	44,6	39,4
2025	253	58,0	0,7	58,1	62,0	42,8	24,7

Nota. Fonte: elaboração própria com dados da Economatica. R^2 OOB do *bagging* com as 26 variáveis. "Só com lucro", "Dispersão fixa" e "Deflator pelo ativo" usam cinco sementes (seções 3.3 e 3.4). Tendência da série de 20 sementes (equação 3): −1,308 p.p. por ano (t = −5,66; IC95% de −1,78 a −0,84; t de Newey-West = −5,94); com degraus (equação 4): t da inclinação = −2,68; degrau de 2008 = −16,86 p.p. (t = −1,84); degrau de 2010 = 16,31 p.p. (t = 1,73).

Figura 1. R^2 fora da amostra por exercício, 1995–2025



Nota. Fonte: elaboração própria com dados da Economatica. Linha contínua: R^2 OOB da estimação principal (20 sementes). Faixa sombreada: percentis 2,5% e 97,5% do R^2 em 30 subamostras de 203 empresas por ano (o menor n anual menos cinco, para que o ano menor também varie); descreve a

SciELO Preprints - Este documento é um preprint e sua situação atual está disponível em: https://doi.org/10.1590/SciELOPreprints.18699

dispersão entre subamostras e não é intervalo de confiança. Linha tracejada: R^2 do MQO com os 16 itens por validação cruzada em dez partes (Tabela S3). Linha vertical: início do plano de contas de 2010.

H1 é sustentada na medida do original: a inclinação é de −1,31 p.p. por ano (t = −5,66), sem que nenhum procedimento para série curta mude essa conclusão (Tabela 5). Na série de cinco sementes, a inclinação de −1,30 tem t de −4,39 por Prais-Winsten e intervalo por *bootstrap* de blocos de −1,77 a −0,81. O poder é adequado (efeito mínimo detectável de 0,67 p.p. ao ano). O intervalo de 95% exclui a alta de 0,227 p.p. ao ano de Barth et al. (2023, p. 10, Tabela 2, Painel A). Com número fixo de 203 empresas por ano, a inclinação média é de −1,28 (percentis de −1,59 e −1,06). Com degraus em 2008 e 2010, a inclinação continua negativa (t = −2,68); a média cai de 74,35% em 1995–2007 para 52,35% em 2010–2025 (t de Welch de −4,77; Tabela S18). Começar em 1996, sem o último exercício com correção monetária, dá −1,22 (t = −5,05; Tabela S19).

O nível não se compara diretamente ao americano. Os 61,3% ficam abaixo dos 70,4% de Barth et al. (2023), mas R^2 de amostras com escala e composição diferentes não são comparáveis (Brown et al., 1999; Z. Gu, 2007). H1, portanto, descreve a medida por ação. A seção seguinte examina se essa medida acompanha a relevância.

4.2 O que cai: o denominador

A queda não pode ser lida diretamente como perda de relevância, porque a escala das medidas por ação mudou no período (Tabela 3 e Figura 2). O desvio-padrão de log do valor de mercado fica entre 2,03 e 2,40 em todos os 31 anos. O de log do preço, antes da *winsorização*, sobe até 3,74 em 2005 e cai para 1,03 em 2021. O preço mediano sobe de R$ 0,027 em 1995 para R$ 19,15 em 2020.

Tabela 3. Escala por ação e tendência do R^2

Painel A: inclinação do R^2 por medida e período, p.p. por ano (t entre parênteses), e média do R^2 (%)

Medida	1995–2025	1995–2009	2010–2025	2016–2025	Média 1995–2009	Média 2010–2025
Por ação (principal)	−1,30 (−5,64)	−2,13 (−2,80)	−1,22 (−2,18)	−0,03 (−0,03)	70,8	52,3
Por ação, dispersão fixa	−0,56 (−3,52)	0,23 (0,43)	−1,00 (−2,90)	0,49 (0,98)	55,1	45,7
Por ação, dispersão e n fixos	−0,79 (−4,77)	−0,04 (−0,08)	−0,82 (−2,31)	0,76 (1,50)	53,7	39,8
Alvo em log P	−1,37 (−9,11)	−0,06 (−0,43)	−1,82 (−4,04)	0,15 (0,17)	91,1	68,1
Alvo em posto de P	−1,39 (−10,60)	−0,73 (−3,21)	−1,29 (−2,96)	0,60 (0,71)	89,3	65,9
Ações fixas no último ano	−0,90 (−4,29)	−1,79 (−2,78)	−0,47 (−0,89)	−1,45 (−1,18)	64,4	51,4
Ações fixas no primeiro ano	0,43 (2,12)	−1,42 (−2,43)	1,20 (3,77)	−0,17 (−0,35)	76,5	85,3
Sem ações (valor de mercado)	−0,15 (−0,70)	0,41 (0,48)	−0,25 (−0,73)	−0,43 (−0,49)	74,9	71,6
Deflator pelo ativo	0,40 (1,34)	−1,28 (−1,84)	−1,55 (−2,62)	−2,96 (−3,00)	27,0	42,5
Deflator sem o inverso do ativo	−0,15 (−0,53)	−1,73 (−2,74)	−2,32 (−4,44)	−3,89 (−4,04)	24,2	31,7

Painel B: dispersão transversal, antes da winsorização

SciELO Preprints - Este documento é um preprint e sua situação atual está disponível em: https://doi.org/10.1590/SciELOPreprints.18699

Exercício	dp de log P	dp de log ações	dp de log VM	Correlação log P × log ações	Ações (mediana, milhões)	Preço (mediana, R$)
1995	3,01	2,85	2,05	−0,76	2.658,75	0,027
2000	3,30	3,40	2,25	−0,78	4.237,18	0,042
2005	3,74	3,66	2,40	−0,79	274,81	3,000
2008	2,44	2,36	2,03	−0,64	113,00	7,000
2010	2,19	2,15	2,11	−0,53	135,32	13,332
2015	1,54	1,92	2,27	−0,15	147,76	6,495
2020	1,16	2,02	2,07	−0,24	152,51	19,151
2025	1,34	1,86	2,21	−0,08	226,68	9,695

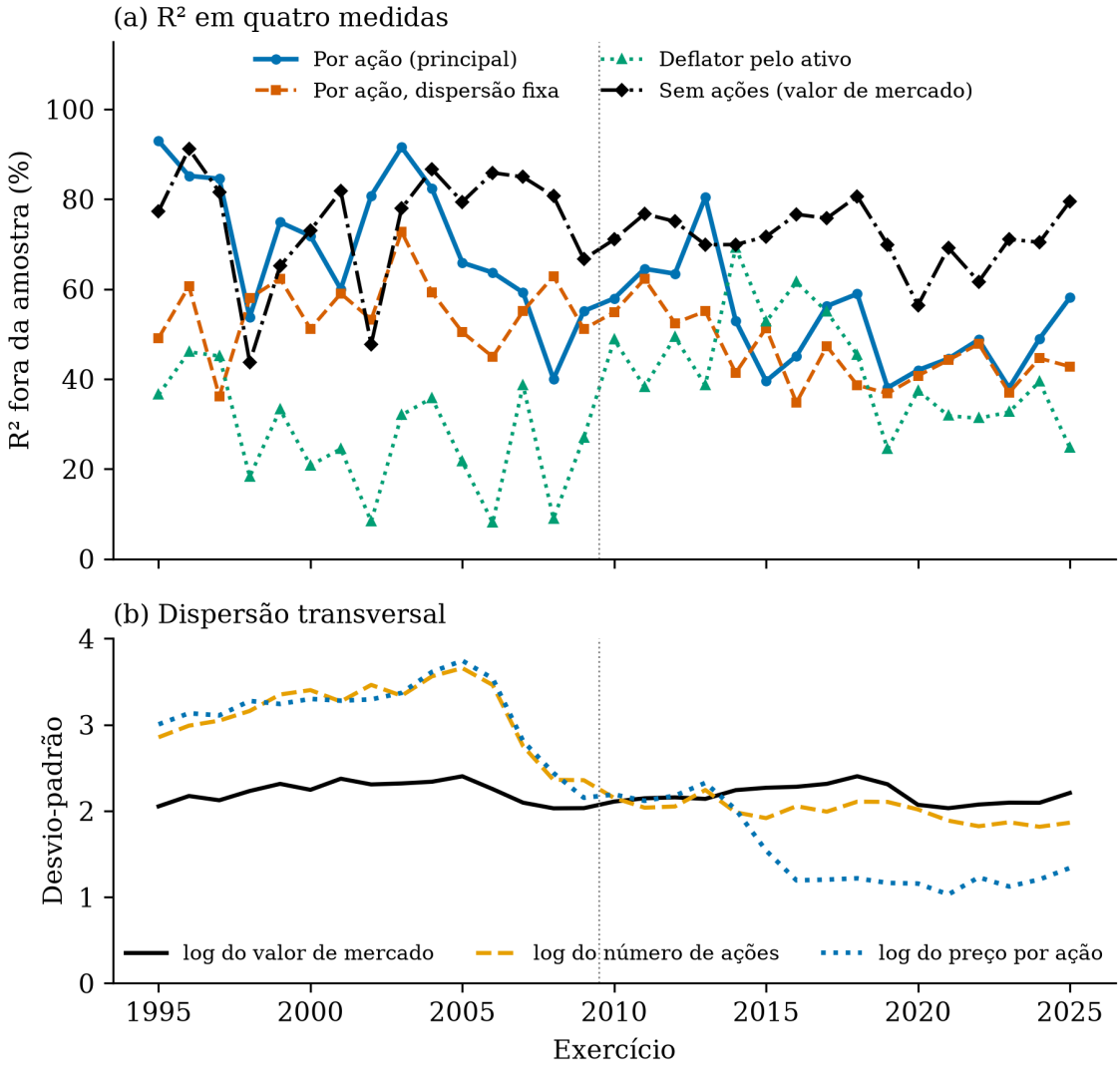
Painel C: número de ações e dispersão do preço nas mesmas empresas

