

数字金融助力企业降低审计风险吗？

——基于异常审计费用的分析

张泽南¹, 尹一诺², 贺志芳¹

(1. 江南大学 商学院, 江苏 无锡 214122; 2. 厦门大学 管理学院, 福建 厦门 361005)

[摘要] 基于 2011—2021 年 A 股上市公司数据, 以异常审计费用衡量审计风险, 从代理视角出发, 实证考察数字金融对企业异常审计费用的影响与机制。研究发现: 数字金融有效缓解了代理问题, 显著降低了异常审计费用, 对正向异常审计费用的抑制作用更为突出, 降低企业代理成本、抑制管理层真实盈余管理行为成为其中的主要渠道。进一步分析发现, 数字金融使用程度越深、数字化程度越高, 异常审计费用越低。在传统金融发展基础较好地区以及公司治理效能较高的企业, 数字金融更有利于减少异常审计费用。从经济后果来看, 数字金融能够通过降低异常审计费用进一步提升审计质量, 发挥了降本提质的积极作用。

[关键词] 数字金融; 异常审计费用; 代理成本; 盈余管理; 审计质量; 资源配置效率; 公司治理

[中图分类号] F239 **[文献标志码]** A **[文章编号]** 2096-3114(2024)05-0014-12

一、引言

金融是实体经济的血脉, 是国家核心竞争力的重要组成部分, 关系中国式现代化建设全局。2023 年 10 月, 习近平总书记在中央金融工作会议上首次提出“加快建设金融强国”, 要“做好科技金融、绿色金融、普惠金融、养老金融、数字金融五篇大文章”。数字金融被视为与数字经济相匹配的金融形态, 依托人工智能、大数据、云计算与区块链(后文简称“ABCD”)等数智化技术的发展与深度运用, 已逐渐成为数字经济在金融领域的映射与核心驱动力, 在服务数字经济、赋能实体经济高质量发展中作用显著^[1]。

已有文献为解读数字金融如何影响微观企业行为提供了理论支持与经验证据。研究发现数字金融凭借其普惠性、低成本和高效率显著改善了企业信息不对称, 提高了资源配置效率, 缓解了企业的融资约束, 降低了代理成本, 提高了企业投资效率, 显著增强了企业创新与全要素生产率^[2-5]。代表性的研究有: 翟淑萍等发现数字金融能够充分发挥资源支持、风险控制与治理功效, 通过缓解企业融资约束、降低经营风险与代理成本来减少企业债务违约风险^[2]; Lin 等研究表明, 数字金融通过减少贷款种类的数量, 提高不同种类贷款的供给集中度, 来优化金融结构, 提升企业投资效率^[3]; 唐松等和江红莉等同样证实数字金融的发展可以改善信贷资源错配, 减少了金融借贷市场中的逆向选择与道德风险问题, 为企业研发创新、提升全要素生产率提供了坚实的基础^[4-5]。在实务运作层面, 四川长虹集团积极探索运用区块链和云计算等数字金融技术, 打造资金优选服务平台, 汇聚中小微企业持有的零散、难以确权的应收账款融资资源, 通过平台实现不受地域和时间限制的应收账款单笔拆分、多笔合并, 加快实现其多级流转或变现, 更精准地满足产业链上多级中小微企业的融资需求^[6]。

然而, 在越来越多的企业借助大数据, 应用数字金融技术破除传统融资模式困境的同时, 企业实际

[收稿日期] 2023-12-05

[基金项目] 教育部人文社科规划基金项目(22YJA630116); 国家社会科学基金后期资助项目(21FJYB003); 江苏省社科应用研究精品工程财经发展专项(23SCC-012)

[作者简介] 张泽南(1984—), 女, 河北石家庄人, 江南大学商学院副教授, 硕士生导师, 博士, 主要研究方向为公司治理、数字金融, 邮箱: zhn@jiangnan.edu.cn; 尹一诺(2002—), 女, 山东泰安人, 厦门大学管理学院硕士生, 主要研究方向为数字金融、公司治理; 贺志芳(1987—), 女, 湖南株洲人, 江南大学商学院副教授, 硕士生导师, 博士, 主要研究方向为金融风险管理、金融计量、行为金融。

会计工作中各类不确定性因素也随之增加,审计工作难度和复杂性陡然上升,审计风险显著加剧^[7]。作为公司财务信息的“守门人”,审计师肩负着防范风险、提升审计质量的重要责任^[8]。其中,审计收费是影响审计服务质量的重要因素之一。合理的审计费用是开展日常审计工作的保证,但异常审计费用,即超出根据审计费用模型计算出的正常收费外的“溢价”与“折价”,则反映了审计风险的大小,可能会进一步增大审计报告激进度,阻碍审计质量的提升^[9]。而数字金融通过“ABCD”技术直接或间接影响企业的经营效率与行为决策,对被审计单位的生产运作与公司治理进行全方位数智化革新,破除了传统审计的时空限制,使得对被审计单位数据的存储、处理和分析变得更加高效,改善了信息不对称,增强了财务信息透明度,降低了审计成本,进而间接影响了企业的审计风险^[10]。因此,厘清数字金融发展能否降低异常审计费用、削弱审计风险这一重大问题契合国家建设“金融强国”战略发展规划,有助于深刻识别数字金融对企业审计风险的防范与治理,加快推进数字经济时代审计管理机制体制改革。

已有文献对数字金融能否降低审计费用、削弱审计风险进行了初步的探索,如罗岭和曹青青从企业风险承担的视角探究了数字金融与企业审计收费的关系,发现数字金融通过提高企业风险承担水平显著增加了企业支付的审计费用^[7],尹长萍等则从资源供给和信息渠道的视角探讨了数字金融对企业舞弊风险与审计诉讼风险的影响,发现数字金融通过“去杠杆”和提升信息披露质量两种渠道显著降低了审计风险,尤其在外部法律环境较好、媒体关注度较高、非国有企业以及审计师无行业专长时,上述抑制效应更为显著^[11]。

