

doi:10.19920/j.cnki.jmsc.2026.04.003

数字金融的治理效应研究^①

——基于盈余管理的视角

闫伟宸, 吴俊杰, 邓路*

(北京航空航天大学经济管理学院, 北京 100191)

摘要: 随着大数据、云计算、人工智能等新兴技术在金融领域的广泛应用,学术界开始关注数字金融如何影响微观企业行为。本文利用2011年—2018年中国沪深A股上市公司的数据,实证检验了数字金融对公司盈余管理的影响及其内在机理。研究发现,数字金融的发展显著降低了公司的盈余管理行为,表现出显著的治理效应。进一步分析显示,该治理效应在金融监管较为严格的地区和内部控制更加完善的公司中更为明显。通过深入剖析数字金融的发展阶段、结构和区域分布,发现其在动态化发展过程中的“使用深度”维度所发挥的治理效应不断凸显,同时表现出显著的区域化差异。机制检验揭示,数字金融主要通过加强信息监督和缓解融资约束这两条关键路径,影响公司的盈余管理行为。经济后果分析表明,在数字金融快速发展的背景下,其治理效应显著提升了公司业绩和公司价值。研究结论不仅丰富了大数据时代下公司治理的内涵,还拓展了数字金融与盈余管理的相关研究,为经济转型背景下优化公司治理体系和完善金融监管框架提供了参考与启示。

关键词: 数字金融; 盈余管理; 金融监管; 内部控制; 信息不对称

中图分类号: F832; F275 **文献标识码:** A **文章编号:** 1007-9807(2026)04-0040-26

0 引言

金融是国民经济的血脉,也是技术创新的前沿。在中国资本市场的发展过程中,金融赋能实体经济始终是一项重要任务^[1]。中国的数字金融起源于公益性的小额信贷,逐渐发展成为包括资金融通、支付、投资和信息中介服务等多业务的新兴综合金融服务模式。得益于网络和移动通信技术的广泛应用,这一模式得到了迅速的发展^[2]。在“十三五”规划期间,大数据、云计算、人工智能等新兴技术在金融领域的应用加速,使得中国的金融数字化进程走在了世界前列,这为“十四五”时期金融业信息化的发展奠定了坚实的基础。《中华人民共和国国民经济和社会发展第十四个五年

规划和2035年远景目标纲要》强调,要构建一个具有高度适应性、竞争力、普惠性的现代金融体系,强化金融对实体经济的有效支持,增强金融普惠性。基于此,相关议题已成为国内外学者关注的研究热点^[2-6]。

在数字金融所产生的经济影响的研究中,大多数研究从宏观层面探讨其对经济增长^[7]、城乡收入差距^[8]、金融需求^[9]、创业^[10]以及包容性增长^[2]等方面的影响。相比之下,从微观层面分析数字金融的经济效应的研究则相对较少^[5,11]。在传统金融发展模式下,金融供求之间的非平衡关系以及融资模式的问题尚未得到有效解决,导致金融服务实体经济存在诸多不足^[5]。数字金融作为一种科技赋能的新型金融模式,不仅可以解决

① 收稿日期: 2022-07-07; 修订日期: 2024-06-04。

基金项目: 国家自然科学基金资助项目(71725002; 72031001; 72002007; 72372006); 北京市自然科学基金资助项目(9242008); 教育部人文社会科学研究项目(25YJC630161)。

通讯作者: 邓路(1979—), 男, 辽宁本溪人, 博士, 教授, 博士生导师。Email: denglu@buaa.edu.cn

金融服务与实体经济之间的结构性矛盾^[12]，还能发挥外部治理机制的作用，有助于提升微观企业的治理水平和战略决策的质量^[13, 14]。党的二十大报告中提出，“以中国式现代化全面推进中华民族伟大复兴”的战略目标，其中“治理现代化”不仅是中国式治理现代化的重要内容^[15, 16]，也是建设世界一流企业的重要维度。鉴于公司治理效应的现实价值，其中盈余管理作为公司治理机制研究的核心领域，一直是学界和实务界的关注焦点。在中国数字金融的快速发展及国家治理现代化进程加速的背景下，深入探讨数字金融与企业盈余管理之间的关系显得尤为重要与迫切。因此，本文旨在对这一领域进行探索性研究。

从理论上分析，盈余管理主要由企业内外部信息不对称所致^[17]。数字金融通过改善企业内外部信息不对称，尤其是通过增强外部投资者与债权人的信息识别和监督能力，以及缓解企业的融资约束，有效抑制企业的盈余管理行为。首先，结合信息不对称理论和代理理论，数字金融集成区块链、大数据、人工智能等先进技术，确保财务数据的完整性与不可篡改性。它通过深度挖掘企业数据，减少管理层的信息优势，增强外界对企业异常经营活动及潜在盈余管理行为的识别能力。这种方式从事前预防和事后监督两个层面抑制了盈余管理行为（信息监督路径）。其次，从融资需求理论视角出发，外部融资需求是推动企业进行盈余管理的关键因素之一。数字金融通过信贷资源支持、信贷配置效率提升和融资成本降低，缓解企业融资约束，从而在实施动因上降低了企业的盈余管理程度（融资约束路径）。

为了验证上述研究问题，本文选取2011年—2018年中国沪深两市A股上市公司的数据，并借助中国数字普惠金融指数，实证检验了数字金融对公司盈余管理的影响及其内在机理。研究结果表明，数字金融能有效降低公司的盈余管理程度，显著发挥公司治理效应。深入分析显示，此治理效应在金融监管较为严格的区域和内部控制更为完善的公司中更为明显。深入分析数字金融的发展阶段、结构和区域分布发现，近些年数字金融的“使用深度”维度所发挥治理效应不断凸显，而且数字金融产生的治理效应存在“区域化差异”的特征。此外，机制检验揭示，数字金融主要通过加

强信息监督 and 缓解融资约束来减少公司的盈余管理行为。在进行多项稳健性检验和内生性控制之后，上述研究结论依然成立。

本文的边际贡献主要体现在以下三个方面：首先，本研究丰富了关于数字金融对微观经济效应的研究。尽管现有文献已经从宏观层面探讨了数字金融与经济发展、区域不平等、区域创业以及金融需求等方面的关系^[2, 7, 9, 18, 19]，但关于数字金融微观经济效应的相关研究仍相对有限^[5, 11]。本文从公司治理的角度出发，考察了数字金融在盈余管理方面的作用，并基于“信息监督”与“融资约束”两个路径，探讨了数字金融如何影响盈余管理的潜在机制。研究结论为金融科技在数字经济背景下提升公司治理效应提供了新的理论视角。

其次，本研究拓展了盈余管理影响因素的研究视野。虽然已有文献探讨了融资需求、资本市场的期待、高管和大股东的需求、政策不确定性等^[20, 21]因素对盈余管理的影响，但从区域数字金融发展这一宏观外部环境出发考察微观企业盈余管理的研究仍相对较少。本文利用中国数字普惠金融指数，考察了数字金融发展对盈余管理的具体影响，丰富了大数据时代公司治理的内涵。

最后，本文的实证结果具有明显的现实价值和政策意义。本研究的基本发现有助于政府更全面地预期和评估数字金融相关政策产生的经济后果，为深化金融供给侧结构性改革、推动中国经济高质量发展提供了实证支持和政策建议。此外，研究指出，数字金融的发展不仅需要扩大覆盖范围，还需深度挖掘潜能，并强调了采用动态、结构化和区域化的发展策略的重要性。本文还突出了内部与外部治理机制在发挥数字金融治理效应中的协同作用，为数字金融未来的发展方向提供了参考。

1 文献综述

本文的研究主要与数字金融的经济后果以及盈余管理的影响因素两大领域的文献相关联。

1.1 数字金融的经济后果研究

关于数字金融产生的经济效应，现有研究主要集中在其对宏观层面影响，并从经济学及金融

学视角得到诸多有益结论。

首先,经济学领域的研究表明,数字金融的发展对经济增长、创业、居民消费和家庭收入等方面具有显著的积极影响。在中国,宋晓玲^[8]利用数字普惠金融指数的研究发现,数字金融在缩小城乡收入差距方面起到了积极作用。杨佳等^[10]的研究表明,数字金融可以提升创业概率,尤其是信贷业务对创业的积极影响更加明显。易行健和周利^[18]发现,数字金融促进了居民消费水平的提升,这一正向影响在不同地区及收入层次中表现不同。张勋等^[2]的研究进一步证实了数字金融对创业的促进作用,并指出其对农村低收入家庭收入的提升作用。此外,黄益平和黄卓^[22]对中国数字金融的发展历程及未来展望进行了全面讨论。

其次,金融学从不同角度分析了数字金融的影响。例如,Maskara等^[23]、傅秋子和黄益平^[9]指出数字金融的发展改变了农村的信贷结构,降低了生产性正规信贷的需求,同时提升了消费性信贷的需求。Fuster等^[24]通过分析美国抵押贷款市场的借贷数据,展示了数字金融如何提升金融中介效率及降低违约率。Li等^[25]与Wang等^[26]的研究则显示,数字金融不仅促进了家庭消费升级,还积极调整了家庭的债务比率。此外,研究者还深入探讨了数字金融对货币政策传导机制、银行风险承担行为、银行效率以及网络借贷市场的风险^[27-29]。Goldstein等^[3]总结了金融科技领域的最新文献,并展望了未来研究的发展方向。

综上所述,尽管数字金融领域的研究主要聚焦于其对经济发展、区域不平等和企业创业的宏观关系,针对其经济效应的微观机制的研究相对较少。例如,唐松等^[5]揭示了数字金融发展对企业创新的积极作用,黄锐等^[11]则提供了金融科技缓解企业融资约束的具体证据。鉴于盈余管理是企业治理研究的重要领域,直接影响资本市场的有效性和投资者利益,政府、产业界及学术界对企业的盈余管理行为给予了极大关注。然而,当前数字金融领域的研究尚未能充分探讨这一领域的微观治理效应,因此本文将尝试从盈余管理的角度,对数字金融的微观治理功能展开实证分析。

1.2 盈余管理的动机和影响因素研究

1) 盈余管理的动机

盈余管理的动机主要可以概括为三个方面:

①响应资本市场的需求和期望;②满足公司自身的融资需求;③考虑大股东及管理层的利益诉求。

首先,针对资本市场的需求和期望,Dechow等^[30]、陆瑶等^[31]、柳建华等^[32]研究表明,公司在面临亏损时通过盈余管理来实现扭亏为盈;而在高盈利情况下,则通过盈余管理来平滑利润,防止利润下滑,这种行为常被称为“业绩粉饰”。进一步的研究揭示,非经常性损益在上市公司扭亏过程中的作用明显,且其影响力超过了扣除非经常性损益后的操控性应计利润。其次,关于公司自身的融资活动,上市公司通过盈余管理在配股和定向增发过程中获取更高的市场估值,并在首次公开发行(IPO)过程中获得更高的发行价格。同时,为了获取政府补贴,上市公司也可能采取盈余操纵。最后,从大股东和管理层的利益诉求角度分析,管理层可能通过盈余管理获取更高的薪酬^[33]、减轻离职风险^[34]等。此外,为了满足控股股东的利益输送需求^[20]、实现避税^[35]等目的,也可能采取相应的盈余管理措施。

2) 盈余管理的影响因素

盈余管理的影响因素涵盖广泛,包括宏观层面(如经济周期、政策不确定性等)和微观层面(如产权性质、监督的有效性、利益相关者等方面)。

首先,在宏观层面,陈德球和陈运森^[21]从“政策不确定性”的视角出发,基于地方领导人变更这一“准自然实验”发现,当区域领导人变更产生政策不确定时,区域内的公司会提高盈余管理程度,以降低未来可能增加的政策性成本。类似地,Yung和Root^[36]基于全球样本的研究进一步表明,由政策不确定性引发的公司盈余管理行为严重损害了公司价值。此外,Huang等^[37]的研究显示,公司面临的外部法律诉讼风险在一定程度上会制约公司的盈余管理行为。

其次,在微观层面,公司自身的产权属性是盈余管理行为的一个重要影响因素。在内部治理良好的公司中,盈余管理行为得到了相对缓解^[38]。同时,公司战略经营决策^[39-42]和监督的有效性^[43]也是影响盈余管理的重要因素。此外,公司的利益相关者,例如高管的个人特质(如能力、任期等)和大客户的特征,均对公司的盈余管理产生显著影响^[44-46]。

综上所述,公司的盈余管理动机和影响因素多样化.在大数据、人工智能、区块链等信息技术迅速发展的背景下,对于数字金融是否能在微观层面影响公司盈余管理及其作用方式,现有研究尚未有充分认识,这也是本文研究的重点之一.在外部技术环境发生巨变的背景下,数字金融的兴起无疑会对公司行为和决策产生深远影响.相较于公司的投资、研发等财务决策,公司治理问题则是更为基础和重要的议题.

