

数字化转型背景下大数据技术对企业 真实盈余管理的影响

王雨婷*, 陈凌云#

东华大学旭日工商管理学院, 上海

收稿日期: 2025年11月15日; 录用日期: 2025年11月26日; 发布日期: 2025年12月22日

摘要

我国高度重视数字经济的发展, 数字化转型浪潮席卷而来, 在此背景下本研究探讨数字化转型的核心技术维度之一大数据技术对企业真实盈余管理的影响。选取2010~2023年度全部A股上市公司的年度数据作为研究样本, 采用双向固定效应模型进行实证检验, 探讨数字化转型背景下大数据技术对企业真实盈余管理行为的影响, 在初步验证假设的基础之上, 进行稳健性分析, 并且通过中介效应检验进一步研究其内在作用机制, 另外还展开了调节效应检验、异质性分析和拓展性检验。最终得出: 一是大数据技术应用能够抑制企业的真实盈余管理行为。二是大数据技术通过提高企业的信息披露质量进而抑制其真实盈余管理行为。三是股权制衡度与高质量审计能够强化大数据技术对真实盈余管理的抑制作用。四是大数据技术对企业真实盈余管理的抑制效果在不同企业中存在显著差异。综上, 本研究为企业数字化实践和政策制定提供了一定的理论依据与经验支持。

关键词

数字化转型, 大数据技术, 真实盈余管理

Impact of Big Data Technology on Enterprises' Real Earnings Management in the Context of Digital Transformation

Yuting Wang*, Lingyun Chen#

Glorious Sun School of Business and Management, Donghua University, Shanghai

*第一作者。

#通讯作者。

Received: November 15, 2025; accepted: November 26, 2025; published: December 22, 2025

Abstract

China attaches great importance to the development of the digital economy, and the wave of digital transformation is sweeping in. Against this backdrop, this study explores the impact of big data technology, one of the core technological dimensions of digital transformation, on the real earnings management of enterprises. Selecting annual data of all A-share listed companies from 2010 to 2023 as research samples, a two-way fixed effects model was used for empirical testing to explore the impact of big data technology on real earnings management behavior of enterprises under the background of digital transformation. Based on preliminary hypothesis verification, robustness analysis was conducted, and the underlying mechanism was further studied through mediation effect testing. In addition, moderation effect testing, heterogeneity analysis, and expansion testing were also conducted. The final conclusion is that the application of big data technology can suppress the real earnings management behavior of enterprises. The second is that big data technology suppresses the real earnings management behavior of enterprises by improving the quality of information disclosure. Thirdly, the degree of equity balance and high-quality auditing can strengthen the inhibitory effect of big data technology on real earnings management. The inhibitory effect of big data technology on real earnings management varies significantly among different enterprises. In summary, this study provides a certain theoretical basis and empirical support for the digital practice and policy formulation of enterprises.

Keywords

Digital Transformation, Big Data Technology, Real Earnings Management

Copyright © 2025 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

1. 引言

随着数字经济的蓬勃发展, 大数据技术作为关键生产要素与核心驱动力, 正深刻重塑着企业的运营模式与决策环境。党的十九大及后续政策进一步强调了数据要素的价值, 标志着我国数字化转型进入全面加速期。在这一宏观背景下, 大数据技术通过其强大的信息处理与监督潜能, 为企业治理带来了新的机遇与挑战。

现代企业普遍存在的委托代理问题, 催生了管理层为谋求私利而进行盈余管理的行为。其中, 真实盈余管理通过改变真实经营活动来调节利润, 相较于应计盈余管理更具隐蔽性, 且可能对企业长期价值造成更严重的损害。现有研究广泛探讨了数字化转型对企业绩效、创新及投融资的积极影响, 倪国爱、江寅炜(2022) [1]研究了企业数字化转型对盈余管理的影响, 并分析了经营风险等因素及事务所品牌、产权性质的调节作用。周松、范嘉俊(2023) [2]探讨了数字化转型如何通过提升内部控制质量和信息透明度抑制盈余管理。张咏梅等(2024) [3]和李振杰、王桉迪(2024) [4]分别基于 A 股样本, 分析了数字化转型对盈余持续性及盈余反应系数的作用机制。曾芝红等(2023) [5]和龙沛(2023) [6]利用数字金融指数, 发现数字金融通过融资与监督机制缓解企业真实盈余管理, 并促进企业创新。牛子阳(2023) [7]基于金税三期准自然实验, 验证了税收征管数字化对企业盈余管理的显著抑制作用。