De	Para	Empresas nos dois exercí-cios	Razão entre ações (medi-ana)	Quintil inferior de preço	Demais	Ações caem mais de 90% (%)	dp de log P, início	dp de log P, fim	dp com VM do fim e ações do início	Amostra com-pleta, início	Amostra com-pleta, fim
1998	2003	147	1,000	1,000	1,000	5,4	3,03	3,46	3,38	3,28	3,37
2003	2006	177	1,000	1,000	1,000	31,1	3,40	3,66	3,37	3,37	3,54
2006	2009	206	1,000	0,001	1,000	22,8	3,49	2,42	3,43	3,54	2,15
2009	2013	237	1,005	1,000	1,019	1,3	1,89	2,11	2,24	2,15	2,33
2013	2016	236	1,000	0,076	1,000	14,0	2,31	1,16	2,52	2,33	1,19
2016	2021	214	1,094	1,000	1,132	1,9	1,15	1,09	1,47	1,19	1,03

Nota. Fonte: elaboração própria com dados da Economatica. Painel A: medidas da seção 3.4, equação 3 em cada período, sem correção de multiplicidade; cinco sementes. A dispersão fixa tem em média 188 empresas por ano; a versão com n fixo, 79. Painel B: VM = valor de mercado; série anual na Tabela S20. Painel C: empresas com observação nos dois exercícios; razão = ações do fim / ações do início, com a mediana também no quintil inferior de preço do início e nos demais; “dp com VM do fim e ações do início” é o desvio-padrão de log P que se teria sem a mudança do número de ações; as duas últimas colunas usam todas as empresas de cada ano.

Figura 2. R^2 por medida e dispersão de preço, ações e valor de mercado, 1995–2025

SciELO Preprints - Este documento é um preprint e sua situação atual está disponível em: https://doi.org/10.1590/SciELOPreprints.18699



Nota. Fonte: elaboração própria com dados da Economatica. Painel (a): medidas da Tabela 3, Painel A; a dispersão fixa reduz o R^2 por construção. Painel (b): desvios-padrão transversais antes da *winsorização*. Linha vertical: início do plano de contas de 2010.

A compressão tem duas etapas, ambas vindas do número de ações (Tabela 3, Painel C). Os eventos em que as ações caem mais de 90% de um ano para o outro concentram-se em 2004–2009 (116 casos) e em 2015–2016 (32 casos; Tabela S20); em 2004–2006, o desvio de log do preço ainda sobe (Painel C). De 2006 a 2009, nas 206 empresas presentes nos dois anos, o desvio-padrão de log do preço cai de 3,49 para 2,42; com o valor de mercado de 2009 e as ações de 2006, seria de 3,43. A razão mediana entre as ações é de 1,000 no conjunto, mas de 0,001 no quintil inferior de preço. A composição também pesa: na amostra completa, o desvio vai de 3,54 para 2,15; cerca de um quarto da queda vem de empresas que saem e entram. De 2013 a 2016, nas 236 empresas comuns, o desvio cai de 2,31 para 1,16; com o valor de mercado de 2016 e as ações de 2013, seria de 2,52. A razão mediana é de 0,076 no quintil inferior e de 1,000 nos demais; a composição quase não pesa. Essa segunda onda reduz pouco a dispersão de log das ações, porque o número de ações passa a acompanhar o valor de mercado: a correlação entre log do preço e log das ações vai de −0,56 para −0,09. Em 2015, a imprensa registra a fiscalização pela bolsa de uma regra de cotação mínima de R$ 1,00, sob pena de suspensão e exclusão, além de anúncios de grupamento por empresas abaixo desse valor (InfoMoney, 2015). O regulamento original não foi conferido, nem investigada a causa da primeira onda. O valor de mercado não dá salto da ordem do grupamento. O padrão é compatível com grupamentos, inferidos da queda das ações, porque a base

SciELO Preprints - Este documento é um preprint e sua situação atual está disponível em: https://doi.org/10.1590/SciELOPreprints.18699

não traz os fatores. Em nível, o coeficiente de variação, métrica que Brown et al. (1999) aplicam ao fator de escala, conta outra cronologia. Calculado no preço, cai de 3,36 em 2003 para 1,64 em 2005 na amostra completa, enquanto o R^2 vai de 91,6% para 65,9%. Nas 182 empresas presentes nos dois anos, vai de 3,26 para 1,62 e, com o valor de mercado de 2005 e as ações de 2003, seria de 3,41; de 2013 a 2016, vai de 3,15 para 1,70 e seria de 3,07. A queda anterior, de 6,03 em 1995 para 3,36 em 2003, não se acompanha de tendência detectável no R^2 nem vem do número de ações nas empresas comuns. Ano a ano, o coeficiente e o R^2 não andam juntos (correlação em primeiras diferenças de 0,06; Tabela S13).

Essa compressão pode mover o R^2 por ação porque preço e itens têm o mesmo denominador. Quando o número de ações varia por milhares de vezes entre as empresas, ele domina a variação das variáveis por ação: em 1995, a correlação de postos entre preço e PL é de 0,91; em 2021, de 0,59. O teste mais direto é a retirada da divisão (Tabela 3, Painel A). Sem dividir por ações, o R^2 tem média de 73,20% e inclinação de −0,15 (t = −0,70; IC95% de −0,58 a 0,29), sem significância em nenhum recorte. O intervalo exclui a queda da medida por ação e não exclui a alta de 0,227 de Barth et al. (2023). Essa medida tem limites sérios. O R^2 varia de 43,7% a 91,2% entre os anos. O intervalo admite de −17,5 a +8,6 p.p. em 30 anos, com efeito mínimo detectável de 0,62 p.p. ao ano. Só o ativo já dá R^2 médio de 49,2%, com correlação anual de 0,70 com a série completa: a medida é, em boa parte, de tamanho. Esse R^2 só com o ativo cai 0,77 ao ano (t = −2,87), de modo que a contribuição dos demais itens não fica constante, leitura não testada (Tabela S13). A dispersão de log do valor de mercado é estável, mas o coeficiente de variação do valor de mercado *winsorizado*, não: vai de 2,03 a 3,34 (Tabela S20). O teste de equivalência aceita as margens de ±1 e relativa (1,22), ambas largas frente ao intervalo acumulado. “Sem tendência detectável” não significa, portanto, relevância estável.

Retirar só os grupamentos, mantendo um denominador por ação, não dá resultado único. Com o último número de ações de cada empresa, a inclinação é de −0,90 (t = −4,29); em 1995–2009, de −1,79 (t = −2,78). Nesse caso, o desvio de log do preço construído ainda cai, de 2,63 em 1995–2009 para 1,33 em 2010–2025, em parte porque as empresas que saem cedo têm números de ações muito dispersos e pouco ligados ao tamanho, em parte pela informação futura. Com o primeiro número, que não usa informação futura, o desvio fica perto de 3,2, o R^2 médio sobe a 81,0% e a inclinação de 31 anos é positiva (0,43; t = 2,12), com −1,42 (t = −2,43) em 1995–2009 e 1,20 (t = 3,77) em 2010–2025. A queda de 1995–2009 persiste nas duas séries; a de 31 anos, só com o último número. Entre as medidas, o R^2 médio é maior quanto maior a dispersão do preço construído, mas, ano a ano, as duas séries não andam juntas. Regressões do R^2 em ano e dispersão não servem de prova (Tabela S22). Os grupamentos são, assim, um mecanismo compatível com a compressão de log P, sem que isso quantifique a queda do R^2; o ajuste por evento fica na agenda.

As demais medidas dão quadro misto, sem que nenhuma resuma o resultado. Em 1995–2009, a dispersão fixa (0,23; t = 0,43; IC95% de −0,92 a 1,38) e o alvo em log (−0,06; t = −0,43) ficam planos; o alvo em posto (−0,73; t = −3,21) e o deflator sem o inverso (−1,73; t = −2,74) caem; o deflator tende a cair (−1,28; t = −1,84; 13 graus de liberdade). Sobre os 31 anos, a dispersão fixa fica em −0,56 (t = −3,52) e, com n fixo, em −0,79 (t = −4,77), queda que não tem explicação estabelecida. Com o deflator pelo ativo, a inclinação de 31 anos é de 0,40 (t = 1,34) e, sem o inverso do ativo, de −0,15 (t = −0,53). Essa ausência de tendência não significa estabilidade: com degraus, o de 2010 é de 37,5 p.p. (t = 3,92), o de 2008 é de 0,4 (t = 0,04) e a inclinação é de −1,44 (t = −2,91). O salto coincide com a mudança do plano de contas e das normas. Com alvo em posto, o deflator sobe 0,35 ao ano nos 31 anos (t = 2,27) e cai 0,96 ao ano (t = −2,78) em 1995–2009 (Tabela S13).