2 理论分析与研究假说

在经济学与财务管理领域,盈余管理是企业通过调整财务报告与决策,以影响所报告的盈余来达到特定目标的一种策略.根据激励契约理论、债务契约理论及市场期望理论,管理层薪酬与公司的财务表现紧密相关.由于薪酬与盈余或股价的密切联系,管理层可能采取盈余管理手段来提升自身薪酬.此外,当公司实际绩效未能达到市场预期时,管理层可能会通过“美化”财务报告来避免股价下跌.在面临违反债务契约的风险,以及为避免财务困境或职位风险时,管理层同样可能采用盈余管理手段^[33, 34].基于信息不对称的理论框架^[47],企业内外部信息的不对称为管理层实施盈余管理提供了便利,这突显了识别与监督管理层行为的重要性,并从动因上弱化盈余管理的必要性^[30].

数字金融通过将互联网、区块链、大数据、人工智能等数字技术应用于金融行业,推动了金融产品、服务及业态的创新,同时促进了银行与保险公司在流程改造和产品创新方面的技术运用.盈余管理主要源自企业内外部信息的不对称,而数字金融能够通过技术手段有效缓解这一不对称性,从而在很大程度上抑制盈余管理行为^[13, 48].具体而言,数字金融技术的应用提高了企业财务信息的处理、分析和传递速度及准确性,也增强了外部监管机构与投资者对企业财务状况的识别和监控能力.依据信号传递理论,高质量的财务信息披露可以作为积极信号,改善企业与外部投资者及债权人的关系,进而有助于降低企业融资成本和削弱盈余管理的动机.因此,本文从“信息监

督”与“融资约束”两个路径探讨了数字金融对企业盈余管理的影响及其治理效应.

2.1 信息监督路径

若要有效制约企业的盈余管理行为,增强外界的识别和监督能力至关重要.这种能力可以帮助市场和监管机构更有效地揭示企业的盈余管理行为,进而提高企业从事盈余管理的成本及风险^[49].在中国的资本市场环境下,外界的识别与监督能力面临众多挑战.首先,代理理论指出,管理层与股东之间可能因利益冲突而产生盈余管理行为,而这种冲突可能由于我国制度环境和市场结构的特殊性而更为严重^[50].其次,由于市场监管机制相对不够健全及信息披露制度有待完善,外界识别和监督盈余管理的难度因而加大^[51].此外,根据信息不对称理论,企业掌握的内部信息多于市场和监管机构,这削弱了后者对企业财务状况的准确评估能力,从而降低了监督效率^[52].中国资本市场的某些特性,如股权结构的集中与内部人控制,可能进一步加剧信息不对称^[52].同时,中小投资者在我国资本市场中占据较大比例,其甄别市场信息和获取私有信息的能力相对较弱,这限制了他们识别企业盈余管理活动的能力^[53].根据经济学中的事前预防与事后监督理论,提升识别和监督能力的成本也相对较高.例如,完善市场监管机制、提升信息披露的质量与透明度、以及通过培训和引导市场参与者提高对企业盈余管理的识别能力,都需要大量的资源投入.因此,强化外界对企业盈余管理的信息监督是一个亟待解决的重要现实问题.

数字金融的发展为解决当前经济困境提供了新的思路.通过整合互联网、区块链、大数据及人工智能等前沿技术,数字金融推动了金融行业产品、服务及业态的创新.这些技术的应用不仅转变了金融市场的运作模式,还为监管机构和投资者提供了新的工具和方法,进而增强了对企业盈余管理的识别和监督能力.首先,区块链技术在缓解管理层与股东之间的信息不对称问题方面发挥了显著作用.它通过确保财务数据的完整性与不可篡改性,为市场参与者和监管机构提供了准确且可信的信息基础^[54].从代理理论的视角出发,这种技术显著减轻了管理层的信息优势,从而降低了企业盈余管理的可能性.其次,大数据和人工智

能技术的运用极大增强了市场和监管机构对企业异常经营活动及潜在盈余管理行为的识别能力^[14, 55, 56]。这些技术通过深入挖掘和分析企业的实时经营数据,减少了信息不对称,为市场参与者提供了更全面和真实的企业运营信息,从而加强了对企业盈余管理行为的监控。进一步地,数字金融技术帮助市场参与者和监管机构建立了企业绩效评估模型,通过比较分析来评估企业财务数据的真实性^[57, 58]。此类比较分析方法能更准确地识别潜在的盈余管理行为。最后,数字金融技术的应用可能提高企业的违规成本,迫使企业主动提升信息披露的数量和质量,从而增加企业信息的透明度^[59]。随着企业信息透明度的提升,外部投资者、债权人等利益相关者的监督能力亦随之增强^[60, 61],形成了一个良好的信息环境,有助于抑制企业的盈余管理行为。综合来看,通过事前预防和事后监督的双重策略,数字金融环境下的监督机制为遏制企业盈余管理行为提供了有力的支持。

2.2 融资约束路径

外部融资需求是企业盈余管理的关键动机之一。在融资需求理论的框架下,从权益融资角度出发,在中国证券市场的严格监管下,上市公司进行首次公开募股(IPO)或增发等权益性融资活动,均需经历严格的审批流程。为了避免因财务困境而遭到特殊处理、暂停上市甚至终止上市的风险,上市公司在这种融资压力的驱动下,往往通过盈余管理来追求利益最大化^[62, 63]。在债务融资方面,具有融资需求的公司通常采用美化财务报表的手段,以增强与金融机构的债务谈判力,从而向银行等债权人传递有利的盈利信息。对此,数字金融通过提升信贷资源配置的效率和降低融资成本,有助于降低企业盈余管理的程度。

1)从扩大融资规模和渠道的角度进行分析:数字金融能够增强银行及其他金融机构的资金筹集能力,并提供多样化的融资渠道,以满足企业的融资需求。首先,金融结构可分为资本市场主导型金融结构与银行主导型金融结构。中国属于典型的银行主导型金融结构。鉴于传统金融机构的资

金来源较为有限,现实中的金融市场不完善在一定程度上制约了金融系统的规模效应^[64]。然而,数字金融通过金融中介功能的加强,利用创新金融工具(如智能投顾、供应链金融、消费金融等)为资金需求者提供高效、多元的金融资源,从而扩大金融资源的规模和渠道^[56],并提高资本的流动性^[65]。其次,基于资源配置理论,以往被忽视的零散和小众金融业务得以进入金融市场,使金融资源得到更充分的利用^[66],从而为公司提供更多样化的融资渠道和更充裕的资金支持^[67-69]。此外,金融科技在微观层面改变了传统的融资和支付方式,突破了地理空间的限制,实现了资本市场上借贷双方需求的直接对接,进一步提高了企业融资的可获得性^[70, 71]。在满足企业融资需求的基础上,企业可能会减少基于融资需求的盈余管理行为。

2)从提升信贷配置效率及降低融资成本的视角分析:根据经典的微观银行理论,银行与企业之间的信息不对称可能导致逆向选择与道德风险,从而引发信贷配给问题^[71]。鉴于中国资本市场仍然处于发展进程中^[72],信息不对称加剧了企业信贷配置低效问题^[73]。此外,交易成本等因素导致企业面临内外部资本市场资金成本的显著差异,进而不得不承担更高的外部资本成本,从而形成严峻的融资约束^[31]。在这种融资约束的背景下,企业可能采取盈余管理行为。数字金融在此领域的贡献主要表现在两个方面:首先,数字金融能够优化金融机构的信贷审批流程与速度^[66],现有研究已证实此观点^[74]。例如,Huang等^[72]使用小额贷款数据发现,数字金融能够将传统金融体系下的银行贷款审核与发放时间从数月缩短至几秒钟。其次,数字金融有助于降低企业及债权人在资金获取过程中的信息搜索成本与信息交互成本。金融的核心功能在于资金流通,但信息不对称常常降低传统金融的运作效率。数字金融利用现代科技手段,能够在横向与纵向维度进行动态、实时的智能监测^[11],及时掌握企业的经营状况与财务状况,同时对大量信息进行全面的梳理、分析与深度整合。这不仅有助于金融机构改善信用评估与

风险控制系统,还能助力于对长尾客户的信贷需求进行有效甄别^[75]。

综上,数字金融通过提升外界的识别和监督能力以及缓解企业的融资约束,降低了企业基于信息不对称和融资需求动机实施盈余管理的可能性。据此,本文提出如下的研究假设:

H1 在其他条件一定的前提下,数字金融会降低公司的盈余管理程度。

3 研究设计

3.1 研究样本

本研究选取2011年—2018年间中国A股上市公司作为初始样本,数字金融指数起始于2011年。参照前人研究^[2, 5]及常规研究方法,本文在明确研究目的的基础上对样本进行筛选:一是剔除金融和房地产等特殊行业的样本;二是排除当年新上市、已退市或暂停上市的公司;三是剔除主要变量数据缺失的样本。经过这一系列筛选,最终得到了15 586个公司-年度的观测值。为了减少极端值对研究结果的影响,对所有连续变量进行了1%水平的缩尾处理。本文所用的公司财务数据来源于CSMAR数据库,而数字金融指数则引自北京大学“数字金融与普惠金融指数”。

3.2 变量构造与模型设计

1) 被解释变量

盈余管理程度($EM1$ 、 $EM2$ 、 $EM3$):借鉴已有研究^[42],综合采用修正Jones模型^[76]、DD模型^[77]、以及McNichols模型^[78]三种计量方式。此外,为了提高研究的稳健性,本研究还引入陆建桥模型^[79]及非线性模型进行进一步的稳健性检验。具体而言,前三种方法的估计模型如下

$$\frac{TA_{i,t}}{A_{i,t-1}} = \beta_0 \frac{1}{A_{i,t-1}} + \beta_1 \frac{\Delta REV_{i,t} - \Delta REC_{i,t}}{A_{i,t-1}} + \beta_2 \frac{PPE_{i,t}}{A_{i,t-1}} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

$$\frac{TA_{i,t}}{A_{i,t-1}} = \gamma_0 \frac{1}{A_{i,t-1}} + \gamma_1 \frac{CFO_{i,t-1}}{A_{i,t-1}} + \gamma_2 \frac{CFO_{i,t}}{A_{i,t-1}} + \gamma_3 \frac{CFO_{i,t+1}}{A_{i,t-1}} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

$$\frac{TA_{i,t}}{A_{i,t-1}} = \kappa_0 \frac{1}{A_{i,t-1}} + \kappa_1 \frac{\Delta REV_{i,t} - \Delta REC_{i,t}}{A_{i,t-1}} + \kappa_2 \frac{PPE_{i,t}}{A_{i,t-1}} + \kappa_3 \frac{CFO_{i,t-1}}{A_{i,t-1}} + \kappa_4 \frac{CFO_{i,t}}{A_{i,t-1}} + \kappa_5 \frac{CFO_{i,t+1}}{A_{i,t-1}} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

其中 TA 代表公司总应计利润,计算公式 = 营业利润 - 经营活动现金流净额, A 表示公司年末资产总额, ΔREV 为年度营业收入的变动额, ΔREC 表示年度应收账款的变动额, PPE 指的是公司固定资产的净额, CFO 为经营活动产生的现金流量净额。依据上述模型,计算各模型的回归残差 ε 的绝对值,并以 $EM1$ 、 $EM2$ 、 $EM3$ 分别表示公司的绝对操纵应计,变量越大,表示公司盈余管理的程度越高。

2) 解释变量

数字金融(DF):借鉴已有研究^[5, 80, 81],本文利用北京大学互联网金融研究中心发布的“数字金融普惠金融指数”来衡量中国各省级及市级地区的数字金融发展程度。为更准确地反映区域数字金融的发展水平,本研究在实证分析主体部分采用市级数据作为数字金融的代理变量,并进行归一化处理,其中变量值越大,表示其数字金融发展程度越高。在稳健性检验中,进一步使用省级数据进行分析。

此外,本文还进一步考察了数字金融普惠金融指数的三个分解指标:覆盖广度指数($DF_breadth$)、使用深度指数(DF_depth)、数字化程度指数(DF_digit)。

3) 控制变量

影响盈余管理的因素还有很多,参照以往研究^[31, 42],本文引入了如下控制变量:公司规模($Size$)、资产负债率(Lev)、资产收益率(ROA)、公司成长性($Growth$)、公司价值($Tobin$)、董事会规模($Board$)、独立董事比例($Indep$)、事务所类型($Big4$)、大股东持股比例($FShare$)、机构持股比例($IShare$)、产权性质(SOE)、公司战略($Stra$)和经济发展水平(GDP)。变量的详细定义如表1所示。