然而, 聚焦于其核心技术之一的大数据技术如何影响公司治理, 特别是对管理层机会主义行为抑制作用的文献尚显不足。尽管少量研究开始触及数字化转型与盈余管理的关系, 但大多停留在宏观层面, 未能深入剖析大数据技术这一具体维度通过何种机制影响隐蔽性更强的真实盈余管理。

鉴于此, 本研究旨在系统考察数字化转型背景下大数据技术对企业真实盈余管理的治理效应, 并深入揭示其内在作用路径。

2. 理论分析与研究假设

2.1. 大数据技术与真实盈余管理

在内部治理层面, 大数据技术增强了信息透明度与决策理性, 从而强化了内部监控。首先, 该技术凭借其海量、高速与多元化的特性[8], 显著提升了企业经营信息的透明度与可观测性。其次, 大数据技术打破了内部信息壁垒, 降低了数据共享成本[9], 实现了经营全流程的实时整合与监控。此外, 大数据推动企业决策机制向数据驱动转型, 并促进了更广泛的员工参与治理[10], 扩大了内部监督的范围与力度。

在外部监督层面, 大数据技术削弱了信息不对称, 提升了外部监管效率。一方面, 大数据应用促进了企业向外部主动传递信息, 有效缓解了与相关者之间的信息不对称[11]。另一方面, 企业运营数据的实时化与业务流程的可视化, 极大地提升了外部监管效率与穿透力, 从而降低了企业实施盈余管理的动机与可行性。

由此可见, 大数据技术的广泛引入优化了企业的信息与沟通环境, 同时增强了外部监督的有效性与及时性, 从而对企业通过真实经济活动进行盈余管理的行为产生了明显的抑制作用。基于上述分析, 提出假设 H1:

H1: 大数据技术的应用能够抑制企业的真实盈余管理行为。

2.2. 信息披露质量的中介效应假设

大数据技术通过优化信息与沟通环境, 降低内外部信息不对称, 进而提升信息披露质量, 构成其抑制真实盈余管理的关键路径。

首先, 大数据技术是提升信息披露质量的直接驱动力。其实时收集和处理海量数据, 增强经营流程的可视性, 从而全面优化信息披露的及时性、准确性与完整性, 显著提高业务流程与财务数据的透明度[12]。其次, 信息披露质量提升能有效抑制真实盈余管理。高质量披露发挥“信息效应”, 向市场传递更透明信息, 缓解委托代理问题[13], 降低外部监督成本与信息门槛。真实盈余管理因其隐蔽性传统上难以察觉[14], 但高度透明的信息环境削弱管理者实施该类行为的能力。

综上, 大数据技术通过构建透明信息环境, 以提升信息披露质量为中介, 强化监督效能, 抑制企业真实盈余管理能力。基于上述分析, 提出假设 H2:

H2: 大数据技术能够通过提高企业的信息披露质量进而抑制其真实盈余管理行为, 即信息披露质量在大数据技术对企业真实盈余管理的影响中起到中介效应。

2.3. 股权制衡度的调节效应假设

大数据技术虽能提升信息透明度以约束管理层机会主义行为, 但其治理效能受内部治理环境影响。股权制衡度作为关键情境因素, 在此过程中发挥调节作用。在股权制衡度较高的企业中, 股东间的相互监督能够有效抑制合谋动机[15]。此时, 大数据技术所提供的透明信息更易被转化为有效的监督依据, 从而强化对真实盈余管理的抑制效果。股权制衡由此发挥“放大器”作用, 增强大数据技术的治理效力。基于此, 提出假设 H3:

H3: 在其他条件不变时, 股权制衡度能够强化大数据技术对企业真实盈余管理的抑制作用, 即股权制衡度正向调节了两者之间的关系。

2.4. 审计质量的调节效应假设

审计质量作为关键的外部监督机制, 与大数据技术形成协同, 共同抑制真实盈余管理。大数据技术通过提供海量、多维的经营数据, 扩展了审计信息边界[16], 并降低了信息核验成本[17]。高质量审计则凭借其专业能力与独立性, 对技术识别的异常信号进行深入核查, 提升违规发现概率与威慑力, 从而强化大数据技术的治理效果。基于此, 提出假设 H4:

