

企业数字化转型与管理层激励*

陈德球 张雯宇

(对外经济贸易大学国际商学院,北京 100029)



内容提要:企业数字化转型完善了传统的公司治理结构和治理机制,拓宽了公司高质量发展的空间,充分发挥了资源赋能的作用。那么,企业数字化转型是否通过资源赋能作用增加管理层激励呢?本文从管理层股权和薪酬激励两个角度,实证检验了企业数字化转型对管理层激励的资源赋能作用。以2008—2020年中国A股主板上市公司为样本,本文发现,企业数字化转型显著增加了管理层股权和薪酬激励,这一效果主要是通过缓解公司面临的融资约束和提高公司的信息透明度来实现的。当管理层权力较大或者CEO具有高学历背景、公司外部治理机制较为薄弱、公司专业性股东话语权较小和公司所在省份制度环境较差时,上述结果更加显著。进一步研究发现,企业数字化转型通过增加管理层股权激励显著促进了公司创新投入,提高了公司的投资效率,即有效缓解了股东与管理层的代理冲突。此外,本文还排除了可能存在的内生性问题,并通过一系列稳健性检验确保结论的客观真实性。本文的结论表明,数字化转型作为新经济时代的重要战略变革形式,可以赋能公司管理层激励,进而缓解公司的代理冲突,具有重要的理论和实践意义。

关键词:企业数字化转型 管理层激励 资源赋能 代理冲突

中图分类号:F275 **文献标志码:**A **文章编号:**1002—5766(2023)05—0132—19

一、引言

随着互联网和移动通信等数字基础设施逐渐普及,信息化从业人员占比逐年提升,数字技术不断推动新一轮产业调整和科技革命,成为加深消费、投资和就业等经济各领域转型升级的重要力量。2017年,数字经济首次出现在《政府工作报告》中,着重强调我国应大力“发展数字经济”。数字技术的使用影响了企业这一微观主体的经济活动,数字经济的发展带动企业自主开展数字化转型。2022年的《政府工作报告》进一步指出,加快发展工业互联网,培育壮大集成电路、人工智能等数字产业。可见,加速企业数字化转型已经成为关乎国家发展的顶层设计。

管理层利益侵占问题是指管理层通过携款潜逃、转移定价、变卖资产掏空公司,或者在无法胜任职位时仍保持地位等方式侵占控制的资源(Shleifer和Vishny,1989)^[1]。为了解决管理层的利益侵占问题,投资者可以在事前与管理层签订具有激励效果的股权契约或者提供更高的现金薪酬,从而实现与管理层的治理。由于我国管理层持股比例仍较低,因此股权激励在我国主要发挥利益协同效应,即股东通过授予管理层股权激励使管理层利益与股东利益挂钩,且持股比例越大的管理者越重视公司的长远发展,从而开展有利于提高公司价值的活动(Jensen和Meckling,1976)^[2]。良好

收稿日期:2022-08-18

* 基金项目:国家自然科学基金面上项目“制度距离、创业投资异质性与企业创新效率”(71782045);北京市社会科学基金重大项目“‘一带一路’背景下中国国家形象建构与传播策略研究”(19ZDA04);对外经济贸易大学中央高校基本科研业务费专项资金“大数据时代的资本市场信息中介问题研究创新团队”(CXTD13-01)。

作者简介:陈德球,男,教授,博士生导师,管理学博士,研究领域为公司治理与公司金融,电子邮箱:nkchendq2006@163.com;张雯宇,女,博士研究生,研究领域为公司治理与公司金融,电子邮箱:zhangwenyu1998@126.com。通讯作者:张雯宇。

的现金薪酬契约也可以有效缓解管理层与股东之间的代理问题(Jensen和Murphy,1990)^[3]。企业数字化转型中使用的数字技术通过赋能公司治理结构和公司治理机制的完善有效缓解代理问题(陈德球和胡晴,2022)^[4]。那么,企业数字化转型究竟会如何影响管理层激励这一公司内部治理手段,数字技术的使用是否会促进管理层激励发挥正向治理作用呢?

在以数字技术盛行为特征的转型经济时代,管理层凭借其掌握的知识资本和核心技术逐渐成为企业内部拥有重要话语权和较高地位的核心利益相关者,公司未来发展直接受到管理层价值观的影响(陈德球和胡晴,2022)^[4]。然而,管理层短视行为仍频繁发生,如何有效治理管理层、激励管理层做出有利于公司长远发展的战略部署和日常经营决策成为转型经济背景下公司治理领域尤为重要的研究问题。企业数字化转型可能通过融资机制和信息机制对管理层激励产生赋能作用。一方面,企业数字化转型有利于缓解公司面临的融资约束(肖红军等,2021^[5];王会娟等,2022^[6])。此时,公司股东利益受到较好保护,股东投资倾向显著增强(李作奎和武咸云,2017)^[7],公司给予管理层激励的意愿明显提高(卢慧芳和吴华晶,2013)^[8]。另一方面,企业数字化转型有利于提高公司的信息透明度,改善公司外部信息环境(Hope,2003)^[9]。较高的信息透明度将提高股东对管理层和其他核心员工评估的准确性,从而增强股东给予管理层激励的动力和有效性(Holmström和Tirole,1993)^[10]。可见,企业数字化转型可以赋能管理层激励。

然而,企业数字化转型也可能挤出管理层激励。一方面,企业数字化转型提高了高学历劳动力所占比例,优化了公司的劳动力结构(孙早和侯玉琳,2019)^[11],员工更加主动地勤勉工作(朱方明和贾卓强,2022)^[12]。根据锦标赛理论,企业数字化转型所带来的员工薪酬水平和工作努力程度的提高,降低了公司给予高额管理层激励的意愿。另一方面,企业数字化转型还可以通过吸引大量机构投资者持有公司的股票,改善公司股东的专业性结构,更加快速精准地识别出大股东掏空倾向,形成股东内部的监督制衡机制。此时,机构投资者持股成为管理层激励的替代性治理手段。因此,企业数字化转型可能通过提高员工勤勉度和公司股东结构的专业性来挤出管理层激励。可见,企业数字化转型究竟是否会赋能公司管理层激励仍有待实证检验。鉴于此,本文以2008—2020年我国A股主板上市公司为研究样本,实证检验了企业数字化转型与管理层激励之间的关系。研究发现,企业数字化转型通过缓解公司面临的融资约束和提高公司信息透明度,显著增加公司的管理层激励。此外,企业数字化转型通过赋能管理层激励可以提高公司投资效率和增加创新投入,有效缓解股东与管理层之间的代理冲突。

本文的边际贡献在于:第一,本文从数字化转型的角度,揭示了新经济时代数字技术赋能管理层激励的底层逻辑,补充了管理层激励影响因素方面的文献。在公司内部战略方面,学者只关注了多元化战略对管理层激励的影响(邵军和刘志远,2006)^[13],尚未有学者研究数字化转型这一战略举措对管理层激励的影响,本文的研究弥补了已有文献的不足。第二,本文从管理层激励的角度,研究了企业数字化转型对公司内部治理机制的影响,丰富了企业数字化转型的经济后果方面的文献。已有文献主要研究了企业数字化转型对商业模式变革、经营管理决策、供应链管理和劳动力结构等方面的影响。较少的关于公司治理效应的研究也只关注了企业数字化转型对企业社会责任承担(赵宸宇,2022)^[14]和创新创业(殷群和田玉秀,2021)^[15]等的影响,暂无有关管理层治理机制变化的研究。本文以管理层激励为研究视角,弥补了已有文献的不足。第三,本文的结论还有较强的理论意义和现实启示。学者过去通常将管理层货币薪酬和股权激励看成相互替代的管理层治理机制(李苗和扈文秀,2019)^[16],尚未有学者研究二者在何种情境下可以成为两种相互独立的管理层治理手段。本文研究企业数字化转型可以同时赋能管理层货币薪酬激励和股权激励,补充了管理层治理机制相关理论的不足。数字技术变革与实体经济发展的高度融合是数字经济时代世界各国政府和学者关注的热门话题。作为实体经济的重要微观主体,企业是否会因为使用数字技术而获取高额利益也是重要的研究问题。尽管自委托代理理论提出以来,管理层行为一直受到学术界和实务界的重点关注,但是上市公

司仍频繁发生盈余管理、财务舞弊等负面事件,管理层短视问题始终未能得到有效解决。在以数字技术盛行为特征的转型经济时代,掌握知识资本和核心技术的管理层逐渐成为企业内部拥有重要话语权的核心利益相关者(陈德球和胡晴,2022)^[4]。因此,如何有效治理管理层成为转型经济背景下公司治理领域尤为重要的研究问题。研究企业数字化转型对管理层激励赋能的具体机制与经济后果,有利于加深对技术变革改善公司内部治理机制的理解,为数字经济时代公司转型升级战略的制定提供实践启示。

二、理论回顾与研究假设

企业数字化转型的赋能作用主要是指数据信息和数字技术的使用可以有效提高公司绩效表现,促进商业模式创新,实现价值协同创造(孙新波等,2020)^[17]和产业转型升级(吴海军和郭琏,2023)^[18]。赋能主要包括三个维度,即结构赋能、资源赋能和心理赋能(Leong等,2015)^[19]。其中,结构赋能是指通过改变主体所在的组织机构以及社会、经济、政治和文化等外部客观条件,被赋能对象的发展空间得到扩展;资源赋能是指帮助被赋能对象获取、控制和管理资源;心理赋能是指增强被赋能对象的心理认知能力。针对公司管理层激励,企业数字化转型的赋能作用主要表现为数字技术的使用通过缓解公司面临的融资约束和提高公司的信息透明度来丰富公司的资金和信息等资源基础。因此,本文从资源赋能的角度,探究企业数字化转型对管理层激励的赋能作用。