Em 2010–2025, os sinais negativos não formam um achado comum. Por ação, a inclinação é de −1,22 (t = −2,18), influenciada por 2013, ano atípico (80,5%): sem ele, é de −0,88 (t = −1,87). A média por ação vai de 62,0% em 2010–2012 para 53,4% em 2016–2018, cerca de 9 p.p. no trecho da segunda onda, sem tendência depois (−0,03). Sem ações, não se detecta queda (−0,25; t = −0,73). No deflator, a queda é maior depois de 2016 (−2,96; t = −3,00), mas, com alvo em posto, não é significativa (−0,87; t = −1,38) e pode vir das caudas. Nenhuma dessas leituras é conclusiva: são recortes curtos, vistos depois dos dados

SciELO Preprints - Este documento é um preprint e sua situação atual está disponível em: https://doi.org/10.1590/SciELOPreprints.18699

e sem correção de multiplicidade.

4.3 Seleção, sobrevivência e liquidez

A Tabela 4 reúne as variantes. A queda por ação é robusta a tamanho, parâmetros, seleção e fluxo de caixa: fica entre −1,18 e −1,58 p.p. ao ano nas variantes de exclusão, de preço, de parâmetros e de definição do CF, com p de Holm abaixo de 0,001 na família das 15 inclinações. Duas restrições a enfraquecem. No painel constante, com 154 empresas presentes em pelo menos 20 exercícios, a inclinação é de −0,73 (t = −2,80; p de Holm de 0,036). Com presença em bolsa de pelo menos 50%, é de −0,52 (t = −1,40; p de Holm de 0,519), o que sugere, sem separar composição e tamanho da amostra, que parte da queda pode vir das empresas pouco negociadas (IC95% de −1,29 a 0,24; 0,64 em 1995–2009 e −1,13 em 2010–2025). Nessa subamostra, o desvio de log do preço comprime tanto quanto na amostra completa (2,84 em 1995, 3,84 em 2005, 1,25 em 2025; Tabela S20), mas a inclinação do R^2 não é significativa. Isso não mostra que a compressão seja insuficiente para mover o R^2: o intervalo quase alcança a queda principal; a média vai de 61,8% em 1995–2009 para 52,7% em 2010–2025, contra 70,8% e 52,3% na amostra completa; e o n sobe de 151 para 230 por ano, o que pode elevar o R^2 OOB.

Tabela 4. Variantes: tendência do R^2 e das quedas brutas em bloco (p.p. por ano; cinco sementes)

Variante	n médio	R^2 médio (%)	Tend. R^2	t R^2	p de Holm	Tend. bloco do lucro	t bloco do balanço	t Recompos (blocos)
Principal	254	61,26	−1,30***	−5,64	0,000	0,28***	0,51	2,77***
Exclusão > 25%, sem nova *winsorização*	242	59,93	−1,29***	−5,64	0,000	0,31**	0,93	3,91***
Exclusão > 10%	231	60,63	−1,28***	−6,01	0,000	0,28**	0,65	3,86***
Exclusão > 25%	242	60,92	−1,29***	−6,02	0,000	0,24**	1,03	3,81***
Exclusão > 50%	247	60,98	−1,30***	−5,77	0,000	0,31***	0,39	2,94***
Painel constante	130	60,24	−0,73***	−2,80	0,036	0,21	2,91***	1,43
Só empresas com lucro	177	60,96	−1,11***	−3,73	0,004	0,35**	0,51	2,36**
Presença em bolsa ≥ 50%	191	57,09	−0,52	−1,40	0,519	0,29*	0,10	0,52
Preço de abril (1997–2025)	199	57,59	−1,58***	−5,38	0,000	0,31*	−0,50	0,24
Inclui PL/VM extremo	259	61,44	−1,27***	−5,41	0,000	0,30***	0,50	2,40**
CF por *accruals* em todos os anos	254	60,76	−1,36***	−5,75	0,000	0,23**	0,38	1,61
Deflator pelo ativo	254	35,01	0,40	1,34	0,519	−0,30	2,78***	0,24
Deflator sem o inverso do ativo	254	28,04	−0,15	−0,53	0,602	−0,22	1,06	0,09
Nó terminal mínimo de 10	254	60,47	−1,33***	−5,82	0,000	0,25**	0,34	2,49**

SciELO Preprints - Este documento é um preprint e sua situação atual está disponível em: https://doi.org/10.1590/SciELOPreprints.18699

Variante	n médio	R^2 médio (%)	Tend. R^2	t R^2	p de Holm	Tend. bloco do lucro	t bloco do balanço	t Recompos (blocos)
Um terço das variáveis por divisão	254	62,61	−1,18***	−5,69	0,000	0,33***	0,39	2,10**

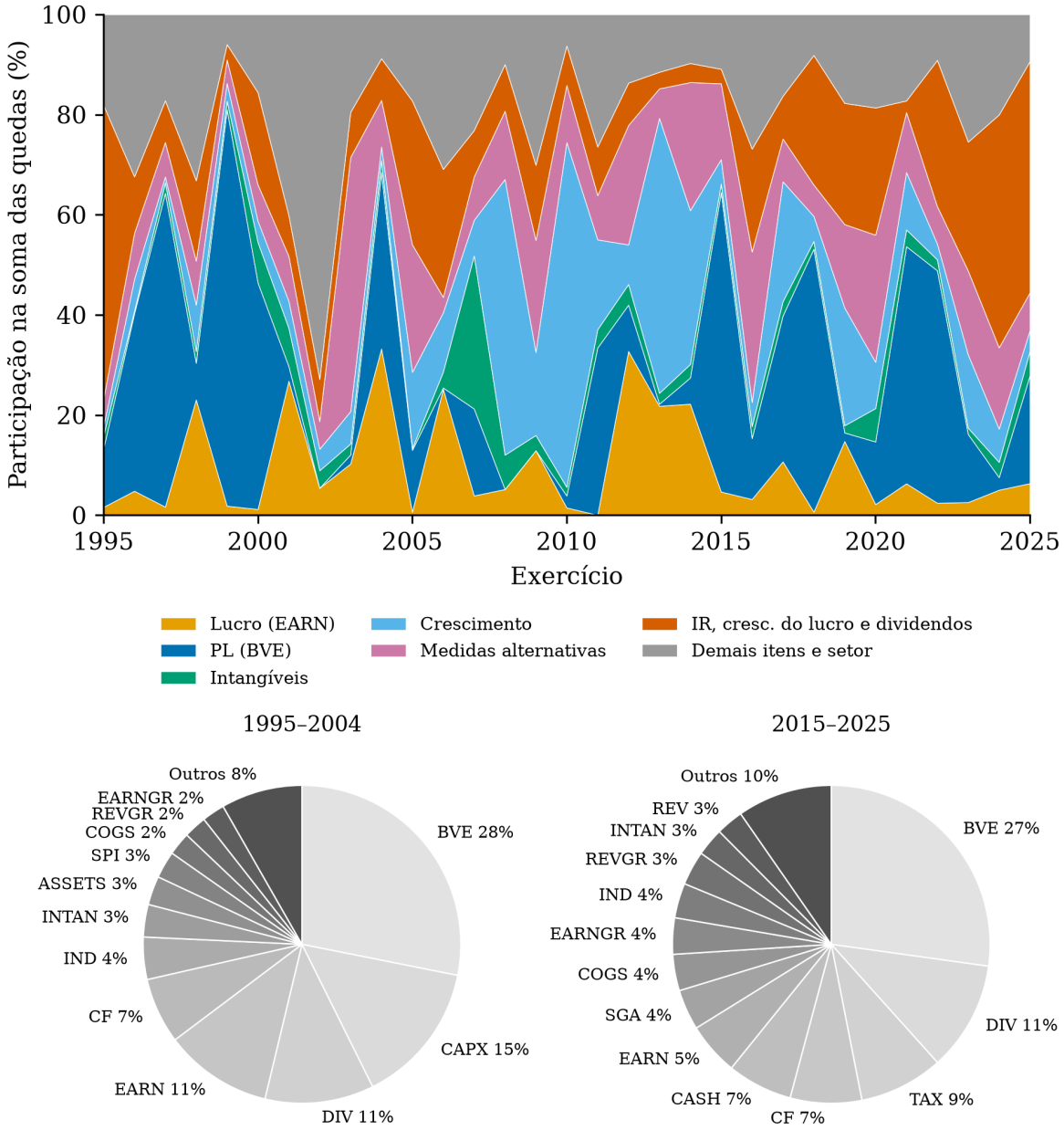
Nota. Fonte: elaboração própria com dados da Economatica. Quedas brutas do R^2 OOB, com sinal, em % do R^2 do ano, com os blocos reatribuídos juntos (seção 3.3). Recompos = soma das quedas dos blocos de intangíveis, crescimento e medidas alternativas. Tendências pela equação 3; *, ** e *** = 10%, 5% e 1%, bicaudal, 29 graus de liberdade (1,699; 2,045; 2,756), marcados na inclinação ou, nas colunas só com *t*, no próprio *t*; o preço de abril tem 29 exercícios e 27 graus de liberdade (1,703; 2,052; 2,771), o que não muda nenhuma marca. Holm: família das 15 inclinações do R^2; família conjunta na Tabela S16; demais colunas sem correção de multiplicidade. Tamanhos das subamostras na Tabela S7.