表1 主要变量定义

Table 1 Definition of main variables

| 变量 | 定义 | 变量解释 |
|-------------------|--------|---------------------------------------|
| <i>EM1</i> | 盈余管理程度 | 基于 Dechow 修正后的 Jones 模型计算的公司操控性应计的绝对值 |
| <i>EM2</i> | | 基于 Dechow 和 Dichev 模型计算的公司操控性应计的绝对值 |
| <i>EM3</i> | | 基于 McNichols 模型计算得到的公司操控性应计的绝对值 |
| <i>DF</i> | 数字金融 | 市级层面的“数字金融普惠金融指数”,并进行归一化处理 |
| <i>DF_breadth</i> | 覆盖广度 | “数字金融普惠金融指数”中的“覆盖广度指数” |
| <i>DF_depth</i> | 使用深度 | “数字金融普惠金融指数”中的“使用深度指数” |
| <i>DF_digit</i> | 数字化程度 | “数字金融普惠金融指数”中的“数字化程度指数” |
| <i>Size</i> | 公司规模 | 年末资产总额取自然对数 |
| <i>Lev</i> | 资产负债率 | 年末负债总额/资产总额 |
| <i>ROA</i> | 资产收益率 | 年末净利润/资产总额 |
| <i>Growth</i> | 成长性 | 公司营业收入增长率 |
| <i>Tobin</i> | 公司价值 | (股权市值 + 债务面值)/总资产 |
| <i>Board</i> | 董事会规模 | 董事会人数取自然对数 |
| <i>Indep</i> | 独董比例 | 独立董事占董事会人数比例 |
| <i>Big4</i> | 事务所类型 | 若公司聘请的“四大”会计师事务所,变量定义为1,否则为0 |
| <i>FShare</i> | 大股东持股 | 第一大股东持股比例 |
| <i>IShare</i> | 机构持股 | 机构投资者的持股比例 |
| <i>SOE</i> | 产权性质 | 产权性质为国有企业,变量定义为1,否则为0 |
| <i>Stra</i> | 公司战略 | 借鉴孙健等(2016)衡量方法,变量取值范围在0~24之间 |
| <i>GDP</i> | 经济发展水平 | 区域人均GDP取自然对数 |

为了研究数字金融对盈余管理的影响,构建如下的回归模型

$$EM_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 DF_{i,t} + \sum \alpha_i Controls_{i,t} + Industry + Year + Location + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

其中 *EM* 为企业的盈余管理程度(分别以 *EM1*、*EM2*、*EM3* 列示), *DF* 为数字金融的代理变量, *Controls* 为前述控制变量,模型中的 *Location*、*Industry* 和 *Year* 分别代表区域、行业和年度固定效应。

4 实证结果分析

4.1 样本分布

表2展示了变量的描述性统计结果。该表显示,被解释变量“盈余管理”的均值及中位数分别为0.057(0.040)、0.083(0.050)、0.065(0.045),关键解释变量“数字金融”(DF)的均值和中位数则为0.488和0.505。此外,表2还列出了

其他相关变量的描述性统计数据,这些数据均处于正常范围内,并与现有研究结果一致。这表明,在对连续变量执行缩尾处理后,数据不再受极端值的影响。

4.2 基本回归结果

表3详细列出了“数字金融-盈余管理”间关系的基本回归结果。通过应用修正 Jones 模型、DD 模型及 McNichols 模型三种方法衡量“盈余管理”(EM),结果显示数字金融(DF)的系数在5%的显著性水平上为负,这一结果表明数字金融的发展有助于抑制企业的盈余管理行为。

在控制变量方面,结果显示,当企业的资产负债率(*Lev*)较高、成长性(*Growth*)较好时,更倾向于进行盈余管理;而企业规模(*Size*)较大、资产收益率(*ROA*)较高、董事会规模(*Board*)较大以及由“四大”会计师事务所(*Big4*)审计的公司,其盈余管理程度较低。这些发现与已有文献^[31, 42]的结论保持一致。

表2 变量的描述性统计

Table 2 Descriptive statistics of the variables

| 变量 | 观测值 | 均值 | 标准差 | 最小值 | 中位数 | 最大值 |
|-------------------|--------|--------|-------|--------|--------|--------|
| <i>EM1</i> | 15 586 | 0.057 | 0.056 | 0.000 | 0.040 | 0.268 |
| <i>EM2</i> | 15 586 | 0.083 | 0.102 | 0.000 | 0.050 | 0.537 |
| <i>EM3</i> | 15 586 | 0.065 | 0.064 | 0.000 | 0.045 | 0.329 |
| <i>DF</i> | 15 586 | 0.488 | 0.219 | 0.000 | 0.505 | 1.000 |
| <i>DF_breadth</i> | 15 586 | 0.527 | 0.217 | 0.000 | 0.553 | 1.000 |
| <i>DF_depth</i> | 15 586 | 0.416 | 0.220 | 0.000 | 0.385 | 1.000 |
| <i>DF_digit</i> | 15 586 | 0.442 | 0.226 | 0.000 | 0.390 | 1.000 |
| <i>Size</i> | 15 586 | 22.198 | 1.287 | 19.213 | 22.019 | 25.851 |
| <i>Lev</i> | 15 586 | 0.430 | 0.208 | 0.052 | 0.426 | 0.841 |
| <i>ROA</i> | 15 586 | 0.039 | 0.046 | -0.104 | 0.035 | 0.156 |
| <i>Growth</i> | 15 586 | 0.174 | 0.343 | -0.399 | 0.114 | 1.498 |
| <i>Tobin</i> | 15 586 | 2.076 | 1.244 | 0.897 | 1.689 | 7.834 |
| <i>Board</i> | 15 586 | 2.143 | 0.199 | 1.609 | 2.197 | 2.708 |
| <i>Indep</i> | 15 586 | 0.374 | 0.054 | 0.182 | 0.333 | 0.571 |
| <i>Big4</i> | 15 586 | 0.055 | 0.228 | 0.000 | 0.000 | 1.000 |
| <i>FShare</i> | 15 586 | 0.353 | 0.150 | 0.090 | 0.334 | 0.758 |
| <i>IShare</i> | 15 586 | 0.068 | 0.069 | 0.000 | 0.047 | 0.343 |
| <i>SOE</i> | 15 586 | 0.406 | 0.491 | 0.000 | 0.000 | 1.000 |
| <i>Stra</i> | 15 586 | 11.999 | 3.420 | 0.000 | 12.000 | 24.000 |
| <i>GDP</i> | 15 586 | 11.027 | 0.422 | 9.706 | 11.058 | 11.851 |

表3 数字金融对盈余管理的影响：基本回归结果

Table 3 The impact of digital finance on earnings management: Basic regression results

| 变量 | (1) | (2) | (3) |
|---------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | <i>EM1</i> | <i>EM2</i> | <i>EM3</i> |
| <i>DF</i> | -0.014 ** (-2.24) | -0.027 ** (-2.19) | -0.017 ** (-2.30) |
| <i>Size</i> | -0.005 *** (-8.28) | -0.005 *** (-4.31) | -0.001 (-0.87) |
| <i>Lev</i> | 0.036 *** (10.32) | -0.009 (-1.53) | -0.002 (-0.50) |
| <i>ROA</i> | -0.066 *** (-4.28) | -0.084 *** (-3.69) | -0.069 *** (-3.70) |
| <i>Growth</i> | 0.019 *** (10.21) | 0.052 *** (14.05) | 0.038 *** (14.71) |
| <i>Tobin</i> | 0.002 *** (3.49) | 0.001 (1.15) | 0.003 *** (4.11) |
| <i>Board</i> | -0.005 (-1.57) | -0.017 *** (-2.99) | -0.010 *** (-2.64) |
| <i>Indep</i> | 0.011 (1.06) | 0.006 (0.30) | -0.034 *** (-2.66) |
| <i>Big4</i> | -0.003 (-1.22) | -0.009 *** (-2.67) | -0.012 *** (-5.03) |
| <i>FShare</i> | 0.003 (0.93) | 0.019 *** (3.05) | 0.012 *** (2.60) |

续表 3

Table 3 Continues

| 变量 | (1) | (2) | (3) |
|----------------------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | <i>EM1</i> | <i>EM2</i> | <i>EM3</i> |
| <i>IShare</i> | -0.001 (-0.08) | 0.014 (1.02) | 0.023 ** (2.29) |
| <i>SOE</i> | -0.004 *** (-3.56) | -0.007 *** (-2.98) | -0.007 *** (-4.36) |
| <i>Stra</i> | 0.000 (0.44) | -0.000 (-0.55) | 0.000 (0.81) |
| <i>GDP</i> | 0.003 (0.29) | 0.013 (0.80) | 0.025 * (1.90) |
| <i>Constant</i> | 0.124 (1.17) | 0.057 (0.32) | -0.164 (-1.15) |
| <i>Year/Industry/Location FE</i> | Yes | Yes | Yes |
| <i>N</i> | 15 586 | 15 586 | 15 586 |
| <i>Adj_R²</i> | 0.188 | 0.167 | 0.192 |

注：括号内为公司层面聚类调整后的 *t* 值，***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 水平下显著，下表同。

5 稳健性检验与内生性控制

5.1 稳健性检验

为了增强研究结论的稳健性，本文采取了多种方式对稳健性进行检验，包括替换解释变量和被解释变量的衡量指标、剔除某些影响因素以及调整回归模型。

1) 被解释变量的衡量

首先，除了主回归模型中使用的三种“盈余管理”衡量方法外，本文分别运用陆建桥模型和非线性模型进行稳健性检验。具体模型设置如下，见模型(5)与模型(6)。其中 *IA* 表示无形资产、投资性房地产、商誉及其他非流动资产之和；*DCFO_{*i,t*}* 为虚拟变量，若 *CFO_{*i,t*}* < 0，*DCFO_{*i,t*}* 赋值为 1，否则为 0。其他变量定义与前文相同，故不再赘述。根据这两个模型计算出的回归残差 ε 的绝对值，并以 *EM_Lu* 和 *EM_Nonlinear* 表示，重新回归后的结果显示于表 4 的 Panel A 前两列。

$$\frac{TA_{i,t}}{A_{i,t-1}} = \eta_0 \frac{1}{A_{i,t-1}} + \eta_1 \frac{\Delta REV_{i,t} - \Delta REC_{i,t}}{A_{i,t-1}} +$$

$$\eta_2 \frac{PPE_{i,t}}{A_{i,t-1}} + \eta_3 \frac{IA_{i,t}}{A_{i,t-1}} + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

$$\frac{TA_{i,t}}{A_{i,t-1}} = \zeta_0 \frac{1}{A_{i,t-1}} + \zeta_1 \frac{CFO_{i,t-1}}{A_{i,t-1}} + \zeta_2 \frac{CFO_{i,t}}{A_{i,t-1}} +$$

$$\zeta_3 \frac{CFO_{i,t+1}}{A_{i,t-1}} + \zeta_4 \frac{DCFO_{i,t}}{A_{i,t-1}} +$$

$$\zeta_5 \frac{DCFO_{i,t} \times CFO_{i,t}}{A_{i,t-1}} + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

其次，参照陆瑶等^[31]的研究，采用先前模型(1)~模型(3)中未取绝对值的残差作为“盈余管理”的代理变量。重新进行回归后，结果如表 4 的 Panel A 第(3)列~第(5)列所示。综合表 4 中 Panel A 的实证结果，可以看出，数字金融(*DF*)的系数持续显著为负，这表明本文对被解释变量的衡量方式保持稳健。

2) 解释变量的衡量

本研究参考唐松等^[5]和钱海章等^[80]的方法，将经归一化处理的省级“数字金融普惠金融指数”(DF_province)作为衡量指标。实证结果显示(见表 4 中的 Panel B)，研究结论对于所采用的解释变量衡量方法具有稳健性。

表4 稳健性检验一

Table 4 Robustness test I

| Panel A: “盈余管理”变量替换 | | | | | |
|----------------------------------|----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|---------------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
| | <i>EM_Lu</i> | <i>EM_Nonlinear</i> | <i>Residual_Jones</i> | <i>Residual_DD</i> | <i>Residual_McNichols</i> |
| <i>DF</i> | -0.011 * (-1.85) | -0.001 ** (-2.08) | -0.021 * (-1.92) | -0.014 *** (-2.77) | -0.021 ** (-2.35) |
| 控制变量 | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| <i>Year/Industry/Location FE</i> | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| <i>N</i> | 15 586 | 15 586 | 15 586 | 15 586 | 15 586 |
| <i>Adj_R²</i> | 0.186 | 0.153 | 0.179 | 0.150 | 0.189 |
| Panel B: “数字金融”变量替换 | | | | | |
| | (1) | (2) | (3) | | |
| | <i>EM1</i> | <i>EM2</i> | <i>EM3</i> | | |
| <i>DF_province</i> | -0.021 ** (-2.28) | -0.034 *** (-2.86) | -0.025 *** (-2.66) | | |
| 控制变量 | Yes | Yes | Yes | | |
| <i>Year/Industry/Location FE</i> | Yes | Yes | Yes | | |
| <i>N</i> | 15 586 | 15 586 | 15 586 | | |
| <i>Adj_R²</i> | 0.178 | 0.168 | 0.173 | | |