一方面,企业数字化转型为公司给予管理层股权和薪酬激励提供了资金资源基础,即通过拓宽公司的融资渠道,缓解了公司面临的融资约束。具体来讲,数字化转型通过形成较为网络化和扁平化的新型组织架构改善公司内部控制环境(陈冬梅等,2020)^[20],通过将信息标准化和结构化促进信息高效沟通(曾德麟等,2021)^[21],通过实时监测预警公司生产经营过程中的风险实现对公司内部风险的高效评估(易露霞等,2021)^[22],从而显著提高公司内部控制水平和会计信息质量(聂兴凯等,2022)^[23]。较高的内部控制水平和会计信息质量显著降低了公司的信息风险和信用风险,增加了公司获得的银行贷款规模,从而缓解公司面临的融资约束。根据价值互惠效应,数字化转型通过提高企业社会责任承担水平满足众多利益相关者的需求,从而帮助企业从外部获取更多的资金支持,缓解企业面临的融资约束(肖红军等,2021)^[5]。另外,由于数字化转型是符合国家发展数字经济方针的重要战略举措,企业开展数字化转型可以获得政府的政策倾斜和资源支持(王会娟等,2022)^[6],缓解自身面临的融资约束。此外,企业数字化转型为企业赢得信息共享优势,企业可以及时获取恰当的融资信息,进而走出融资困境(花俊国等,2022)^[24]。较低的融资约束意味着公司股东有更多的资金发放股权并将更多的股权激励授予管理层;较低的融资约束也可以直接促进薪酬委员会向管理层发放货币薪酬,从而提高管理层激励水平。此外,较低的融资约束将增加股东的投资倾向(李作奎和武咸云,2017)^[7],进而促使公司给予管理层更多的激励来保持管理层与股东长期利益的一致性。另外,较低的融资约束将导致为公司提供资本的股东的话语权明显下降,公司由“资合”逐渐转向关注知识资本的“管理层中心主义”,公司激励管理层充分发挥治理才能的动机显著增加。因此,企业数字化转型可以通过缓解融资约束增加公司给予管理层激励的倾向。

另一方面,在数字化转型过程中,使用互联网、物联网、云计算等数字基础设施的企业会产生大量有别于传统金融数据的其他有价值的信息,即另类数据,它是公司外部信息的一大来源。这类数据主要包括消费者产生的搜索记录等数据、物流和支付等商业过程数据以及GPS定位、卫星数据等传感器数据。市场参与者能够更便捷地获取全面描述公司特征的信息,公司的信息交换成本降低,公司的可视性提高,公司拥有的软信息数量增加。与传统工业经济环境相比,数字化情境具有开放性、无边界性、强互动性和不确定性等典型特征(郭海和韩佳平,2019)^[25],外部信息使用者获取信息更加便利。Hope(2003)^[9]发现分析师跟踪程度与公司信息公开化程度显著正相关,且信息环境更好的公司的分析师预测准确度更高,进一步证明数字化转型有利于提高外部监管者的关注

度。作为具备专业知识的信息加工者,分析师可以对所获取的信息进行实质性解读,从而增强公司外部信息的可理解性(刘星和陈西婵,2018)^[26],降低资本市场中重要股东与管理层之间的信息不对称程度,提高信息透明度。较高的信息透明度将提高股东对管理层和其他核心员工评估的准确性,从而增强公司授予管理层股权激励和现金薪酬激励的动力和有效性(Holmström 和 Tirole, 1993)^[10],实现管理层等核心员工的激励契约与股东价值最大化相统一(钟芳和王满,2020)^[27]。较高的信息透明度表明管理层能够履行信息披露等代理义务。此时,管理层股权和现金薪酬将可以充分发挥激励作用,管理层激励可以将管理层利益与公司长远利益挂钩而非充当管理层攫取私利的工具。股东授予管理层更多股权激励的意愿增加,薪酬委员会成员为管理层提供更多货币薪酬的意愿也显著增加。因此,企业数字化转型可以通过提高信息透明度促进公司授予管理层激励。因此,本文提出如下假设:

H_{1a}:企业数字化转型通过资源赋能作用显著增加公司的管理层激励。

然而,企业数字化转型也可能挤出管理层激励。一方面,企业数字化转型通过提高公司中高学历劳动力所占比例优化了公司的劳动力结构(孙早和侯玉琳,2019)^[11]。高学历员工一般会自主地开展高效有序的产品创造活动(朱方明和贾卓强,2022)^[12],从而获取相对较高的薪酬回报(徐朝辉和王满四,2022)^[28]。根据锦标赛理论,企业内部薪酬差距越大,员工越可能出于竞争动机而倾向于勤勉工作(佟爱琴等,2019)^[29]。因此,在员工已获得较高薪酬回报且能够自主勤勉工作的情况下,公司将无需通过提高管理层现金薪酬激励水平确保员工勤勉工作。另一方面,数据决策通过降低企业搜索成本、信息成本、运输成本、传递成本和管理成本降低了企业的市场交易成本,从而提高企业组织和配置资源的效率。数字化转型还可以提升企业业绩(何帆和刘红霞,2019)^[30]。已有研究发现,机构投资者倾向于持有盈利水平较高、股价较高和总资产周转率较高的公司股票(田澍等,2012)^[31],而且具备专业知识的机构投资者可以更加精准地识别出上述公司。因此,企业数字化转型可以通过吸引大量机构投资者持有公司的股票,改善公司股东的专业性结构,增强股东监督制衡管理层的能力,并形成股东层面的监督制衡机制。已有研究发现,机构投资者持股和管理层激励均会显著降低企业信息非对称性,二者在公司治理中存在相互替代的作用(田存志和吴新春,2010)^[32]。因此,当企业数字化转型带来机构投资者持股比例提高时,公司通过给予管理层更高水平的激励来约束管理层自利行为和促使管理层监督公司大股东行为的动机大大减弱,公司的管理层激励水平将显著下降。因此,本文提出如下假设:

H_{1b}:企业数字化转型通过挤出效应显著减少公司的管理层激励。

三、研究设计

1. 变量选择

解释变量为企业数字化转型(Digital1)。参考吴非等(2021)^[33]的做法,本文将上市公司年报中“数字化转型”相关关键词的词频作为企业数字化转型的代理变量。该变量的构建过程如下:首先,本文下载中国信息通信研究院(信通院)发布的相关白皮书^①,人工阅读并提取其中与“数字化转型”相关的关键词,形成种子词库。然后,参考 Li 等(2021)^[34]的方法,通过 python 软件使用机器学习算法中的 word2vec 对年报文本做词向量分析;再根据种子词库,在年报文本中提取接近种子词汇的关键词并进行人工判断,从而扩充种子词库,形成企业数字化转型的词典。在获得词典之后,将这些词汇归为“大数据技术”“人工智能技术”“物联网技术”“云计算技术”“虚拟现实技术”和“区块链技术”六大类,并用 python 软件分别统计各类别中的词汇在年报中出现的次数。各类别

① 主要包括《中国数字经济发展白皮书》《大数据白皮书》《人工智能核心技术产业白皮书》《物联网白皮书》《云计算发展白皮书》《虚拟增强现实白皮书》和《区块链白皮书》。

所包括的词汇如表 1 所示。由于这些词汇出现的次数具有明显的“右偏性”,因此本文用所有类别的词汇在年报中出现的次数加 1 后取对数来衡量企业数字化转型。另外,为了缓解互为因果的内生性问题,本文使用滞后一期的企业数字化转型变量 *Digital1* 作为解释变量。

表 1 企业数字化转型特征词库

分类名称	具体词汇
大数据技术	大数据、海量数据、分布式计算、数据集成、元数据、数据建模、数据标准管理、数据质量管理、数据资产、数据集市、数据仓库、数据标签、主数据发现、数据标准应用、图分析、图数据、图结构数据、图模型、图计算、知识图谱、BI 工具、商业智能、数据可视化、数据挖掘、非结构化数据、异构数据、Hadoop、Spark
人工智能技术	人工智能、AI、机器学习、深度学习、强化学习、迁移学习、对抗学习、监督学习、多模态学习、知识工程、神经网络、预训练模型、自动驾驶、数据标注、语音识别、图像识别、机器翻译、机器人、计算机视觉、自然语言处理、智能推荐、人脸识别、图像识别、智能化、智能制造、智能金融、智能医疗、智能安防、智能交通、智慧城市、智能农业
物联网技术	物联网、IoT、智能家居、可穿戴设备、传感器、eSIM、RFID、电子标签、边缘计算、边缘终端、边缘网关、边缘控制器、光伏云网、车联网、产业物联网、工业互联网
云计算技术	云计算、云平台、云服务、公有云、私有云、混合云、云端、IaaS、PaaS、SaaS、云边协同、云原生、容器技术、容器化、微服务、DevOps
虚拟现实技术	虚拟现实、增强现实、VR、AR、人机交互、感知交互、近眼显示、渲染计算、云渲染、注视点技术、注视点光学、注视点渲染、眼动追踪、手势追踪、头显终端
区块链技术	区块链、联盟链、公链、公有链、私有链、数字货币、比特币、BaaS、密码算法、对等式网络、共识机制、智能合约

