

数字化转型、融资约束与真实盈余管理

——基于A股上市公司的经验证据

于洋

浙江理工大学经济管理学院, 河北承德

收稿日期: 2024年3月25日; 录用日期: 2024年4月11日; 发布日期: 2024年5月31日

摘要

本文选取2018~2022年A股上市企业的非金融企业为样本, 运用双固定模型, 实证检验企业的数字化转型与真实盈余管理之间的关系, 研究表明, 企业数字化转型对企业真实盈余管理有抑制作用, 融资约束在数字化转型对于企业真实盈余管理的抑制作用中起到中介作用。本文以融资约束为切入点, 研究数字化转型与企业真实盈余管理之间的传导路径, 完善了数字化转型经济后果与真实盈余管理影响因素的研究, 为数字化转型推动企业高质量发展和抑制企业真实盈余管理的实践提供了参考。

关键词

真实盈余管理, 数字化转型, 融资约束

Digital Transformation, Financing Constraints and Real Earnings Management

—Based on the Empirical Evidence of A-Share Listed Companies

Yang Yu

Zhejiang Sci-Tech University, School of Economics and Management, Hangzhou Zhejiang

Received: Mar. 25th, 2024; accepted: Apr. 11th, 2024; published: May 31st, 2024

Abstract

Taking the non-financial enterprises of A-share listed companies from 2018 to 2022 as samples, this paper empirically tests the relationship between digital transformation and real earnings management. The research shows that digital transformation of enterprises has an inhibitory effect on real earnings management, and financing constraints play an intermediary role. Based on

financing constraints, this paper studies the transmission path between digital transformation and real earnings management of enterprises, perfects the research on the economic consequences of digital transformation and the influencing factors of real earnings management, and provides reference for the practice of digital transformation to promote high-quality development of enterprises and inhibit real earnings management of enterprises.

Keywords

Real Earnings Management, Digital Transformation, Financing Constraints

Copyright © 2024 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

相较于应计盈余管理,真实盈余管理通过对企业的实际经济活动进行一定的调整,对公司的现金流、未来经营业绩以及长期价值产生影响[1],因此如何抑制真实盈余管理以及真实盈余管理的影响因素是学界研究的热点,如股东股权质押会提高其所在公司真实盈余管理程度[2][3];董事高管责任保险[4]、高质量内部控制[5]能够抑制公司的真实盈余管理等,鲜有文献关注数字化转型对盈余管理的影响及作用机制。

经济社会的深刻变革不仅推动着传统产业的转型升级,更催生出一系列新兴科技和产业形态,在此背景下数字化转型成为企业新的发展驱动力。党的二十大报告指出,要加快建设网络强国、数字中国。根据 IDC《2023 年第二版全球数字化转型支出指南》预测,2027 年全球数字化转型支出将达到 3.9 万亿美元,五年复合年增长率为 16.1%,利用技术提高运营效率是全球数字化转型支出的重要目标(占总支出 35%以上)。伴随着数字化转型的深入发展,相关研究成果也不断丰富。现有研究指出,数字经济推动着企业治理结构的创新和治理模式的变革[6],数字化转型能够提高企业的生产效率[7]、创新绩效[8]、内部控制水平[9]以及 ESG [10]表现,上述研究成果从数字化转型的治理效应和信息效应为企业高质量发展提供了新视角。

本文的边际贡献在于:第一,本文丰富了数字化转型对于企业治理的影响研究,已有文献较少关注数字化转型与企业盈余管理之间的关系研究,本文采用实证研究法研究二者之间影响机制,为数字化转型相关政策制定提供参考。第二,本文丰富了对于真实盈余管理的影响因素的研究,挖掘企业真实盈余管理的潜在动机,深入研究数字化转型对于企业真实盈余管理的作用机制,并结合异质性因素,为抑制企业真实盈余管理提供可参考的经验证据。