3) 宏观和区域因素的影响

首先,参照唐松等^[5]的研究,考察数字金融发展与宏观金融态势(如金融冲击)的关联性。例如,2015年中国股市的急剧波动可能对数字金融

的发展产生影响。为排除此类宏观事件的影响,本研究剔除了2015年及之后可能受股灾持续影响的数据样本,并重新进行回归分析。实证结果(见表5的Panel A前三列)验证了本文的研究结论稳健性。

表5 稳健性检验二

Table 5 Robustness test II

| Panel A: 剔除部分因素的影响 | | | | | | |
|----------------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| | 消除我国“股灾”的影响 | | | 消除经济特殊性的影响 | | |
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| | <i>EM1</i> | <i>EM2</i> | <i>EM3</i> | <i>EM1</i> | <i>EM2</i> | <i>EM3</i> |
| <i>DF</i> | -0.008 ** (-2.15) | -0.024 * (-1.97) | -0.014 ** (-2.18) | -0.012 ** (-2.18) | -0.016 ** (-2.08) | -0.015 ** (-2.33) |
| 控制变量 | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| <i>Year/Industry/Location FE</i> | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| <i>N</i> | 7 730 | 7 730 | 7 730 | 12 547 | 12 547 | 12 547 |
| <i>Adj_R²</i> | 0.188 | 0.165 | 0.163 | 0.172 | 0.156 | 0.166 |
| Panel B: 固定效应控制 | | | | | | |
| | (1) | (2) | (3) | | | |
| | <i>EM1</i> | <i>EM2</i> | <i>EM3</i> | | | |
| <i>DF</i> | -0.007 ** (-2.00) | -0.018 ** (-2.11) | -0.010 * (-1.90) | | | |
| 控制变量 | Yes | Yes | Yes | | | |
| <i>Year/Firm FE</i> | Yes | Yes | Yes | | | |
| <i>N</i> | 15 586 | 15 586 | 15 586 | | | |
| <i>Adj_R²</i> | 0.202 | 0.208 | 0.213 | | | |

其次,中国的直辖市在经济上具有特殊性,为避免这些区域特性对数字金融与盈余管理间关系的影响,本文剔除了北京市、上海市、天津市、重庆市四个直辖市的样本后再次进行回归,其实证结果(见表5的Panel A后三列)显示,剔除这些特殊因素后,数字金融(DF)的系数依然显著且为负,从而支持了本文的研究结论。

4) 模型设定问题

在本研究的基本实证模型中,已控制了时间、区域和行业的固定效应。为了进一步消除可能影响数字金融与盈余管理关系的公司层面静态因素(如公司文化等),本文进一步控制了公司固定效应。回归结果(见表5的Panel B)表明,尽管统计显著性水平略有差异,数字金融(DF)的影响系数仍显著为负,证明本研究结论的稳健性。

5.2 内生性控制

在本研究的情境中,可能存在两类内生性问题。首先,尽管已通过稳健性检验剔除了宏观和区域层面的影响因素,但仍可能存在因“公司盈余管理水平较低的地区,数字金融发展更为先进”的反向因果关系所引发的内生性问题。其次,研究关注的解释变量“数字金融”可能本身具有内生性和非随机性,因而可能受自选择偏误的影响。为此,本文采取以下三种方法控制内生性问题。

1) 工具变量法

借鉴相关领域文献,本文采用两个工具变量进行分析:

第一,互联网普及率(Web)。借鉴已有研究^[10, 29],根据中国互联网络信息中心发布的《中国互联网发展状况统计报告》,手工整理出省级层面的互联网普及率数据,用作衡量“数字金融”发展的工具变量,并采用两阶段最小二乘法(2SLS)控制内生性问题。此工具变量的选择基于以下理由:首先,互联网作为基础设施的普及为数字金融的发展提供了必要条件,显示出显著的相关性;其次,前文回归模型已控制影响盈余管理的其他潜在因素,在此基础上,互联网普及率与公司盈余管理之间不存在直接联系,满足外生性条件。

第二,邻近区域的数字金融发展水平($DF_neighbor$)。参照已有文献^[6],选择相同年份所有邻接省份的数字普惠金融指数均值作为另一工具

变量。从本质上看,数字金融是宏观经济变量,而相邻地区通常具有相似的经济水平,由此推断其数字金融的发展水平也应相近,显示了工具变量与研究变量之间存在一定的相关性。同时,邻近地区的数字金融发展水平对本地区公司的经济行为影响较小,满足外生性要求。

如表6的Panel A所示,在第一阶段分析中,互联网普及率(Web)与数字金融(DF)之间呈现出显著的正相关关系,与已有研究结果一致。同时,根据工具变量的 F 值(超过了临界值10),确认了工具变量的相关性。在进行外生性检验时,Hansen检验的结果(p 值为0.372)未拒绝工具变量满足外生性要求的原假设,从而支持了工具变量的有效性。因此,控制了潜在的内生性问题后,研究结论依然稳健且可靠。

2) 双重差分法

2016年国务院制定并发布《推进普惠金融发展规划(2016-2020)》,同时,央行发布了《G20数字金融普惠金融高级原则》。因此,2016年的相关政策颁布和实施对数字金融的发展构成了显著的外生冲击。本研究借鉴钟凯等^[6]、钱海章等^[80]以及李建军和韩珣^[82]的方法,利用2016年数字金融相关政策的外生冲击,构建了双重差分模型。

具体而言,本文构造了时间虚拟变量 $Post$,当研究样本所在的年份为2016年或之后时赋值为1,否则为0。根据钟凯等^[6]以及李建军和韩珣^[82]的研究,中国东部发达地区与中西部欠发达地区在政策影响上存在显著差异。为此,本研究构造了处理组和控制组的虚拟变量 $Treat$,其中公司位于中西部地区的赋值为1,东部地区的赋值为0。该双重差分模型表示如下

$$EM_{i,t} = \delta_0 + \delta_1 Post_t \times Treat_i + \sum \delta_i Controls_{i,t} + Industry + Year + Location + \varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

实证结果如表6的Panel B所示。分析显示,交乘项 $Post \times Treat$ 的系数显著为负,这表明在数字金融的外生政策实施后,位于中西部地区公司在盈余管理程度上相较于东部发达地区显著降低。这一发现与之前的研究结果“数字金融能降低公司的盈余管理程度,从而发挥公司治理作用”相呼应。

3) 倾向得分匹配法(PSM)

根据已有研究^[83, 84]的方法,本研究将样本按数字金融指数的四分位划分为四组.其中,数字金融指数最高的一组被界定为处理组,其余三组合并定义为控制组.接着,利用控制变量估计倾向得分,并通过最邻近匹配法以1:1的比例进行样本匹配,采用无放回抽样方式.匹配后的结果显示偏

差低于5%,表明匹配质量良好.

随后,对通过倾向得分匹配的样本进行再次回归分析,结果展示于表6的Panel C.回归分析表明,关键解释变量数字金融指数(DF)的回归系数在5%的显著性水平上为负,这支持了数字金融降低公司盈余管理行为的假设,即在控制内生性问题后,假设依然成立.

表6 内生性控制的回归结果

Table 6 Regression results accounting for endogeneity

| Panel A: 工具变量法 | | | | |
|---------------------------|-----------------------|-----------------------|----------------------|-----------------------|
| | 第一阶段 | 第二阶段 | | |
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| | DF | EM1 | EM2 | EM3 |
| Web | 0.001 *** (5.29) | — | — | — |
| DF_neighbor | 0.049 *** (8.13) | — | — | — |
| DF | — | -0.062 *** (-2.71) | -0.091 ** (-2.18) | -0.085 *** (-2.59) |
| 控制变量 | Yes | Yes | Yes | Yes |
| Year/Industry/Location FE | Yes | Yes | Yes | Yes |
| F-statistic | 63.210 | — | — | — |
| Hansen test (p-value) | 0.372 | — | — | — |
| N | 15 586 | 15 586 | 15 586 | 15 586 |
| Adj_R ² | 0.642 | 0.176 | 0.167 | 0.175 |
| Panel B: 双重差分模型 | | | | |
| | (1) | (2) | (3) | |
| | EM1 | EM2 | EM3 | |
| Post × Treat | -0.005 *** (-2.66) | -0.003 * (-1.91) | -0.002 ** (-2.07) | |
| 控制变量 | Yes | Yes | Yes | |
| Year/Industry/Location FE | Yes | Yes | Yes | |
| N | 15 586 | 15 586 | 15 586 | |
| Adj_R ² | 0.179 | 0.168 | 0.172 | |
| Panel C: 倾向得分匹配法 | | | | |
| | (1) | (2) | (3) | |
| | EM1 | EM2 | EM3 | |
| DF | -0.016 ** (-2.28) | -0.026 ** (-2.33) | -0.012 ** (-2.10) | |
| 控制变量 | Yes | Yes | Yes | |
| Year/Industry/Location FE | Yes | Yes | Yes | |
| N | 7 768 | 7 768 | 7 768 | |
| Adj_R ² | 0.177 | 0.171 | 0.195 | |

6 进一步分析、作用机制和经济后果

前述结果表明,数字金融显著降低了公司盈余管理行为,从而体现了其在公司治理中的效用.鉴于公司经济行为在目标函数的引导下展现出明显的差异性,且数字金融在其作用过程中可能存在异质性,故本文将探讨“数字金融-盈余管理”之间的关系如何在不同维度上展现差异.此外,为了充分发挥数字金融的治理效应,还需考察哪些配合机制?数字金融影响公司盈余管理的具体路径是什么?其最终会导致何种经济后果?下面将围绕这些问题进行深入分析和讨论.

6.1 进一步分析

1) 数字金融治理效应的差异化分析

根据“北京大学数字金融研究中心课题组”对数字金融指数的统计分析,普惠金融指数在不

同发展阶段、结构维度和区域之间均存在明显差异.基于此,本文进一步探讨数字金融治理效应的差异化特征.

① 阶段性差异的分析

“北京大学数字金融研究中心课题组”的数据显示,2015年前后数字金融的发展速度呈现出显著的变化.因此,本文选取2015年作为分界点,将样本分为两个阶段,并重新进行回归分析,以考察阶段性差异,详见表7.

回归结果显示,无论是在数字金融发展的早期还是后期,DF(数字金融指数)的系数均显著为负,表明数字金融的发展有效抑制了公司盈余管理行为.进一步比较解释变量系数的绝对值大小,发现在数字金融发展的后期,DF系数的绝对值更大,表明随着数字金融水平的提高,其治理效应逐渐增强.综上,数字金融治理效应存在阶段性的差异,且治理效应随着数字金融水平的提升不断增强.

表7 阶段性差异的分析

Table 7 Analysis of stage differences

| | 2011—2014 | 2015—2018 | 2011—2014 | 2015—2018 | 2011—2014 | 2015—2018 |
|--------------------|---------------------|-----------------------|---------------------|-----------------------|----------------------|----------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| | EM1 | EM1 | EM2 | EM2 | EM3 | EM3 |
| DF | -0.008 * (-1.85) | -0.023 *** (-3.28) | -0.014 * (-1.87) | -0.032 *** (-3.10) | -0.010 ** (-2.18) | -0.034 ** (-2.26) |
| 控制变量 + 固定效应 | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| N | 7 730 | 7 856 | 7 730 | 7 856 | 7 730 | 7 856 |
| Adj_R ² | 0.188 | 0.176 | 0.165 | 0.193 | 0.163 | 0.192 |
| p-value | 0.083 * | | 0.075 * | | 0.015 ** | |

注: p 值用于检验组间系数差异,通过 SUR 检验得到,下表同.

② 结构化和区域化的差异分析

首先,数字金融的三个关键维度包括:覆盖广度、使用深度和数字化程度.覆盖广度(DF_breadth)主要反映互联网金融服务的普及范围,如用户数量和用户比例等指标;使用深度(DF_depth)则涉及互联网金融服务的具体应用,包括支付、保险、信用等业务的实际使用情况;数字化程度(DF_digit)则反映普惠金融服务的便利性和相关贷款利率成本.这三个维度的治理效应可能存在显著差异(参见图1).

