

管理者声誉对企业数字化转型的影响研究*

• 袁琛^{1,2} 马连福^{1,2}

(1 南开大学商学院 天津 300071; 2 南开大学中国公司治理研究院 天津 300071)

【摘要】管理者声誉是能够影响企业战略决策的长效治理机制。本文以 2011—2022 年中国 A 股上市公司为研究对象, 基于自我决定理论的视角, 实证研究了管理者声誉对企业数字化转型的影响。研究发现: 良好的管理者声誉能够显著促进企业数字化转型。机制检验显示, 管理者声誉能够抑制短视主义、获取政府补助以及培养团队合作文化, 进而促进企业数字化转型; 在环境不确定性更大、管理者控制权更强和非国有产权性质的企业中, 管理者声誉对企业数字化转型的促进作用更为显著; 经济后果检验发现, 管理者声誉通过促进数字化转型推动了企业高质量发展。研究结论对于有效引导企业推进数字化转型建设、提升企业长期高质量发展能力具有重要参考价值。

【关键词】管理者声誉 数字化转型 短视主义 政府补助 合作文化
中图分类号: F272 文献标识码: A

1. 引言

数字经济已然成为我国稳定经济增长、构筑国家竞争新优势的重要力量。中共中央、国务院印发的《数字中国建设整体布局规划》指出, 要全面赋能经济社会发展, 做强做优做大数字经济, 推动数字技术和实体经济深度融合。根据《中国数字经济发展报告(2022)》, 2021 年我国数字经济规模占 GDP 比重达到 39.8%, 数字经济正在成为改变全球竞争格局的关键因素。企业数字化转型正是数字经济发展的微观基础(姚小涛等, 2022)。在发展数字经济上升为国家发展战略的背景下, 企业数字化发展是不可逆转的时代必选题, 其看得见、摸得着的巨大价值成为支撑数字经济持续增长的重要引擎。尽管如此, 现阶段我国企业数字化转型仍然面临着巨大挑战, “不愿转、不会转、不敢转”等现实问题严重阻碍了企业发展迈上新台阶(刘淑春等, 2021)。因此, 深入探讨企业数字化转型的驱

* 基金项目: 国家自然科学基金面上项目“数字化时代背景下控制权配置与公司价值研究”(项目批准号: 72172063)。

通讯作者: 袁琛, E-mail: yuanc0820@foxmail.com。

动因素,对于促进企业应对数字化转型困境、助推中国数字经济走向高质量发展具有重要的理论价值和现实意义。

既有研究针对企业数字化转型的动因进行了有益探索,本文从企业内部与外部的不同视角对企业数字化转型的影响因素进行梳理。从外部视角来看,企业所面临的政策环境(何帆和刘红霞,2019)、政府支持(张志元和马永凡,2023)和市场需求(Benlian et al., 2018)等都会影响企业数字化建设。对于企业内部特征而言,组织结构(Zhu et al., 2006)、企业文化(Saarikko et al., 2020)、高管背景(吴育辉等,2022)及高管权力(张翠子等,2023)等是影响企业数字化转型的关键因素。尽管有学者注意到管理者社会网络在数字化建设过程中所扮演的重要角色(宋晶和陈劲,2022),但现有文献仍主要基于显性视角考察管理者个人特征,而忽视更具内驱力的隐性特质对管理者思维模式和行为方式所起的关键作用。因此,从内部视角出发,有关管理者隐性特质对数字化转型的影响亟待进一步挖掘和探索。