然而,与上述两文不同,本文将研究对象聚焦于异常审计费用,从代理视角着重探究数字金融对异常审计费用的影响与作用机制,以期检验数字金融能否充分发挥“降本提质”功效,有效降低异常审计费用,削弱审计风险。基于此,本文以2011—2021年中国A股上市公司为研究对象,探讨了数字金融对企业异常审计费用的影响效果与作用机制,并进一步考察外部金融环境、内部公司治理效能对数字金融影响企业异常审计费用中的差异化表现。对比既有研究,本文可能的边际贡献主要为:第一,丰富数字金融经济后果领域的相关研究。现有文献多集中探讨数字金融对企业债务违约风险、投资效率、企业创新与全要素生产率的影响^[2-5],少有剖析数字金融对异常审计费用的影响。本文基于中国数字金融高速发展、建设“金融强国”的宏观经济背景,探究数字金融对审计风险领域的关键指标——异常审计费用的影响效果,可丰富数字金融在审计鉴证领域的研究,为有效防控企业审计风险增添新的证据。第二,拓展异常审计费用影响因素领域的研究。虽然已有学者关注并探索了国家审计、企业逆向混改、创新投入、ESG表现、管理者行为特征等诸多因素对企业异常审计费用的影响^[12-13,8,14-15],却鲜有学者关注数字金融能否及如何影响企业异常审计费用。厘清这一问题,有助于系统理解“数实融合”背景下,数字金融在微观企业层面所发挥的治理效应,为有效防范与治理审计风险提供新的思路。第三,厘清数字金融影响异常审计费用的作用机制、不同情景下的差异化表现及其经济后果。从代理视角,剖析数字金融降低企业异常审计费用的机制渠道,同时考虑外部金融环境、内部公司治理效能等多场景因素的异质作用,为企业充分激发、利用数字金融优势减少异常审计费用,着力提升审计质量,积极稳妥推进数字金融审计风险治理体系和治理能力现代化建设提供理论与实践支撑。

二、理论分析与研究假设

基于委托代理理论,信息不对称是代理成本存在的本源,容易诱发债权人与股东、股东与管理层之间的代理问题。而数字金融作为助力微观企业高质量发展的智能化工具,凭借其技术溢出优势,显著改善了企业的内外部融资环境,降低了银行等金融机构与企业间的信息不对称^[10],纠正了传统金融服务与企业融资需求的错配问题,同时也极大改善了企业所处的信息环境^[16],有利于企业对信息的充分获取和对资源的合理利用,有效缓解代理问题,约束管理层的盈余操纵行为。故本文主要基于代理视角,从降低企业代理成本、抑制管理层盈余管理行为两个方面系统剖析数字金融降低异常审计费用、削弱审

计风险的理论逻辑。

首先,数字金融利用“ABCD”等新技术对企业海量的信息流、物流与现金流数据进行实时监控与深度挖掘,优化了企业的投融资环境,提高了金融资源配置效率^[17],有效降低了金融机构等债权人与企业股东资金供求双方信息的不对称。这将有利于缓解债权人与股东的利益摩擦,降低债权人对此负担的贷款风险和损失,同时监控并矫正企业异常融资行为,减少其因投资高风险高回报项目而承担的高昂融资成本、管理成本与违约风险,显著改善二者之间的代理问题^[2]。其次,数字金融在降低信息不对称、拓展融资渠道的同时,有利于增强政府、监管机构、供应链上下游等利益相关者对企业生产运营的监督,一定程度上约束并弱化管理层可能存在的逆向选择和道德风险问题^[16],抑制盈余管理的实施动机。此外,数字金融能够借助信息技术手段对海量的数据进行筛选整理,提高信息透明度与信息质量,有利于甄别管理层的舞弊行为,缩小管理层实施盈余管理,损害股东利益的操纵空间^[18],从而进一步改善股东与管理层之间的代理问题。

而代理问题的缓解能够传递出企业经营稳定、治理良好的积极信号。一方面,企业面临的借贷风险降低,债务融资成本与管理成本大幅下降^[2];另一方面,管理层的盈余管理行为得到有效抑制^[8],有利于生成高质量的会计信息,从源头减少财务报告错报风险与财务舞弊概率,增强财务报告的公允性与可靠性^[19]。此时审计师执行审计业务的难度与复杂度下降,发生审计失败的概率显著降低,故审计收费减少,相应异常审计费用也会降低^[13]。

异常审计费用可能表现为正向和负向异常审计费用两种形式。正向异常审计费用是指实际审计收费高于正常审计收费,主要源自客户自身风险或者事务所与客户之间合谋倾向而引发的额外审计费用^[9]。这将导致审计师因容忍客户重大错报问题而提高审计溢价以弥补风险损失。负向异常审计费用是指实际审计收费低于正常审计收费,通常源于审计市场中的低价揽客(Low Lalling)行为或议价能力不足^[20]。审计师为招揽更多的审计业务,以低于正常审计服务成本的审计费用签订长期合约,有损审计师的独立性,导致其为节省审计成本、获得服务收益而减少审计程序,将原本复杂的审计过程简单化,致使审计质量下降^[21]。由于负向异常审计费用多来自企业与审计师的长期合约,在短期内数字金融减少负向异常审计费用的作用效果可能不显著。基于上述分析,本文认为,数字金融能够充分发挥治理效应,降低企业的债务融资成本与管理维护成本^[2],减少管理层的机会主义行为^[18],增强财务报告的公允性^[19],从而降低审计重大错报风险,一定程度减少企业与事务所的合谋行为,从源头上抑制异常审计费用,尤其是正向异常审计费用的产生。故本文提出如下假设 H:

H:数字金融发展能够显著降低企业异常审计费用,尤其是正向异常审计费用。

三、研究设计

(一) 样本选取与数据来源

本文使用的数字金融数据来自北京大学数字金融研究中心和蚂蚁科技集团研究院联合开发的数字普惠金融指数。由于该数据自 2011 年起正式对外公布,故本文选择 2011—2021 年沪深 A 股上市公司作为研究样本。为使结果更加稳健,本文剔除如下数据:(1)ST、*ST 和 PT 的上市公司;(2)所有金融类上市公司;(3)资不抵债(资产负债率小于 1)、收入为负数等数据异常的公司;(4)研究变量数据缺失的公司;(5)当年 IPO 及上市以前的公司数据。本文涉及的公司财务数据和公司治理的相关数据均来自国泰安 CSMAR 数据库,鉴于极端值的影响,对所有连续变量按上下 1% 进行 Winsor 缩尾处理,并对回归的标准误差进行了公司层面的群聚调整,共得到有效样本 14447 个。

(二) 变量设计

1. 解释变量:数字金融(DFI)

参照翟淑萍等的研究^[2],本文选取北京大学数字普惠金融省级综合指数(DFI)来衡量数字金融。

由于该指数涵盖了数字金融使用深度、覆盖广度和数字化程度三个方面,较为详细地刻画了数字金融的发展水平,因此,这一度量方法被广大文献所采用^[1-5,7]。考虑到金融服务可能存在空间集聚效应^[22],后续稳健性检验中在原有控制变量的基础上增加了省级 GDP、产业结构和工业化水平作为控制变量。为减弱数据量级对结果可能产生的偏差,文中采取“数字金融总指数/100”的方法进行处理。