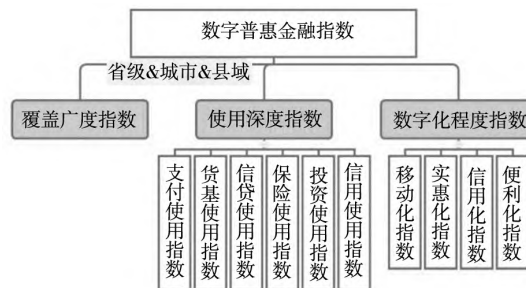


图1 数字金融指数框架

Fig. 1 Digital finance index framework

其次,从区域差异角度考察,数字普惠金融在快速增长的同时,如同中国大多数经济特征一样,

其发展程度在地区间仍然存在一定的差异性. 基于以上分析, 本文按照公司所在的省份, 将样本分为“中西部地区”与“东部地区”两组, 并详细探讨

了数字金融各个维度的治理效应. 实证结果见表8(以变量 *EM1* 为例), 并据此得到若干具有政策含义的结论:

表8 结构化和区域化差异分析

Table 8 Structural and regional difference analysis

| Panel A: 覆盖广度分析 | | | | |
|----------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|-----------------------|
| | 2011—2014 | | 2015—2018 | |
| | 中西部 | 东部 | 中西部 | 东部 |
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| | <i>EM1</i> | <i>EM1</i> | <i>EM1</i> | <i>EM1</i> |
| <i>DF_breadth</i> | -0.032 ** (-2.17) | -0.012 * (-1.92) | -0.017 * (-1.77) | -0.009 (-0.44) |
| 控制变量 + 固定效应 | Yes | Yes | Yes | Yes |
| <i>N</i> | 3 904 | 3 826 | 3 837 | 4 019 |
| Adj_ <i>R</i> ² | 0.187 | 0.195 | 0.189 | 0.167 |
| <i>p</i> -value | 0.080 * | | 0.113 | |
| Panel B: 使用深度分析 | | | | |
| | 2011—2014 | | 2015—2018 | |
| | 中西部 | 东部 | 中西部 | 东部 |
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| | <i>EM1</i> | <i>EM1</i> | <i>EM1</i> | <i>EM1</i> |
| <i>DF_depth</i> | -0.002 (-1.29) | -0.030 ** (-2.00) | -0.010 * (-1.70) | -0.049 *** (-3.81) |
| 控制变量 + 固定效应 | Yes | Yes | Yes | Yes |
| <i>N</i> | 3 904 | 3 826 | 3 837 | 4 019 |
| Adj_ <i>R</i> ² | 0.186 | 0.195 | 0.188 | 0.167 |
| <i>p</i> -value | 0.000 *** | | 0.000 *** | |
| Panel C: 数字化程度分析 | | | | |
| | 2011—2014 | | 2015—2018 | |
| | 中西部 | 东部 | 中西部 | 东部 |
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| | <i>EM1</i> | <i>EM1</i> | <i>EM1</i> | <i>EM1</i> |
| <i>DF_digit</i> | -0.005 * (-1.85) | -0.021 ** (-2.10) | -0.018 ** (-2.37) | -0.020 ** (-2.04) |
| 控制变量 + 固定效应 | Yes | Yes | Yes | Yes |
| <i>N</i> | 3 904 | 3 826 | 3 837 | 4 019 |
| Adj_ <i>R</i> ² | 0.186 | 0.195 | 0.188 | 0.167 |
| <i>p</i> -value | 0.085 * | | 0.350 | |

第一,关于结构性差异,研究发现,数字化程度的治理作用相对稳定,覆盖广度的治理效应呈弱化趋势,而使用深度的治理效应则逐渐显现. 综上所述,若欲借助数字金融提升企业治理水平,应重点在“挖掘使用深度”及“提高数字化程度”方面发力,而非单纯扩大其覆盖范围.

第二,从区域性差异来看,东部地区由于数字

金融发展水平较高,其治理效应更为显著;相比之下,中西部地区在数字金融发展的初期阶段主要依靠覆盖广度发挥治理作用. 近年来,尽管使用深度的治理效应有所提升,但与东部地区的差距依旧明显. 因此,政策制定时应考虑到普惠金融的渗透度和可达性,在此基础上,未来的数字金融政策需更多考虑深度化,以发挥更大的治理效应;同

时,应强调根据区域差异制定数字金融发展战略,东部地区应继续加强在“使用深度”和“数字化程度”方面的治理效应,而中西部地区则应从“覆盖广度”向“使用深度”转变,以增强对企业治理的促进作用。

2) 数字金融与真实盈余管理

公司盈余管理行为分为应计盈余管理和真实盈余管理两大类。应计盈余管理主要通过调整会计政策或估计,调整应计项目的账面数字,以实现管理者的盈余管理目标。相对而言,真实盈余管理通过操纵实际的交易活动及控制交易发生的时间来达成盈余管理的目的,此类管理行为通常隐藏于公司的经营、投资及融资活动之中。具体而言,真实盈余管理包括但不限于过度生产以降低成本、削减研发费用以减少创新投资、以及通过降价促销等手段提高短期利润。这种行为虽能增加当期利润,却往往以牺牲公司未来的收益为代价,且实施成本较高,需要多个部门的协调合作。研究显示^[85],由于应计与真实盈余管理的成本和收益存在显著差异,管理层往往在这两种策略之间进行权衡。前文的实证检验主要基于应计盈余管理指标展开分析,那么,数字金融是否会对公司真实盈余管理同样发挥治理效应呢?

为了回答这个问题,本研究采用 Roychowdhury 模型,以现金流操纵、生产操纵和费用操纵之和作为真实盈余管理的代理变量 (*REM*)。通过对模型进行再次回归分析,结果如表 9 所示。数据显示,关键解释变量 *DF* 在 1% 的显著性水平上负相关,这一发现不仅证明数字金融在应计盈余管理中的治理作用,而且表明其在真实盈余管理上也具有显著的抑制效果。这些实证结果充分体现了数字金融治理效应的全面性与有效性。

表 9 数字金融与真实盈余管理

Table 9 Digital finance and real earnings management

| | (1) |
|----------------------------------|-----------------------|
| | <i>REM</i> |
| <i>DF</i> | -0.028 *** (-3.01) |
| 控制变量 | Yes |
| <i>Year/Industry/Location FE</i> | Yes |
| <i>N</i> | 15 586 |
| Adj_ <i>R</i> ² | 0.167 |

3) 数字金融治理效应的配合机制

通过上文的分析,本文建立了数字金融在提升治理效能中的逻辑框架。需要进一步指出的是,公司治理系统由外部治理和内部治理共同构成,而数字金融的治理效应的有效发挥,依赖于这两者的协调和相互支持。数字金融能够增强外部利益相关者对信息的监督与识别能力,从而有助于降低公司的盈余管理行为。

特别是在企业内外部治理环境较为健全的情况下,例如金融监管严格和公司内部控制体系较完善时,内外治理机制的协同作用将进一步强化数字金融的治理效应。因此,继续之前的逻辑讨论,本文将从公司外部的“金融监管”和内部的“内部控制”两个维度进一步探讨数字金融在提升治理效能方面的具体作用。

①金融监管:数字金融深度融合了金融与科技两大元素,虽然其本源和内涵仍然属于金融领域,但并未摆脱金融风险的顺周期性和负外部性影响。因此,这些金融风险的存在对金融监管提出了更高的要求 and 更大的挑战^[11]。在中国高质量发展的进程中,实现金融效率与安全的平衡成为金融科技迅猛发展背景下的一个重要议题。对此,中国人民银行在 2015 年正式发布《关于促进互联网金融健康发展的指导意见》,标志着政府在数字金融监管领域的策略已逐步展开。现有文献^[1]表明,随着监管不确定性的增加,企业的盈余管理活动显著增强。因此,数字金融的治理效应在一定程度上受到外部金融监管的影响。在数字金融强监管的新时代,金融监管如何为数字金融的治理效应提供保障和支持?

为了验证上述问题,本文借鉴已有的文献[86],选取“区域层面的金融监管支出”作为金融监管的代理变量。在控制了规模因素的基础上,本研究构建了一个变量 *Supervise* (金融监管支出/金融增加值),并将其与关键解释变量 (*DF*) 形成交互项,加入到基本实证模型中进行回归分析。根据表 10 的 Panel A 结果,交互项的系数显著为负,说明金融监管的强度越大,其对盈余管理的抑制作用越明显,从而更有效地发挥了数字金融在公司治理中的作用。

②内部控制:自 2008 年起,中国颁布《企业内部控制基本规范》,要求上市公司评估其内部控

制的有效性并公开评价报告。自 2014 年起，沪深主板上市公司及国有控股上市公司被强制要求披露内部控制报告。此外，国务院国资委于 2020 年发布《中央企业内部控制体系建设与监督工作有关事项》，标志着内部控制在治理体系中的重要性逐步提升。现有研究已充分证实内部控制的有效性在抑制盈余管理行为方面发挥关键作用^[87]。基于此，本文进一步考察：一个完善的内部控制体系是否能有效抑制数字金融环境下公司的机会主义盈余管理行为？

为实证检验上述问题，借鉴已有研究^[88]，本文使用“迪博-中国上市公司内部控制指数”作为衡量公司内部控制治理水平的代理变量(*IC*)，并将之与关键解释变量数字金融(*DF*)构成交互项，纳入基本实证模型进行分析。据表 10 的 Panel B 结果显示，交互项系数显著为负，说明在内部控制质量较高的企业中，数字金融对盈余管理的抑制作用更为显著。这一发现强调了在微观层面，公司内部控制在与数字金融的联合治理效应能够得到有效加强。

表 10 数字金融治理效应配合机制的结果

Table 10 The result of mechanisms for coordinating factors in the governance effects of digital finance

| Panel A: 金融监管 | | | |
|----------------------------------|----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | (1) | (2) | (3) |
| | <i>EM1</i> | <i>EM2</i> | <i>EM3</i> |
| <i>DF</i> | -0.001 (-0.09) | -0.015 (-1.03) | -0.014 (-1.17) |
| <i>Supervise</i> | 0.117 (0.71) | -0.070 (-0.27) | 0.353 * (1.88) |
| <i>Supervise × DF</i> | -0.347 ** (-2.10) | -0.093 ** (-2.18) | -0.061 ** (-2.15) |
| 控制变量 | Yes | Yes | Yes |
| <i>Year/Industry/Location FE</i> | Yes | Yes | Yes |
| <i>N</i> | 15 586 | 15 586 | 15 586 |
| Adj_ <i>R</i> ² | 0.178 | 0.169 | 0.173 |
| Panel B: 内部控制 | | | |
| | (1) | (2) | (3) |
| | <i>EM1</i> | <i>EM2</i> | <i>EM3</i> |
| <i>DF</i> | -0.073 (-0.76) | -0.304 ** (-2.18) | -0.052 (-0.40) |
| <i>IC</i> | -0.001 (-0.14) | -0.029 *** (-2.79) | -0.005 (-0.67) |
| <i>DF × IC</i> | -0.011 * (-1.77) | -0.049 ** (-2.28) | -0.010 *** (-2.83) |
| 控制变量 | Yes | Yes | Yes |
| <i>Year/Industry/Location FE</i> | Yes | Yes | Yes |
| <i>N</i> | 15 586 | 15 586 | 15 586 |
| Adj_ <i>R</i> ² | 0.174 | 0.166 | 0.175 |

6.2 作用机制检验

前文的实证研究结果表明,数字金融的发展水平与公司盈余管理的程度呈现负相关关系.为了深入探索“数字金融与盈余管理”之间的作用机制,本文基于上述研究成果,进一步检验数字金融如何通过具体的机制影响公司盈余管理.具体而言,本文聚焦于“信息监督”和“融资约束”两个可能的影响路径进行详细分析和验证.

1) 信息监督路径

根据前文的分析,数字金融提高了债权人、投资者等外部利益相关者的信息监督能力,从而提升了企业面临的违规成本.这一变化促使企业主动提高信息披露的数量与质量,增强了企业的信息透明度.因此,信息监督路径有效减少了企业内外部信息不对称,外部利益相关者能更深入地了解企业的资源禀赋和经营状况,抑制了企业的盈余管理行为^[59].

对此,为验证信息监督路径的中介影响机制,本文选用沪深交易所公布的“上市公司透明度”作为企业信息不对称的代理变量(*Opacity*).具体来说,“上市公司透明度”根据评级的不同分为四个等级:优秀、良好、及格和不及格,分别赋值为4、3、2、1,数值越高表示公司的信息不对称程度越低.本文采用温忠麟等^[89]提出的中介效应检验方法,探讨该路径的潜在影响.中介效应的检验模型如下

$$EM_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 DF_{i,t} + \alpha_i Controls_{i,t} + Industry + Year + Location + \varepsilon_{i,t} \quad (8A)$$

$$Opacity_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 DF_{i,t} + \beta_i Controls_{i,t} + Industry + Year + Location + \varepsilon_{i,t} \quad (8B)$$

$$EM_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 DF_{i,t} + \gamma_2 Opacity_{i,t} + \gamma_i Controls_{i,t} + Industry + Year + Location + \varepsilon_{i,t} \quad (8C)$$

具体而言,本文按照以下程序和原理进行检验:

① 估计模型(8A),若回归系数 α_1 显著,则进一步考虑中介效应的显著性.