H4: 在其他条件不变时, 审计质量能够强化大数据技术对企业真实盈余管理的抑制作用, 即审计质量正向调节了两者之间的关系。

3. 研究设计

3.1. 样本选择与数据来源

本研究选取 2010~2023 年 A 股上市公司年度数据为初始样本, 并按以下标准筛选: 1) 剔除金融行业公司; 2) 剔除 ST、*ST 及退市公司; 3) 剔除上市不满两年的公司; 4) 剔除关键变量缺失样本; 5) 剔除其他异常样本。最终获得 4104 家公司共 26,995 条观测值构成的不平衡面板数据。为控制极端值影响, 对所有连续变量进行上下 1% 的 Winsorize 处理。大数据技术数据通过 Python 3.12 分析年报文本获取, 其余数据来源于 CSMAR 与 CNRDS 数据库, 数据处理与分析使用 Excel 2016 与 Stata 16 完成。

3.2. 变量定义

对被解释变量真实盈余管理(REM)的衡量, 参考 Dechow [18], Roychowdhury [19] 模型来测量企业的真实水平, 即使用异常经营活动现金流(A_CFO)、异常生产成本(A_PROD)和异常酌量费用(A_DISEXP)衡量企业的真实盈余管理水平(REM), 主要数据来自 CSMAR。

对解释变量大数据技术应用(BD)的衡量, 借鉴吴非等[11]与罗进辉和巫奕龙[20]的研究, 构建包含 37 个大数据技术关键词的词库。通过 Python 对 2010~2023 年 A 股上市公司年报进行文本分析, 统计关键词总词频, 并进行加 1 取自然对数处理, 以衡量企业大数据技术应用程度。BD 值越大, 代表应用水平越高。

对中介变量信息披露质量(DISCLVL)的衡量, 采用深交所、沪交所披露的 A 股上市公司的信息披露考核结果, 分为 4 个等级, A 级为优秀、B 级为良好、C 级为及格、D 级为不及格。采用赋值法对 A、B、C、D 四个等级分别赋值为 4、3、2、1, 数值越大, 信息披露质量越高。

对调节变量的衡量, 股权制衡度(OWNBAL)参照朱文莉, 魏兵[21], 以第二至第十大股东持股比例之和与第一大股东持股比例的比值度量, 该值越大, 制衡能力越强。审计质量(BIG4)借鉴郭照蕊等通用做法[22], 若年报审计机构为国际“四大”会计师事务所, 则 BIG4 取 1, 否则取 0。其余控制变量的定义和计算方式如下表 1 所示。

3.3. 模型构建

主效应模型如下, 其中, Controls 表示模型中涉及的控制变量, 各变量下标 i 和 t 分别表示公司和年份, α_0 为截距项, $\varepsilon_{i,t}$ 为回归模型的残差。本研究使用的是非平衡面板数据, 选择双向固定效应模型进行实证检验, 控制行业固定效应($\sum \text{ind}$)和年份固定效应($\sum \text{year}$)以缓解内生性问题。

$$\text{REM}_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{BD}_{i,t} + \sum \alpha_k \text{Controls}_{i,t} + \sum \text{ind} + \sum \text{year} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

中介效应模型如下, 参考温忠麟、叶宝娟[23]的做法, 运用逐步回归的方法。

$$DISCLVL_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 BD_{i,t} + \sum \beta_k Controls_{i,t} + \sum ind + \sum year + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

$$REM_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 BD_{i,t} + \gamma_2 DISCLVL_{i,t} + \sum \gamma_k Controls_{i,t} + \sum ind + \sum year + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

调节效应模型如下, Z 代表调节变量, 分别对应股权制衡度(OWNBAL)和审计质量(BIG4)。

$$REM_{i,t} = \delta_0 + \delta_1 BD_{i,t} + \delta_2 Z_{i,t} + \delta_3 BD_{i,t} \times Z_{i,t} + \sum \delta_k Controls_{i,t} + \sum ind + \sum year + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