2. 被解释变量:异常审计费用(ABFEE)

参照韩丽荣等的研究^[9],构建审计定价模型(1)。考虑到模型(1)回归后得到的残差,即实际审计费用与预计审计费用的差值有正有负,可能不具有单调性,因此采用残差的绝对值计量异常审计费用。为确保结论可靠,在稳健性测试中分别采用异常审计费用残差的原值及其十等分来度量异常审计费用。

$$\ln fee_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Size_{i,t} + \alpha_2 Lev_{i,t} + \alpha_3 Roa_{i,t} + \alpha_4 Arinv_{i,t} + \alpha_5 Current_{i,t} + \alpha_6 Growth_{i,t} + \alpha_7 Big4_{i,t} + \alpha_8 Opinion_{i,t} + \alpha_9 Loss_{i,t} + \alpha_{10} Switch_{i,t} + \sum Ind + \sum Year + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

模型(1)中被解释变量为审计费用的自然对数($\ln fee$),解释变量主要为公司规模($Size$)、资产负债率(Lev)、总资产收益率(Roa)、存货和应收账款比例($Arinv$)、流动比率($Current$)、成长能力($Growth$)、事务所类型($Big4$)、审计意见($Opinion$)、是否发生亏损($Loss$)、事务所变更情况($Switch$), $\varepsilon_{i,t}$ 表示误差项,下标*i*代表企业,*t*为年份。当异常审计费用大于0时,为正向异常审计费用($HIABFEE$),反之,当异常审计费用小于0,则为负向异常审计费用,取其绝对值($LOABFEE$)进行量化。

3. 控制变量

参考已有研究^[8,10,23],选择公司规模($Size$)、偿债能力(Lev)、盈利能力(ROE)、成长能力($Growth$)等作为控制变量。变量定义如表1所示。

表1 主要变量定义

变量性质	变量名称	变量符号	变量度量指标
解释变量	数字金融	DFI	北京大学数字普惠金融省级综合指数/100
	异常审计费用	$ABFEE$	审计费用模型残差取绝对值
被解释变量	正向异常审计费用	$HIABFEE$	$ABFEE > 0$ 时, $HIABFEE = ABFEE$,否则为0
	负向异常审计费用	$LOABFEE$	$ABFEE < 0$ 时, $LOABFEE = ABFEE $,否则为0
控制变量	公司规模	$Size$	总资产的自然对数
	偿债能力	Lev	期末总负债/期末总资产
	盈利能力	ROE	企业净利润与平均净资产的比
	成长能力	$Growth$	营业总收入年度增长率
	营运能力	$Turnover$	主营业务收入/总资产
	大股东资金占比	$Occupy$	其他应收款/总资产
	独立董事比例	$Outdirrate$	独立董事人数除以高管人数
	第一大股东持股比	$Tophold$	公司第一大股东持股比例取对数
	内部控制质量	IC	迪博内部控制指数取对数
	审计意见	$Opinion$	标准审计意见取1,否则取0
	四大事务所	$Big4$	事务所是国际四大事务所取1,否则取0
	审计复杂性	Com	(应收账款+存货)/资产总计
	是否亏损	$LOSS$	当年净利润小于0取1,否则取0
	上市时间	$Listage$	$\ln(\text{当年年份} - \text{上市年份} + 1)$
	企业	$Firm$	如果样本属于本企业取1,否则为0
	年份	$Year$	如果样本属于本年度取1,否则为0

(三) 模型构建

为探究数字金融对异常审计费用的影响,本文控制了年份、企业个体固定效应,在企业层面进行聚

类,构建回归模型(2):

$$ABFEE_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 DFI_{i,t} + \beta_2 \sum Controls + \sum Firm + \sum Year + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

其中, $ABFEE$ 代表企业异常审计费用, DFI 为数字金融, $Controls$ 代表系列控制变量。

四、实证结果与分析

(一) 描述性分析

表2为主要变量的描述性统计结果。由表2可知,被解释变量企业异常审计费用($ABFEE$)的均值为0.309,标准差为0.238,最小值为0,最大值为0.987,说明不同企业间的异常审计费用相差较大。数字金融(DFI)的平均值为2.861,标准差为0.962,中位数为2.943,从数字金融的总体发展情况来看,数字金融省级指数均值从2011年的0.581增至2021年的4.027,表明数字金融经历了快速发展,且不同地区数字金融发展程度存在一定的差异,文中控制变量描述性统计结果与已有研究结论^[8,10-11,23]保持一致。

(二) 基准回归分析

表3报告了数字金融对异常审计费用影响的回归结果。列(1)仅控制了年份、企业个体固定效应,结果显示数字金融(DFI)与异常审计费用($ABFEE$)的系数为-0.074,在5%的统计水平上显著。列(2)在列(1)的模型基础上加入控制变量,研究发现二者仍在5%的统计水平上显著负相关,表明数字金融对企业异常审计费用具有显著的抑制作用,数字金融每提升1%,异常审计费用将下降约7.7%。列(3)和列(4)分别为数字金融对正向异常审计费用($HIABFEE$)和负向异常审计费用($LOABFEE$)的回归结果,研究发现 DFI 与 $HIABFEE$ 的系数为-0.088,在1%的统计水平上显著为负。 DFI 与 $LOABFEE$ 之间系数为正,但不显著,表明数字金融对异常审计费用产生的抑制效果主要作用于正向异常审计费用^①,支持了假设H。

(三) 稳健性检验

1. 工具变量法

考虑到企业异常审计费用的降低可能有助于进一步推进数字金融于企业层面的应用,本文采用工具变量法来缓解其中可能存在的反向因果问题。参考黄群慧等的研究^[24],选择各地区1984年每百人固定电话数量与各地区上一年全国互联网投资额乘积这一交叉变量($Inter$)作为工具变量。互联网技术的发展起源于固定电话的普及,而数字金融的蓬勃发展又与互联网发展密切相关,故历史上固定电话普及率较高的地区也极有可能是数字金融发展较好的地区,但其几乎不会影响到其所在区域企业的异常审计费用。基于此,本文使用的工具变量满足既与数字金融高度相关又与残差项不相关的选取原则,工具变量选取有效。表4列(1)和列(2)列示了工具变量两阶段回归结果,第一阶段中交叉变量($Inter$)与