2. 理论分析与研究假设

2.1. 数字化转型与真实盈余管理

委托代理理论指出,当企业高层受益驱动下,会倾向于作出局部理性决策,这会增加机会主义行为发生的可能性,并促使其频繁进行实际盈利调整。而信息不对称理论则认为,管理者掌握内部信息而具备信息上的优势,会妨碍委托人和管理层之间的数据共享,引起交流障碍,且信息的公开程度受会计准则等因素所制约,进而为管理者操作公司盈利数据提供了可乘之机。数字化转型能够通过提高会计信息透明度[11]、可比性[12]和内部控制质量[13]发挥积极的治理效应[14],进而提高信息披露的合规性,缩小

企业盈余管理的空间。数字化转型背景下,企业利用互联网平台实现客户的数据交换和收集,同时利用其工业互联网平台集成、管理、分析数据,将制造过程与供应链、销售链、研发、物流等进行整合[15],使得信息的传递与整合更加顺畅和透明,整个交易链条在任意节点可视化[16],管理层盈余管理行为的成本会大大提升,也更易于被监管部门发现,从而抑制盈余管理。

据此,本文提出以下假设:

H1: 数字化转型对企业的真实盈余管理具有抑制作用。

2.2. 融资约束披露的中介效应

信息不对称理论认为,投资者的首要原则是盈利,但其作为外部利益相关者,不能对进行投资的企业内部信息有完全且充分的了解,造成企业在向外部投资者产生融资需求时受到一定的约束。信息不对称理论深入探讨了市场中不同参与者之间在信息获取和理解上的差异,而由其衍生出的融资约束假说进一步分析认为信息不对称的普遍性存在造成了外部融资成本的差异,融资成本越高,融资约束程度越大。数字化转型在一定程度上打破了企业与信息使用者之间的壁垒,显著优化了企业的融资环境:一方面,随着我国数字化转型宏观政策的深入落实,积极投身于数字化转型的企业更易得到政府政策的支持,也会吸引更多的投资者[17];另一方面,数字技术的运用显著提升了企业的运营效率以及资源配置效率,为企业创造了更好的财务环境,从而有效解决了融资约束的问题[18]。为了追求更可观的投资回报,外部投资者在评估企业综合实力后,往往会先对企业的综合能力进行全面评估,然后针对企业的外源融资设定一系列约束条件。如果这些条件越多且越严格,那么企业所面临的融资约束就越大。这种融资困难往往会导致企业资金短缺[19],降低企业的创新投入以及投资效率,不利于企业正常运营和发展。在面临资金短缺的困境时,管理层为了迅速筹措资金,会更倾向于调高会计盈余,以求满足投资方的期望[20],进而提升外界对企业的信心,吸引投资者的支持。因此,面临更严重的融资约束的企业往往更有动机进行盈余管理。然而,当企业进行盈余管理的成本超出其带来的收益时,企业可能会因为盈余管理被识别后带来的更高风险成本[21]而减少或避免盈余管理行为。

据此,本文提出以下假设:

H2: 数字化转型通过缓解融资约束抑制真实盈余管理。

3. 研究设计

3.1. 样本选择与数据来源

本文选取A股上市公司中非金融公司样本,利用2018~2022年的面板数据研究数字化转型对企业真实盈余管理的影响,获得的研究数据来自国泰安(CSMAR)数据库。为了避免非正常数据对于研究结果的影响,对获得的初始数据作了以下处理:剔除金融保险类企业;剔除数据缺失的企业;剔除ST或*ST企业;对连续变量实施了1%与99%的缩尾处理,以防止离群值对回归结果的影响。最终选取共15,348个有效观测值。