Table 1. Definition and calculation methods of relevant variables

表 1. 相关变量定义及计算方式

变量类型	变量名称	变量符号	变量解释(计算度量方法)
被解释变量	真实盈余管理	REM	Roychowdhury 模型, 计算方式见模型(4-1)~(4-4)
解释变量	大数据技术	BD	ln(年报中大数据技术关键词词频 + 1)
中介变量	信息披露质量	DISCLVL	将评级优秀、良好、及格和不及格分别赋值为 4、3、2、1, 赋值越大表明会计信息披露质量越高
调节变量	股权制衡度	OWNBAL	第二大至第十大股东持股比例之和/第一大股东持股比例
	审计质量	BIG4	虚拟变量, 若是四大审计则赋值 1, 否则赋值为 0。
	公司规模	Size	期末总资产的自然对数
	产权性质	Soe	虚拟变量, 若是国有企业则赋值 1, 否则赋值为 0。
	资本结构	Lev	资产负债率 = 期末负债总额/期末资产总额
	盈利能力	Roa	总资产收益率 = 净利润/资产平均总额
控制变量	企业成长性	Growth	营业收入增长率
	公司上市年龄	IPOageC	ln(样本所属年份 - 上市年份 + 1)
	两职合一	Dual	虚拟变量, 总经理和董事长为同一人取 1, 否则取 0
	独立董事占比	Indep	期末独立董事人数/期末董事会总人数
	董事会规模	Board	期末董事会人数
	股权集中度	Top1	第一大股东持股比例
机构投资者持股比例	机构投资者持股比例	Inst	金融机构持有该企业股份的比重
	行业虚拟变量	$\sum ind$	控制行业固定效应
	年份虚拟变量	$\sum year$	控制年份固定效应

4. 实证结果与分析

4.1. 描述性统计

下表 2 为描述性统计结果, 真实盈余管理(REM)均值为-0.006, 标准差 0.208, 表明该行为普遍存在且企业间差异显著。大数据技术应用(BD)均值为 1.619, 标准差 1.280, 反映企业间数字化水平差距明显。其他变量分布合理, 样本整体具有代表性, 满足后续分析要求。

Table 2. Descriptive statistics of main variables**表 2. 主要变量描述性统计结果**

变量	观测值	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
REM	26,995	-0.00600	0.208	-0.769	0.0160	0.528
BD	26,995	1.619	1.280	0	1.609	4.990
DISCLVL	26,995	3.072	0.614	1	3	4
Size	26,995	3.935	1.220	1.856	3.736	7.765
Soe	26,995	0.335	0.472	0	0	1
Lev	26,995	0.422	0.197	0.0600	0.414	0.880
Roa	26,995	0.0350	0.0610	-0.225	0.0350	0.199
Growth	26,995	0.154	0.360	-0.528	0.0990	2.100
IPOageC	26,995	2.267	0.694	1.099	2.303	3.526
Dual	26,995	0.292	0.455	0	0	1
Indep	26,995	0.376	0.0540	0.143	0.364	0.800
Board	26,995	8.444	1.633	4	9	18
Top1	26,995	0.334	0.143	0.0900	0.310	0.729
Inst	26,995	0.423	0.246	0.00300	0.437	0.901

4.2. 相关性分析

对主要变量进行 Pearson 相关性分析, 发现真实盈余管理(REM)与大数据技术(BD)在 1% 水平上显著负相关(系数-0.069), 初步支持 H1。BD 与信息披露质量(DISCLVL)显著正相关(0.081), 而 DISCLVL 与 REM 显著负相关(-0.144), 为机制路径提供了初步证据。各变量间相关系数均低于 0.5, 并且通过方差膨胀因子(VIF)检验, 不存在严重的多重共线性问题。

4.3. 主回归结果分析

Table 3. Regression results of the main effects
表 3. 主效应的回归结果

VARIABLES	(1) REM	(2) REM
BD	-0.0140*** (-11.5909)	-0.0145*** (-12.6342)
Controls		YES
Constant	0.0164*** (7.1742)	0.0755*** (5.1459)
ind FE	YES	YES
year FE	YES	YES
Observations	26,995	26,995
Adjusted R-squared	0.1258	0.2678