表2 描述性统计结果

变量	N	mean	sd	min	median	max
$ABFEE$	14447	0.309	0.238	0.000	0.256	0.987
$HIABFEE$	14447	0.150	0.227	0.000	0.000	0.987
$LOABFEE$	14447	0.160	0.232	0.000	0.012	0.978
DFI	14447	2.861	0.962	0.402	2.943	4.590
$Size$	14447	22.668	1.311	20.241	22.498	26.438
Lev	14447	0.462	0.195	0.072	0.463	0.866
ROE	14447	0.061	0.106	-0.483	0.066	0.303
$Growth$	14447	0.147	0.342	-0.515	0.097	1.979
$Turnover$	14447	0.631	0.437	0.081	0.534	2.534
$Occupy$	14447	0.015	0.022	0.000	0.008	0.133
$Outdirrate$	14447	0.567	0.241	0.214	0.500	1.500
$Tophold$	14447	3.433	0.469	2.182	3.466	4.313
IC	14447	6.476	0.143	5.742	6.500	6.732
$Opinion$	14447	0.985	0.120	0.000	1.000	1.000
$Big4$	14447	0.075	0.264	0.000	0.000	1.000
Com	14447	0.265	0.171	0.009	0.242	0.749
$LOSS$	14447	0.097	0.296	0.000	0.000	1.000
$Listage$	14447	2.553	0.533	1.386	2.708	3.332

①鉴于审计任期可能会对异常审计费用及其分项指标产生影响,我们在模型(2)的基础上,进一步加入审计任期控制变量,研究结论依然保持不变,限于篇幅,未予列示。

数字金融(*DFI*)在1%的统计水平上显著正相关。第二阶段中 *DFI* 与异常审计费用(*ABFEE*)的回归结果依然显著为负,且 Kleibergen-Paap rk LM 统计值在1%水平上显著拒绝“工具变量识别不足”的原假设, Kleibergen-Paap rk Wald F 统计值为1094.342,高于在10%水平拒绝弱工具变量假设的临界值(16.38),排除了工具变量为弱工具变量的情形。综上所述,回归结果是稳健的。

2. 倾向得分匹配法(PSM)

鉴于文中解释变量分组过程并非随机,可能会产生函数形式设定错误以及自选择偏差导致的内生性问题,我们参照陈修德等的研究^[25],采用PSM方法来予以缓解^①。以数字金融总指数的中位数为匹配依据构造1-0虚拟变量,具体地,将总样本划分为实验组(数字金融总指数大于等于中位数,取值为1)和控制组(数字金融总指数小于中位数,取值为0)。选择公司规模(*Size*)、偿债能力(*Lev*)、盈利能力(*ROE*)、成长能力(*Growth*)、内部控制质量(*IC*)、审计复杂性(*Com*)、经营风险(*Risk*)与审计师工作量压力(*Api*)等协变量作为控制变量,采用Logit模型对研究样本进行1:1最近邻匹配。将配对后的样本进行回归分析,结果如表4列(3)所示,回归结果依然显著。

3. 添加控制变量

尽管工具变量法的运用在一定程度上已经削弱了因遗漏变量问题可能对结论的干扰,但为使回归结果更加稳健,参考郭峰等、汪圣国等的做法^[22,26],本文在基准模型(2)的基础上,继续控制其他与数字金融相关且对企业异常审计费用有重要影响的宏观层面变量,即 *GDP*(各省GDP总值取对数)、*IS*(产业结构 = 第三产业产值/第二产业产值)、*IL*(工业化水平 = 工业增加值/地区生产总值),回归结果如表4列(4)所示。从回归结果来看,数字金融与异常审计费用的相关系数为-0.103,依然在1%水平上显著,进一步验证了回归结果的稳健性。

4. 更换异常审计费用度量方式

为使研究结果更加稳健,本文更换了异常审计费用的度量方式。首先,借鉴已有研究^[9,13],采用审计费用模型的残差原值 *R_ABFEE* 衡量异常审计费用。其次,参照陈欣等的研究^[27],将异常审计费用原值十等分,构建新指标 *Wen_ABFEE* 衡量异常审计费用重新进行回归。回归结果分别如表4列(5)和列(6)

表3 基准回归结果

	(1) <i>ABFEE</i>	(2) <i>ABFEE</i>	(3) <i>HIABFEE</i>	(4) <i>LOABFEE</i>
<i>DFI</i>	-0.074 ** (-2.08)	-0.077 ** (-2.18)	-0.088 *** (-2.94)	0.011 (0.36)
<i>Size</i>		0.033 *** (3.55)	0.035 *** (3.66)	-0.002 (-0.25)
<i>Lev</i>		-0.058 ** (-1.98)	-0.146 *** (-5.46)	0.088 *** (4.01)
<i>ROE</i>		-0.022 (-0.81)	0.033 (1.35)	-0.055 ** (-2.57)
<i>Growth</i>		0.006 (1.15)	0.006 (1.35)	-0.000 (-0.01)
<i>Turnover</i>		0.017 (1.37)	0.034 ** (2.49)	-0.016 (-1.18)
<i>Occupy</i>		-0.131 (-1.13)	0.042 (0.37)	-0.173 ** (-2.05)
<i>Outdirrate</i>		-0.003 (-0.23)	0.001 (0.14)	-0.004 (-0.43)
<i>Tophold</i>		-0.007 (-0.48)	-0.012 (-0.84)	0.005 (0.42)
<i>IC</i>		-0.017 (-1.22)	-0.039 *** (-3.34)	0.021 ** (2.11)
<i>Opinion</i>		0.010 (0.55)	-0.027 (-1.64)	0.036 *** (2.67)
<i>Big4</i>		0.066 * (1.66)	-0.084 *** (-2.84)	0.152 *** (5.03)
<i>Com</i>		-0.006 (-0.17)	-0.021 (-0.70)	0.016 (0.62)
<i>LOSS</i>		0.002 (0.28)	-0.009 (-1.44)	0.011 * (1.84)
<i>Listage</i>		-0.008 (-0.30)	0.072 *** (3.31)	-0.081 *** (-3.86)
<i>-cons</i>	0.522 *** (5.10)	-0.050 (-0.20)	-0.198 (-0.81)	0.145 (0.69)
<i>Year</i>	YES	YES	YES	YES
<i>Firm</i>	YES	YES	YES	YES
Adj_R ²	0.593	0.596	0.709	0.727
N	14447	14447	14447	14447