3.2. 变量设定

本文的被解释变量为企业真实盈余管理,解释变量为数字化转型,中介变量为融资约束,变量的定义和计算方法如表1所示。

3.2.1. 被解释变量

参考Roychowdhury(2006)[22]模型,分别估计异常生产成本、异常经营活动现金流和异常酌量性费用,以此来衡量企业的真实盈余管理水平。

相关计量模型如下：

$$\begin{aligned} \frac{CFO_{it}}{A_{it-1}} &= \partial_0 + \partial_1 \frac{1}{A_{it-1}} + \partial_2 \frac{REV_{it}}{A_{it-1}} + \partial_3 \frac{\Delta REV_{it}}{A_{it-1}} + \varepsilon_{it} \\ \frac{PROD_{it}}{A_{it-1}} &= b_0 + b_1 \frac{1}{A_{it-1}} + b_2 \frac{REV_{it}}{A_{it-1}} + b_3 \frac{\Delta REV_{it}}{A_{it-1}} + b_4 \frac{\Delta REV_{it-1}}{A_{it-1}} + \varepsilon_{it} \\ \frac{DISEXP_{it}}{A_{it-1}} &= c_0 + c_1 \frac{1}{A_{it-1}} + c_2 \frac{REV_{it}}{A_{it-1}} + \varepsilon_{it} \\ TREM_{it} &= (-1)A_{CFO_{it}} + A_{PROD_{it}} + (-1)A_{DISEXP_{it}} \end{aligned}$$

其中， CFO_{it} 为企业在 t 年度的经营现金净流量， $PROD_{it}$ 企业的生产成本，等于企业本期营业成本和存货变动之和， $DISEXP_{it}$ 为企业的操控性费用，等于企业的销售费用和管理费用之和， REV_{it} 企业 i 在 t 年度的营业收入， ΔREV_{it} 企业 i 在 t 年度的营业收入变动额； ΔREV_{it-1} 企业 i 在 $t-1$ 年度的营业收入变动额； A_{it-1} 消除规模效应，用 $t-1$ 期期末总资产； A_{CFO} 为异常经营活动现金流， A_{PROD} 为异常生产成本， A_{DISEXP} 为异常酌量费用[22]；分行业、年度回归，获得各模型回归残差，即各指标异常值，最后依据文中上述公式计算 $TREM_{it}$ 。该指标的值越大，代表真实盈余管理的程度越高。

3.2.2. 解释变量

参考吴非(2021)的数字化转型衡量方法，基于 Python 对上市企业年报文本提取形成的数据池，根据特征词进行搜索、匹配和词频计数，进而分类归集关键技术方向的词频并形成最终加总词频，从而构建企业数字化转型的指标体系[23]，包括人工智能技术、大数据技术、云计算技术、区块链技术、数字技术应用五方面。

3.2.3. 控制变量

参考国内外企业真实盈余管理的研究，采取公司规模 Size、总资产收益率 ROA、资产负债率 Lev、营业收入增长率 Growth、审计意见 Opinion 为控制变量。

Table 1. Variable definition and description

表 1. 变量定义及说明

变量类型	变量名称	变量符号	变量定义
被解释变量	真实盈余管理	REM	具体过程见公式
解释变量	数字化转型	Digit	文本分析法统计关键词词频
中介变量	融资约束	Sa	Sa 指数
	公司规模	Size	公司总资产的对数
	总资产收益率	ROA	净利润/期末总资产
控制变量	资产负债率	Lev	年末总负债/年末总资产
	营业收入增长率	Growth	(本年营业收入 - 上年营业收入) - 1
	审计意见	Opinion	当年财务报告被出具标准审计意见则取值为 1，否则为 0

3.3. 模型选择

为验证本文提出的以上假设，构建以下模型：

$$REM_{it} = \beta_0 + \beta_1 Digit_{it} + \beta \sum_{n=1}^N Controls_{it} + \lambda_t + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$\begin{aligned}
 Sa_{it} &= \delta_0 + \delta_1 Sa_{it} + \delta \sum_{n=1}^N Controls_{it} + \lambda_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \\
 REM_{it} &= \vartheta_0 + \vartheta_1 Sa_{it} + \vartheta \sum_{n=1}^N Controls_{it} + \lambda_i + \mu_t + \varepsilon_{it}
 \end{aligned}
 \tag{2}$$