事实上,数字化转型成功的关键,在于管理者敢于牺牲短期利益,积极拥抱数字化带来的颠覆和阵痛,坚持长期的战略承诺和投入,从而保障数字化转型成为落实到核心业务上的长久之计(姚小涛等,2022)。而声誉机制所形成的长效治理作用对管理者坚定战略转型的变革决心产生了重要影响。声誉作为公众对管理者品质和能力的集体认同,是一种伴随职业生涯逐步建立的社会共同判断(Harrison et al., 2018)。一方面,声誉被认为是解决利益不相容问题的有效治理工具,有助于减少管理者短视动机,激励其提升企业长期价值(Fama, 1980)。另一方面,管理者声誉也可以影响利益相关者对企业的看法,积极塑造他们的组织认同,为企业长远发展争取宝贵资源(Fanelli and Misangyi, 2006)。但也有学者发现,良好声誉可能成为一种潜在负担,管理者会出于维护自身形象的目的规避风险(Harrison et al., 2018),过度强调职业生涯发展而忽视企业长期价值(Lovelace et al., 2018)。那么,声誉作为持续驱动管理者追求事业成就的隐性激励,是否有助于推动企业数字化转型发展?鲜有文献对上述问题进行理论分析和实证研究。

基于此,本文以2011—2022年沪深A股上市公司为研究对象,探讨管理者声誉对数字化转型的影响。相比既有研究,本文的边际贡献在于:

第一,结合管理者隐性特征丰富拓展了企业数字化转型驱动因素的文献。以往考察企业数字化转型动因的研究聚焦于微观层面的技术驱动和宏观层面的外部环境等视角,较少关注领导力层面的表现。因此,本文结合管理者声誉这一重要隐性特质,从领导力视角进一步拓展了企业数字化转型的动力机制研究。

第二,从企业数字化转型的视角丰富了管理者声誉的经济后果研究。已有文献主要从企业财务状况和薪酬等视角展开对管理者声誉效应的经济后果研究,尚未有文献提供管理者声誉对数字化转型影响的经验证据。管理者作为推动组织整体转型变革的“掌舵人”,其声誉水平发挥着激励约束的治理效应。因此,本文补充了对管理者声誉经济后果的考察。

第三,为企业推进数字化转型实践提供了有益参考。当前国内企业数字化转型面临着巨大挑战,多处于单点应用数字化创新的阶段,难以触及深刻、复杂的流程再造和组织变革。因此,本文基于“一把手工程”的逻辑探究助推转型成功的关键驱动力,不仅能较为全面地洞悉管理者声誉影响数字化转型的作用机制,而且对建设和培养管理者隐性素质有重要的理论意义和实践价值。

2. 文献回顾

2.1 管理者声誉的经济后果相关研究

声誉是能够对管理者产生激励约束作用的重要治理机制。一般而言,高声誉地位被视作管理者过去与现在非凡成就和技能的象征,是一种能够给企业带来持续竞争优势的社会资本(Lovelace et al., 2018)。管理者声誉效应的经济后果一直是学术研究中的重要问题(徐宁等, 2017),既有文献主要从“有效契约”假说和“寻租效应”假说这两种不同视角进行探讨。

基于“有效契约”假说,学者们普遍认为管理者为了维护自身声誉将着眼于企业长期发展,更加契合利益相关者的价值追求(Fama, 1980)。因此,拥有良好声誉的管理者能够有效提升企业价值并获得更好的薪酬回报(Wade et al., 2006),实现个人利益和企业利益的趋同。同时,声誉作为一种无形资产能够对业绩波动起到缓冲作用,使得管理者不必迫于来自利益相关者的短期压力而进行寻租活动,这影响了管理者的决策行为。Koh(2011)通过实证研究发现,知名CEO不太可能从事盈余管理的机会主义行为,将更加及时地披露经济损失以提高财务报告质量。基于“寻租效应”假说,高声誉管理者不断面临着满足资本市场预期的压力,更加强调自身的职业发展和声誉维护,从而忽视了企业长期价值(Lovelace et al., 2018)。Hayward和Pollock(2004)提出,知名CEO往往更容易产生过度自信,固守既定战略而不愿意根据环境变化进行调整。Shemesh(2017)研究发现,CEO具有维护自身社会地位的动机,在获得高声誉奖项后将减少研发支出并转向固定资产投资。