被解释变量为管理层股权激励 (*Incentive1*) 和管理层薪酬激励 (*Salary1*)。本文主要参考李鑫等 (2021)^[35] 的方法,将股价上涨 1% 时,管理层持有的股票和股票期权价值增量占其总薪酬的比例定义为管理层股权激励 (*Incentive1*)。本文使用管理层薪酬总额加 1 后取对数来衡量管理层薪酬激励 (*Salary1*)。

借鉴现有文献 (邵军和刘志远,2006)^[13],本文控制了影响公司管理层激励的财务变量和公司治理变量。其中,财务变量包括财务杠杆率 (*Lev*)、总资产收益率 (*Roa*)、托宾 Q 值 (*Tobinq*)、营业收入增长率 (*Grow*);公司治理变量包括第一大股东持股比例 (*Top1*)、公司董事会人数的自然对数 (*Board*)、公司董事会下设专业委员会个数 (*Committee*) 和产权性质 (*Soe*)。本文变量的具体定义如表 2 所示。

表 2 变量定义

变量类型	变量符号	变量定义
被解释变量	<i>Incentive1</i>	股价上涨 1% 时,管理层持有的股票和股票期权价值增量占其总薪酬的比例
	<i>Salary1</i>	管理层薪酬总额加 1 后取对数
解释变量	<i>Digital1</i>	公司年报中出现“数字化”相关的词汇的次数加 1 后取对数。其中,“数字化”相关的词汇是指与大数据技术、人工智能技术、物联网技术、云计算技术、虚拟现实技术和区块链技术相关的词汇。具体词汇如表 1 所示
控制变量	<i>Lev</i>	资产负债率
	<i>Roa</i>	总资产收益率
	<i>Tobinq</i>	托宾 Q 值
	<i>Grow</i>	营业收入增长率
	<i>Top1</i>	第一大股东持股比例
	<i>Board</i>	董事会人数的自然对数
	<i>Committee</i>	董事会下设专业委员会个数
	<i>Soe</i>	产权性质

2. 模型构建

为了检验假设 H_{1a} 和假设 H_{1b}, 本文建立了如下模型:

$$Y_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Digital1_{i,t-1} + \sum \gamma X_{i,t-1} + \mu_j + \nu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中, 下标 *i* 表示公司, *t* 表示年度。Y_{*i,t*} 表示管理层激励指标 (*Incentive1*、*Salary1*); *Digital1*_{*i,t-1*} 表示数字化转型指标; X_{*i,t-1*} 为一组控制变量, 控制变量的选取如表 2 所示; μ_{*j*} 和 ν_{*i*} 分别代表行业固定效应和年度固定效应; ε_{*i,t*} 为随机干扰项。

3. 样本和数据来源

本文以 2008—2020 年中国 A 股主板上市公司为初始样本。2007 年 1 月 1 日我国上市公司开始遵循新会计准则, 本文的主要财务变量都使用滞后一期的数值且需要统一计量口径, 因此样本起始年份选定为 2008 年。本文按照如下标准对初始样本进行了筛选: (1) 剔除了金融业上市公司; (2) 剔除了数据不完整或存在重大数据误差的样本; (3) 剔除了行业代码不存在的样本; (4) 剔除了资产负债率大于 1 的样本。经过处理, 最终有效样本共 25188 个。所有连续变量在 1% 和 99% 水平上进行了异常值处理。本文所使用的财务、公司治理和地区数字基础设施等数据均来自 CSMAR 数据库。

四、实证结果与分析

1. 描述性统计

表 3 列示了主要变量的描述性统计结果。数字化转型程度 *Digital1* 在样本中的均值为 1.480, 最大值为 5.288, 这与吴非等 (2021)^[33] 的描述性统计结果十分接近 (均值为 1.148, 最大值为 4.949), 说明本文的关键解释变量构造过程较为合理, 数据可靠性较高。各控制变量的描述性统计量也都处于合理范围。

表 3 描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
<i>Incentive1</i>	25188	0.274	0.353	0.000	0.958
<i>Salary1</i>	25188	14.746	0.840	12.490	16.882
<i>Digital1</i>	25188	1.480	1.383	0.000	5.288
<i>Lev</i>	25188	0.443	0.208	0.056	0.905
<i>Roa</i>	25188	0.052	0.065	-0.248	0.234
<i>Tobinq</i>	25188	0.184	0.470	-0.592	3.195
<i>Grow</i>	25188	2.062	1.355	0.874	8.865
<i>Top1</i>	25188	34.943	14.744	9.270	74.450
<i>Board</i>	25188	2.254	0.179	1.792	2.773
<i>Committee</i>	25188	3.931	0.449	2.000	5.000
<i>Soe</i>	25188	0.411	0.492	0.000	1.000

2. 分组趋势图

图 1 列示了在数字化转型程度较低和较高的两个样本中, 被解释变量 *Incentive1* 和 *Salary1* 在各年度中的均值的变化情况。其中, 数字化转型程度较高的企业是指当年年报中“数字化转型”相关词汇出现次数高于年度中位数的企业。从图 1 中可以看出, 在数字化转型程度较高的样本中, 变量 *Incentive1* (*Salary1*) 的年度均值在各年中全部更高, 初步证明了假设 H_{1a}, 即企业数字化转型可以增加管理层激励。

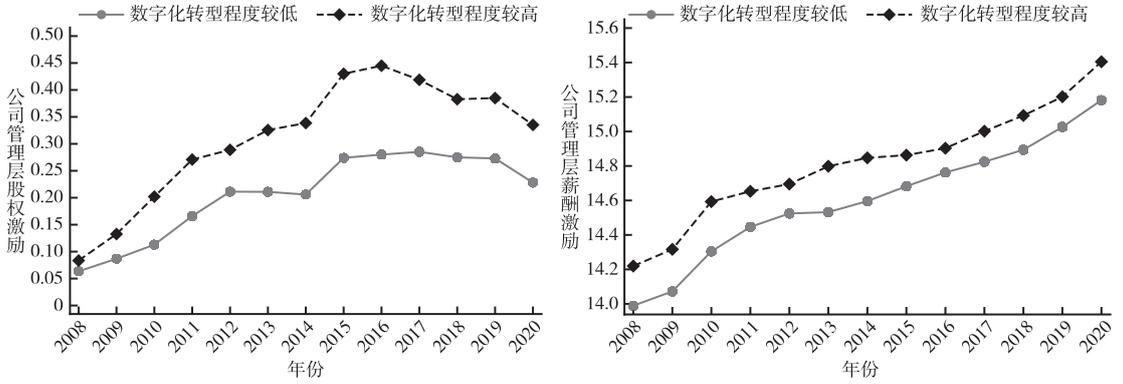


图1 管理层激励均值的逐年变动情况

资料来源:作者整理

3. 主回归结果

表4列示了企业数字化转型对管理层股权激励和薪酬激励影响的回归结果。其中,前两列列示了被解释变量是 *Incentive1* 时去除和加入控制变量后的回归结果,后两列列示了被解释变量是 *Salary1* 时去除和加入控制变量后的回归结果。变量 *Digital1* 的估计系数在四列模型中均显著为正。这说明,企业数字化转型显著增加了公司的管理层股权激励和薪酬激励。结果支持假设 H_{1a} ,即企业数字化转型显著增加公司的管理层激励。这可能是因为企业数字化转型通过缓解公司面临的融资约束和提高公司的信息透明度为公司管理层激励进行资源赋能,从而提高公司的管理层激励水平。

从控制变量来看,总资产收益率(*Roa*)与被解释变量(*Incentive1*/*Salary1*)在1%的水平上显著正相关,表明经营情况较好的企业将更有能力和意愿给予管理层更多的股权和薪酬激励;营业收入增长率(*Grow*)与被解释变量在1%的水平上显著负相关,说明股东可能因为管理层存在未来长期任职意愿而无需通过给予管理层激励来减少管理层自利行为。这一实证结果与已有文献和实践逻辑相符。其他控制变量的回归系数符号及显著性在被解释变量分别为股权激励(*Incentive1*)和薪酬激励(*Salary1*)时不一致,说明影响不同类别管理层激励手段的因素及机理仍然较为复杂,有待学者后续进一步检验。

表4 企业数字化转型与管理层激励

变量	<i>Incentive1</i>		<i>Salary1</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Digital1</i>	0.0300 *** (7.00)	0.0166 *** (4.77)	0.1143 *** (12.07)	0.1111 *** (13.21)
<i>Lev</i>		-0.3025 *** (-15.10)		0.3892 *** (7.00)
<i>Roa</i>		0.5405 *** (9.11)		3.7295 *** (23.75)
<i>Tobinq</i>		0.0261 *** (6.58)		-0.0046 (-0.44)
<i>Grow</i>		-0.0269 *** (-9.84)		-0.0779 *** (-9.66)
<i>Top1</i>		-0.0020 *** (-7.30)		-0.0007 (-0.92)
<i>Board</i>		-0.0822 *** (-3.62)		0.7322 *** (11.78)
<i>Committee</i>		0.0018 (0.24)		-0.0184 (-0.80)