As empresas com ações divergentes das implícitas no LPA são poucas e diferentes: têm prejuízo em 55,06% dos empresa-anos de 1995–2007, contra 30,73% das coerentes; em 55,41% dos de 2008–2025, contra 28,37% (Tabela S8). Mas excluí-las não muda a queda: −1,29 (*t* = −6,02) a 25%, com nova *winsorização*. Só com empresas com lucro, a inclinação é de −1,11 (*t* = −3,73). O R^2 anual tem correlação de 0,07 com a fração de prejuízos (Tabela S21), de modo que os prejuízos não explicam o movimento. O CF por *accruals* em todos os anos dá −1,36 (*t* = −5,75): a mudança de definição em 2008 não produz a queda. A correlação de postos entre os dois CF é de cerca de 0,50, o que torna o CF anterior a 2008 uma medida substancialmente diferente. Todas essas variantes mantêm a divisão por ações; por isso, não respondem à seção 4.2.

A Figura 3 descreve a composição ano a ano, no formato da Figura 1 de Barth et al. (2023). Ela é descritiva: usa a participação truncada, oscila muito de um ano a outro e, como mostra a seção seguinte, a maior parte das importâncias anuais não se distingue de ruído.

Figura 3. Composição da relevância combinada por exercício e nos períodos inicial e final

SciELO Preprints - Este documento é um preprint e sua situação atual está disponível em: https://doi.org/10.1590/SciELOPreprints.18699



Nota. Fonte: elaboração própria com dados da Economatica. Participação de cada item na soma das quedas positivas do R^2 (20 sementes). Nas pizzas, média das participações no período, com os itens até alcançar 90% e o restante em "Outros". Formato da Figura 1 de Barth et al. (2023). A adaptação da Figura 3 do original, por períodos e com a medida deflacionada, para a nova economia com lucro e com prejuízo, está na Figura S2 do material suplementar; os grupos anuais teriam de 1 a 30 empresas.

4.4 Lucro, balanço e recomposição (H2 e H3)

H2 não é sustentada (Tabela 5). A parcela do lucro na soma dos blocos de lucro e de balanço tem média de 31,97% e inclinação de −0,62 p.p. ao ano (t = −0,54), com efeito mínimo detectável de 3,28, de modo que o teste só veria mudanças grandes. Não se detecta perda de peso do lucro, mas os intervalos não excluem mudanças relevantes, porque nenhuma série é equivalente à margem relativa. EARN isolado tem queda média de 2,04% do R^2 e inclinação de 0,04 (t = 0,57); BVE, de 5,57% e 0,16 (t = 0,86). O bloco do lucro sobe (0,28; t = 2,96), direção oposta à dos Estados Unidos, mas a alta vem de outros componentes que não EARN: TAX isolado sobe 0,14 (t = 3,00); a diferença entre EARN e o bloco cai 0,24

SciELO Preprints - Este documento é um preprint e sua situação atual está disponível em: https://doi.org/10.1590/SciELOPreprints.18699

(*t* = −3,24; Tabelas S5 e S15). O p de Holm é de 0,073 entre as variantes (Tabela S16B) e de 0,279 na família conjunta. O deflator inverte o sinal (−0,30; *t* = −1,11). O bloco do balanço não tem tendência (0,22; *t* = 0,51), exceto no deflator (*t* = 2,78; p de Holm de 0,133) e no painel constante (*t* = 2,91; p de Holm de 0,102). Pela medida truncada, as séries também não têm tendência (EARN com *t* = −0,63; BVE com *t* = −0,39; Tabela S4).

Tabela 5. Poder, equivalência e inferência para série curta (série principal de cinco sementes; p.p. por ano)

Painel A: tendência, poder e equivalência

Série	Média	Inclinação	t	Efeito mínimo (80%)	IC90 inf.	IC90 sup.	Equiv. ±1 p.p.	Margem relativa	Equiv. margem
R^2 (%)	61,26	−1,30***	−5,64	0,67	−1,69	−0,91	não	1,02	não
EARN	2,04	0,04	0,57	0,20	−0,08	0,15	sim	0,03	não
BVE	5,57	0,16	0,86	0,55	−0,16	0,48	sim	0,09	não
Bloco do lucro	3,31	0,28***	2,96	0,27	0,12	0,44	sim	0,06	não
Bloco do balanço	15,48	0,22	0,51	1,25	−0,51	0,95	sim	0,26	não
Intangíveis (bloco)	0,48	0,02	0,41	0,13	−0,06	0,09	sim	0,01	não
Crescimento (bloco)	3,17	0,18	1,63	0,32	−0,01	0,37	sim	0,05	não
Medidas alternativas (bloco)	1,11	0,15**	2,55	0,17	0,05	0,25	sim	0,02	não
Parcela do lucro em lucro + balanço (%)	31,97	−0,62	−0,54	3,28	−2,54	1,31	não	0,53	não

Painel B: inferência para série curta

Série	Durbin-Watson	t Prais-Winsten	*Bootstrap*: inferior	*Bootstrap*: superior
R^2 (%)	1,39	−4,39	−1,77	−0,81
EARN	2,91	0,84	−0,06	0,14
BVE	1,82	0,79	−0,22	0,53
Bloco do lucro	2,88	4,55	0,16	0,40
Bloco do balanço	1,47	0,40	−0,74	1,16
Intangíveis (bloco)	1,68	0,38	−0,07	0,11
Crescimento (bloco)	2,13	1,79	−0,05	0,41
Medidas alternativas (bloco)	2,27	3,03	0,05	0,25
Parcela do lucro em lucro + balanço (%)	2,04	−0,53	−2,15	0,91

Nota. Fonte: elaboração própria com dados da Economatica. Quedas brutas do R^2 OOB em % do R^2 do ano, blocos reatribuídos juntos (seção 3.3). Inclinação pela equação 3 (29 graus de liberdade; *, ** e *** = 10%, 5% e 1%, bicaudal). Efeito mínimo detectável: ($t_{o,975} + t_{o,80}$) × erro-padrão. Equivalência: intervalo de 90% contido na margem (dois testes unilaterais a 5%); margem relativa = 0,5 × |média| / 30, isto é, uma mudança acumulada de 50% da média em 30 anos. Prais-Winsten: erros AR(1), estimação iterada. *Bootstrap*: blocos móveis de três anos, intervalo de 95% da inclinação.

SciELO Preprints - Este documento é um preprint e sua situação atual está disponível em: https://doi.org/10.1590/SciELOPreprints.18699

H3 tem sustentação apenas parcial e frágil. Por ação, a soma dos três grupos sobe 0,35 p.p. ao ano (t = 2,77) e passa de −0,11% do R^2 em 1995–2007 para 7,69% em 2010–2025 (t de Welch de 4,44; p de Holm de 0,002; Tabela S18), com alta das medidas alternativas (0,15; t = 2,55) e sem tendência em intangíveis (0,02; t = 0,41) nem em crescimento (0,18; t = 1,63). A alta é anterior a 2008 (0,61; t = 4,63 em 1995–2007) e não continua depois de 2010 (−0,38; t = −1,15). A das medidas alternativas é uma mudança de nível entre regimes, sem tendência dentro deles: só com CF e REV, é de 0,05 (t = 0,52) em 1995–2009 e de −0,04 (t = −0,18) em 2010–2025, com média de −0,39 e depois 3,07 (Tabela S13); a data não a liga à mudança de CF. A alta da soma dos três grupos não é significativa no deflator (t = 0,24), no preço de abril (t = 0,24), com presença em bolsa de pelo menos 50% (t = 0,52), no painel constante (t = 1,43), com CF por *accruals* (t = 1,61) e, medida como participação truncada, na série principal (t = 1,03). Como a queda é medida em porcentagem do R^2 do ano, um R^2 menor infla a parcela de qualquer bloco; a redundância com o denominador comum reduz as quedas do início da série. O número de itens necessários para 90% da relevância truncada sobe 0,068 ao ano (t = 3,00; t = 2,02 com degraus), na direção de Barth et al. (2023), mas essa medida tem o piso positivo da truncagem, que se torna mais influente quando o R^2 cai.

A Tabela 6 compara as quedas com a distribuição nula trocável. O bloco do balanço tem p < 0,05 em 8 dos 31 anos; BVE, em 6; EARN, em 1; o bloco do lucro, em 2. Após a correção de Benjamini-Hochberg sobre os 279 testes, três sobrevivem a 5% (p ajustado de 0,046): BVE em 1999 e o bloco do balanço em 2007 e 2008. Quatro outros ficam a 10%: o bloco do balanço em 1999 (0,100), 2017, 2018 e 2021 (0,093). Do lado do lucro, o menor p ajustado é de 0,349 (EARN em 2012). Esse resultado tem três ressalvas. Os três testes que passam continuam sem nenhuma réplica nula acima da observada, com p no piso de 0,0005. Só passam porque B subiu a 1.999 nesses anos, etapa que os outros não receberam; os de 2017, 2018 e 2021 têm p de 0,002 com B = 999 e poderiam mudar com mais réplicas. Os três testes que passam estão em anos de maior dispersão do número de ações que a do fim da série, de modo que a importância pode refletir em parte a escala. Por ação, reatribuir o bloco do balanço reduz o R^2 em 36,75%, 77,55% e 85,53%. A queda é de 2,02%, −0,43% e 3,06% sem ações e de 9,19%, −15,24% e −10,68% no deflator sem o inverso do ativo, que retira o número de ações; valor negativo indica que o R^2 sobe com a reatribuição. A de BVE em 1999, o teste que passa nesse ano, é de 32,03% por ação e fica perto de zero nas três medidas (0,95%, −2,25% e −0,10%). Com o inverso, a queda do bloco no deflator é maior em 1999 e 2007 (29,38% e 45,28%), mas não em 2008 (−25,89%). Esse inverso, porém, devolve o número de ações ao modelo. Em 2021, ano que só passa a 10%, o sinal persiste sem o inverso (57,52%). Nas medidas deflacionadas, o R^2 é baixo, sobretudo em 2008, o que torna ruidosas as quedas relativas; sem ações, o R^2 é alto e as quedas são pequenas, embora essa medida seja sustentada pelo tamanho; nada disso tem teste nulo próprio (Tabela S13). Por fim, o desenho não separa tamanho da amostra e redundância entre itens, que está presente (Spearman médio de 0,97 entre receita e custo dos produtos vendidos e de 0,77 entre PL e ativo; Tabela S9). O tamanho empírico do teste (cada réplica nula contra as demais do mesmo ano) não valida o teste, porque réplicas trocáveis dão p uniforme por construção.