其中，解释变量 $Digit_{it}$ 代表 i 企业在 t 年的数字化转型指数；被解释变量 REM_{it} 代表 i 企业在 t 年的真实盈余管理程度； $Controls_{it}$ 为其他可能对企业金融资产配置行为产生影响的因素， ε 为随机扰动项。除此之外还控制了行业、年度固定效应。

3.4. 描述性统计

描述性统计结果如表 2 所示，所有变量的样本量为 15,348，被解释变量企业真实盈余管理的均值为 0，标准差为 0.202，最小值为 -0.756，最大值为 0.466。解释变量数字化转型的均值为 9.912，最小值为 9.006，最大值为 10.99。中介变量融资约束的均值为 3.919，最小值为 3.211，最大值为 4.504。其他的控制变量的标准差都小于 2，因此本文所选变量的数据分布差异性较小。

Table 2. Descriptive statistics

表 2. 描述性统计结果

变量	样本量	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
REM	15,348	0	0.202	-0.756	0.0240	0.466
Digit	15,348	9.912	0.397	9.006	9.896	10.99
SA	15,348	3.919	0.237	3.211	3.918	4.504
Size	15,348	22.45	1.324	20.01	22.27	26.41
ROA	15,348	0.0350	0.0730	-0.274	0.0360	0.228
Lev	15,348	0.433	0.193	0.0690	0.428	0.888
Growth	15,348	0.128	0.330	-0.570	0.0890	1.814
Opinion	15,348	0.969	0.174	0	1	1

4. 实证结果与分析

4.1. 基准回归

由于统计得到的数字化转型词频数量较大，为数值过大对回归产生干扰，故对数字化转型词频数作加一取对数处理。如表 3 所示，第(1)列为加入控制变量的回归结果，核心解释变量数字化转型(Digit)对被解释变量企业真实盈余管理(REM)存在明显抑制作用，且在 1% 的显著性水平下通过检验，系数为 -0.020，表明数字化转型程度每增加 1%，则被解释变量企业真实盈余管理就会相应的降低 -0.020%。企业数字化转型抑制企业真实盈余管理水平的提高，验证了假设 H1。

Table 3. The impact and mediating role of digital transformation on ESG performance

表 3. 基准回归及中介效应回归结果

VARIABLES	(1)	(2)	(3)
	REM	SA	REM
Digit	-0.020*** (-4.91)	-0.059*** (-10.39)	-0.019*** (-4.55)

续表

SA			0.024 ^{***} (3.91)
Size	0.010 ^{***} (7.72)	-0.022 ^{***} (-9.74)	0.011 ^{***} (8.02)
ROA	-1.126 ^{***} (-37.09)	-0.032 (-1.06)	-1.125 ^{***} (-37.09)
Lev	0.024 ^{**} (2.41)	0.044 ^{***} (3.57)	0.023 ^{**} (2.31)
Growth	0.072 ^{***} (10.60)	-0.026 ^{***} (-4.32)	0.072 ^{***} (10.68)
Opinion	0.070 ^{***} (7.62)	-0.010 (-0.86)	0.070 ^{***} (7.66)
Constant	-0.082 [*] (-1.88)	5.001 ^{***} (74.19)	-0.200 ^{***} (-3.65)
Observations	15,348	15,348	15,348
R-squared	0.280	0.087	0.281
Industry	YES	YES	YES
YEAR	YES	YES	YES
Sobel 检验		0.024 ^{**}	
Bootstrap 检验		[0.0001186, 0.0016128]	