续表 4

变量	Incentive1		Salary1	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Soe		-0.3051*** (-33.21)		0.1527*** (5.89)
常数项	0.0726*** (10.98)	0.6867*** (11.43)	14.0285*** (568.47)	12.0735*** (72.57)
行业/年度固定效应	是	是	是	是
样本量	25188	25188	25188	25188
调整后 R ²	0.16	0.43	0.17	0.29

注:括号内为经企业层面聚类调整后的 *t* 统计量;***、** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著;如无特别说明,下同

4. 机制检验

在之前的分析中,本文论述了企业数字化转型影响管理层激励的两条机制,即缓解公司面临的融资约束和提高公司的信息透明度。这一部分,本文将检验上述机制是否成立。

首先,本文分别采用 WW 指数(WW)^①和银行贷款规模(Bankloan)^②来衡量公司面临的融资约束,并将这两个指标分别代入下面模型(2)的变量 Finance 中。其中,使用银行贷款规模来衡量融资约束是从融资来源角度考虑公司面临的资金压力,且银行贷款等间接融资来源仍是公司的主要融资来源。其次,本文分别采用深交所、沪交所信息披露评级(Opaque1)和公司近三年可操纵性应计利润绝对值的总和(Opaque2)来衡量公司的信息透明度,并将这两个指标分别代入下面模型(3)的变量 Opaque 中。其中,当评级为 A~D 时,Opaque1 依次赋值为 1~4;持续较高且波动较大的可操纵性应计盈余象征着更低的信息透明度,因此本文借鉴潘越等(2011)^[39]的方法,采用 Opaque2 来度量信息透明度,可操纵性应计利润是遵循修正的 Jones 模型计算获得的。模型(2)和模型(3)的 α₁ 和 β₁ 分别衡量企业数字化转型对融资约束和信息透明度的影响大小。

$$Finance_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Digital1_{i,t-1} + \sum \gamma X_{i,t-1} + \mu_j + \nu_t + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

$$Opaque_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Digital1_{i,t-1} + \sum \gamma X_{i,t-1} + \mu_j + \nu_t + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

表 5 列示了企业数字化转型对融资约束和信息透明度影响的回归结果。第(1)和第(2)列中 WW(Bankloan)的回归系数为 -0.0070(0.0022),在 1%(1%)水平上显著为负(正),表明企业数字化转型能够缓解公司面临的融资约束。第(3)列和第(4)列中 Opaque1(Opaque2)的回归系数为 -0.0424(-0.0053),在 1%(1%)水平上显著为负(负),表明企业数字化转型能够提高公司的信息透明度。因此,结合上文论述,企业数字化转型可以通过缓解融资约束和提高信息透明度的资源赋能作用显著增加管理层激励。

表 5 机制检验^③

变量	(1) WW	(2) Bankloan	(3) Opaque1	(4) Opaque2
Digital1	-0.0070*** (-10.92)	0.0022*** (3.93)	-0.0424*** (-6.51)	-0.0053*** (-2.67)
控制变量	控制	控制	控制	控制

① 参考 Whited 和 Wu(2006)^[36]以及刘莉亚等(2015)^[37]计算获得。

② 参考李建军和李俊成(2020)^[38]的做法,采用企业取得借款时收到的现金与总资产之比来衡量。

③ 针对此检验及后续检验的样本量与主回归样本量相比有一定差异,本文做如下解释:主回归样本在与其他检验的样本进行合并后进一步进行了缺失值删除的处理。样本量减少的原因,一是其他变量存续的样本期间短于主回归样本,合并后样本缩减;二是其他变量在某些企业的某些年份存在缺失值,样本进一步被缩减。后续所有检验的样本量减少的原因,如无特殊说明,与此相同。

续表 5

变量	(1) <i>WW</i>	(2) <i>Bankloan</i>	(3) <i>Opaque1</i>	(4) <i>Opaque2</i>
行业/年度固定效应	是	是	是	是
样本量	21558	19427	14750	24673
调整后 R^2	0.38	0.04	0.16	0.12

5. 异质性分析

已有研究发现,管理层权力显著提高管理层股权激励水平,这可能是因为权力较大的管理层更有能力追求自身利益,严重损害股东利益,从而促使股东选择股权激励的方式缓解其与管理层之间的代理冲突(徐虹等,2015)^[40]。此外,具有较高学历的 CEO 通常因为拥有更加全面的知识背景而更愿意进行独立思考,最终做出与股东和董事会长期价值不相符的决策。因此,本文将研究企业数字化转型对管理层激励的赋能作用是否会受到管理层权力和 CEO 学历背景特征的影响。本文参考已有文献的做法(周美华等,2016)^[41],选择以下五个方面指标进行主成分分析,合成管理层权力的综合指标(*Power*):(1)CEO 兼任董事职位:当公司 CEO 不兼任董事职位时取值为 1,CEO 兼任董事时取值为 2,CEO 兼任董事长时取值为 3;(2)CEO 任期:CEO 在该职位上的任职年限;(3)董事会规模:当年公司董事会人数;(4)内部董事比例;(5)CFO 与董事长兼任:当 CFO 为董事时取值为 1,否则为 0。采用主成分分析法合成的综合指标 *Power* 数值越大,表示管理层权力越大。此外,本文选择 CEO 学历背景来描述 CEO 特征。具体来讲,本文使用 CEO 是否拥有本科及以上学历(*Highdegree*)来度量 CEO 学历背景,如果拥有高学历则 *Highdegree* 取值为 1,否则取值为 0。在此基础上,本文依据 *Power* 的年度中位数水平将样本区分为管理层权力较高和较低两个子样本;根据 *Highdegree* 取值是否为 1 将样本划分为 CEO 是否拥有高学历背景两个子样本。

表 6 列示了模型(1)在管理层特征不同的样本中的回归结果,并采用“自抽样法(Bootstrap)”来检验解释变量组间系数差异的显著性。其中,采用 Bootstrap 法得出的经验 *p* 值表示多次重复抽样并回归后,实际系数差异大于抽样差异的概率。如果经验 *p* 值小于特定的置信水平,则表明组间系数调整速度的差异在该置信水平下显著异于零,通过组间系数差异检验。下文中的经验 *p* 值含义与此相同。结果显示,变量 *Digital1* 的估计系数在管理层权力较大和 CEO 有高学历背景的样本中更显著,且通过组间系数差异检验。这表明,管理层权力和 CEO 高学历背景确实会影响企业数字化转型对管理层激励的赋能作用,企业数字化转型对管理层激励的影响在管理层权力更大和 CEO 拥有高学历背景的样本中更强^①。

表 6 管理层特征的分组回归^②

变量	<i>Incentive1</i>			
	管理层特征 = <i>Power</i>		管理层特征 = <i>Highdegree</i>	
	(1) 管理层权力较大	(2) 管理层权力较小	(3) 是	(4) 否
<i>Digital1</i>	0.0207*** (4.05)	0.0175*** (3.73)	0.0239*** (5.73)	0.0074 (1.41)
经验 <i>p</i> 值	0.100*		0.000***	
控制变量	控制		控制	

① 受文章篇幅限制,控制变量的回归系数未在表中详细列出,被解释变量为 *SALARY1* 时的回归结果也未列出,可备索,下同。

② 此处,样本量合计与总样本量不一致的原因除上文提及的原因外还包括:结合审稿专家的意见,根据年度中位数将样本分为两个子样本时,为避免分组均匀度受到分组变量取值向中位数集中的影响,本文将取值为中位数的样本剔除。如无特殊说明,下文的其它异质性检验的样本总量与主回归样本量不一致的原因也包括此处补充说明的原因。

续表 6

变量	Incentive1			
	管理层特征 = Power		管理层特征 = Highdegree	
	(1) 管理层权力较大	(2) 管理层权力较小	(3) 是	(4) 否
行业/年度固定效应	是		是	
样本量	9772	9786	15312	9876
调整后 R ²	0.42	0.41	0.44	0.41

公司外部中介机构对公司的跟踪和与公司的互动可以有效监督公司管理层的日常经营决策和活 动,是公司的一项重要外部治理机制。分析师通过对公司进行实地调研和线上关注等跟踪活动, 可以将公司真实经营情况和内部信息进行专业化解读,从而防止公司管理层构建“个人帝国”或侵 占股东利益;“四大”会计师事务所因其较大的规模和较高的审计收费可以为公司提供质量更高的 鉴证服务,从而对管理层起到震慑效应,缓解管理层与股东的代理冲突。因此,本文将研究企业数 字化转型对管理层激励的影响是否受到分析师跟踪 (Analyst) 和会计师事务所类型 (Big4) 的影响。 其中,如果审计公司的会计师事务所不是“四大”之一,则 Big4 取值为 1,否则取值为 0;如果跟踪公 司的分析师数量 (Analyst) 小于年度中位数,则该公司为外部治理机制较为薄弱的公司。

表 7 列示了模型(1)在外部治理机制薄弱与否的样本中的回归结果。结果显示,变量 Digital1 的 估计系数在分析师跟踪数量较少和审计公司的会计师事务所不是“四大”之一的样本中更显著,且通 过组间系数差异检验。这表明,企业数字化转型对管理层激励的赋能作用在外部治理机制较为薄弱时 更明显,企业数字化转型对管理层激励的影响在分析师跟踪程度更小和非“四大”审计的样本中更强。