Tabela 6. Distribuição nula trocável: anos com p < 0,05 e após a correção de Benjamini-Hochberg

Item ou bloco	Anos	p < 0,05	BH < 0,05	BH < 0,10	Menor p de BH
EARN	31	1	0	0	0,349
BVE	31	6	1	1	0,046
CF	31	2	0	0	0,441
DIV	31	2	0	0	0,349
Bloco do lucro	31	2	0	0	0,441
Bloco do balanço	31	8	2	6	0,046
Intangíveis (INTAN)	31	0	0	0	0,579
Crescimento (bloco)	31	1	0	0	0,349

SciELO Preprints - Este documento é um preprint e sua situação atual está disponível em: https://doi.org/10.1590/SciELOPreprints.18699

Item ou bloco	Anos	p < 0,05	BH < 0,05	BH < 0,10	Menor p de BH
Medidas alternativas (bloco)	31	0	0	0	0,761

Nota. Fonte: elaboração própria com dados da Economatica. BH = Benjamini-Hochberg. Em cada ano, a queda de uma semente, em R^2 absoluto, é comparada às de B réplicas nulas de uma semente cada (preço reatribuído, modelo reestimado, bloco reatribuído), com B = 1.999 em 1999, 2007 e 2008, B = 999 em 2015, 2017, 2018, 2021 e 2023 e B = 99 nos demais anos; p = (r + 1)/(B + 1). Correção sobre os 279 testes bloco-ano, listados na Tabela S17.

Em subgrupos por período, com a medida deflacionada e indicadores de ano (Tabela S6), o R^2 é maior nas empresas com lucro e na velha economia na maior parte dos períodos. A nova economia tem poucas observações: 34 empresa-anos com prejuízo em 1995–1999, com R^2 de 0,7%. Esses recortes não sustentam leitura temporal por grupo; a Figura S2 é só descritiva. Por ação, agrupar anos misturaria escalas muito diferentes.

4.5 Árvores e modelos lineares

A Tabela 7 compara o *bagging* com quatro modelos lineares nas mesmas partições. Por ação, o *bagging* explica 59,79% fora da amostra, contra 48,54% do MQO, vence em 23 de 31 anos e tem *t* pareado de 3,04; com o deflator, 33,88% contra 26,43%, com 26 vitórias. Diante de modelos regularizados ou robustos, a vantagem desaparece. Por ação, *ridge* (59,57%) e *lasso* (60,00%) empatam com o *bagging* (testes dos sinais com p de 0,473). Com o deflator, os *t* pareados contra *lasso* e Huber são de 2,25 e 2,48, mas os testes dos sinais não rejeitam (p de 0,473). Ano a ano, o teste de Diebold-Mariano favorece o *bagging* em no máximo 4 dos 31 anos contra os modelos regularizados ou robustos.

Tabela 7. *Bagging* e modelos lineares com as mesmas partições de validação cruzada (R^2 fora da amostra, %)

Escala	Modelo linear	R^2 linear	R^2 *bagging*	Anos em que o *bagging* vence	Anos	Mediana da diferença (p.p.)	p do teste dos sinais	t pareado	Anos com Diebold-Mariano favorável a 5%
Por ação	MQO	48,54	59,79	23	31	11,58	0,011	3,04	8
Por ação	*Ridge*	59,57	59,79	18	31	0,46	0,473	0,17	2
Por ação	*Lasso*	60,00	59,79	18	31	1,33	0,473	−0,13	0
Por ação	Huber	54,03	59,79	17	31	1,03	0,720	1,56	4
Deflator pelo ativo	MQO	26,43	33,88	26	31	6,80	0,000	5,11	6
Deflator pelo ativo	*Ridge*	31,45	33,88	17	31	3,74	0,720	1,81	3
Deflator pelo ativo	*Lasso*	30,98	33,88	18	31	1,42	0,473	2,25	2
Deflator pelo ativo	Huber	30,10	33,88	18	31	3,46	0,473	2,48	2

Nota. Fonte: elaboração própria com dados da Economatica. Dez partições por ano, iguais para todos os modelos; 16 itens e indicadores setoriais. *Ridge* e *lasso* com penalidade escolhida por validação cruzada interna ao treino; MQO, *ridge*, *lasso* e Huber com os itens que têm ao menos dez valores não nulos no ano. *Bagging*: parâmetros da estimação principal, média de três sementes, avaliado por validação cruzada e não por OOB. $R^2 = 1 - SQR/SQT$ com as previsões empilhadas. Teste dos sinais e *t* pareado (30 graus de liberdade) sobre as diferenças anuais; p de 0,000 indica p < 0,0005. Comparações com especificações intermediárias na Tabela S3.

SciELO Preprints - Este documento é um preprint e sua situação atual está disponível em: https://doi.org/10.1590/SciELOPreprints.18699

A vantagem das árvores sobre o MQO é compatível, portanto, com a estabilidade diante de itens correlacionados, sem implicar não linearidade. O estimador pesa menos que o denominador: o MQO com lucro e PL cai 2,41 p.p. ao ano fora da amostra (t = −7,52) por ação, mas 0,44 (t = −2,36) com o deflator. Com todos os itens, a tendência por ação do MQO fora da amostra é de −0,86 (t = −1,33) e, com os setores, de −1,76 (t = −4,01), em 26 anos (Tabela S3). A comparação é descritiva e não sustenta recomendar estimadores flexíveis como requisito.

4.6 Fonte de dados

Parte do desenho foi antes estimada com os dados abertos da CVM, de 2010 a 2024, o que permite medir o efeito da fonte em 3.197 empresa-anos comuns (Tabela 8). Em reais, a maior parte dos itens coincide nas duas fontes: mais de 99% dentro de 2% em lucro, PL, ativo, receita, caixa, custo, despesas e fluxo de caixa, com exceções em crescimento da receita (89,1%), crescimento do lucro (91,6%), imposto (94,6%), dividendos (95,0%), intangível (70,7%), investimento (46,2%) e outros resultados abrangentes (44,8%; Tabela S14). O número de ações coincide em só 80,2%; por ação, a maioria dos itens fica perto de 84% dentro de 10% (Tabela S11). O que mais pesa, ao que tudo indica, é o denominador: nos dados abertos, o número de ações vem do Formulário de Referência, que guarda só a última versão, até 2019 e, depois, da composição do capital, informada ora em unidades, ora em milhares, sem campo que o indique.

Tabela 8. Mesmas empresas-ano, 2010–2024: R^2 conforme a fonte do preço e dos itens por ação

Preço	Itens por ação	R^2 médio (%)	Inclinação	t
Economatica	Economatica	50,45	−1,03	−1,65
CVM/B3	Economatica	46,99	−1,50	−2,04
CVM/B3	CVM	40,54	−0,51	−0,70
Economatica	CVM	30,17	1,45	1,37

Nota. Fonte: elaboração própria com dados da Economatica, da CVM e da B3. 3.197 empresa-anos; 16 itens comuns; cinco sementes por ano. Na CVM, preço do último fechamento entre dois e três meses após o encerramento (COTAHIST) e ações do Formulário de Referência ou da demonstração financeira padronizada. Inclinação em p.p. por ano, 13 graus de liberdade.

Com preço e itens da Economatica, o R^2 médio é de 50,45%; com ambos da CVM, de 40,54%; com preço da Economatica e itens da CVM, de 30,17%. A troca do preço custa pouco; a dos itens por ação custa cerca de 20 p.p., o que aponta para erro de medida no denominador dos itens da CVM. Com preço e itens da CVM, o R^2 volta a subir, porque em parte dos casos as duas variáveis usam a mesma unidade depois de eventos societários. A fonte muda o nível, mas não a inferência sobre a tendência: nas empresas comuns, a inclinação é de −1,03 (t = −1,65) com a Economatica e de −0,51 (t = −0,70) com a CVM, ambas sem rejeitar zero. O que altera a inferência é o recorte comum às duas fontes: na amostra completa da Economatica em 2010–2024, a inclinação é de −1,65 (t = −2,86). Estudos por ação com dados abertos antes de 2020 precisam declarar e testar essa escolha. Um campo de unidade na composição do capital e o número de ações na data do balanço como campo da demonstração reduziriam o problema.