注: 括号内为 t 值; ***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著。

为检验大数据技术(BD)对企业真实盈余管理(REM)的影响, 本研究采用控制行业与年份固定效应的双向固定效应模型进行回归分析。表3结果显示, 在未加入控制变量时, BD的系数为-0.0140, 在1%水平上显著为负; 纳入控制变量后, BD系数仍为-0.0145, 且显著性保持不变($t = -12.63$), 有力支持假设H1, 即大数据技术的应用能够有效抑制企业的真实盈余管理行为。同时, 模型调整后 R^2 由 0.13 提升至 0.27, 拟合优度显著改善。

4.4. 中介效应检验

为检验信息披露质量(DISCLVL)的中介作用, 本研究采用逐步回归法进行分析。下表4结果显示: 大数据技术(BD)对真实盈余管理(REM)具有显著负向总效应($\beta = -0.0145$, $p < 0.01$); BD对DISCLVL存在显著正向影响($\beta = 0.0279$, $p < 0.01$); 在同时引入BD与DISCLVL后, DISCLVL对REM仍显著为负($\beta = -0.0091$, $p < 0.01$), 且BD系数绝对值有所减小($\beta = -0.0143$)。假设H2得到验证, 大数据技术能够通过提高企业的信息披露质量进而抑制其真实盈余管理行为。

Table 4. Test results of the mediating effect of information disclosure quality
表4. 信息披露质量的中介效应检验结果

VARIABLES	(1) REM	(2) DISCLVL	(3) REM
BD	-0.0145*** (-12.6342)	0.0279*** (7.9262)	-0.0143*** (-12.4025)
DISCLVL			-0.0091*** (-4.5953)
Controls	YES	YES	YES
Constant	0.0755*** (5.1459)	2.5392*** (56.4768)	0.0988*** (6.3631)
ind FE	YES	YES	YES
year FE	YES	YES	YES
Observations	26,995	26,995	26,995
Adjusted R-squared	0.2678	0.2103	0.2684

注: 括号内为 t 值; ***、**、*分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著。

4.5. 调节效应检验

为检验调节效应, 本研究在主回归基础上分别引入大数据技术(BD)与股权制衡度(OWNBAL)、审计质量(BIG4)的交乘项。下表5结果显示: BD与OWNBAL的交乘项系数为-0.0031, 在1%水平显著为负且与解释变量BD的系数-0.0114符号一致, 表明股权制衡度能强化大数据技术对真实盈余管理的抑制作用(H3成立); BD与BIG4的交乘项系数为-0.0078, 在5%水平显著为负, 说明高质量审计同样增强大数据技术的治理效果(H4成立)。两项调节机制均显示, 良好的内外部治理环境能够有效放大大数据技术对真实盈余管理的抑制效能。

Table 5. Results of moderation effect test
表 5. 调节效应检验结果

VARIABLES	(1) 调节变量为 OWNBAL REM	(2) 调节变量为 BIG4 REM
BD	-0.0114*** (-7.1295)	-0.0139*** (-11.8978)
OWNBAL	-0.0050* (-1.6888)	
BD_OWNBAL	-0.0031*** (-2.8519)	
BIG4		-0.0319*** (-3.4512)
BD_BIG4		-0.0078** (-1.9854)
Controls	YES	YES
Constant	0.0956*** (6.0469)	0.0635*** (4.3163)
ind FE	YES	YES
year FE	YES	YES
Observations	26,995	26,995
R-squared	0.2705	0.2722

注: 括号内为 t 值; ***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著。

4.6. 异质性分析

Table 6. Regression results of heterogeneity analysis 1
表 6. 异质性分析回归结果 1

变量	(1) 分析师关注高组 REM	(2) 分析师关注低组 REM	(3) 内控质量高组 REM	(4) 内控质量低组 REM
BD	-0.0162*** (-9.6124)	-0.0100*** (-6.7167)	-0.0167*** (-9.5425)	-0.0129*** (-8.8038)
Controls	YES	YES	YES	YES
Constant	0.0907*** (4.3946)	0.0207 (1.0213)	0.1537*** (7.2007)	0.0278 (1.4106)
ind FE	YES	YES	YES	YES
year FE	YES	YES	YES	YES
Observations	13,504	13,491	13,494	13,501
Adjusted R-squared	0.3327	0.2077	0.3243	0.2208
组间系数差异 P 值	0.004		0.040	