② 通过模型(8B)和模型(8C)估计,如果 β_1

的回归系数显著为正, γ_2 的回归系数显著为负,则表明中介效应显著:数字金融(*DF*)通过提升公司透明度(*Opacity*),抑制公司盈余管理(*EM*)行为.在此基础上,若 γ_1 的回归系数显著(不显著),表明信息不对称发挥了部分(完全)中介作用;若 β_1 和 γ_2 至少有一个不显著,则需要通过 Sobel 检验评估 $\beta_1 \times \gamma_2$ 的显著性.以上模型(8B)和模型(8C)的实证结果如表 11 的 Panel A 所示.

从中可以看出,数字金融(*DF*)的回归系数在 1% 的水平上显著为正,表明数字金融对债权人等利益相关者监督能力的提高,的确会提升企业的信息透明度.表 11 列(2)~列(4)中公司透明度(*Opacity*)的系数显著为负,表明信息透明度的提高显著抑制了盈余管理行为.此外,控制中介变量后,数字金融的回归系数仍显著为负,确认了信息监督路径的重要作用. Sobel *Z* 统计量的结果进一步验证了这一结论的稳健性.

2) 融资约束路径

为获取金融机构的资金支持,公司可能通过盈余管理及其他策略修饰其经营业绩,以满足融资需求.数字金融的发展为公司融资提供了新的渠道^[5, 11],从而缓解了公司的融资约束^[7, 90],这可能进一步影响公司的盈余管理行为.基于此,融资约束可能成为数字金融影响盈余管理的一个途径.

为此,本文以 *KZ* 指数作为融资约束的代理变量(*KZ*).该变量的数值越大,表明公司的融资约束越大.模型如下

$$KZ_{i,t} = \alpha_1 \times \frac{CF_{i,t}}{A_{i,t-1}} + \alpha_2 \times Tobin_{i,t} + \alpha_3 \times Lev_{i,t} + \alpha_4 \times \frac{DV_{i,t}}{A_{i,t-1}} + \alpha_5 \times \frac{CH_{i,t}}{A_{i,t-1}} \quad (9)$$

其中 *CF* 为经营活动产生的现金流量净额,*DV* 为现金股利,*CH* 为现金持有,其他变量的定义跟前文保持一致.在计算 *KZ* 指数后,同样利用中介检验的方法,将模型(8B)和模型(8C)中的中介变量换成融资约束的代理变量(*KZ*),具体程序和原理与之前相

同,故不再详述.实证结果显示于表 11 的 Panel B.

实证结果表明,在表 11 列(1)中,数字金融(DF)的回归系数在 1%的水平上显著为负,表明数字金融的发展降低了公司的融资约束.在表 11 列(2)~列(4)中,融资约束(KZ)的系数

显著为正,且在控制了中介变量后,数字金融(DF)的回归系数仍然显著为负,表明缓解融资约束是数字金融和公司盈余管理之间的部分中介因子.此外,Sobel Z 统计量的结果进一步验证了实证结论的稳健性.

表 11 作用机制检验

Table 11 Mechanism tests

| Panel A: 影响路径一(信息不对称) | | | | |
|----------------------------------|-----------------------|-----------------------|----------------------|-----------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| | <i>Opacity</i> | <i>EM1</i> | <i>EM2</i> | <i>EM3</i> |
| <i>DF</i> | 0.356 *** (3.49) | -0.010 * (-1.83) | -0.021 * (-1.80) | -0.012 * (-1.95) |
| <i>Opacity</i> | — | -0.008 *** (-7.63) | -0.004 ** (-2.16) | -0.004 *** (-2.66) |
| 控制变量 | Yes | Yes | Yes | Yes |
| <i>Year/Industry/Location FE</i> | Yes | Yes | Yes | Yes |
| <i>N</i> | 15 586 | 15 586 | 15 586 | 15 586 |
| <i>Adj_R²</i> | 0.201 | 0.187 | 0.144 | 0.166 |
| Sobel Z | | 3.173 *** | 1.837 * | 2.116 ** |
| Panel B: 影响路径二(融资约束) | | | | |
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| | <i>KZ</i> | <i>EM1</i> | <i>EM2</i> | <i>EM3</i> |
| <i>DF</i> | -0.108 *** (-2.84) | -0.011 * (-1.88) | -0.012 * (-1.95) | -0.013 * (-1.84) |
| <i>KZ</i> | — | 0.003 ** (2.04) | 0.005 *** (3.02) | 0.004 ** (2.11) |
| 控制变量 | Yes | Yes | Yes | Yes |
| <i>Year/Industry/Location FE</i> | Yes | Yes | Yes | Yes |
| <i>N</i> | 15 586 | 15 586 | 15 586 | 15 586 |
| <i>Adj_R²</i> | 0.672 | 0.179 | 0.173 | 0.176 |
| Sobel Z | | 1.657 * | 2.069 ** | 1.694 * |

6.3 经济后果的考察

最后,本文考察数字金融发展背景下,公司治理对未来(t+1期)公司业绩及企业价值的边际贡献.为此,本文构建如下实证模型

$$ROA_{i,t+1}(Tobin_{i,t+1}) = \kappa_0 + \kappa_1 DF_{i,t} + \kappa_2 CG_{i,t} + \kappa_3 DF_{i,t} \times CG_{i,t} + \kappa_4 Controls_{i,t} + Industry + Year + Location + \varepsilon_{i,t} \quad (10)$$

其中 ROA 表示资产收益率,用以衡量公司业绩; Tobin 则表示公司 Tobin Q 值,用于衡量公司市场价值.此外,为了便于解释实证结果,本文将前文被解释变量 EM 取负值,构建公司治理效应的代

理变量 CG,该变量的数值越大,表示公司治理效应越明显.模型中的其他变量定义与前文保持一致.

模型(10)的回归结果如表 12 所示.观察前三列数据可见,DF 的系数显著为正,同时,DF 与 CG 的交互项系数至少在 5%的水平上显著为正.后三列的数据显示了类似的结果.这些实证结果表明,数字金融的发展不仅促进了企业业绩和企业价值的提升,同时也增强了公司治理效应对企业业绩和企业价值的边际贡献.这为我国进一步发展数字金融提供了可靠的现实依据.

表 12 经济后果的考察

Table 12 Examination of economic consequences

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|----------------------------------|-------------------|-------------------|--------------------|-------------------|-------------------|------------------|
| | ROA_{t+1} | ROA_{t+1} | ROA_{t+1} | $Tobin_{t+1}$ | $Tobin_{t+1}$ | $Tobin_{t+1}$ |
| <i>DF</i> | 0.001 (0.20) | 0.001* (1.87) | 0.003 (0.44) | 0.156 (1.07) | 0.134* (1.93) | 0.172 (1.10) |
| <i>CG1</i> | 0.005 (0.32) | — | — | 0.581** (2.34) | — | — |
| <i>DF × CG1</i> | 0.002** (2.05) | — | — | 1.271** (2.52) | — | — |
| <i>CG2</i> | — | 0.010 (1.31) | — | — | 0.294** (2.42) | — |
| <i>DF × CG2</i> | — | 0.003** (2.23) | — | — | 0.641** (2.53) | — |
| <i>CG3</i> | — | — | 0.005 (0.37) | — | — | 0.477* (1.92) |
| <i>DF × CG3</i> | — | — | 0.019*** (2.72) | — | — | 0.826* (1.87) |
| 控制变量 | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| <i>Year/Industry/Location FE</i> | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| <i>N</i> | 15 586 | 15 586 | 15 586 | 15 586 | 15 586 | 15 586 |
| <i>Adj_R²</i> | 0.477 | 0.477 | 0.481 | 0.603 | 0.603 | 0.613 |

7 结束语

近年来,依托信息技术、大数据、云计算及人工智能等创新技术,中国数字金融实现了迅猛发展.本文旨在研究数字金融在公司治理中的作用,并采用2011年—2018年中国沪深股市A股上市公司数据及中国数字普惠金融指数,探讨数字金融对公司盈余管理的影响及其内在机理.研究表明,数字金融的发展有效降低了公司的盈余管理行为,体现了其在微观层面的治理效应.此外,该治理效应在金融监管较为严格的地区及内部控制较为完善的公司中更为显著.深入分析揭示,数字金融治理效应表现出阶段性、结构性和区域性的差异.机制检验结果显示,数字金融通过加强信息监督和缓解融资约束两大机制,抑制了公司的盈余管理行为.研究还发现,数字金融显著提升了公司治理效应对企业业绩及价值增长的边际贡献.经过一系列稳健性检验和对内生性的控制,本文的实证结论依然稳健.

基于上述分析,本文提出了相应的实践建议和政策启示:

首先,数字金融在微观主体治理效应的发挥中扮演着重要角色.为此,本文认为应进一步推动数字金融的发展,强化其在构建和完善具有中国特色的现代公司治理机制中的关键作用,并在推进国家治理体系与治理能力现代化过程中发挥其积极作用.同时,应给予科技与金融融合的政策支持,提升数字金融的服务能力.具体措施可以从以下几个方面展开:1)鉴于部分公司在数字化、信息化基础方面较为薄弱,短期内需提供有针对性的政策支持.对那些在数字化转型上有所投入的公司,可考虑给予企业所得税优惠等政策支持,以提高企业数字化转型的积极性;2)国家相关部门应积极出台支持科技创新的扶持基金,支持从事产业数字金融相关科技的公司发展壮大.这样做可以丰富产业数字金融的细分领域科技成果,不断完善对产业链及公司资产的数字化穿透和预警能力,通过技术升级更有效地控制风险,满足实体经济的金融需求;3)从长远视角考虑,应创造一

个有利于数字金融促进公司治理机制有效运作的制度环境,并为数字金融推动经济的高质量发展提供坚实保障。

其次,本文研究结论显示,在数字金融的发展阶段、结构化和区域化层面,其对公司治理的效应呈现显著差异。鉴于此,随着数字金融发展水平的提升,不应仅追求扩大其覆盖范围,而应重视在使用深度层面进行深入挖掘,并采取动态化、差异化的发展战略,因地制宜。对于东部地区,应进一步增强数字金融在公司治理中的引导作用;对于中西部地区,鉴于其后发优势,应从数字金融的覆盖广度转向使用深度,让数字金融成为缩减地区发

展不平衡的关键技术支持,从而提升其在公司治理中的促进作用。

最后,本文的研究还揭示,在其他内外部机制的有效配合下,数字金融能对微观主体的治理机制产生最大化的效用。为缓解公司面临的“融资难、融资贵”及“内外部信息不对称”等重要问题,考虑到数字金融并未超越传统金融体系的本质,一方面,监管机构需与时俱进,调整传统监管体系,充分发挥金融监管的协同效应;另一方面,在监管不确定性较高的情况下,应加强公司内部治理机制,关注其他外部治理机制在规范企业行为中的作用,并积极推动相应治理政策的实施。

参 考 文 献:

- [1] 古 朴, 翟士运. 监管不确定性与企业盈余质量——基于证监会换届的准自然实验[J]. 管理世界, 2020, 36(12): 186-202.
Gu Pu, Zhai Shiyun. Regulatory uncertainty and firm earnings quality: A quasi-natural experiment based on the rotation of the China Securities Regulatory Commission[J]. Management World, 2020, 36(12): 186-202. (in Chinese)
- [2] 张 勋, 万广华, 张佳佳, 等. 数字经济、普惠金融与包容性增长[J]. 经济研究, 2019, 54(8): 71-86.
Zhang Xun, Wan Guanghua, Zhang Jijia, et al. Digital economy, inclusive finance, and inclusive growth[J]. Economic Research Journal, 2019, 54(8): 71-86. (in Chinese)
- [3] Goldstein I, Jiang W, Karolyi G A. To FinTech and beyond[J]. The Review of Financial Studies, 2019, 32(5): 1647-1661.
- [4] 黄 浩. 数字金融生态系统的形成与挑战——来自中国的经验[J]. 经济学家, 2018, (4): 80-85.
Huang Hao. The formation and challenges of the digital financial ecosystem: Experience from China[J]. The Economist, 2018, (4): 80-85. (in Chinese)
- [5] 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, 36(5): 52-66.
Tang Song, Wu Xuchuan, Zhu Jia. Digital finance and corporate technological innovation: Structural features, mechanism identification, and differential effects under financial regulation[J]. Management World, 2020, 36(5): 52-66. (in Chinese)
- [6] 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.
Zhong Kai, Liang Peng, Dong Xiaodan, et al. Digital inclusive finance and secondary redistribution of commercial credit [J]. China Industrial Economics, 2022, (1): 170-188. (in Chinese)
- [7] Ahmad M, Majeed A, Khan M A, et al. Digital financial inclusion and economic growth: Provincial data analysis of China [J]. China Economic Journal, 2021, 14(3): 291-310.
- [8] 宋晓玲. 数字普惠金融缩小城乡收入差距的实证检验[J]. 财经科学, 2017, (6): 14-25.
Song Xiaoling. Empirical examination of digital inclusive finance reducing urban-rural income disparity[J]. Finance & Economics, 2017, (6): 14-25. (in Chinese)
- [9] 傅秋子, 黄益平. 数字金融对农村金融需求的异质性影响——来自中国家庭金融调查与北京大学数字普惠金融指数的证据[J]. 金融研究, 2018, (11): 68-84.