5 Discussão

Os resultados não reproduzem o quadro de Barth et al. (2023). Lá, o R^2 não cai e a composição muda a favor de intangíveis, crescimento e medidas alternativas, com perda do lucro. Aqui, o R^2 por ação cai, não se detecta perda de peso do lucro e a recomposição é frágil. A diferença não autoriza concluir que a contabilidade brasileira perdeu relevância, nem que a manteve. A tendência por ação não serve, sozinha, para medir a evolução da relevância no Brasil, porque depende da divisão por ações. As medidas sem esse denominador não mostram queda em 31 anos, mas têm pouca sensibilidade, como a medida sem ações, ou dependem do regime, como o deflator, cujo salto em 2010 coincide com a mudança de normas

SciELO Preprints - Este documento é um preprint e sua situação atual está disponível em: https://doi.org/10.1590/SciELOPreprints.18699

e de plano de contas. A amostra brasileira exclui as financeiras, ao contrário do original, que as mantém; tem também uma ordem de grandeza menos empresas por ano. Fica como conjectura não testada que a estrutura produtiva contribua para a fragilidade da recomposição, pois o Brasil perdeu complexidade econômica nas últimas três décadas (Zhang et al., 2026), na medida proposta por Hidalgo e Hausmann (2009), e, desde 1995, a produtividade por hora só cresceu de forma sustentada na agropecuária (Veloso et al., 2025 *apud* Canuto, 2025), quadro distante da nova economia que motiva as previsões de Barth et al. (2023).

Brown et al. (1999) tratam o fator de escala como problema geral das regressões em nível; o caso brasileiro é um episódio nítido na escala logarítmica, porque a dispersão do log do valor das empresas fica estável enquanto a do log do preço por ação muda em duas ondas compatíveis com grupamentos, embora o coeficiente de variação do valor de mercado não seja constante. Brown et al. (1999) concluem que, controlada a escala, a relevância ainda cai nos Estados Unidos; aqui, o controle não dá resposta única. Os grupamentos são decisões das companhias e, possivelmente, resposta a regra de bolsa, de modo que não são um experimento, mas alteram a medida independentemente da informação contábil. Quem compara R^2 por ação entre 2003 e 2009 ou entre 2013 e 2016 mede também essa mudança, o que vale para qualquer série longa por ação. Nos mesmos dados, o R^2 do MQO dentro da amostra com lucro e PL cai 2,42 p.p. ao ano por ação e 0,35 com o deflator (Tabela S3).

Depois de 2010, o quadro local também pede cautela. Canongia et al. (2023) e Sousa et al. (2026) encontram alta da relevância depois da convergência; nos quinquênios de 2010–2014 e 2015–2019, a média das árvores por ação vai de 63,9% para 47,8%, mas esse recuo contém a segunda onda; não se detecta queda na medida sem ações. Janela, estimador, fonte e escala são candidatos a explicar a diferença, sem que este estudo isole qual deles atua. O salto do R^2 deflacionado em 2010 é compatível com a evidência de ganho de relevância com as IFRS na América Latina (Rodríguez García et al., 2017), mas coincide com a troca de contas da base; o desenho não separa norma e medição. A queda deflacionada depois de 2016 não é significativa com alvo em posto (−0,87; t = −1,38), com pouco poder.

A ausência de perda de peso detectada no lucro contrasta com os Estados Unidos e aproxima-se do ganho do lucro após as IFRS em Macedo et al. (2013) e Santos et al. (2019), embora o bloco suba por componentes que não são o lucro e a alta dependa da escala. O sinal mais claro por item é o do bloco do balanço, mais do que o do PL isolado. Não se testou com nulo próprio se ele sobrevive sem o denominador por ação.

Para pesquisadores, comparações temporais de R^2 por ação no Brasil exigem relatar a dispersão do número de ações e estimar medidas sem esse denominador; os dados abertos exigem conferência do número de ações. Para a CVM, as mudanças da seção 4.6 são de baixo custo. Para o CPC, o desenho tem pouco poder para informar normas sobre itens específicos: só três de 279 testes passam a 5%, nenhum do lucro. Em todos os casos, a *value relevance* é uma aproximação discutida da utilidade da informação (Holthausen & Watts, 2001; Barth et al., 2001); correlações entre números contábeis e preços são indicadores limitados de bem-estar (Ball, 2024).

6 Considerações finais

Este artigo replicou, para as companhias não financeiras da B3 entre 1995 e 2025, o desenho de Barth et al. (2023). O R^2 por ação cai 1,31 p.p. ao ano, mas essa queda não serve de prova de perda de relevância, porque depende da divisão por ações. Tampouco há prova de estabilidade: a medida sem ações depende muito do tamanho, as que mantêm um denominador por ação não dão resposta única; o deflator não tem tendência em 31 anos em nível, sobe com alvo em posto e mostra um salto em 2010, com quedas nos regimes que dependem da medida. A evolução da relevância segue inconclusiva. Não se detecta perda de peso do lucro, sem que os intervalos excluam mudanças relevantes; a recomposição aparece por ação, antes de 2008, sem se sustentar com o deflator. Só três dos 279 testes de importância se distinguem de ruído a 5%, todos do balanço. A fonte de dados muda o nível do R^2 em cerca de 10 p.p., ao que tudo indica pelo número de ações.

SciELO Preprints - Este documento é um preprint e sua situação atual está disponível em: https://doi.org/10.1590/SciELOPreprints.18699

Essas conclusões têm limites. O plano de contas muda em 2008 e 2010: CF, DIV, INTAN, SPI, OCI, CASH e CAPX têm definições diferentes em cada regime; OCI é zero até 2007 e SPI perde conteúdo em 2008. As séries de blocos e os níveis antes e depois de 2010 sofrem com isso; a variante de CF não muda a queda do R^2, mas retira a significância de Recompos. As listas de exercícios fora de dezembro e de holdings financeiras vêm dos dados abertos, que só alcançam empresas presentes desde 2010; empresas canceladas antes disso podem não ter sido filtradas. As análises de escala foram definidas depois de ver os resultados. A medida sem ações é sustentada pelo tamanho das empresas e pode ser pouco sensível a mudanças de relevância; as últimas ações usam informação futura; a dispersão fixa trunca a variável dependente de modo desigual entre os anos; e o filtro de presença em bolsa também reduz a queda (−0,52; t = −1,40). Os grupamentos são inferidos da queda das ações, a sua causa não foi estudada e a regra de bolsa vem de fonte secundária. Os grupos de H3 têm baixa validade de construto: P&D e publicidade não entram, os itens especiais mudam de definição e o intangível mistura ágio e concessões. O setor vem do cadastro atual, mapeado de forma aproximada. A busca de ineditismo não incluiu o Spell.

A agenda tem quatro frentes. A primeira é ajustar o número de ações evento a evento, com os fatores de grupamento, para reestimar a série por ação sem usar informação futura. A segunda é separar tamanho e relevância nas medidas sem ações, em que o ativo sozinho já explica boa parte do R^2, testando se a contribuição dos demais itens muda no tempo. A terceira é dar poder à análise por item com medidas condicionais de importância e intervalos de confiança (Debeer & Strobl, 2020; Williamson et al., 2021). A quarta é a inflação, associada à relevância do lucro nos Estados Unidos (Binz et al., 2024), que a série longa permite examinar no Brasil.

Conflito de interesses

Os autores declaram não haver conflito de interesses.

Contribuição de autoria

Lucas Moura Nutels: conceituação; curadoria de dados; análise formal; investigação; metodologia; administração do projeto; *software*; validação; visualização; escrita (rascunho original); escrita (revisão e edição).

Jomar Miranda Rodrigues: conceituação; metodologia; supervisão; validação; escrita (revisão e edição).

Financiamento

Esta pesquisa não recebeu financiamento específico de agências públicas, comerciais ou sem fins lucrativos.

Disponibilidade de dados e código

Os *scripts*, os resultados agregados e a documentação que dão suporte a este estudo estão no SciELO Data, no conjunto de dados vinculado a este *preprint*. Os dados por empresa provêm da Economatica, base comercial cujos termos restringem a redistribuição, e não integram o depósito; podem ser obtidos por quem tiver licença, com as colunas descritas no README. Os dados da B3 e da CVM são públicos na origem, com endereços no manifesto.

Declaração sobre uso de inteligência artificial

Os autores usaram um assistente de inteligência artificial generativa (Claude, da Anthropic) na busca e triagem da literatura, na verificação das referências, na escrita do código de coleta, limpeza e estimação e na redação do manuscrito. Os resultados numéricos foram produzidos pelos *scripts* a partir dos dados, não pela ferramenta. Os autores revisaram o trabalho e respondem integralmente pelo seu conteúdo; a ferramenta não é autora.