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著,括号内为聚类稳健性T值,下同。

①限于篇幅,PSM均衡性检验未列出,留存备索。

所示,证实数字金融对异常审计费用的抑制作用依然显著。

5. 剔除 2019 年以后的样本

考虑到新冠疫情这一重大突发事件给宏观经济、微观企业运营、资金流转与绩效表现等带来了一定程度的冲击,可能会影响数字金融对企业异常审计费用的作用效果。为排除该因素的干扰,将样本区间变更为 2011—2019 年。表 4 列(7)显示,在排除新冠疫情的影响后,*DFI* 与 *ABFEE* 的回归系数依然在 5% 水平上显著为负,再次印证了研究结论。

表 4 稳健性检验回归结果

	(1)第一阶段 <i>DFI</i>	(2)第二阶段 <i>ABFEE</i>	(3) <i>ABFEE</i>	(4) <i>ABFEE</i>	(5) <i>R_ABFEE</i>	(6) <i>Wen_ABFEE</i>	(7) <i>ABFEE</i>
<i>DFI</i>		-0.205 ** (-2.12)	-0.078 * (-1.75)	-0.103 *** (-2.72)	-0.099 ** (-2.04)	-0.751 * (-1.74)	-0.085 ** (-2.34)
<i>Inter</i>	0.005 *** (33.08)						
<i>GDP</i>				0.000 (0.59)			
<i>IS</i>				-0.016 (-1.04)			
<i>IL</i>				-0.227 * (-1.76)			
<i>_cons</i>	2.475 *** (28.40)		0.211 (0.64)	0.149 (0.57)	-0.346 (-0.92)	2.422 (0.78)	-0.210 (-0.74)
<i>Controls, Year, Firm</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Adj_R²</i>	0.996	0.010	0.610	0.596	0.764	0.527	0.609
<i>N</i>	13991	13991	7660	14447	14447	14447	10595
第一阶段 F 值		74.85					
Kleibergen-Paap rk Wald F 统计值		1094.342 ***					
Kleibergen-Paap rk LM 统计值		239.992 ***					

五、进一步分析

(一) 数字金融子维度分析

为考察数字金融不同维度是否对异常审计费用产生异化影响,本文使用北京大学数字普惠金融指数中覆盖广度(*coverage*)、使用深度(*usage*)与数字化程度(*digitization*)三个维度细化分析其对异常审计费用可能存在的异质性影响。覆盖广度体现了数字金融基础设施的覆盖程度,使用深度体现了数字金融的实际服务状况与数字金融业服务水平,数字化程度主要从数字金融的移动化、普惠化与信用化等指标体现了企业获得金融服务的成本和效率。

表 5 为数字金融子维度回归分析结果。列(1)至列(3)分别报告了数字金融覆盖广度、使用深度和数字化

表 5 数字金融子维度回归分析结果

	(1) <i>ABFEE</i>	(2) <i>ABFEE</i>	(3) <i>ABFEE</i>
<i>coverage</i>	-0.011 (-0.22)		
<i>usage</i>		-0.047 *** (-2.59)	
<i>digitization</i>			-0.025 * (-1.83)
<i>_cons</i>	-0.228 (-0.83)	-0.132 (-0.56)	-0.182 (-0.76)
<i>Controls, Year, Firm</i>	YES	YES	YES
<i>Adj_R²</i>	0.595	0.596	0.596
<i>N</i>	14447	14447	14447

程度对企业异常审计费用的影响。其中,数字金融使用深度对企业异常审计费用的影响最为显著,其次为数字化程度,原因可能为数字金融覆盖广度虽然涉及面较广,但其深度与数字化程度可能不足。相较而言,数字金融使用深度和数字化运用程度对于企业审计风险的治理作用更具针对性,从“深度”和“数

字化”两个层面增强了企业信息获取的质量和效率,优化信贷资源配置,促使贷款、征信等业务成本降低,数字金融的“高效率、低成本、强风控”优势由此体现。

(二) 机制检验

基于研究假设的理论分析逻辑,依据江艇对中介效应的检验建议^[28],本文认为数字金融将通过降低代理成本、抑制盈余管理行为对异常审计费用产生治理效应,故将分析的重点聚焦于数字金融对机制变量 *Mediator*(代理成本、盈余管理行为)的因果识别上,使用模型(3)检验其中的作用机制。

$$DFI_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 Mediator_{i,t} + \gamma_2 \sum Controls + \sum Firm + \sum Year + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

首先,数字金融有效降低了信息不对称,改善了金融资源的错配,降低股东的逐利动机与道德风险,有利于缓解债权人与股东的代理冲突^[2],通过降低债务融资成本、企业管理成本来增强财务报告的可靠性^[19],此时审计师执行审计业务的复杂度和难度显著下降,审计收费下降,异常审计费用也随之降低^[13]。参考郑军等和 Ang 等的做法^[29-30],本文分别采用债务融资成本 *Cost*(企业利息支出 + 手续费支出 + 其他财务费用 / 期末总负债)和管理费用率 *Mfee*(管理费用占营业收入的比例)表征代理成本, *Cost* 和 *Mfee* 越大,说明公司代理成本越高。回归结果如表 6 列(1)至列(3)所示,列(1)为原基准回归结果,列(2)和列(3)分别报告了 *DFI* 对机制变量 *Cost* 与 *Mfee* 的检验结果,结果显示二者仍在 5% 的水平上显著,说明数字金融能够减少代理成本,而降低代理成本能显著抑制企业异常审计费用^[12],故本文认为降低代理成本作为数字金融抑制异常审计费用的作用机制成立。

其次,数字金融通过对海量信息数据的深度挖掘,增强了信息透明度^[17],可以有效甄别管理层侵占股东利益的逆向选择行为,从而缓解企业股东与管理层的利益摩擦^[2],提高会计信息披露质量,抑制管理层实施盈余管理的机会主义行为^[18]。鉴于外部监管与执法力度的增强,管理层通过会计政策与会计估计方法调节利润的应计盈余管理行为极易被审计师及监管部分发现,因此可能转向实施更为隐蔽、对公司价值危害更大的真实盈余管理,这将无形中增大审计工作的难度与复杂度,提升审计师面临的审计风险,审计师从而要求更高的审计费用作为补偿^[8],异常审计费用也随之提升。而数字金融凭借强大的数字处理技术可以有效捕捉管理层真实盈余管理行为,因此,我们推断相较于应计盈余管理,数字金融对于真实盈余管理行为的抑制效果更为显著。