- Fu Qiuzi, Huang Yiping. The heterogeneous impact of digital finance on rural financial needs: Evidence from the China Household Finance Survey and Peking University Digital Inclusive Finance Index[J]. *Journal of Financial Research*, 2018, (11): 68–84. (in Chinese)
- [10] 杨 佳, 陆 瑶, 李纪珍, 等. 数字时代下普惠金融对创业的影响研究——来自中国家庭微观调查的证据[J]. *管理科学学报*, 2022, 25(11): 43–68.
Yang Jia, Lu Yao, Li Jizhen, et al. The impact of inclusive finance on entrepreneurship in the digital age: Evidence from micro surveys of Chinese households[J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2022, 25(11): 43–68. (in Chinese)
- [11] 黄 锐, 赖晓冰, 唐 松. 金融科技如何影响企业融资约束? ——动态效应、异质性特征与宏微观机制检验[J]. *国际金融研究*, 2020, (6): 25–33.
Huang Rui, Lai Xiaobing, Tang Song. How does FinTech affect corporate financing constraints?: Dynamic effects, heterogeneous characteristics, and macro-micro mechanisms test[J]. *International Finance Research*, 2020, (6): 25–33. (in Chinese)
- [12] 杜善重. 数字金融的公司治理效应——基于非家族股东治理视角[J]. *财贸经济*, 2022, 43(2): 68–82.
Du Shanzhong. The corporate governance effect of digital finance: From the perspective of non-family shareholder governance[J]. *Finance and Trade Economics*, 2022, 43(2): 68–82. (in Chinese)
- [13] Demertzis M, Merler S, Wolff G B. Capital markets union and the fintech opportunity[J]. *Journal of Financial Regulation*, 2018, 4(1): 157–165.
- [14] 吴 非, 向海凌, 刘心怡. 数字金融与金融市场稳定——基于股价崩盘风险的视角[J]. *经济学家*, 2020, (10): 87–95.
Wu Fei, Xiang Hailing, Liu Xinyi. Digital finance and financial market stability: From the perspective of stock price crash risk[J]. *The Economist*, 2020, (10): 87–95. (in Chinese)
- [15] 李晓西, 赵 峥, 李卫锋. 完善国家生态治理体系和治理能力现代化的四大关系——基于实地调研及微观数据的分析[J]. *管理世界*, 2015, (5): 1–5.
Li Xiaoxi, Zhao Zheng, Li Weifeng. Four key relationships in perfecting the national ecological governance system and modernizing governance capabilities: Based on field research and micro data analysis[J]. *Management World*, 2015, (5): 1–5. (in Chinese)
- [16] 戚振东, 姜德波, 施 平. 国家治理现代化建设中的国家审计发展创新——“国家审计与国家治理体系和治理能力现代化”论坛综述[J]. *经济研究*, 2015, 50(1): 187–192.
Qi Zhendong, Jiang Debo, Shi Ping. Innovation innational audit development within the modernization of national governance: Summary of the forum on “National Audit and Modernization of National Governance System and Governance Capability”[J]. *Economic Research Journal*, 2015, 50(1): 187–192. (in Chinese)
- [17] 卢太平, 张东旭. 融资需求、融资约束与盈余管理[J]. *会计研究*, 2014, (1): 35–41.
Lu Taiping, Zhang Dongxu. Financing needs, financing constraints, and earnings management[J]. *Accounting Research*, 2014, (1): 35–41. (in Chinese)
- [18] 易行健, 周 利. 数字普惠金融发展是否显著影响了居民消费——来自中国家庭的微观证据[J]. *金融研究*, 2018, (11): 47–67.
Yi Xingjian, Zhou Li. Does the development of digital inclusive finance significantly affect consumer spending: Micro evidence from Chinese households[J]. *Journal of Financial Research*, 2018, (11): 47–67. (in Chinese)
- [19] 吴 雨, 李成顺, 李 晓, 等. 数字金融发展对传统私人借贷市场的影响及机制研究[J]. *管理世界*, 2020, 36(10): 53–64, 138, 65.
Wu Yu, Li Chengshun, Li Xiao, et al. The impact and mechanism of digital finance development on the traditional private lending market[J]. *Management World*, 2020, 36(10): 53–64, 138, 65. (in Chinese)
- [20] 陆正飞, 王 鹏. 同业竞争、盈余管理与控股股东利益输送[J]. *金融研究*, 2013, (6): 179–192.
Lu Zhengfei, Wang Peng. Peer competition, earnings management and the transfer of benefits by controlling shareholders

- [J]. *Journal of Financial Research*, 2013, (6): 179 – 192. (in Chinese)
- [21] 陈德球, 陈运森. 政策不确定性与上市公司盈余管理[J]. *经济研究*, 2018, 53(6): 97 – 111.
Chen Deqiu, Chen Yunsen. Policy uncertainty and earnings management of listed companies[J]. *Economic Research Journal*, 2018, 53(6): 97 – 111. (in Chinese)
- [22] 黄益平, 黄卓. 中国的数字金融发展: 现在与未来[J]. *经济学(季刊)*, 2018, 17(4): 1489 – 1502.
Huang Yiping, Huang Zhuo. The development of digital finance in China: Now and the future[J]. *Economics (Quarterly)*, 2018, 17(4): 1489 – 1502. (in Chinese)
- [23] Maskara P K, Kuvvet E, Chen G. The role of P2P platforms in enhancing financial inclusion in the United States: An analysis of peer-to-peer lending across the rural-urban divide[J]. *Financial Management*, 2021, 50(3): 747 – 774.
- [24] Fuster A, Plosser M, Schnabl P, et al. The role of technology in mortgage lending[J]. *The Review of Financial Studies*, 2019, 32(5): 1854 – 1899.
- [25] Li J, Wu Y, Xiao J J. The impact of digital finance on household consumption: Evidence from China[J]. *Economic Modelling*, 2020, (86): 317 – 326.
- [26] Wang Z, Zhang D, Wang J. How does digital finance impact the leverage of Chinese households? [J]. *Applied Economics Letters*, 2022, 29(6): 555 – 558.
- [27] Wei Z, Lin M. Market mechanisms in online peer-to-peer lending [J]. *Management Science*, 2017, 63(12): 4236 – 4257.
- [28] 张海洋. 融资约束下金融互助模式的演进——从民间金融到网络借贷[J]. *金融研究*, 2017, (3): 101 – 115.
Zhang Haiyang. The evolution of financial mutual aid models under financing constraints: From informal finance to online lending[J]. *Journal of Financial Research*, 2017, (3): 101 – 115. (in Chinese)
- [29] 邱晗, 黄益平, 纪洋. 金融科技对传统银行行为的影响——基于互联网理财的视角[J]. *金融研究*, 2018, (11): 17 – 29.
Qiu Han, Huang Yiping, Ji Yang. The impact of financial technology on traditional banking behavior: From the perspective of internet wealth management[J]. *Journal of Financial Research*, 2018, (11): 17 – 29. (in Chinese)
- [30] Dechow P, Ge W, Schrand C. Understanding earnings quality: A review of the proxies, their determinants and their consequences[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2010, 50(2–3): 344 – 401.
- [31] 陆瑶, 施新政, 刘璐瑶. 劳动力保护与盈余管理——基于最低工资政策变动的实证分析[J]. *管理世界*, 2017, (3): 146 – 158.
Lu Yao, Shi Xinzheng, Liu Luyao. Labor protection and earnings management: Empirical analysis based on changes in minimum wage policy[J]. *Management World*, 2017, (3): 146 – 158. (in Chinese)
- [32] 柳建华, 徐婷婷, 陆军. 并购业绩补偿承诺会诱导盈余管理吗?[J]. *管理科学学报*, 2021, 24(10): 82 – 105.
Liu Jianhua, Xu Tingting, Lu Jun. Does merger and acquisition performance compensation promise induce earnings management? [J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2021, 24(10): 82 – 105. (in Chinese)
- [33] 王克敏, 王志超. 高管控制权、报酬与盈余管理——基于中国上市公司的实证研究[J]. *管理世界*, 2007, (7): 111 – 119.
Wang Kemin, Wang Zhichao. Executive control, compensation, and earnings management: An empirical study based on Chinese listed companies[J]. *Management World*, 2007, (7): 111 – 119. (in Chinese)
- [34] Hazarika S, Karpoff J M, Nahata R. Internal corporate governance, CEO turnover, and earnings management[J]. *Journal of Financial Economics*, 2012, 104(1): 44 – 69.
- [35] 闫伟宸, 高思悦, 蔡志鹏. 高管团队的“本家关系”与企业避税[J]. *管理评论*, 2023, 35(7): 236 – 249.
Yan Weichen, Gao Siyue, Cai Zhipeng. “Surname Relationships” in executive teams and corporate tax avoidance[J]. *Management Review*, 2023, 35(7): 236 – 249. (in Chinese)
- [36] Yung K, Root A. Policy uncertainty and earnings management: International evidence[J]. *Journal of Business Research*, 2019, (100): 255 – 267.
- [37] Huang S, Roychowdhury S, Sletten E. Does litigation deter or encourage real earnings management? [J]. *The Accounting*

- Review, 2020, 95(3): 251–278.
- [38] Cheng Q, Lee J, Shevlin T. Internal governance and real earnings management[J]. *The Accounting Review*, 2016, 91(4): 1051–1085.
- [39] He W, Ng L, Zaiats N, et al. Dividend policy and earnings management across countries[J]. *Journal of Corporate Finance*, 2017, (42): 267–286.
- [40] Bereskin F L, Hsu P H, Rotenberg W. The real effects of real earnings management: Evidence from innovation[J]. *Contemporary Accounting Research*, 2018, 35(1): 525–557.
- [41] Kong D, Qin N, Yang W, et al. Employee cash profit-sharing and earnings management[J]. *European Accounting Review*, 2022, 31(3): 761–785.
- [42] 孙 健, 王百强, 曹 丰, 等. 公司战略影响盈余管理吗? [J]. *管理世界*, 2016, (3): 160–169.
Sun Jian, Wang Baiqiang, Cao Feng, et al. Does corporate strategy affect earnings management? [J]. *Management World*, 2016, (3): 160–169. (in Chinese)
- [43] Chan K C, Farrell B, Lee P. Earnings management of firms reporting material internal control weaknesses under Section 404 of the Sarbanes-Oxley Act[J]. *Auditing: A Journal of Practice & Theory*, 2008, 27(2): 161–179.
- [44] Demerjian P R, Lev B, Lewis M F, et al. Managerial ability and earnings quality[J]. *The Accounting Review*, 2013, 88(2): 463–498.
- [45] Ali A, Zhang W. CEO tenure and earnings management[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2015, 59(1): 60–79.
- [46] Kim R, Luo W. Customer concentration and earnings management: Evidence from the Sarbanes-Oxley Act[J]. *European Accounting Review*, 2022, 31(4): 905–936.
- [47] Abad D, Cutillas-Gomariz M F, Sánchez-Ballesta J P, et al. Real earnings management and information asymmetry in the equity market[J]. *European Accounting Review*, 2018, 27(2): 209–235.
- [48] Kong T, Sun R J, Sun G, et al. Effects of digital finance on green innovation considering information asymmetry: An empirical study based on Chinese listed firms[J]. *Emerging Markets Finance and Trade*, 2022, 58(15): 4399–4411.
- [49] Gu X, An Z, Chen C, et al. Do foreign institutional investors monitor opportunistic managerial behaviour? Evidence from real earnings management[J]. *Accounting & Finance*, 2023, 63(1): 317–351.
- [50] Chen F, Huyghebaert N, Lin S, et al. Do multiple large shareholders reduce agency problems in state-controlled listed firms? Evidence from China[J]. *Pacific-Basin Finance Journal*, 2019, (57): 101203.
- [51] Chen G, Wang M. Stock market liberalization and earnings management: Evidence from the China-Hong Kong Stock Connects[J]. *Finance Research Letters*, 2023, (58): 104417.
- [52] Dai Y, Kong D, Wang L. Information asymmetry, mutual funds and earnings management: Evidence from China[J]. *China Journal of Accounting Research*, 2013, 6(3): 187–209.
- [53] Yang L, Li W, Li J. Confucianism and earnings management: Evidence from China[J]. *Emerging Markets Finance and Trade*, 2022, 58(6): 1525–1536.
- [54] Gomber P, Kauffman R J, Parker C, et al. On the fintech revolution: Interpreting the forces of innovation, disruption, and transformation in financial services[J]. *Journal of Management Information Systems*, 2018, 35(1): 220–265.
- [55] Dai Y, Zhang L. Regional digital finance and corporate financial risk: Based on Chinese listed companies[J]. *Emerging Markets Finance and Trade*, 2023, 59(2): 296–311.
- [56] 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.
Zhai Shuping, Han Xian, Zhang Xiaolin, et al. Can digital finance reduce corporate debt default risk? [J]. *Accounting Research*, 2022, (2): 117–131. (in Chinese)
- [57] Bollaert H, deSilanes F L, Schwiendbacher A. Fintech and access to finance[J]. *Journal of Corporate Finance*, 2021, 68(C): 101941.
- [58] Zhu C. Big data as a governance mechanism[J]. *The Review of Financial Studies*, 2019, 32(5): 2021–2061.
- [59] 朱 超, 范志国. 数字金融与中小企业资本结构调整行为[J]. *华中科技大学学报(社会科学版)*, 2023, 37(2):