注：括号内为 t 值，* $p < 0.1$ ，** $p < 0.05$ ，*** $p < 0.01$ 。

4.2. 作用路径检验

为了验证中介变量融资约束在数字化转型对企业真实盈余管理的影响路径中是否存在中介效应，本文构建分三步走的中介效应模型，如表 3 所示。第一步回归结果是数字化转型对于被解释变量真实盈余管理的作用效果研究，前文已述。中介效应的第二步为数字化转型对中介变量融资约束的作用效果研究，从第(2)列回归结果可知，数字化转型对融资约束有显著负向影响，表明数字化转型程度的提高可以缓解融资约束。

中介效应的第三步为数字化转型和中介变量融资约束对企业真实盈余管理的影响研究。从第(3)列回归结果可知，数字化转型对企业真实盈余管理的影响显著为负，中介变量融资约束对企业真实盈余管理的影响为正显著，且通过了 Sobel 检验和 Bootstrap 检验，即融资约束作为中介变量，在数字化转型对被解释变量真实盈余管理的抑制作用中起到中介作用，数字化转型通过缓解融资约束来抑制企业真实盈余管理，验证了假设 H2。

4.3. 稳健性检验

4.3.1. 替换解释变量

参考赵宸宇(2021) [7]对数字化转型的衡量方法，本文将数字化转型的衡量指标替换为通过文本分析法和专家打分法得到的数字化转型程度 Digit(1)进行稳健性检验，从回归结果可知，数字化转型对企业真

实盈余管理的影响依旧为负显著，且在 1% 的显著性水平下通过检验。研究结果表明数字化转型对真实盈余管理具有抑制作用。这一结论与前文的分析一致，表明前文的分析是稳健的。

Table 4. Robustness test results
表 4. 稳健性检验回归结果

VARIABLES	(1)	(2)	(3)
	替换解释变量	解释变量滞后一期	增加地区时间交乘固定效应
	REM	REM	REM
Digit(1)	-0.028*** (-3.34)		
L.Digit		-0.022*** (-4.68)	
Digit			-0.016*** (-3.71)
Size	0.008*** (6.37)	0.012*** (7.59)	0.010*** (7.40)
ROA	-1.123*** (-36.99)	-1.133*** (-31.86)	-1.132*** (-37.03)
Lev	0.026*** (2.60)	0.017 (1.50)	0.023** (2.25)
Growth	0.070*** (10.37)	0.083*** (10.57)	0.072*** (10.65)
Opinion	0.069*** (7.47)	0.071*** (6.71)	0.072*** (7.83)
Constant	-0.234*** (-8.12)	-0.095* (-1.91)	-0.124*** (-2.81)
Observations	15,348	11,228	15,347
R-squared	0.280	0.289	0.295
Province#YEAR			YES
Industry	YES	YES	YES
YEAR	YES	YES	YES

注：括号内为 t 值，* $p < 0.1$ ，** $p < 0.05$ ，*** $p < 0.01$ 。

4.3.2. 解释变量滞后一期

由于解释变量数字化转型和被解释变量企业真实盈余管理之间可能存在互为因果的问题，从而导致回归结果不够稳健，为了排除该问题对回归结果的影响，本文将解释变量数字化转型进行滞后一期处理。从表 4 回归结果可知，滞后一期的数字化转型对于被解释变量企业真实盈余管理依旧存在抑制作用，该结果与前文一致，表明能够通过稳健性检验。

4.3.3. 增加地区时间的交乘固定效应

本文在基准回归的基础上加入地区和时间的交乘固定效应进行稳健性检验，从回归结果可知，数字化转型对于被解释变量企业真实盈余管理依旧存在明显的抑制作用，该结果与前文一致，通过稳健性检验。