注: 括号内为 t 值; ***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著; 组间系数差异 P 值是基于 bootstrap 的费舍尔组合检验法, 重复抽样 1000 次计算获得。

Table 7. Regression results of heterogeneity analysis 2
表 7. 异质性分析回归结果 2

变量	(5) 国有企业 REM	(6) 非国有企业 REM	(7) 高市场化水平组 REM	(8) 低市场化水平组 REM
BD	-0.0061*** (-3.0739)	-0.0174*** (-12.2614)	-0.0181*** (-11.8754)	-0.0106*** (-6.0023)
Controls	YES	YES	YES	YES
Constant	0.0698*** (3.3225)	0.0912*** (4.2014)	0.0906*** (4.2040)	0.0602*** (2.9588)
ind FE	YES	YES	YES	YES
year FE	YES	YES	YES	YES
Observations	9055	17,940	13,529	13,466
Adjusted R-squared	0.2690	0.2687	0.2682	0.2798
组间系数差异 P 值	0.000		0.000	

注: 括号内为 t 值; ***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著; 组间系数差异 P 值是基于 bootstrap 的费舍尔组合检验法, 重复抽样 1000 次计算获得。

为深入探究大数据技术对企业真实盈余管理的作用边界, 本研究从外部监督、内部治理、制度背景与区域环境四个维度, 分别以分析师关注度、内部控制质量、产权性质及市场化水平作为分组变量进行异质性检验。本研究对分组标准的衡量如下: 分析师关注度以跟踪上市公司的证券分析师人数度量; 内部控制质量采用迪博内部控制指数评定; 产权性质依据企业实际控制人类型划分为国有与非国有; 市场化水平则使用樊纲市场化指数进行地区层面的衡量。所有变量均以样本中位数为界进行分组, 确保异质性分析的科学性与可比性。

表 6、表 7 结果表明, 大数据技术的抑制效应在分析师关注较高、内部控制质量较好、产权性质为非国有以及所处地区市场化水平更高的企业中显著更强并且通过了 Bootstrap 组间系数差异检验。这说明完善的外部监督、健全的内部治理、市场化的运营机制与良好的区域制度环境, 能够有效强化大数据技术的治理效能, 为其抑制真实盈余管理提供重要的内外部条件支撑。

4.7. 稳健性检验

为增强研究结论的可靠性, 本研究从多角度展开系统稳健性检验。通过延长观测窗口, 发现大数据技术对真实盈余管理的抑制作用具有持续效应; 将样本区间缩短至数字化转型加速期或剔除特殊行业样本后, 核心结论保持不变。在替换解释变量与被解释变量的度量方式后, 大数据技术的负向影响依然高度显著。进一步采用滞后解释变量、倾向得分匹配法与工具变量法缓解潜在内生性问题, 结果均一致支持主回归结论。系列检验表明, 大数据技术抑制企业真实盈余管理的基本发现具有良好稳健性。

其中, 为缓解遗漏变量导致的内生性问题, 本研究采用工具变量法进行再检验。参考赵宸宇等(2021) [24] 的做法, 选取各地级市人均互联网宽带接入用户数(INTER)作为大数据技术(BD)的工具变量, 数据源自《中国城市统计年鉴》。该变量既与 BD 显著相关, 又与企业微观盈余管理决策无直接关联, 满足相关性与外生性条件。如下表 8 所示, 2SLS 第一阶段回归中, INTER 系数在 1% 水平上显著为正, 一阶段 F 统计量为 30.82, 排除弱工具变量问题。第二阶段结果显示, BD 系数在 1% 水平上显著为负, 表明在控制内生性后, 大数据技术仍显著抑制企业真实盈余管理, 强化了结论的稳健性。

Table 8. Two-stage regression results using the instrumental variable method
表 8. 工具变量法两阶段回归结果

VARIABLES	(1) 第一阶段 BD	(2) 第二阶段 REM
INTER	0.7105*** (5.5516)	
BD		-0.1473*** (-3.4223)
Controls	YES	YES
Constant	0.6650*** (7.1154)	
ind FE	YES	YES
year FE	YES	YES
Observations	17,511	17,511
Adjusted R-squared	0.4386	-0.2626
相关性检验-F 值	30.82	