参考 Roychowdhury 的研究^[31],本文从异常生产成本、异常现金流、异常操纵性费用三个维度构建真实活动盈余管理指标,取其绝对值(*REM*)测量企业真实盈余管理水平,采用修正的 Jones 模型残差的绝对值(*DAC*)作为应计盈余管理的衡量指标。*REM* 或者 *DAC* 越大,表明企业盈余管理程度越高。回归结果如表 6 列(4)、列(5)所

表 6 机制检验结果

	(1) <i>ABFEE</i>	(2) <i>Cost</i>	(3) <i>Mfee</i>	(4) <i>REM</i>	(5) <i>DAC</i>
<i>DFI</i>	-0.077 ** (-2.18)	-0.004 ** (-1.98)	-0.014 ** (-2.06)	-0.047 *** (-2.62)	-0.006 (-0.81)
<i>-cons</i>	-0.050 (-0.20)	0.047 *** (3.09)	0.599 *** (11.80)	0.146 (1.11)	-0.084 (-1.62)
<i>Controls, Year, Firm</i>	YES	YES	YES	YES	YES
Adj_R ²	0.596	0.663	0.787	0.435	0.181
N	14447	14447	14447	14447	14447

示。列(4)中 *DFI* 与 *REM* 的系数在 1% 水平上显著为负,说明数字金融显著矫正了真实盈余管理行为。而真实盈余管理弱化了企业的会计信息质量,提高了审计师工作成本,抬高了企业异常审计费用,这已被众多文献所证实^[8,27]。故本文认为数字金融抑制真实盈余管理行为以降低异常审计费用的作用机制成立。而列(5)显示 *DFI* 与 *DAC* 的回归系数为负,但不显著,与预期一致。其原因可能为管理层的应计制盈余管理行为被监管查处的概率显著增强,不随数字金融发展水平的提升而改变,因此无法得出数字金融抑制应计盈余管理行为的结论成立。

(三) 异质性分析

1. 外部金融环境

传统金融环境作为互联网金融发展的重要基础,为数字金融创新发展奠定了坚实基础。基于资源依赖理论,数字金融作为背靠数字技术的新型金融供给形式,需要传统金融进行资金、金融知识和基础设备的支持。因而传统金融发展程度好的地区,金融资源供给更为充足,可以更好地支持实体企业投资融需求,缓解代理问题,进而强化数字金融对企业异常审计费用的抑制作用。考虑到传统金融仍以金融机构作为支撑,故本文借鉴王喆等的研究^[32],使用各地区每万人拥有的金融机构网点数合计来衡量各企业传统金融发展基础状况,并以中位数为界将样本分为传统金融发展较好与较差的子样本,分别进行回归。如表7列(1)与(2)所示,数字金融在传统金融发展基础好的地区对异常审计费用的抑制作用在5%的水平上显著,而传统金融发展基础差的地区其与异常审计费用无显著关系。由此可见,数字金融的发展需要传统金融助力推进,传统金融发展较差的地区更应大力发展数字金融并优化数字金融环境。

表7 异质性分析结果

	异常审计费用 <i>ABFEE</i>					
	传统金融发展水平		公司治理效能			
	(1) 传统金融 发展好	(2) 传统金融 发展差	(3) 公司治理 水平高	(4) 公司治理 水平低	(5) 稳定型机构 投资者	(6) 交易型机构 投资者
<i>DFI</i>	-0.087 ** (-2.02)	0.011 (0.18)	-0.108 ** (-2.22)	0.002 (0.04)	-0.109 ** (-2.27)	-0.027 (-0.55)
<i>_cons</i>	-0.148 (-0.46)	-0.082 (0.20)	0.285 (0.73)	-0.445 (-1.13)	0.215 (0.65)	-0.343 (-0.98)
<i>Controls, Year, Firm</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Adj_R²</i>	0.605	0.607	0.610	0.603	0.622	0.609
<i>N</i>	7376	6907	7042	7055	7733	6228
经验 P 值	0.036 **		0.029 **		0.076 *	

注:异质性分析的系数组间差异检验的P值采用费舍尔组合检验(抽样1500次)计算得到。

2. 公司治理效能

良好的公司治理效能有利于推进管理层进行科学有效的决策,进一步缓解公司代理问题,放大数字金融对异常审计费用的治理效果。基于此,本文采用公司治理水平与机构投资者的稳定性两个指标来度量公司治理效能。其一,借鉴林树和葛逸云的做法^[33],从股东、董事会、激励三个层面共九个指标入手^①,使用主成分分析法进行分析,选取第一大主成分作为衡量公司治理水平的变量。得分越高,表明公司治理水平越好。本文进一步按照该数值中位数,将样本分为“治理水平高”和“治理水平低”两组。其二,参考牛建波等的研究^[34],使用当年机构投资者持股比例除以机构投资者前三年持股比率标准差的商值衡量机构投资者的稳定性,并按照该指标的行业的中位数将研究样本区分为稳定型机构投资者和交易型机构投资者。相比于以短期持股获利为主要目的的交易型机构投资者,稳定型机构投资者能够长期持有企业股份,着眼于企业长期价值创造,更为精准地跟进和监督管理层治理,提高公司治理水平,增强企业声誉。因此,我们推测稳定型机构投资者持股会强化数字金融对于异常审计费用的治理效果。表7列(3)至列(6)报告了不同公司治理效能下数字金融对企业异

①九个指标的选择标准为:选用独立董事比例、董事会规模来表征董事会的监督作用,用机构持股比例、第一大股东比例、股权制衡度与产权性质来表示股权结构的监督作用,用高管(董监高)前三名薪酬与高管持股比例来表示公司治理中的激励机制,用董事长与总经理是否两职合一(*Dual*)来表示总经理的决策权力。

常审计费用的作用效果。结果显示, DFI 与 $ABFEE$ 的回归系数在列(3)和列(5)中分别为 -0.108 和 -0.109 , 均在 5% 的水平上显著, 而列(4)和列(5)中二者系数不显著, 表明数字金融对异常审计费用的抑制作用在公司治理水平较高、稳定性机构投资者持股的样本中更为显著, 并通过了组间系数差异检验。这说明企业应积极提升公司内部治理水平, 提高稳定性机构投资者比例, 建立高效、可靠的治理运作体系, 将数字金融降低抑制异常审计费用、审计风险的作用发挥到最大。