4.4. 异质性分析

4.4.1. 产权异质性

由于国有企业与非国有企业在治理结构、经营策略等都具有一定的差异性，可能造成数字化转型程度抑制真实盈余管理的效果会由于产权性质的不同略有差异，为此本文以产权性质差异为依据进行分别进行实证检验，实证结果如表 5 所示。第(1)列、第(2)列分别为非国有企业以及国有企业的分组检验结果，结果显示数字化转型程度对于企业的真实盈余管理的抑制作用在非国有企业中显著，而在国有企业中不显著。原因可能为，国有企业有着独特的融资优势，融资约束较低，削弱真实盈余管理的动机。而民营企业缺乏政策优势，加之我国金融制度和信贷配给等制度不够健全，面临严重的融资约束[24]，可能使得真实盈余管理的动机更强。

4.4.2. 地区异质性

由于我国经济发展存在地区性差异，可能导致数字化转型对真实盈余管理负向影响在不同地区也有所差异，表 5 中第(3)列、第(4)列为地区分组检验结果，结果表明，数字化转型在东部地区比中西部地区对真实盈余管理的抑制作用更为显著。究其原因可能为，我国东部地区与中西部地区传统经济发展水平本就存在显著差异，数字经济发展水平也普遍欠均衡。东部地区企业面临更加激烈的市场竞争，管理者更可能出于粉饰财务报表等动机进行真实盈余管理，而东部地区数字经济发展较中西部地区更为成熟，数字化转型对真实盈余管理会有更为明显的抑制作用。

Table 5. Heterogeneity in nature of ownership and area

表 5. 异质性分析回归结果

VARIABLES	(1)非国企	(2)国企	(3)东部地区	(4)中西部地区
	REM	REM	REM	REM
D1	-0.023*** (-4.08)	-0.001 (-0.16)	-0.025*** (-5.06)	-0.005 (-0.64)
Size	0.010*** (4.86)	0.004** (2.02)	0.011*** (7.06)	0.008*** (3.04)
ROA	-1.122*** (-31.54)	-1.213*** (-19.40)	-1.053*** (-30.29)	-1.309*** (-21.05)
Lev	0.027** (1.99)	-0.013 (-0.85)	0.039*** (3.36)	-0.011 (-0.59)
Growth	0.081*** (9.48)	0.064*** (5.46)	0.079*** (9.60)	0.054*** (4.63)
Opinion	0.058*** (5.55)	0.088*** (3.88)	0.072*** (6.60)	0.070*** (4.08)
Constant	-0.040 (-0.66)	-0.099 (-1.58)	-0.065 (-1.28)	-0.155* (-1.80)
Observations	9895	5006	10,996	4351
R-squared	0.290	0.299	0.262	0.362
Industry	YES	YES	YES	YES
YEAR	YES	YES	YES	YES

注：括号内为 t 值，* $p < 0.1$ ，** $p < 0.05$ ，*** $p < 0.01$ 。

5. 研究结论与启示

本文选取 A 股上市公司中非金融类公司样本, 利用 2018~2022 年的面板数据探究数字化转型与企业真实盈余管理的关系, 经过基准回归、作用路径分析与稳健性检验后, 得到两点结论。基于本文的研究结论, 主要得出以下几点政策启示: 第一, 数字化转型水平的提升能够抑制真实盈余管理。在数字经济快速发展的背景下, 政府应该加快完善数字经济治理体系, 推动数字经济健康发展。第二, 缓解融资约束有助于抑制真实盈余管理。相关监管部门应充分借助数字技术, 拓宽信息披露渠道, 加快融资体系建设。第三, 数字化转型对真实盈余管理的抑制作用在不同产权性质的企业和不同地区有显著差异。政府应该鼓励国有企业加快数字治理基础设施建设, 创新数字技术应用场景, 稳步提升国有企业数字化转型水平, 同时推动数字技术资源向中西部地区倾斜, 帮助中西部地区发展性较低的企业扭转困境, 实现高质量发展。