表 7 外部治理机制的分组回归

变量	Incentive1			
	外部治理 = Big4		外部治理 = Analyst	
	(1) 非四大	(2) 四大	(3) 分析师跟踪人数较少	(4) 分析师跟踪人数较多
Digital1	0.0172 *** (4.84)	0.0123 (0.97)	0.0148 *** (3.44)	0.0083 * (1.76)
经验 p 值	0.100 *		0.030 **	
控制变量	控制		控制	
行业/年度固定效应	是		是	
样本量	23774	1414	11559	11930
调整后 R ²	0.43	0.27	0.40	0.47

机构投资者一般是投资规模较大、收集和分析信息能力较强的证券公司和基金机构等,它们通 常能够对公司其他大股东进行良好的监督制衡。大股东掏空行为的发生往往需要管理层的配合和 支持 (Burkart 和 Panunzi, 2006) [42]。高管股权激励 (刘井建等, 2020) [43] 和管理层持股 (王晗等, 2016) [44] 都会显著抑制大股东掏空行为,即管理者的监督意愿影响大股东侵占中小股东利益的倾 向。可见,机构投资者持股和管理层激励对大股东负面行为的治理作用通常可以相互替代。因此, 本文将研究企业数字化转型对管理层激励的影响是否受到机构投资者持股比例 (Instiratio) 和机构 投资者持股数 (Instishare) 的影响。其中,机构投资者持股比例是机构投资者持股占公司总股数的 比例,机构投资者持股数是机构投资者持股数加 1 后取对数。本文根据机构投资者持股比例和持 股数是否低于年度中位数将样本平均分为两组。

表 8 列示了模型(1)在股东专业性高低不同的两个样本中的回归结果。结果显示,变量 Digital1 的估计系数在机构投资者持股比例较低和持股数较少的样本中更显著,且通过组间系数差

异检验。这表明,股东专业性结构确实会影响企业数字化转型对管理层激励的赋能作用,企业数字化转型对管理层激励的影响在机构投资者持股较少的样本中更强。

表 8 股东专业性的分组回归

变量	Incentive1			
	机构投资者 = <i>Instiratio</i>		机构投资者 = <i>Instishare</i>	
	(1) 持股比例较低	(2) 持股比例较高	(3) 持股数量较少	(4) 持股数量较多
<i>Digital1</i>	0.0280*** (6.27)	0.0053 (1.22)	0.0227*** (4.90)	0.0142*** (2.74)
经验 <i>p</i> 值	0.000***		0.050**	
控制变量	控制		控制	
行业/年度固定效应	是		是	
样本量	5974	5974	5974	5974
调整后 <i>R</i> ²	0.47	0.25	0.43	0.30

如上所述,宏观环境会影响管理层激励水平。政府治理环境是公司重要的正式制度环境,公司所在省份的政府治理水平将影响公司面临的经济政策环境不确定性,从而影响股东和董事会成员授予管理层激励的意愿。文化环境是公司重要的非正式制度环境,它也将显著影响管理层激励水平。本文使用市场化水平指数中的政府治理指数 (*Market*) 来衡量政府治理环境,该指数来自中国分省份市场化指数数据库,是面板变量。本文借鉴赵向阳等(2015)^[45]的研究方法,采用 GLOBE 的文化习俗问卷得出的区域文化得分来描述地区文化环境。选用该文化习俗问卷指标的主要原因是,它主要涉及与管理和工作相关的文化价值观念。具体来讲,本文使用 GLOBE 文化习俗问卷区域文化得分的不确定性导向得分 (*Culture*),该变量是截面变量,即同一省份不同年度的取值相同。在此基础上,本文依据上述两个变量的年度中位数水平将样本区分为制度环境较好和较差两个子样本。

表 9 列示了模型(1)在制度环境较差和较好的两个子样本的回归结果。结果显示,变量 *Digital1* 的估计系数在公司所在省份政府治理环境较差和不确定性导向程度较低的子样本中更加显著,且通过组间系数差异检验。这表明,企业数字化转型与制度环境对管理层激励的赋能作用互为替代。

表 9 制度环境的分组回归

变量	Incentive1			
	地区环境 = <i>Market</i>		地区环境 = <i>Culture</i>	
	(1) 市场化水平较低	(2) 市场化水平较高	(3) 不确定性导向较低	(4) 不确定性导向较高
<i>Digital1</i>	0.0197*** (3.97)	0.0107** (2.27)	0.0222*** (3.63)	0.0084* (1.67)
经验 <i>p</i> 值	0.000***		0.000***	
控制变量	控制		控制	
行业/年度固定效应	是		是	
样本量	12655	11748	9194	12236
调整后 <i>R</i> ²	0.43	0.41	0.46	0.41

6. 经济后果分析

企业数字化转型对管理层激励的赋能作用是否会缓解管理层和股东的代理冲突,促使管理层做出有利于增加股东长远利益的经营决策呢?本文通过检验企业数字化转型是否会增加公司的创新投入和提高公司的投资效率,并进一步检验上述影响在管理层激励水平较高和较低的样本中是

否存在显著差异来回答上述问题,即企业数字化转型是否可以通过赋能管理层激励来缓解管理层与股东之间的第一类代理问题。本文分别构建模型(4)和模型(5),首先在全样本中进行回归,然后分别在管理层股权激励高于和低于年度中位数水平的样本中进行回归,接着在管理层薪酬激励水平高于和低于年度中位数水平的样本中进行回归。计算 *Digital1* 回归系数在管理层股权(薪酬)激励水平较高和较低子样本中的组间差异。其中,创新投入(*Rdspendratio*)是研发投入占营业收入的比例,投资效率(*Inveff*)借鉴吕长江和张海平(2011)^[46]的方法计算获得。

$$Rdspendratio_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Digital1_{i,t-1} + \sum \gamma X_{i,t-1} + \mu_j + \nu_t + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

$$Inveff_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Digital1_{i,t-1} + \sum \gamma X_{i,t-1} + \mu_j + \nu_t + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

从表 10 中 Panel A 的结果可以看出,企业数字化转型可以显著增加公司的创新投入;针对管理层股权激励,上述影响在管理层股权激励水平较高的样本中显著更强;针对管理层薪酬激励,上述影响并未在管理层薪酬激励水平较高的样本中显著更强^①。从表 10 中 Panel B 的结果可以看出,企业数字化转型可以显著提高公司的投资效率;针对管理层股权激励,上述影响同样在管理层股权激励水平较高的样本中显著更强;针对管理层薪酬激励,上述影响同样并未在管理层薪酬激励水平较高的样本中显著更强。综上,企业数字化转型通过对管理层激励产生赋能作用确实可以缓解管理层与股东之间的代理冲突,且上述手段的治理效果仅体现在股权激励方面,而不会体现在薪酬激励方面。

表 10 经济后果分析

Panel A. 企业数字化转型与创新投入					
变量	<i>Rdspendratio</i>				
	(1) 全样本	(2) 较高的 <i>Incentive1</i>	(3) 较低的 <i>Incentive1</i>	(4) 较高的 <i>Salary1</i>	(5) 较低的 <i>Salary1</i>
<i>Digital1</i>	0.6168*** (14.70)	0.6052*** (10.72)	0.5078*** (10.29)	0.539*** (10.43)	0.6275*** (11.13)
经验 <i>p</i> 值	0.000***				
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
行业/年度固定效应	是	是	是	是	是
样本量	25188	12591	12597	12590	12598
调整后 <i>R</i> ²	0.46	0.46	0.37	0.49	0.43

Panel B. 企业数字化转型与投资效率					
变量	<i>Inveff</i>				
	(1) 全样本	(2) 较高的 <i>Incentive1</i>	(3) 较低的 <i>Incentive1</i>	(4) 较高的 <i>Salary1</i>	(5) 较低的 <i>Salary1</i>
<i>Digital1</i>	-0.0010*** (-2.63)	-0.0019*** (-3.58)	-0.0007 (-1.35)	-0.0007 (-1.43)	-0.0011** (-2.07)
经验 <i>p</i> 值	0.000***				
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
行业/年度固定效应	是	是	是	是	是
样本量	23208	11601	11607	11600	11608
调整后 <i>R</i> ²	0.07	0.05	0.08	0.07	0.06

① 由于按照管理层薪酬激励水平高低分组时,企业数字化转型对创新投入和投资效率的影响并未表现出在激励水平较高的样本中比在激励水平较低的样本中更强,因此在按照薪酬激励水平分组的“经验 *p* 值”处本文并未列示数值。

五、稳健性检验

1. 内生性问题

前文的研究结论可能因为研究假设本身存在内生性问题而无法令人信服。一方面,数字化转型程度不同的公司可能存在异质性特征,这些特征使得公司的管理层激励存在天然的差异;另一方面,被激励的管理层可能更愿意开展数字化转型活动。为了尽可能缓解上述遗漏变量和反向因果问题对研究结论的潜在影响,本文采用工具变量法进行实证检验。本文选取公司所在省份上一年期末使用计算机数作工具变量。上述工具变量影响企业上一年对信息技术的应用和接受程度,进而影响企业数字化转型程度,满足相关性条件;同时,该工具变量并不直接影响企业当年的管理层激励水平,满足外生性条件。表 11 的前两列列示了工具变量法第二阶段的回归结果。Kleibergen-Paap rk LM 统计量在 1% 的水平上显著,拒绝了工具变量识别不足的原假设;Kleibergen-Paap Wald rk F 统计量大于 Stock-Yogo 弱工具变量识别 F 检验在 10% 显著性水平上的 16.38 临界值,拒绝了弱工具变量的原假设。因此,本文选择的工具变量是合理的。在这两列中,*Digital1* 的回归系数均显著为正,表明本文的结论在考虑内生性问题以后仍然成立。