SciELO Preprints - Este documento é um preprint e sua situação atual está disponível em: https://doi.org/10.1590/SciELOPreprints.18699

Referências

Altmann, A., Toloşi, L., Sander, O., & Lengauer, T. (2010). Permutation importance: A corrected feature importance measure. *Bioinformatics, 26*(10), 1340–1347. https://doi.org/10.1093/bioinformatics/btq134

B3. (2020). *Layout do arquivo: cotações históricas. Capítulo I: Layout do arquivo de cotações históricas (COTAHIST.AAAA.TXT)* (Versão 2.0, Revisão 02). https://www.b3.com.br/data/files/33/67/B9/50/D84057102C784E47AC094EA8/SeriesHistoricas_Layout.pdf

Balachandran, S., & Mohanram, P. (2011). Is the decline in the value relevance of accounting driven by increased conservatism? *Review of Accounting Studies, 16*(2), 272–301. https://doi.org/10.1007/s11142-010-9137-0

Ball, R. (2024). By what criteria do we evaluate accounting? Some thoughts on economic welfare and the archival literature. *Journal of Accounting Research, 62*(1), 7–54. https://doi.org/10.1111/1475-679X.12507

Bampi, G. A. B., Schenato, P. H., Schvirck, E., & Valmorbida, S. M. I. (2025). Perspectivas futuras sobre o value relevance na informação contábil: uma revisão sistemática da produção científica em periódicos brasileiros entre os anos de 2005 e 2023. *Ciências Sociais Aplicadas em Revista, 30*(50), 177–197. https://doi.org/10.48075/csar.v30i50.34722

Barth, M. E., Beaver, W. H., & Landsman, W. R. (1998). Relative valuation roles of equity book value and net income as a function of financial health. *Journal of Accounting and Economics, 25*(1), 1–34. https://doi.org/10.1016/S0165-4101(98)00017-2

Barth, M. E., Beaver, W. H., & Landsman, W. R. (2001). The relevance of the value relevance literature for financial accounting standard setting: Another view. *Journal of Accounting and Economics, 31*(1–3), 77–104. https://doi.org/10.1016/S0165-4101(01)00019-2

Barth, M. E., Li, K., & McClure, C. G. (2023). Evolution in value relevance of accounting information. *The Accounting Review, 98*(1), 1–28. https://doi.org/10.2308/TAR-2019-0521

Benjamini, Y., & Hochberg, Y. (1995). Controlling the false discovery rate: A practical and powerful approach to multiple testing. *Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Methodological), 57*(1), 289–300. https://doi.org/10.1111/j.2517-6161.1995.tb02031.x

Binz, O., Graham, J. R., & Kubic, M. (2024). *Does inflation affect earnings relevance? A century-long analysis* (NBER Working Paper No. 32364). National Bureau of Economic Research. https://doi.org/10.3386/w32364

Breiman, L. (1996). Bagging predictors. *Machine Learning, 24*(2), 123–140. https://doi.org/10.1007/BF00058655

Breiman, L. (2001). Random forests. *Machine Learning, 45*(1), 5–32. https://doi.org/10.1023/A:1010933404324

Brown, S., Lo, K., & Lys, T. (1999). Use of R^2 in accounting research: Measuring changes in value relevance over the last four decades. *Journal of Accounting and Economics, 28*(2), 83–115. https://doi.org/10.1016/S0165-4101(99)00023-3

Burgstahler, D. C., & Dichev, I. D. (1997). Earnings, adaptation and equity value. *The Accounting Review, 72*(2), 187–215. https://doi.org/10.2308/tar-9706165831

Canongia, M. A. G., Silva, C. M. M. da F. da, & Macedo, M. A. S. (2023). Value relevance da informação contábil após 10 anos de IFRS no Brasil. *Sociedade, Contabilidade e Gestão, 18*(1), 80–94. https://doi.org/10.21446/scg_ufrj.v0i0.56380

SciELO Preprints - Este documento é um preprint e sua situação atual está disponível em: https://doi.org/10.1590/SciELOPreprints.18699

Canuto, O. (2025). *Business environment and productivity in Brazil* (Research Paper RP-16/25). Policy Center for the New South. https://www.policycenter.ma/sites/default/files/2025-11/RP_16-25%20%28Otaviano%20Canuto%29_0.pdf

Cardoso, R. L., Souza, F. S. R. N. de, & Dantas, M. M. (2015). Impactos da adoção do IFRS na acumulação discricionária e na pesquisa em gerenciamento de resultados no Brasil. *Revista Universo Contábil, 11*(2), 65–84. https://doi.org/10.4270/ruc.2015212

Christensen, H. B., Hail, L., & Leuz, C. (2013). Mandatory IFRS reporting and changes in enforcement. *Journal of Accounting and Economics, 56*(2–3), 147–177. https://doi.org/10.1016/j.jacceco.2013.10.007

Clarkson, P., Hanna, J. D., Richardson, G. D., & Thompson, R. (2011). The impact of IFRS adoption on the value relevance of book value and earnings. *Journal of Contemporary Accounting & Economics, 7*(1), 1–17. https://doi.org/10.1016/j.jcae.2011.03.001

Collins, D. W., Maydew, E. L., & Weiss, I. S. (1997). Changes in the value-relevance of earnings and book values over the past forty years. *Journal of Accounting and Economics, 24*(1), 39–67. https://doi.org/10.1016/S0165-4101(97)00015-3

Collins, D. W., Pincus, M., & Xie, H. (1999). Equity valuation and negative earnings: The role of book value of equity. *The Accounting Review, 74*(1), 29–61. https://doi.org/10.2308/accr.1999.74.1.29

Comissão de Valores Mobiliários. (s.d.). *Cias Abertas: Documentos: Formulário de Demonstrações Financeiras Padronizadas (DFP)* [Conjunto de dados]. Recuperado em 28 de outubro de 2026, de https://dados.cvm.gov.br/dataset/cia_aberta-doc-dfp

Comissão de Valores Mobiliários. (2009). *Instrução CVM n. 480, de 2009* (texto consolidado). https://conteudo.cvm.gov.br/export/sites/cvm/legislacao/instrucoes/anexos/400/inst480consolid.pdf

Comissão de Valores Mobiliários. (2022). *Resolução CVM n. 80, de 2022* (texto consolidado). https://conteudo.cvm.gov.br/export/sites/cvm/legislacao/resolucoes/anexos/001/resol080consolid.pdf

Comitê de Pronunciamentos Contábeis. (2010). *Pronunciamento técnico CPC 04 (R1)* [Ativo intangível; correlato ao IAS 38]. https://www.cpc.org.br/CPC/Documentos-Emitidos/Pronunciamentos/Pronunciamento?Id=35

Core, J. E., Guay, W. R., & Van Buskirk, A. (2003). Market valuations in the New Economy: An investigation of what has changed. *Journal of Accounting and Economics, 34*(1–3), 43–67. https://doi.org/10.1016/S0165-4101(02)00087-3

Costa, F. M., Reis, D. J. S., & Teixeira, A. M. C. (2012). Implicações de crises econômicas na relevância da informação contábil das empresas brasileiras. *Revista de Educação e Pesquisa em Contabilidade, 6*(2), 141–153. https://doi.org/10.17524/repec.v6i2.632

Costa, T. B. da. (2022). *Evolução do value relevance: uma abordagem bayesiana* [Tese de doutorado, Universidade Federal de Uberlândia]. https://doi.org/10.14393/ufu.te.2022.185

Costa Neto, A. M. da. (2025). *Machine learning and readability in accounting: An ensemble learning approach* [Tese de doutorado, Universidade Federal de Pernambuco]. https://attena.ufpe.br/bitstream/123456789/67273/1/TESE%20Arlindo%20Menezes%20da%20Costa%20Neto.pdf

Debeer, D., & Strobl, C. (2020). Conditional permutation importance revisited. *BMC Bioinformatics, 21*, Artigo 307. https://doi.org/10.1186/s12859-020-03622-2

Dichev, I. D., & Tang, V. W. (2008). Matching and the changing properties of accounting earnings over the last 40 years. *The Accounting Review, 83*(6), 1425–1460. https://doi.org/10.2308/accr.2008.83.6.1425

SciELO Preprints - Este documento é um preprint e sua situação atual está disponível em: https://doi.org/10.1590/SciELOPreprints.18699

Diebold, F. X., & Mariano, R. S. (1995). Comparing predictive accuracy. *Journal of Business & Economic Statistics, 13*(3), 253–263. https://doi.org/10.1080/07350015.1995.10524599

Economatica. (s.d.). *Economatica: base de dados de empresas de capital aberto* [Base de dados comercial]. Exportações de 30 de outubro de 2026.

Francis, J., & Schipper, K. (1999). Have financial statements lost their relevance? *Journal of Accounting Research, 37*(2), 319–352. https://doi.org/10.2307/2491412

Gu, Z. (2007). Across-sample incomparability of R^2s and additional evidence on value relevance changes over time. *Journal of Business Finance & Accounting, 34*(7–8), 1073–1098. https://doi.org/10.1111/j.1468-5957.2007.02044.x

Hayn, C. (1995). The information content of losses. *Journal of Accounting and Economics, 20*(2), 125–153. https://doi.org/10.1016/0165-4101(95)00397-2

Hidalgo, C. A., & Hausmann, R. (2009). The building blocks of economic complexity. *Proceedings of the National Academy of Sciences, 106*(26), 10570–10575. https://doi.org/10.1073/pnas.0900943106

Holthausen, R. W., & Watts, R. L. (2001). The relevance of the value-relevance literature for financial accounting standard setting. *Journal of Accounting and Economics, 31*(1–3), 3–75. https://doi.org/10.1016/S0165-4101(01)00029-5

InfoMoney. (2015, 6 de novembro). *Fugindo da Bolsa: veja as 9 "penny stocks" que anunciaram grupamento*. https://www.infomoney.com.br/?p=372522

Kothari, S. P. (2001). Capital markets research in accounting. *Journal of Accounting and Economics, 31*(1–3), 105–231. https://doi.org/10.1016/S0165-4101(01)00030-1

Künsch, H. R. (1989). The jackknife and the bootstrap for general stationary observations. *The Annals of Statistics, 17*(3), 1217–1241. https://doi.org/10.1214/aos/1176347265

Lei n. 6.404, de 1976 (texto consolidado). (1976). Presidência da República. http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/leis/l6404consol.htm

Lei n. 9.249, de 1995. (1995). Presidência da República. https://www.planalto.gov.br/ccivil_03/leis/l9249.htm

Lei n. 11.638, de 2007. (2007). Presidência da República. https://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_ato2007-2010/2007/lei/l11638.htm

Lev, B. (2018). The deteriorating usefulness of financial report information and how to reverse it. *Accounting and Business Research, 48*(5), 465–493. https://doi.org/10.1080/00014788.2018.1470138