参考文献

- [1] 魏明海. 盈余管理基本理论及其研究述评[J]. 会计研究, 2000(9): 37-42.
- [2] 谢德仁, 廖珂. 控股股东股权质押与上市公司真实盈余管理[J]. 会计研究, 2018(8): 21-27.
- [3] 王斌, 宋春霞. 大股东股权质押、股权性质与盈余管理方式[J]. 华东经济管理, 2015, 29(8): 118-128.
- [4] 屈伸, 陈朝龙, 陈宁, 等. 董事高管责任保险与真实盈余管理——基于凸显效应[J/OL]. 管理工程学报, 1-16. <https://doi.org/10.13587/j.cnki.jieem.2024.04.006>, 2024-02-28.
- [5] 方红星, 金玉娜. 高质量内部控制能抑制盈余管理吗?——基于自愿性内部控制鉴证报告的经验研究[J]. 会计研究, 2011(8): 53-60.
- [6] 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. <https://doi.org/10.19744/j.cnki.11-1235/f.2020.0091>
- [7] 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. <https://doi.org/10.19795/j.cnki.cn11-1166/f.20210705.001>
- [8] 李雪松, 党琳, 赵宸宇. 数字化转型、融入全球创新网络与创新绩效[J]. 中国工业经济, 2022(10): 43-61. <https://doi.org/10.19581/j.cnki.ciejournal.2022.10.003>
- [9] 王福君, 吴浩. 数字化转型、内部控制与企业高质量发展[J]. 会计之友, 2023(24): 100-106.
- [10] 刘方媛, 吴云龙. “双碳”目标下数字化转型与企业 ESG 责任表现: 影响效应与作用机制[J]. 科技进步与对策, 2024, 41(5): 40-49. <http://kns.cnki.net/kcms/detail/42.1224.G3.20231227.0944.002.html>
- [11] 吴津钰, 颜金花. 企业数字化转型和信息透明度[J]. 财会通讯, 2023(23): 79-84. <https://doi.org/10.16144/j.cnki.issn1002-8072.2023.23.010>
- [12] 张焰朝, 卜君. 企业数字化转型会影响会计信息可比性吗[J]. 中南财经政法大学学报, 2023(2): 41-51. <https://doi.org/10.19639/j.cnki.issn1003-5230.20230131.001>
- [13] 张钦成, 杨明增. 企业数字化转型与内部控制质量——基于“两化融合”贯标试点的准自然实验[J]. 审计研究, 2022(6): 117-128.
- [14] 马德芳, 李良伟, 王梦凯. 数字化转型的治理效应——基于企业信息披露违规的视角[J]. 财经问题研究, 2023(11): 86-100.
- [15] 池仁勇, 郑瑞钰, 阮鸿鹏. 企业制造过程与商业模式双重数字化转型研究[J]. 科学学研究, 2022, 40(1): 172-181. <https://doi.org/10.16192/j.cnki.1003-2053.20210412.001>
- [16] 楼秋然. 区块链技术应用背景下公司法的变与不变[J]. 证券市场导报, 2021(9): 13-22.
- [17] 管考磊, 朱海宁. 企业数字化转型对税收规避的影响——来自中国上市公司的经验证据[J]. 证券市场导报, 2022(8): 30-38.
- [18] 易露霞, 吴非, 徐斯旸. 企业数字化转型的业绩驱动效应研究[J]. 证券市场导报, 2021(8): 15-25, 69.
- [19] Fazzari, S.M., Hubbard, R.G. and Petersen, B.C. (1988) Financing Constraints and Corporate Investment. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1988, 141-205. <https://doi.org/10.2307/2534426>
- [20] 杨继伟, 汪戎, 陈红. 债权治理与盈余质量: 来自中国证券市场的经验证据[J]. 管理评论, 2012, 24(9): 75-82.

-
- [21] 许端端, 罗焰. 融资约束、管理层能力与盈余管理的关系研究[J]. 投资与合作, 2023(11): 130-132.
- [22] 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>
- [23] 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): 130-144.
- [24] 阿布都合力力·阿布拉. 金融环境、所有权性质和融资约束——基于 A 股上市公司的经验证据[J]. 会计之友, 2017(23): 79-84.