(四) 经济后果分析: 数字金融、异常审计费用与审计质量

前文已证实数字金融能够有效发挥审计鉴证功能, 显著降低了企业异常审计费用, 那么其能否进一步减小审计意见购买的概率, 降低审计报告激进度来提升审计质量? 为验证这一命题, 参考 Gul 等的研究^[35], 使用审计报告激进度 ($ARagg$) 来衡量审计质量。本文通过构造模型(4)来预测审计师发表非标审计意见的概率 $Pr(MAO)$, 模型控制了速动比率 ($QuickR$)、应收账款比率 (AR)、其他应收款比率 ($Other$)、存货比率 (Inv)、资产报酬率 (Roa)、亏损虚拟变量 ($Loss$)、资产负债率 (Lev)、公司规模 ($Size$)、上市年限 ($Listage$) 和行业 ($Industry$) 与年份 ($Year$) 效应。

$$Pr(MAO_{i,t}) = \alpha_0 + \alpha_1 QuickR_{i,t} + \alpha_2 AR_{i,t} + \alpha_3 Other_{i,t} + \alpha_4 Inv_{i,t} + \alpha_5 Roa_{i,t} + \alpha_6 Loss_{i,t} + \alpha_7 Lev_{i,t} + \alpha_8 Size_{i,t} + \alpha_9 ListAge_{i,t} + \alpha_{10} Industry_{i,t} + \alpha_{11} Year + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

$$ARagg_{i,t} = Pr(MAO_{i,t}) - MAOAP_{i,t} \quad (5)$$

式中, $MAOAP_{i,t}$ 表示实际审计意见类型, 当审计师实际发表年报审计意见为非标意见时, 取值为 1, 否则为 0。 $Pr(MAO_{i,t})$ 为根据模型(4)计算出的审计师发表非标审计意见的概率。当 $ARagg$ 为正, 即 $Pr(MAO_{i,t}) > MAOAP_{i,t}$ 时, 表明审计报告的激进度高, 审计质量低。

为检验数字金融是否通过降低异常审计费用进而提升审计质量, 本文构建模型(6)对数字金融、异常审计费用与审计质量三者的关系进行检验。

$$ARagg_{i,t} = \Omega_0 + \Omega_1 DFI_{i,t-1} + \Omega_2 ABFEE_{i,t-1} + \Omega_3 DFI_{i,t-1} \times ABFEE_{i,t-1} + \Omega_4 \sum Controls + \sum Firm + \sum Year + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

回归结果如表 8 所示。数字金融 ($DFI_{i,t-1}$) 与审计报告激进度 ($ARagg_{i,t}$) 的系数为 -0.006 , 在 5% 的水平上显著为负, 即数字金融显著提升了审计质量, 且数字金融与异常审计费用的交乘项 ($DFI_{i,t-1} \times ABFEE_{i,t-1}$) 和 $ARagg_{i,t}$ 的系数在 5% 的水平上显著为负, 表明数字金融发挥了“减费提质”的作用, 通过降低异常审计费用提高审计质量, 彰显了数字金融对审计风险治理的积极效果。

六、结论性评述

本文以 2011—2021 年 A 股上市公司为研究对象, 基于代理视角, 就数字金融对异常审计费用的影响及其作用机制进行了剖析。研究表明: 数字金融的发展缓解了代理问题, 主要通过减少代理成本和管理层真实盈余管理行为降低企业异常审计费用; 从数字金融的子维度看, 使用深度和数字化程度可以显著降低异常审计费用。异质性分析显示, 在传统金融发展基础较好的地区, 公司治理水平较高和机构投资者稳定性较强的企业, 数字金融减少异常审计费用的效果更好。经济后果显示, 数字金融能够通过降低异常审计费用进一步提升审计质量。本文为推进数字金融发展、有效防范企业审计风险提供了重要的理论与经验支持。

基于此, 本文提出以下建议: (1) 企业应积极响应国家建设“金融强国”的战略发展目标, 善于利用数字金融弥补传统金融的发展短板, 充分发挥其在信息资源配置、风险防范等方面的价值优势, 通过降

表 8 数字金融、异常审计费用与审计质量

	$ARagg$
$DFI_{i,t-1}$	-0.006^{**} (-2.29)
$ABFEE_{i,t-1}$	0.002^{*} (1.77)
$DFI_{i,t-1} \times ABFEE_{i,t-1}$	-0.002^{**} (-2.43)
_cons	-0.782^{***} (-30.50)
Controls, Year, Firm	YES
Adj_R ²	0.983
N	8942

低代理成本、抑制管理层盈余管理行为,提高审计监察效率,降低异常审计费用,削弱审计风险;同时,企业应强化各部门的协调合作,提升公司治理能力,共同推动数字金融在企业层面高效发挥作用,借助内外合力管控潜在审计风险。(2)政府部门需为企业利用数字金融防范审计风险制定相应政策,提供良好的外部金融与营商环境。同时,积极引导机构投资者持续关注企业高质量发展,对公司管理层进行有效监督,提升财务信息披露质量。鼓励数字金融扎根企业生产实践,为企业提供资金、人才等多重资源的支持,帮助企业更好认识并利用数字金融降低审计风险。(3)审计师及监管部门可以充分利用数字金融带来的便利,积极运用数字工具,进一步提升自身的审查监督能力,及时发现问题、提出问题与解决问题,为微观企业和国民经济的高质量发展保驾护航。

本文的研究仍存在一定的不足和改进空间。第一,在核心解释变量数字金融指标的测度方面,我们使用了既有绝大多数文献所采用的由北京大学数字金融研究中心编制的数字普惠金融指数。该指标主要源于支付宝平台内的数据,而上市公司可能并不在支付宝业务开展的直接范围内,对于其适用性,学界尚存在一定争议,因此,后续研究可进一步使用金融大模型等数智技术实现对数字金融指标的精准量化。第二,虽然本文从代理视角解读了数字金融影响企业异常审计费用的理论逻辑,但数字金融对于异常审计费用的影响可能还存在其他的机制路径,后续研究可以从信息传递视角探究数字金融如何通过改善信息不对称,增强企业内部控制质量来降低异常审计费用。

参考文献:

- [1] 滕磊,马德功. 数字金融能够促进高质量发展吗? [J]. 统计研究, 2020(11): 80-92.
- [2] 翟淑萍,韩贤,张晓琳,等. 数字金融能降低企业债务违约风险吗[J]. 会计研究, 2022(2): 117-131.
- [3] Lin Y, Yan X, Yang X. Digital finance and enterprise investment efficiency in China[J]. International Review of Financial Analysis, 2023, 90(Nov): 102929.
- [4] 唐松,伍旭川,祝佳. 数字金融与企业技术创新——结构特征、机制识别与金融监管下的效应差异[J]. 管理世界, 2020(5): 52-66.
- [5] 江红莉,蒋鹏程. 数字金融能提升企业全要素生产率吗?——来自中国上市公司的经验证据[J]. 上海财经大学学报, 2021(3): 3-18.
- [6] 陈露. 入千企进万户 数字金融支持实业跑出“加速度”[N]. 中国证券报, 2023-12-06(A03).
- [7] 罗岭,曹青青. 数字金融、企业风险承担与审计费用[J]. 审计与经济研究, 2023(1): 40-50.
- [8] 聂晓. 企业创新与异常审计费用关系研究[J]. 南京审计大学学报, 2022(2): 29-38.
- [9] 韩丽荣,高瑜彬,胡玮佳. 异常审计费用对审计质量的影响研究[J]. 当代经济研究, 2015(1): 74-80.
- [10] 钟凯,梁鹏,董晓丹,等. 数字普惠金融与商业信用二次配置[J]. 中国工业经济, 2022(1): 170-188.
- [11] 尹长萍,侯青宏,孙芳城. 数字金融对审计风险的影响研究——基于资源供给和信息渠道的实证考察[J]. 华东经济管理, 2024(5): 78-89.
- [12] 杨开元,霍晓艳,刘斌. 国家审计能降低国有企业审计风险吗?——来自省以下审计机关人财物管理改革的准自然实验[J]. 审计与经济研究, 2022(1): 25-32.
- [13] 陈正威. “逆向混改”影响审计师风险感知吗——基于异常审计费用视角的经验证据[J]. 中南财经政法大学学报, 2023(4): 28-40.
- [14] Song Y, Wu H, Ma Y. Does ESG performance affect audit pricing? Evidence from China[J]. International Review of Financial Analysis, 2023, 90(Nov): 102890.
- [15] 高瑜彬,毛聚. 财务总监权力与异常审计费用关系研究[J]. 审计研究, 2020(1): 113-121.
- [16] 袁淳,李超颖,梁上坤. 数字金融发展与企业费用粘性[J/OL]. 南开管理评论: 1-36[2024-02-04]. <http://kns.cnki.net/kcms/detail/12.1288.20230518.1451.002.html>.
- [17] Lin A, Peng Y, Wu X. Digital finance and investment of micro and small enterprises: Evidence from China[J]. China Economic Review, 2022, 75(Oct): 101846.
- [18] 阮坚,申么,范忠宝. 何以驱动企业债务融资降成本——基于数字金融的效用识别、异质性特征与机制检验[J]. 金融经济学

- 研究,2020(1):32-44.
- [19]林志军. 区块链技术对会计审计的影响研究[J]. 会计之友,2023(20):2-6.
- [20]郭颖文. 审计任期、异常审计费用和审计意见——来自 A 股上市公司的经验证据[J]. 会计与经济研究,2014(1):62-78.
- [21]李明辉,沈真真. 异常收费与审计质量:来自中国资本市场的经验证据[J]. 管理工程学报,2016(2):166-174.
- [22]郭峰,王靖一,王芳,等. 测度中国数字普惠金融发展:指数编制与空间特征[J]. 经济学(季刊),2020(4):1401-1418.
- [23]凌华,徐怀宁,李珮等. 企业数字化转型能抑制审计风险吗? [J]. 科学决策,2022(10):33-47.
- [24]黄群慧,余泳泽,张松林. 互联网发展与制造业生产率提升:内在机制与中国经验[J]. 中国工业经济,2019(8):5-23.
- [25]陈修德,陈雅静,马文聪,等. 数字金融发展影响企业创新的风险承担机制[J]. 系统管理学报,2023(4):746-760.
- [26]汪圣国,杜素珍,李炳财. 社会信任影响了企业国际化吗? [J]. 世界经济研究,2022(3):54-66.
- [27]陈欣,宋玉禄,李振东. 频繁并购重组与异常审计收费[J]. 南京审计大学学报,2020(3):23-32.
- [28]江艇. 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J]. 中国工业经济,2022(5):100-120.
- [29]郑军,林钟高,彭琳. 货币政策、内部控制质量与债务融资成本[J]. 当代财经,2013(9):118-129.
- [30]Ang J, Cole R, Lin I. Agency cost and ownership structure[J]. Journal of Finance, 2000, 55(1): 81-106.
- [31]Roychowdhury S. Earnings management through real activities manipulation[J]. Journal of Accounting and Economics, 2006, 42(3): 335-370.
- [32]王喆,陈胤默,张明. 传统金融供给与数字金融发展:补充还是替代? ——基于地区制度差异视角[J]. 经济管理,2021(5):5-23.
- [33]林树,葛逸云. 经济政策关联度、公司治理与投资效率[J]. 现代经济探讨,2023(3):63-76.
- [34]牛建波,吴超,李胜楠. 机构投资者类型、股权特征和自愿性信息披露[J]. 管理评论,2013(3):48-59
- [35]Gul, F A, Wu D, Yang Z. Do individual auditors affect audit quality? Evidence from archival data[J]. The Accounting Review, 2013, 88(6):1993-2023.

[责任编辑:黄 燕]

Can Digital Finance Help Enterprises Reduce Audit Risks: Analysis from Abnormal Audit Fees

ZHANG Zenan¹, YIN Yinuo², HE Zhifang¹

(1. School of Business, Jiangnan University, Wuxi 214122, China;

2. School of Management, Xiamen University, Xiamen 361005, China)

Abstract: Based on the data of A-share listed companies from 2011 to 2021, this paper measures audit risk with abnormal audit fees, and empirically investigates the influence and mechanism of digital finance on abnormal audit fees from the perspective of agency. Research has found that digital finance effectively alleviates the agency problem, significantly reduces the abnormal audit fees, and has a more prominent inhibitory effect on the positive abnormal audit fees. Reducing the agency cost of enterprises and restraining the real earnings management behavior of management have become the main channels. Further analysis shows that the deeper the use and digitization of digital finance, the lower the abnormal audit fees. In areas with good traditional financial development foundation and enterprises with high corporate governance efficiency, digital finance is more conducive to reducing abnormal audit fees. From the perspective of economic consequences, digital finance can further improve audit quality by reducing abnormal audit fees, and has played a positive role in reducing costs and improving audit quality.

Key Words: digital finance; abnormal audit fees; agency costs; earnings management; audit quality; resource allocation efficiency; corporate governance