2.2 企业数字化转型的影响因素相关研究

企业数字化转型的影响因素是企业高质量发展研究中的重要问题。现有研究主要基于企业外部环境和内部特征两个层面分析企业数字化转型的动因。对于企业外部环境而言,现有文献发现数字技术的涌现、扩散以及应用成为企业经营发展的新动能,彻底颠覆了传统价值获取和创造的范式,是塑造企业竞争优势必不可缺的关键资源(Benlian et al., 2018)。基于此,既有文献主要从数字经济政策(何帆和刘红霞, 2019)、政府补助(张志元和马永凡, 2023)、客户需求(Benlian et al., 2018)等视角切入,发现上述因素可以显著影响实体企业开展数字化变革的意愿,积极推动企业数字化转型进而建立全新的价值生态系统。对于企业内部特征而言,现有研究主要关注组织结构(Zhu et al., 2006)、企业文化(Saarikko et al., 2020)以及高管特征(吴育辉等, 2022; 张翠子等, 2023)等因素对于企业数字化转型的影响。其中,具备领导能力的管理者是助推转型成功的首要因素(Karimi & Walter, 2015)。管理者所拥有的“数字领导力”与“数字化思维”是企业数字化转型过程中形成独特竞争优势的关键,决定着转型的成败(姚小涛等, 2022)。已有文献发现,企业高层的技术背景(吴育辉等, 2022)和关系网络(宋晶和陈劲, 2022)等能力特质是企业推进数字化建设过程中区别于其他竞争对手的关键因素。Schwer和Hitz(2018)指出管理者的技术能力意识、变革态度以及对市场变化的

感知能力等是决定企业在数字经济时代能否获取竞争优势的核心驱动因素。

2.3 现有研究述评

代理理论框架在探讨管理者声誉效应方面提供了有力支撑,通过“有效契约”和“寻租效应”的视角可以有效解析企业战略领导者的决策逻辑。然而,在中国资本市场的独特环境中,基于传统“纵向代理问题”的逻辑可能无法全面捕捉管理者的行为模式。因此,为了更准确地理解中国管理者在决策过程中的心理动机和行为表现,有必要采用认知动机观的视角,深入探究管理者的社会认同和自我追求如何影响并塑造其决策行为。同时,既有关于企业数字化转型动因的文献中,大量研究将视域聚焦在宏观政策层面和市场层面,考察企业内部视角的相关研究也更关注管理者显性特征,忽视了更具内驱力的隐性因素。而声誉能够对管理者思维模式和行为方式产生长期影响,对管理者提升数字化转型意识、形成积极变革态度至关重要。因此,本文从管理者隐形特质视角出发,将管理者声誉效应引入企业数字化转型的研究框架,实证检验管理者声誉对数字化转型的影响。

3. 理论分析与研究假设

面对复杂多变的环境,数字化转型成为企业应对竞争威胁、走向高质量发展的必然选择(姚小涛等, 2022)。然而,管理者在推动数字化转型时同样面临着巨大的挑战。很多企业在推进数字化转型时都演变为数字技术在具体部门或特定范围内的单点应用,难以形成颠覆式的组织创新和流程再造,出现“数字化转型悖论”(刘淑春等, 2021)。上述现象产生的根源在于,管理者缺乏对于数字化转型的系统性认知,其所具备的数字领导力不足,导致转型难有成效。声誉机制能够发挥激励效应、资源效应以及团队效应,避免管理者产生罔顾企业长期利益的短视行为,并为企业运营发展提供丰富的优质资源和良好的企业文化(孙俊华和陈传明, 2009; Bednar, 2015),从而推动企业数字化转型。但也有研究指出,良好声誉也可能成为一种潜在的负担,管理者倾向于强调自身的职业生涯和声誉维护,通过规避风险而减少对公司的长期战略承诺(Lovelace et al., 2018),这可能对企业数字化转型产生负面影响。基于此,本文从声誉机制的积极作用与消极作用两方面出发,分析管理者声誉对企业数字化转型的影响。

3.1 基于管理者声誉积极作用的分析

声誉本质上属于社会公众对管理者能力和品格的集体判断,是一种随时间推移而逐步建立的社会评价(Harrison et al., 2018)。良好的声誉不仅能产生外部激励,还可以满足管理者的成就需要和角色认同,发挥激励效应以减少其短视动机,并有助于获取资源和形成团队凝聚力,为企业经营发展提供资源支持和文化优势(孙俊华和陈传明, 2009),发挥资源效应和团队效应。