Lev, B., & Gu, F. (2016). *The end of accounting and the path forward for investors and managers*. Wiley. https://doi.org/10.1002/9781119270041

Lev, B., & Zarowin, P. (1999). The boundaries of financial reporting and how to extend them. *Journal of Accounting Research, 37*(2), 353–385. https://doi.org/10.2307/2491413

Liaw, A., & Wiener, M. (2002). Classification and regression by randomForest. *R News, 2*(3), 18–22. https://journal.r-project.org/articles/RN-2002-022/

Lopes, A. B. (2001). *A relevância da informação contábil para o mercado de capitais: o modelo de Ohlson aplicado à Bovespa* [Tese de doutorado, Universidade de São Paulo]. https://doi.org/10.11606/T.12.2001.tde-02062020-174635

Lopes, A. B., Sant'Anna, D. P., & Costa, F. M. (2007). A relevância das informações contábeis na Bovespa a partir do arcabouço teórico de Ohlson: avaliação dos modelos de Residual Income Valuation e Abnormal

SciELO Preprints - Este documento é um preprint e sua situação atual está disponível em: https://doi.org/10.1590/SciELOPreprints.18699

Earnings Growth. *Revista de Administração (RAUSP), 42*(4), 497–510. https://revistas.usp.br/rausp/article/view/44460

Macedo, M. A. S., Machado, M. A. V., & Machado, M. R. (2013). Análise da relevância da informação contábil no Brasil num contexto de convergência às normas internacionais de contabilidade. *Revista Universo Contábil, 9*(1), 65–85. https://doi.org/10.4270/ruc.2013104

Machado, M. A. V., Macedo, M. A. S., & Machado, M. R. (2015). Analysis of the relevance of information content of the value added statement in the Brazilian capital markets. *Revista Contabilidade & Finanças, 26*(67), 57–69. https://doi.org/10.1590/1808-057x201512240

Madeira, F. L., & Costa Junior, J. V. da. (2015). Value relevance dos outros resultados abrangentes nas companhias abertas brasileiras. *Advances in Scientific and Applied Accounting, 8*(2), 204–217. https://doi.org/10.14392/asaa.2015080204

Mahmud, I., Akter, F., & Ahammed, M. (2024). Value relevance of key accounting information in predicting market performance: A machine learning approach. *Journal of Financial Markets and Governance, 3*(1), 15–35. https://doi.org/10.54728/jfmg.202310.00072

Nicodemus, K. K., Malley, J. D., Strobl, C., & Ziegler, A. (2010). The behaviour of random forest permutation-based variable importance measures under predictor correlation. *BMC Bioinformatics, 11*, Artigo 110. https://doi.org/10.1186/1471-2105-11-110

Nisar M, M., & Santhakumar, S. (2026). The evolving value relevance of accounting information in an emerging market: A dynamic real option perspective. *Journal of Accounting in Emerging Economies*, 1–21. Publicação antecipada on-line. https://doi.org/10.1108/JAEE-01-2026-0015

Ohlson, J. A. (1995). Earnings, book values, and dividends in equity valuation. *Contemporary Accounting Research, 11*(2), 661–687. https://doi.org/10.1111/j.1911-3846.1995.tb00461.x

Pimentel, R. C., & Delvizio, P. C. (2026). *Earnings conservativism and value relevance across business cycles in Brazilian capital market* [Trabalho apresentado]. USP International Conference on Accounting, São Paulo, Brasil. https://congressousp.fipecafi.org/Arquivos/45/Anais/5827%20.pdf

Rico Bonilla, C. O. (2022). La relevancia valorativa de la información financiera en Colombia. Un estudio empírico. *Cuadernos de Contabilidad, 23*. https://doi.org/10.11144/Javeriana.cc23.rvif

Rodríguez García, M. del P., Cortez Alejandro, K. A., Méndez Sáenz, A. B., & Garza Sánchez, H. H. (2017). Does an IFRS adoption increase value relevance and earnings timeliness in Latin America? *Emerging Markets Review, 30*, 155–168. https://doi.org/10.1016/j.ememar.2016.11.001

Santana Júnior, J. L. de, Pimentel, R. C., & Malacrida, M. J. C. (2025). The information content of losses versus profits and the denominator effect of risk. *Revista de Administração de Empresas, 65*(5), e2023-0501. https://doi.org/10.1590/S0034-759020250502

Santos, S. M. dos, Lemes, S., & Barboza, F. L. de M. (2019). O value relevance é relevante? *Revista de Contabilidade e Organizações, 13*, e152518. https://doi.org/10.11606/issn.1982-6486.rco.2019.152518

Schuirmann, D. J. (1987). A comparison of the two one-sided tests procedure and the power approach for assessing the equivalence of average bioavailability. *Journal of Pharmacokinetics and Biopharmaceutics, 15*(6), 657–680. https://doi.org/10.1007/BF01068419

Silva, A. da, Brighenti, J., & Klann, R. C. (2018). Efeitos da convergência às normas contábeis internacionais na relevância da informação contábil de empresas brasileiras. *Revista Ambiente Contábil, 10*(1), 121–138. https://doi.org/10.21680/2176-9036.2018v10n1id11016

Sloan, R. G. (1996). Do stock prices fully reflect information in accruals and cash flows about future earnings? *The Accounting Review, 71*(3), 289–315. https://doi.org/10.2308/tar-9608042309

SciELO Preprints - Este documento é um preprint e sua situação atual está disponível em: https://doi.org/10.1590/SciELOPreprints.18699

Sousa, R. A. M. de, Nascimento, M. R. do, & Dantas, J. A. (2026). Evolução da qualidade da informação contábil após uma década da adoção mandatória das IFRS no Brasil. *Revista de Administração, Contabilidade e Economia da Fundace, 17*(1). https://doi.org/10.13059/racef.v17i1.1279

Souza, W. R. S., Peters, M., Silva, A. F. da, & Antunes, M. T. P. (2018). Twenty-one years without monetary correction in Brazil: Impacts on the comparability of the accounting information of siderurgical and metallurgical companies. *Revista Contabilidade & Finanças, 29*(78), 355–374. https://revistas.usp.br/rcf/article/view/150644

Srivastava, A. (2014). Why have measures of earnings quality changed over time? *Journal of Accounting and Economics, 57*(2–3), 196–217. https://doi.org/10.1016/j.jacceco.2014.04.001

Srivastava, A. (2023). Trivialization of the bottom line and losing relevance of losses. *Review of Accounting Studies, 28*(3), 1190–1208. https://doi.org/10.1007/s11142-023-09794-5

Stoykova, A. (2024). A LASSO-based analysis on value relevance of accounting information in the Bulgarian capital market. *Economics & Law, 6*(1), 64–74. https://doi.org/10.37708/el.swu.v6i1.5

Strobl, C., Boulesteix, A.-L., Kneib, T., Augustin, T., & Zeileis, A. (2008). Conditional variable importance for random forests. *BMC Bioinformatics, 9*, Artigo 307. https://doi.org/10.1186/1471-2105-9-307

Wang, H., Yang, F., & Luo, Z. (2016). An experimental study of the intrinsic stability of random forest variable importance measures. *BMC Bioinformatics, 17*, Artigo 60. https://doi.org/10.1186/s12859-016-0900-5

Williamson, B. D., Gilbert, P. B., Carone, M., & Simon, N. (2021). Nonparametric variable importance assessment using machine learning techniques. *Biometrics, 77*(1), 9–22. https://doi.org/10.1111/biom.13392

Zhang, X., Leandro, F. J. B. S., & Vieira, A. D. G. (2026). Brazil's economic complexity: A comparative analysis across global powers and the global south. *JANUS.NET, 16*(2), 191–215. https://doi.org/10.26619/1647-7251.DT0126.8

Este preprint foi submetido sob as seguintes condições:

- Os autores declaram que os necessários Termos de Consentimento Livre e Esclarecido de participantes ou pacientes na pesquisa foram obtidos e estão descritos no manuscrito, quando aplicável.
- Os autores declaram que a elaboração do manuscrito seguiu as normas éticas de comunicação científica.
- Os autores declaram que estão cientes que são os únicos responsáveis pelo conteúdo do preprint e que o depósito no SciELO Preprints não significa nenhum compromisso de parte do SciELO, exceto sua preservação e disseminação.
- Os autores declaram que os dados, aplicativos e outros conteúdos subjacentes ao manuscrito estão referenciados.
- O manuscrito depositado está no formato PDF.
- Os autores declaram que a pesquisa que deu origem ao manuscrito seguiu as boas práticas éticas e que as necessárias aprovações de comitês de ética de pesquisa, quando aplicável, estão descritas no manuscrito.
- Os autores declaram que uma vez que um manuscrito é postado no servidor SciELO Preprints, o mesmo só poderá ser retirado mediante pedido à Secretaria Editorial do SciELO Preprints, que afixará um aviso de retratação no seu lugar.
- Os autores concordam que o manuscrito aprovado será disponibilizado sob licença Creative Commons CC-BY.
- O autor submissor declara que as contribuições de todos os autores e declaração de conflito de interesses estão incluídas de maneira explícita e em seções específicas do manuscrito.
- Os autores declaram que o manuscrito não foi depositado e/ou disponibilizado previamente em outro servidor de preprints ou publicado em um periódico.
- Caso o manuscrito esteja em processo de avaliação ou sendo preparado para publicação mas ainda não publicado por um periódico, os autores declaram que receberam autorização do periódico para realizar este depósito.
- O autor submissor declara que todos os autores do manuscrito concordam com a submissão ao SciELO Preprints.