- 52 - 64.
- Zhu Chao, Fan Zhiguo. Digital finance and capital structure adjustment behavior of SMEs[J]. Journal of Huazhong University of Science and Technology (Social Science Edition), 2023, 37(2): 52 - 64. (in Chinese)
- [60] 吴桐桐, 王仁曾. 数字普惠金融发展与投资者“炒新”[J]. 财贸研究, 2020, 31(11): 53 - 64.
- Wu Tongtong, Wang Renzeng. Development of digital inclusive finance and investor speculation on IPOs[J]. Finance and Trade Research, 2020, 31(11): 53 - 64. (in Chinese)
- [61] Sun G, Li T, Ai Y, et al. Digital finance and corporate financial fraud[J]. International Review of Financial Analysis, 2023, (87): 102566.
- [62] 邓路, 刘瑞琪, 廖明情. 盈余管理、金融市场化与公司超额银行借款[J]. 管理科学学报, 2019, 22(2): 22 - 35.
- Deng Lu, Liu Ruiqi, Liao Mingqing. Earnings management, financial marketization, and corporate excess bank borrowing [J]. Journal of Management Sciences in China, 2019, 22(2): 22 - 35. (in Chinese)
- [63] 徐朝辉, 周宗放. 内部控制、过度投资与公司信用风险[J]. 中国管理科学, 2016, 24(9): 21 - 27.
- Xu Zhaohui, Zhou Zongfang. Internal control, over investment, and corporate credit risk[J]. Chinese Management Science, 2016, 24(9): 21 - 27. (in Chinese)
- [64] 舒长江, 胡援成. 信贷错配和商业银行脆弱性特征下的金融加速器效应[J]. 系统工程理论与实践, 2019, 39(10): 2512 - 2522.
- Shu Changjiang, Hu Yuancheng. The financial accelerator effect under credit mismatch and commercial bank vulnerability [J]. Systems Engineering: Theory and Practice, 2019, 39(10): 2512 - 2522. (in Chinese)
- [65] 解维敏, 吴浩, 冯彦杰. 数字金融是否缓解了民营企业融资约束? [J]. 系统工程理论与实践, 2021, 41(12): 3129 - 3146.
- Xie Weimin, Wu Hao, Feng Yanjie. Does digital finance alleviate financing constraints for private enterprises? [J]. Systems Engineering: Theory and Practice, 2021, 41(12): 3129 - 3146. (in Chinese)
- [66] 黄锐, 赖晓冰, 赵丹妮, 等. 数字金融能否缓解企业融资困境——效用识别、特征机制与监管评估[J]. 中国经济问题, 2021, (1): 52 - 66.
- Huang Rui, Lai Xiaobing, Zhao Danni, et al. Can digital finance alleviate corporate financing difficulties: Utility identification, characteristic mechanisms, and regulatory assessment[J]. China Economic Studies, 2021, (1): 52 - 66. (in Chinese)
- [67] Gopal M, Schnabl P. The rise of finance companies and fintech lenders in small business lending[J]. The Review of Financial Studies, 2022, 35(11): 4859 - 4901.
- [68] 郭峰, 孔涛, 王靖一. 互联网金融空间集聚效应分析——来自互联网金融发展指数的证据[J]. 国际金融研究, 2017, (8): 75 - 85.
- Guo Feng, Kong Tao, Wang Jingyi. Analysis of the spatial agglomeration effect of internet finance: Evidence from the Internet Finance Development Index[J]. International Finance Research, 2017, (8): 75 - 85. (in Chinese)
- [69] 李健, 江金鸥, 陈传明. 包容性视角下数字普惠金融与企业创新的关系: 基于中国A股上市企业的证据[J]. 管理科学, 2020, 33(6): 16 - 29.
- Li Jian, Jiang Jin'ou, Chen Chuanming. The relationship between digital inclusive finance and corporate innovation from an inclusive perspective: Evidence from China's A-share listed companies[J]. Management Science, 2020, 33(6): 16 - 29. (in Chinese)
- [70] Yosepha S Y. The role of fintech encourages the export of small medium enterprises in Indonesia[J]. Journal of Social and Development Sciences, 2018, 9(3): 66 - 77.
- [71] Yin Z, Gong X, Guo P, et al. What drives entrepreneurship in digital economy? Evidence from China[J]. Economic Modelling, 2019, (82): 66 - 73.
- [72] Huang Y, Lin C, Sheng Z, et al. FinTechCredit and Service Quality[R]. Geneva: Geneva Finance Research Institute (GFRI), Working Paper, Switzerland: University of Geneva, 2018.
- [73] 饶华春. 中国金融发展与企业融资约束的缓解——基于系统广义矩估计的动态面板数据分析[J]. 金融研究,

- 2009, (9): 156 – 164.
- Rao Huachun. China's financial development and the alleviation of corporate financing constraints: Based on a dynamic panel data analysis using system GMM[J]. *Journal of Financial Research*, 2009, (9): 156 – 164. (in Chinese)
- [74] Buchak G, Matvos G, Piskorski T, et al. Fintech, regulatory arbitrage, and the rise of shadow banks[J]. *Journal of Financial Economics*, 2018, 130(3): 453 – 483.
- [75] 盛天翔, 范从来. 金融科技、最优银行业市场结构与小微企业信贷供给[J]. *金融研究*, 2020, (6): 114 – 132.
- Sheng Tianxiang, Fan Conglai. FinTech, optimal banking market structure, and micro and small enterprises' credit supply [J]. *Journal of Financial Research*, 2020, (6): 114 – 132. (in Chinese)
- [76] Dechow P M, Sloan R G, Sweeney A P. Detecting earnings management[J]. *The Accounting Review*, 1995, 70(2): 193 – 225.
- [77] Dechow P M, Dichev I D. The quality of accruals and earnings: The role of accrual estimation errors[J]. *The Accounting Review*, 2002, 77(s – 1): 35 – 59.
- [78] McNichols M F. Discussion of the quality of accruals and earnings: The role of accrual estimation errors[J]. *The Accounting Review*, 2002, 77(s – 1): 61 – 69.
- [79] 陆建桥. 中国亏损上市公司盈余管理实证研究[J]. *会计研究*, 1999, (9): 3 – 5.
- Lu Jianqiao. Empirical study on earnings management of China's loss-making listed companies[J]. *Accounting Research*, 1999, (9): 3 – 5. (in Chinese)
- [80] 钱海章, 陶云清, 曹松威, 等. 中国数字金融发展与经济增长的理论与实证[J]. *数量经济技术经济研究*, 2020, 37(6): 26 – 46.
- Qian Haizhang, Tao Yunqing, Cao Songwei, et al. The theory and empirics of China's digital finance development and economic growth[J]. *The Journal of Quantitative & Technical Economics*, 2020, 37(6): 26 – 46. (in Chinese)
- [81] 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, 19(4): 1401 – 1418.
- Guo Feng, Wang Jingyi, Wang Fang, et al. Measuring the development of digital inclusive finance in China: Index compilation and spatial features[J]. *Economics (Quarterly)*, 2020, 19(4): 1401 – 1418. (in Chinese)
- [82] 李建军, 韩珣. 非金融企业影子银行化与经营风险[J]. *经济研究*, 2019, 54(8): 21 – 35.
- Li Jianjun, Han Xun. Shadow banking of non-financial enterprises and business risk[J]. *Economic Research Journal*, 2019, 54(8): 21 – 35. (in Chinese)
- [83] Christensen D M, Jones K L, Kenchington D G. Gambling attitudes and financial misreporting[J]. *Contemporary Accounting Research*, 2018, 35(3): 1229 – 1261.
- [84] Wang Q, Yan W. Your behaviour reflects your risk attitude: The influence of CEOs' insurance behaviours on corporate social responsibility[J]. *British Journal of Management*, 2023, 34(3): 1584 – 1605.
- [85] Zang A Y. Evidence on the trade-off between real activities manipulation and accrual-based earnings management[J]. *The Accounting Review*, 2012, 87(2): 675 – 703.
- [86] 王韧, 张奇佳, 何强. 金融监管会损害金融效率吗[J]. *金融经济研究*, 2019, 34(6): 93 – 104.
- Wang Ren, Zhang Qijia, He Qiang. Does financial regulation harm financial efficiency? [J]. *Financial Economics Research*, 2019, 34(6): 93 – 104. (in Chinese)
- [87] 程小可, 郑立东, 姚立杰. 内部控制能否抑制真实活动盈余管理? ——兼与应计盈余管理之比较[J]. *中国软科学*, 2013, (3): 120 – 131.
- Cheng Xiaoke, Zheng Lidong, Yao Lijie. Can internal control suppress real activities earnings management?: Comparison with accrual-based earnings management[J]. *China Soft Science*, 2013, (3): 120 – 131. (in Chinese)
- [88] Wang M, Yan W. Brain gain: The effect of employee quality on corporate social responsibility[J]. *Abacus*, 2022, 58(4): 679 – 713.
- [89] 温忠麟, 张雷, 侯杰泰, 等. 中介效应检验程序及其应用[J]. *心理学报*, 2004, (5): 614 – 620.
- Wen Zhonglin, Zhang Lei, Hou Jietai, et al. Procedures and applications of mediation effect test[J]. *Acta Psychologica*

Sinica, 2004, (5): 614 – 620. (in Chinese)

[90] 邓路, 刘瑞琪, 廖明情. 宏观环境、所有制与公司超额银行借款[J]. 管理世界, 2016, (9): 149 – 160.

Deng Lu, Liu Ruiqi, Liao Mingqing. Macro environment, ownership, and corporate excess bank borrowing[J]. Management World, 2016, (9): 149 – 160. (in Chinese)

The governance effects of digital finance: A perspective on earnings management

*YAN Wei-chen, WU Jun-jie, DENG Lu**

School of Economics and Management, Beihang University, Beijing 100191, China

Abstract: As emerging technologies such as big data, cloud computing, and artificial intelligence become pervasive in the financial sector, the academic community has extensively investigated the impact of digital finance on firm behavior at the micro level. This study draws on data from listed firms on the Shanghai and Shenzhen A-share markets between 2011 and 2018 to empirically assess how digital finance influences corporate earnings management and to explore the mechanisms underlying this relationship. The results demonstrate that digital finance significantly curtails earnings management, thereby evidencing a strong governance effect. Further examination reveals that this governance impact is more pronounced in regions with stringent financial regulations and among companies possessing robust internal controls. An in-depth analysis of the developmental stages, structural aspects, and regional dispersion of digital finance shows that the governance implications of its “utilization depth” become more marked during periods of dynamic development, also displaying notable regional disparities. Tests of underlying mechanisms indicate that digital finance primarily affects earnings management by enhancing information supervision and reducing financing constraints. The analysis of economic outcomes suggests that the governance effects of rapid digital finance development substantially improve corporate performance and value. This study not only broadens the understanding of corporate governance in the era of big data but also advances research on the interplay between digital finance and earnings management. These insights offer valuable references for optimizing corporate governance structures and refining financial regulatory frameworks amid economic transformation.

Key words: digital finance; earnings management; financial regulation; internal control; information asymmetry