另外,由于拥有更多股权和薪酬激励的管理层更愿意开展数字化转型,导致研究样本存在自选择问题。为了排除这一问题对本文研究结论的影响,本文还采用 Heckman 两阶段法再次进行回归分析。在 Heckman 第一阶段回归中,根据企业当年数字化转型程度是否高于年度中位数水平构造虚拟变量 *Digital_dum*,将其作为被解释变量构建 probit 方程,预测企业数字化转型的概率,并计算相应的逆米尔斯比率 (*IMR*)。在控制模型 (1) 中的控制变量的基础上,同时将公司所在省份当年的宽带接口数量 (*Broad*) 作为外生变量进行控制。第一阶段的回归结果如表 11 的第 (3) 列,外生变量的回归系数是 0.0000 ($p < 0.01$),说明地区宽带接口数量越多,企业越倾向于进行数字化转型。在第二阶段回归中,将得到的逆米尔斯比率 (*IMR*) 代入模型 (1) 中以修正自选择偏差,同时解释变量为企业当年的数字化转型水平 (*Digital0*),回归结果如表 11 的第 (4) 列和第 (5) 列。此时,企业数字化转型和管理层激励之间的回归系数的符号和显著性与表 4 的第 (2) 列和第 (4) 列保持一致,进一步说明本文的结论具有一定的说服力。

表 11 内生性问题

变量	(1) <i>Incentive1</i>	(2) <i>Salary1</i>	(3) <i>Digital_dum</i>	(4) <i>Incentive1</i>	(6) <i>Salary1</i>
<i>Digital1</i>	0.1989 *** (4.66)	1.0023 *** (6.84)			
<i>Digital0</i>				0.0218 *** (6.38)	0.0890 *** (10.85)
<i>Broad</i>			0.0000 *** (7.67)		
<i>IMR</i>				-0.0039 (-1.06)	0.0501 *** (5.09)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
行业/年度固定效应	是	是	是	是	是
样本量	15782	15782	25188	25188	25188
调整后 R ²				0.43	0.29
Kleibergen-Paap rk LM 统计量	53.007 ***	53.007 ***			
Kleibergen-Paap Wald rk F 统计量	54.843	54.843			

2. 稳健性检验

为了保证研究结论的可靠性,本文从多个角度进行了稳健性检验。

(1)分别采用 PSM 和熵平衡方法对数字化转型程度较高和较低的企业进行匹配。倾向得分匹配法的使用有助于减少样本选择带来的估计偏误,即减小影响管理层股权和薪酬激励的潜在企业特征差异所带来的数字化转型程度差异,从而加强企业数字化转型对管理层激励的因果效应。根据 Dehejia 和 Wahba(2002)^[47],本文在执行配比程序前先随机化数据,之后估计了一个 Logit 模型,被解释变量是虚拟变量。该变量在观测值上一年的数字化转型程度高于年度中位数水平时取值为 1,否则为 0。解释变量使用模型(1)中的控制变量。接着本文计算出倾向分值,并寻找与数字化转型程度较高的企业的特征最配比的 1 个数字化转型程度较低的企业。表 12 的第(1)和第(3)列给出了使用 PSM 方法重新确定样本之后的回归结果。可以看到,这两列的 *Digital1* 的回归系数显著为正,与表 4 的结果基本一致。由于上述方法高度依赖于 Logit 模型的设定,本文又借鉴 Hainmueller(2012)^[48]提出的不依赖于 Logit 模型设定的熵平衡法(entropy balancing)进行配对处理。该方法的核心思想是通过寻找一组权重,使得数字化转型程度较高和较低的两组样本的所有特征变量的一阶矩条件(均值)、二阶矩条件(方差)、三阶矩条件(偏度)相同,然后为更接近数字化转型程度较高组的较低组样本赋予更高的权重,并采用加权回归法估计模型(1)。表 12 的第(2)列和第(4)列的结果表明,使用这一匹配方法后,*Digital1* 的回归系数仍然显著为正,进一步证明结果的稳健性。

表 12 稳健性检验(一):数字化转型高与低的企业匹配

变量	<i>Incentive1</i>		<i>Salary1</i>	
	(1)PSM	(2)熵平衡匹配	(3)PSM	(4)熵平衡匹配
<i>Digital1</i>	0.0124 *** (3.22)	0.0138 *** (3.74)	0.1116 *** (12.47)	0.1033 *** (12.32)
控制变量	控制	控制	控制	控制
行业/年度固定效应	是	是	是	是
样本量	13317	25188	13317	25188
调整后 R ²	0.42	0.41	0.29	0.28

(2)更换主回归中的解释变量。为了确保本文结论不受主要变量度量方式的影响,本文采用其他方式来衡量企业的数字化转型程度。本文分别采用公司上一年年报中出现“数字化转型”相关词汇的次数与公司上一年年报总词数之比(*Digital2*)以及按照公司上一年年报中出现“数字化转型”相关的词汇的次数从小到大将样本分为三档,并赋值 1、2 和 3(*Digital3*),衡量企业数字化转型程度。表 13 列示了模型(1)中的解释变量替换为 *Digital2* 和 *Digital3*、被解释变量分别为 *Incentive1* 和 *Salary1*、加入控制变量时的回归结果。从表 13 中可以看到,变量 *Digital2* 和 *Digital3* 在这四列中的回归系数均显著为正,说明在更换解释变量之后,随着企业数字化转型程度的加深,管理层激励水平逐渐提高,本文的结论不受解释变量度量方式的影响。

表 13 稳健性检验(二):更换解释变量

变量	<i>Incentive1</i>		<i>Salary1</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Digital2</i>	2.0165 *** (3.09)		9.7546 *** (6.79)	

续表 13

变量	<i>Incentive1</i>		<i>Salary1</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Digital3</i>		0.0174 *** (4.15)		0.1382 *** (12.64)
控制变量	控制	控制	控制	控制
行业/年度固定效应	是	是	是	是
样本量	25188	25188	25188	25188
调整后 R ²	0.43	0.43	0.27	0.28

(3) 更换主回归中的被解释变量。为了确保本文结论不受主要变量度量方式的影响,本文还采用其他方式来衡量企业的管理层股权激励和薪酬激励。参考徐虹等(2015)^[40]的方法,本文采用授予激励的股份数占总股份数的比例(*Incentive2*)来衡量管理层股权激励;本文采用前三名管理层的薪酬总额加1后取对数(*Salary2*)来衡量管理层薪酬激励。表14列示了模型(1)中的被解释变量分别替换为*Incentive2*和*Salary2*、剔除和加入控制变量时的回归结果。从表14中可以看到,变量*Digital1*在这四列中的回归系数均显著为正,说明在更换被解释变量之后,随着企业数字化转型程度的加深,管理层激励水平逐渐提高,本文的结论不受被解释变量度量方式的影响。

表 14 稳健性检验(三):更换被解释变量

变量	<i>Incentive2</i>		<i>Salary2</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Digital1</i>	0.0317 *** (5.89)	0.0242 *** (4.64)	0.0972 *** (11.93)	0.0920 *** (12.30)
控制变量	不控制	控制	不控制	控制
行业/年度固定效应	是	是	是	是
样本量	25188	25188	25188	25188
调整后 R ²	0.43	0.43	0.27	0.28

(4) 排除干扰性事件对本文结果的影响。在本文的样本区间中,包含了两项可能影响企业数字化转型程度进而影响管理层激励的事件,即2014年、2015年和2016年各主要城市陆续成为“宽带中国”战略的试点城市^①和2016年9月提出《G20 数字经济发展与合作倡议》。首先,本文采用多期双重差分的方法,如果当年或之前年度公司所在城市成为“宽带中国”战略的试点城市则*Broaddid*取值为1,否则取值为0。从表15的第(1)列和第(3)列中可以看出,控制“宽带中国”战略的影响之后,变量*Digital1*的回归系数显著为正,说明企业数字化转型会显著增加管理层激励。其次,本文在模型(1)中引入变量*Post2016*。如果当年是2016年及之后的年份,则变量*Post2016*取值为1,否则取值为0。从表15的第(2)列和第(4)列中可以看出,剔除2016年《合作倡议》的影响之后,变量*Digital1*的回归系数仍然显著为正,进一步说明企业数字化转型会显著增加管理层激励。因此,本文的结论不受样本期间重要事件的影响。

① “宽带中国”战略试点城市主要包括:(1)2014年试点城市:北京、天津、上海、长沙、株洲、湘潭、石家庄、大连、本溪、延边朝鲜族自治州、哈尔滨、大庆、南京、苏州、镇江、昆山、金华、芜湖、安庆、福州(平潭)、厦门、泉州、南昌、上饶、青岛、淄博、威海、临沂、郑州、洛阳、武汉、广州、深圳、中山、成都、攀枝花、阿坝藏族羌族自治州、贵阳、银川、吴忠和阿里尔。(2)2015年试点城市:太原、呼和浩特、鄂尔多斯、鞍山、盘锦、白山、扬州、嘉兴、合肥、铜陵、莆田、新余、赣州、东营、济宁、德州、新乡、永城、黄石、襄阳、宜昌、十堰、随州、岳阳、汕头、梅州、东莞、重庆市、绵阳、内江、宜宾、达州、玉溪、兰州、张掖、固原、中卫和克拉玛依。(3)2016年试点城市:阳泉、晋中、乌海、包头、通辽、沈阳、牡丹江、无锡、泰州、南通、杭州、宿州、黄山、马鞍山、吉安、烟台、枣庄、商丘、焦作、南阳、鄂州、衡阳、益阳、玉林、海口、九龙坡、北碚、雅安、泸州、南充、遵义、文山壮族苗族自治州、拉萨、林芝、渭南、武威、酒泉、天水 and 南宁。