注: 括号内为 t 值; ***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著。

4.8. 拓展性检验

Table 9. Regression results of extensibility test
表 9. 拓展性检验回归结果

VARIABLES	(1) REM	(2) REM	(3) REM
AI	-0.0154*** (-6.0715)		
BLOCK		-0.0077 (-1.6420)	
CLOUD			-0.0006 (-0.2496)
Controls	YES	YES	YES
Constant	0.0699*** (2.6653)	0.0651** (2.4807)	0.0643** (2.4426)
ind FE	YES	YES	YES
year FE	YES	YES	YES
Observations	26,995	26,995	26,995
Adjusted R-squared	0.2660	0.2636	0.2635

注: 括号内为 t 值; ***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著。

在探讨大数据技术治理效应的基础上,为进一步厘清数字化转型中不同技术维度的作用差异,本研究基于吴非等(2021)[11]的框架,对人工智能、区块链与云计算等数字化转型的其他关键维度进行了拓展性检验,考察它们对真实盈余管理的不同影响。在指标测度上,本研究延续文本分析方法,依据既有研究构建各技术维度关键词库,通过对上市公司年报进行关键词词频统计,并分别进行对数化处理,从而构建人工智能、区块链与云计算的技术应用指标。表9结果显示,人工智能的应用水平与真实盈余管理在1%水平上呈显著负相关,区块链与云计算技术的系数虽为负向,但未通过显著性检验。

拓展性检验表明,在数字化转型的诸多技术中,人工智能技术在抑制真实盈余管理方面表现出更直接和显著的治理效能,而区块链和云计算对于企业真正盈余管理的抑制作用尚未充分显现。因此,本研究为在数字化转型背景下,应如何重点发挥特定技术的作用、或协同融合多种技术以有效抑制真实盈余管理,提供了思路启发。

5. 结论与建议

本研究以2010~2023年A股上市公司为样本,实证检验了大数据技术对企业真实盈余管理的影响。研究发现:第一,大数据技术应用能显著抑制企业真实盈余管理,该结论在经过一系列稳健性检验后依然成立;第二,其作用机制主要体现在大数据技术通过提升信息披露质量,发挥信息效应,抑制真实盈余管理的能力;第三,良好的内外部治理环境(如股权制衡与高质量审计)能强化大数据技术的治理效果;第四,该抑制效应在分析师关注度高、内部控制质量好、非国有属性和市场化水平高的企业中更为显著;第五,拓展性分析表明,在数字化转型各维度中,人工智能的治理效应最为直接,而区块链与云计算的作用尚未充分显现。

本研究存在以下局限及未来研究方向:首先,大数据技术的文本度量方法难以全面反映技术应用深度,未来需结合专利、投入等多维指标构建体系。其次,尽管已采用工具变量法等,内生性问题仍需通过自然实验等进一步识别。第三,研究主要聚焦真实盈余管理,未来可拓展至创新效率、全要素生产率等更广泛的经济后果。另外,随着生成式AI等新技术发展,应持续关注数字技术融合对企业治理的深层影响。

基于研究结论,提出以下政策建议:政府应通过财税优惠和示范推广等措施,激励企业特别是传统行业深化大数据、人工智能等技术的治理应用;监管层面需推动信息披露准则完善,引导企业将长期价值指标纳入高管考核,并强化公司内部制衡机制与审计科技应用;实施差异化监管,对治理基础薄弱的企业加强指导,对条件成熟的企业鼓励创新,形成“技术赋能+制度保障”的协同治理体系,全面提升资本市场信息质量。为提升大数据技术对企业真实盈余管理的抑制效果,政策制定应注重构建协同治理体系:一方面,积极培育市场化监督力量并优化区域制度环境,为非国有企业创造更公平的发展生态;另一方面,应引导企业强化内部控制机制,推动形成内部治理与外部监督相互促进的良性循环,从而系统性增强大数据技术的应用效能与治理价值。

参考文献

- [1] 倪国爱,江寅炜.企业数字化转型对盈余管理的影响研究[J].吉林工商学院学报,2022,38(3): 37-43.
- [2] 周松,范嘉俊.数字化转型对企业盈余管理影响研究——基于中国A股上市公司的经验证据[J].现代商业,2023(15): 95-99.
- [3] 张咏梅,王晓艳,赵金凯.以“数”谋“盈”:企业数字化转型对盈余持续性的影响研究[J].审计与经济研究,2024,39(1): 75-84.
- [4] 李振杰,王桉迪.企业数字化转型对盈余反应系数的影响研究[J].财会通讯,2024(16): 34-38.
- [5] 曾芝红,张友棠,韩子超.数字金融对企业盈余管理的影响机制研究[J].管理现代化,2023,43(2): 87-95.