表 15 稳健性检验(四):排除干扰性事件的影响

变量	Incentive1		Salary1	
	(1)控制“宽带中国”战略的影响	(2)控制 2016 年 9 月《G20 数字经济发展与合作倡议》的影响	(3)控制“宽带中国”战略的影响	(4)控制 2016 年 9 月《G20 数字经济发展与合作倡议》的影响
Digital1	0.0229*** (4.37)	0.0166*** (4.77)	0.0877*** (11.76)	0.1111*** (13.21)
Broaddid	0.0381*** (3.03)		0.1221*** (5.95)	
Post2016		0.0726*** (5.88)		1.1547*** (34.45)
控制变量	控制	控制	控制	控制
行业/年度固定效应	是	是	是	是
样本量	25188	25188	25188	25188
调整后 R ²	0.04	0.43	0.30	0.29

(5)更换模型(1)中控制的固定效应,重新进行回归检验。借鉴 Bai(2009)^[49]的方法,控制了行业和年度的交互固定效应,从而剔除某些异质性行业特征对管理层激励随时间变化的影响。回归结果如表 16 的第(1)列和第(3)列所示。此外,本文在模型(1)和模型(3)中加入公司个体固定效应,从而剔除更微观维度上的异质性特征对管理层激励的影响。回归结果列示在表 16 的第(2)列和第(4)列中。从表 16 中可以看出,无论是控制何种固定效应,Digital1 的回归系数均显著为正,证明在考虑不同维度的异质性特征以后,企业数字化转型对管理层激励的影响依然存在,本文的结论具有稳健性。

表 16 稳健性检验(五):更换固定效应

变量	Incentive1		Salary1	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Digital1	0.0158*** (4.40)	0.0144*** (4.12)	0.1150*** (13.20)	0.0889*** (10.92)
控制变量	控制	控制	控制	控制
行业/年度固定效应	是	是	是	是
行业×年度固定效应	是	否	是	否
公司固定效应	否	是	否	是
样本量	25188	25188	25188	25188
调整后 R ²	0.43	0.44	0.29	0.33

六、结论与启示

在数字经济时代,企业数字化转型赋能公司资源积累进而促进公司健康发展已经成为备受学界和业界关注的重要问题。尽管学者已经开始就数字化转型对公司治理的作用展开研究,但仅限于对治理效率和外部治理机制的研究,例如数字化转型如何提高公司创新效率、社会责任承担水平和分析师预测准确度等。作为企业日常经营活动的主要执行者,管理层这一内部治理结构也需要企业数字化转型赋能治理过程,从而减少其自利行为。因此,本文从股权和薪酬激励的角度研究了企业数字化转型是否会赋能管理层激励,进而缓解代理冲突。结果表明,企业数字化转型显著增加了管理层激励,其底层逻辑遵循资源赋能机制。具体来讲,企业数字化转型显著缓解了公司面临的融资约束,提

高了公司的信息透明度,从而增加了公司的资金和信息资源积累。当公司管理层权力较大或 CEO 拥有高学历背景、外部治理机制较为薄弱、股东专业性水平较低和公司所在省份制度环境较差时,上述现象更加显著。进一步研究发现,企业数字化转型赋能管理层股权激励可以显著抑制管理层对股东利益的侵占,具体表现为公司创新投入的增加和投资效率的提高。据此,本文有如下的研究启示:

第一,企业数字化转型通过缓解公司面临的融资约束和提高公司的信息透明度对管理层激励产生赋能作用,并且上述作用在股东内部治理和公司外部治理机制较为薄弱、宏观制度环境较差的背景下更加显著,说明企业数字化转型与影响管理层激励的其他手段互为替代。本文揭示了企业数字化转型增加管理层激励的微观作用机理,证明上述作用可以进一步减小第一类代理问题,补充了企业数字化转型的经济后果方面的文献,启发学者在公司治理领域展开更为广泛的数字经济研究。第二,从管理实践角度来看,企业应该充分把握新一代信息技术和大数据时代所带来的机遇,推进数字化转型进程,充分发挥企业数字化转型赋能背景下管理层激励对缓解委托代理问题的重要作用。企业数字化转型为公司营造了良好的资金和信息环境,一方面能够通过增加政府政策倾斜程度和资源支持力度、增强银行的放贷意愿缓解公司面临的融资约束;另一方面可以通过增加公司各类软信息含量、促进外部中介机构监督公司信息披露情况有效提高公司信息透明度,从而增强公司通过为管理层发放股权和薪酬激励有效治理管理层的信心。因此,通过开展高效的数字化战略变革,企业应将资源优势充分应用到公司治理结构完善中,从而有效缓解自身面临的代理冲突。第三,从转型经济背景角度来看,拥有智力资本和核心技术的管理层逐渐成为企业未来发展的重要内部利益相关者,如何有效治理管理层使其将企业健康发展内化于心是未来公司治理领域的重要话题。本文发现,数字化转型的技术赋能作用可以促使企业迎合数字浪潮,高度重视对拥有核心技术知识的管理层的激励,从而有效缓解委托代理问题,提高公司治理效率。高管团队也应该合理利用自身权力和知识资本,做出更加有利于公司长远发展的创新投入和投资决策。第四,从政策意义角度来看,本文的结论表明,企业数字化转型并不会因为改善劳动力结构和提高机构投资者持股比例减弱公司治理管理层的动力,数字技术所带来的公司内部利益相关者结构优化并不必然挤出对管理层等重要利益相关者的治理力度。因此,国家政府部门可以更加放心地倡导企业开展数字化转型变革和推进数字基础设施的完善,为数字经济时代技术变革对公司治理结构改善的积极作用提供有力的客观证据。

参考文献

- [1] Shleifer, A. and R. W. Vishny. Management Entrenchment: The Case of Manager-specific Investments [J]. *Journal of Financial Economics*, 1989, 25, (1): 123 - 139.
- [2] Jensen, M. C. and W. H. Meckling. Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure [J]. *Journal of Financial Economics*, 1976, 3, (4): 305 - 360.
- [3] Jensen, M. C. and K. J. Murphy. Performance Pay and Top-management Incentives [J]. *Journal of Political Economy*, 1990, 98, (2): 225 - 264.
- [4] 陈德球,胡晴.数字经济时代下的公司治理研究:范式创新与实践前沿[J].北京:管理世界,2022,(6):213 - 240.
- [5] 肖红军,阳镇,刘美玉.企业数字化的社会责任促进效应:内外双重路径的检验[J].北京:经济管理,2021,(11):52 - 69.
- [6] 王会娟,陈新楷,陈文强,张路.数字化转型能提高企业的风险承担水平吗[J].杭州:财经论丛,2022,(12):70 - 80.
- [7] 李作奎,武咸云.融资约束与企业投资关系研究——基于家族控制的负向调节作用分析[J].北京:科研管理,2017,(2): 101 - 111.
- [8] 卢慧芳,吴华晶.融资约束对管理层薪酬激励机制的影响——来自上市公司的实证研究[J].上海经济研究,2013,(2):86 - 97.
- [9] Hope, O. K. Accounting Policy Disclosures and Analysts' Forecasts [J]. *Contemporary Accounting Research*, 2003, 20, (2): 295 - 321.
- [10] Holmström, B. and J. Tirole. Market Liquidity and Performance Monitoring [J]. *Journal of Political Economy*, 1993, 101, (4): 678 - 709.
- [11] 孙早,侯玉琳.工业智能化如何重塑劳动力就业结构[J].北京:中国工业经济,2019,(5):61 - 79.
- [12] 朱方明,贾卓强.平台经济的数字劳动内涵与价值运动分析[J].呼和浩特:内蒙古社会科学,2022,(3):114 - 121, 2.
- [13] 邵军,刘志远.多元化战略对管理层激励的影响——来自中国资本市场的经验证据[J].西安:当代经济科学,2006,(2):

1 - 10, 124.

- [14] 赵宸宇. 数字化转型对企业社会责任的影响研究[J]. 西安: 当代经济科学, 2022, (2): 109 - 116.
- [15] 殷群, 田玉秀. 数字化转型影响高技术产业创新效率的机制[J]. 北京: 中国科技论坛, 2021, (3): 103 - 112.
- [16] 李苗, 扈文秀. 高管货币薪酬水平对股权激励强度影响的实证检验[J]. 武汉: 统计与决策, 2019, (21): 186 - 188.
- [17] 孙新波, 苏钟海, 钱雨, 张大鹏. 数据赋能研究现状及未来展望[J]. 上海: 研究与发展管理, 2020, (2): 155 - 166.
- [18] 吴海军, 郭瑾. 数据要素赋能制造业转型升级[J]. 北京: 宏观经济管理, 2023, (2): 35 - 41, 49.
- [19] Leong, C. M. L., S. L. Pan, P. Raetham and L. Kaewkitipong. ICT-enabled Community Empowerment in Crisis Response: Social Media in Thailand Flooding 2011[J]. Journal of the Association for Information Systems, 2015, 16, (3): 174 - 212.
- [20] 陈冬梅, 王俐珍, 陈安霓. 数字化与战略管理理论——回顾、挑战与展望[J]. 北京: 管理世界, 2020, (5): 220 - 236, 20.
- [21] 曾德麟, 蔡家玮, 欧阳桃花. 数字化转型研究: 整合框架与未来展望[J]. 上海: 外国经济与管理, 2021, (5): 63 - 76.
- [22] 易露霞, 吴非, 徐斯畅. 企业数字化转型的业绩驱动效应研究[J]. 深圳: 证券市场导报, 2021, (8): 15 - 25, 69.
- [23] 聂兴凯, 王稳华, 裴璇. 企业数字化转型会影响会计信息可比性吗[J]. 北京: 会计研究, 2022, (5): 17 - 39.
- [24] 花俊国, 刘畅, 朱迪. 数字化转型、融资约束与企业全要素生产率[J]. 广州: 南方金融, 2022, (7): 54 - 65.
- [25] 郭海, 韩佳平. 数字化情境下开放式创新对新创企业成长的影响: 商业模式创新的中介作用[J]. 北京: 管理评论, 2019, (6): 186 - 198.
- [26] 刘星, 陈西婵. 证监会处罚、分析师跟踪与公司银行债务融资——来自信息披露违规的经验证据[J]. 北京: 会计研究, 2018, (1): 60 - 67.
- [27] 钟芳, 王满. 机构投资者实地调研能促进企业实施股权激励计划吗? [J]. 天津: 现代财经(天津财经大学学报), 2020, (6): 99 - 113.
- [28] 徐朝辉, 王满四. 数字化转型对实体企业过度金融化的治理效应研究[J]. 深圳: 证券市场导报, 2022, (7): 23 - 35.
- [29] 佟爱琴, 夏宇轩, 郝雨桐. 管理层权力、盈余管理与薪酬差距激励效应[J]. 南京审计大学学报, 2019, (3): 19 - 27.
- [30] 何帆, 刘虹霞. 数字经济视角下实体企业数字化变革的业绩提升效应评估[J]. 重庆: 改革, 2019, (4): 137 - 148.
- [31] 田澍, 林树, 俞乔. 新兴市场环境下机构投资者投资行为——基于中国大陆资本市场的研究[J]. 北京: 金融研究, 2012, (8): 139 - 151.
- [32] 田存志, 吴新春. 公司股权和管理层激励对信息非对称程度的影响研究[J]. 天津: 南开管理评论, 2010, (4): 28 - 34, 43.
- [33] 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]. 北京: 管理世界, 2021, (7): 130 - 144, 10.
- [34] Li, K., F. Mai, R. Shen and X. Yan. Measuring Corporate Culture Using Machine Learning[J]. Review of Financial Studies, 2021, 34, (7): 3265 - 3315.
- [35] 李鑫, 佟岩, 钟凯. 管理层股权激励与实体企业金融化[J]. 北京工商大学学报(社会科学版), 2021, (4): 54 - 66.
- [36] Whited, T. M. and G. Wu. Financial Constraints Risk[J]. Review of Financial Studies, 2006, 19, (2): 531 - 559.
- [37] 刘莉亚, 何彦林, 王照飞, 程天笑. 融资约束会影响中国企业对外直接投资吗? ——基于微观视角的理论和实证分析[J]. 北京: 金融研究, 2015, (8): 124 - 140.
- [38] 李建军, 李俊成. “一带一路”倡议、企业信贷融资增进效应与异质性[J]. 北京: 世界经济, 2020, (2): 3 - 24.
- [39] 潘越, 戴亦一, 林超群. 信息不透明、分析师关注与个股暴跌风险[J]. 北京: 金融研究, 2011, (9): 138 - 151.
- [40] 徐虹, 林钟高, 李倩. 管理层权力、客户集中度与股权激励[J]. 广州: 广东财经大学学报, 2015, (3): 86 - 96.
- [41] 周美华, 林斌, 林东杰. 管理层权力、内部控制与腐败治理[J]. 北京: 会计研究, 2016, (3): 56 - 63, 96.
- [42] Burkart, M. and F. Panunzi. Agency Conflicts, Ownership Concentration, and Legal Shareholder Protection[J]. Journal of Financial Intermediation, 2006, 15, (1): 1 - 31.
- [43] 刘井建, 李惠竹, 张冬妮, 付杰. 高管股权激励与大股东掏空抑制研究: 大股东异质特征和制度情境的调节效应[J]. 杭州: 管理工程学报, 2020, (3): 20 - 31.
- [44] 王晗, 陈传明, 张曼丽, 奚荣建. 管理层持股如何影响关联交易? [J]. 厦门: 中国经济问题, 2016, (5): 125 - 136.
- [45] 赵向阳, 李海, 孙川. 中国区域文化地图: “大一统”抑或“多元化”? [J]. 北京: 管理世界, 2015, (2): 101 - 119, 187 - 188.
- [46] 吕长江, 张海平. 股权激励计划对公司投资行为的影响[J]. 北京: 管理世界, 2011, (11): 118 - 126, 188.
- [47] Dehejia, R. H. and S. Wahba. Propensity Score-matching Methods for Nonexperimental Causal Studies[J]. Review of Economics and Statistics, 2002, 84, (1): 151 - 161.
- [48] Hainmueller, J. Entropy Balancing for Causal Effects: A Multivariate Reweighting Method to Produce Balanced Samples in Observational Studies[J]. Political Analysis, 2012, 20, (1): 25 - 46.
- [49] Bai, J. Panel Data Models with Interactive Fixed Effects[J]. Econometrica, 2009, 77, (4): 1229 - 1279.

Enterprise Digital Transformation and Management Incentives

CHEN De-qiu,ZHANG Wen-yu

(Business School of University of International Business and Economics, Beijing, 100029, China)

Abstract: Enterprise digital transformation has improved the traditional corporate governance structure and governance mechanism, broadened the space for high-quality development of the company, and fully played the role of resource empowerment. So, does enterprise digital transformation increase management incentives via resource empowerment? On the one hand, enterprise digital transformation may have an enabling effect on management incentives via financing mechanisms and information mechanisms. Enterprise digital transformation can help alleviate financing constraints faced by companies. Therefore, the interests of companies' shareholders are better protected, the investment tendency of shareholders is significantly enhanced, and the company's willingness to grant incentives to management is significantly improved. In addition, enterprise digital transformation is conducive to improving companies' information transparency and improving companies' external information environment. Higher information transparency will improve the accuracy of shareholders' evaluations of management and other core employees, thereby enhancing the motivation and effectiveness of shareholders' incentives for management. However, enterprise digital transformation can also crowd out management incentives. Enterprise digital transformation has increased the proportion of highly educated workers, optimized the company's labor structure, and made employees more proactive and diligent in their work. According to championship theory, the improvement in employee compensation and work effort brought about by enterprise digital transformation reduces the willingness of companies to provide high management incentives. In addition, enterprise digital transformation can also improve the professional structure of shareholders by attracting a large number of institutional investors to hold shares of the company, more quickly and accurately identify the tunneling tendency of major shareholders, and form a monitoring and balancing mechanism within shareholders. At this point, institutional investor ownership becomes an alternative governance tool for management incentives. It can be seen that whether enterprise digital transformation will empower management incentives remains to be empirically tested.

Based on China's A-share mainboard listed companies from 2008 to 2020, this paper examines the effect of enterprise digital transformation on management incentives. The study finds that enterprise digital transformation has significantly increased management equity and salary incentives, which is mainly achieved by easing the financial constraints faced by companies and improving the information transparency of companies. The above results are more significant when the CEO has more power or higher education background, the external governance mechanism of the company is weaker, the voice of the company's professional shareholders is smaller and the institutional environment of the province where the company is located is poorer. Further research finds that enterprise digital transformation has significantly promoted the company's innovation and investment efficiency by increasing the equity incentives of the managers, which effectively alleviates the agency conflict between shareholders and management. In addition, this paper also excludes possible endogeneity problems, and ensures the objectivity and authenticity of the conclusions of this paper through a series of robustness tests.

Moreover, this paper has following contributions. First, from the perspective of digital transformation, this article reveals the underlying logic of digital technology empowering management incentives in the new economic era, and complements the literature on factors affecting management incentives. Secondly, this paper studies the effect of enterprise digital transformation on internal governance mechanisms from the perspective of management incentives, enriching the literature on the economic consequences of enterprise digital transformation. Thirdly, the conclusions of this paper have strong theoretical significance and practical implications. As an important micro entity of the real economy, whether enterprises will obtain high profits through the use of digital technology is also an important research issue. Studying the specific mechanisms and economic consequences of how enterprise digital transformation influencing management incentives is conducive to deepening the understanding of technological change, and provides practical inspiration for the formulation of corporate transformation and upgrading strategies in the digital economy era.

Key Words: enterprise digital transformation; management incentives; resource empowerment; agency conflict

JEL Classification: D82, G38, M41

DOI: 10.19616/j.cnki.bmj.2023.05.008

(责任编辑:吴海军)