- [6] 龙沛. 数字金融发展对企业盈余管理的影响研究[J]. 中小企业管理与科技, 2023(18): 75-78.
- [7] 牛子阳. 税收征管数字化与企业盈余管理[J]. 现代营销, 2023(36): 164-166.
- [8] Rehman, M.H.U., Chang, V., Batool, A. and Wah, T.Y. (2016) Big Data Reduction Framework for Value Creation in Sustainable Enterprises. *International Journal of Information Management*, **36**, 917-928.
<https://doi.org/10.1016/j.ijinfomgt.2016.05.013>
- [9] 武常岐, 张昆贤, 周欣雨, 等. 数字化转型、竞争战略选择与企业高质量发展——基于机器学习与文本分析的证据[J]. 经济管理, 2022, 44(4): 5-22.
- [10] 戚聿东, 肖旭. 数字经济时代的企业管理变革[J]. 管理世界, 2020, 36(6): 135-152+250.
- [11] 吴非, 胡慧芷, 林慧妍, 任晓怡. 企业数字化转型与资本市场表现——来自股票流动性的经验证据[J]. 管理世界, 2021, 37(7): 130-44+10.
- [12] Goldfarb, A. and Tucker, C. (2019) Digital Economics. *Journal of Economic Literature*, **57**, 3-43.
<https://doi.org/10.1257/jel.20171452>
- [13] 洪攀. 机构投资者实地调研与企业真实盈余管理: 基于信息披露和公司治理视角的研究[J]. 南方经济, 2025(8): 154-174.
- [14] 邹颖, 赵亚轩. 按下葫芦浮起瓢?——基于社会责任与盈余管理视角的研究[J]. 会计之友, 2021(24): 11-16.
- [15] 赵国宇, 禹薇. 大股东股权制衡的公司治理效应——来自民营上市公司的证据[J]. 外国经济与管理, 2018, 40(11): 60-72.
- [16] Shan, Y.G., Troshani, I. and Richardson, G. (2015) An Empirical Comparison of the Effect of XBRL on Audit Fees in the US and Japan. *Journal of Contemporary Accounting & Economics*, **11**, 89-103.
<https://doi.org/10.1016/j.jcae.2015.01.001>
- [17] Huang, Y., Shan, Y.G. and Yang, J.W. (2021) Information Processing Costs and Stock Price Informativeness: Evidence from the XBRL Mandate. *Australian Journal of Management*, **46**, 110-131. <https://doi.org/10.1177/0312896220907672>
- [18] Dechow, P.M., Kothari, S.P. and L. Watts, R. (1998) The Relation between Earnings and Cash Flows. *Journal of Accounting and Economics*, **25**, 133-168. [https://doi.org/10.1016/s0165-4101\(98\)00020-2](https://doi.org/10.1016/s0165-4101(98)00020-2)
- [19] Roychowdhury, S. (2006) Earnings Management through Real Activities Manipulation. *Journal of Accounting and Economics*, **42**, 335-370. <https://doi.org/10.1016/j.jacceco.2006.01.002>
- [20] 罗进辉, 巫奕龙. 数字化运营水平与真实盈余管理[J]. 管理科学, 2021(4): 3-18.
- [21] 朱文莉, 魏兵. 董事高管责任保险、股权制衡度与企业盈余持续性——基于 A 股上市公司的实证研究[J]. 中国注册会计师, 2023(7): 59-66.
- [22] 郭照蕊, 黄俊. 高质量审计与上市公司商誉泡沫[J]. 审计研究, 2020(4): 80-89.
- [23] 温忠麟, 叶宝娟. 中介效应分析: 方法和模型发展[J]. 心理科学进展, 2014, 22(5): 731-745.
- [24] 赵宸宇, 王文春, 李雪松. 数字化转型如何影响企业全要素生产率[J]. 财贸经济, 2021, 42(7): 114-129.