首先,基于激励效应分析。根据自我决定理论(self-determination theory)的核心观点,前文提及

的声誉所带来的奖励或压力构成了影响个人行为的外部动机,而能力、关系以及自我意识等因素形成了影响个体行为的内部动机(Gagné and Deci, 2005)。在外部动机的作用下,良好声誉形成了一种治理机制,使得管理者更加重视长期收益。为获取这种长期回报,管理者就必须维护良好声誉,采取外界认可并赞赏的行为,情愿为当前可能带来损失的行为付出努力(Koh, 2011),这为企业实施数字化转型的长期战略奠定了基础。同时,在内部动机的驱动下,管理者从较高的声誉地位中获得了成就感,组织认同程度有所提高,将努力提升公司的长期表现(Burke and Stets, 1999),从而积极投入数字化发展建设。因此,随着声誉水平的提升,管理者不仅会努力避免因短视行为丢失来之不易的业界声誉,同时较强的自我效能感和角色认同感也将促使其进一步提升企业长期价值和生存能力,规避短视主义陷阱,从而增加对数字化转型的投入。

其次,基于资源效应分析。声誉与管理者职业生涯建立起强关联,被视为一种宝贵的无形资产,能给公司带来可持续竞争优势。从外部环境来看,管理者的高声誉地位向外部传递着企业良好发展前景的信号(Malmendier and Tate, 2009)。当管理者拥有良好的声誉时,外部利益相关者对于企业目标和价值的感知得到增强,更愿意为组织提供资源,从而有助于企业数字化转型。对管理者而言,在外部动机的影响下,将努力维护已有地位与胜任力表现(Harrison et al., 2018),不断开拓获取外部资源的渠道,为数字化转型提供资源基础。而当管理者能够在特定角色中获得意义,其内部动机不断增强,可以在企业长期发展中获得成就感(Burke and Stets, 1999),这便驱动着管理者积极寻求各种资源,进而促进企业数字化转型。事实上,企业数字化转型的推进需要充裕的资源储备,拥有较高声誉的管理者也更倾向于拓展与外部利益相关者紧密关联的社会关系网络(Shemesh, 2017),继而帮助企业获取更多的外部资源(孙俊华和陈传明, 2009)。因此,随着管理者声誉水平的提升,企业更可能获取丰富的外部资源,从而推进数字化转型发展。

最后,基于团队效应分析。管理者声誉作为一种集体认同,能够对组织合作文化产生影响。特别是,声誉能够成为一种内部信息的信号,使管理者更容易在组织内建立信任,有助于员工对企业树立更强的信心,并产生强大的内部凝聚力(孙俊华和陈传明, 2009)。一方面,较高的关注度可以强化管理者进行声誉维护的外部动机,这将驱使管理者积极关注企业长期发展,落实企业合作文化建设,打造出一支凝聚力较强的奋斗型人才队伍,助力企业数字化转型。另一方面,拥有较高声誉地位的管理者将受到内部动机激励,期望获得来自员工的高度认同和尊重,避免自身的角色认同感和能力感下降(Harrison et al., 2018)。管理者将在企业中积极展现出责任心、专业素养和良好品德,这种榜样作用能够激励团队成员向管理者看齐,模仿其行为和态度,从而增强团队的合作意识和凝聚力,员工的合作深度得以提高(Fiordelisi and Ricci, 2014)。在此基础上,企业员工更容易形成数字化转型思维,完成数字化转型的深刻组织变革。因此,随着管理者声誉水平的提高,企业更可能建立起良好的合作文化,从而推动数字化转型建设。

基于上述分析,本文提出如下假设:

H1a: 良好的管理者声誉水平对企业数字化转型具有显著的促进作用。

3.2 基于管理者声誉消极作用的分析

拥有良好声誉的管理者在决策时倾向于尽可能维护自身的良好形象,从而可能产生风险规避动

机(Lovelace et al., 2018)。此外,高声誉管理者在实现组织目标的过程中也可能存在个人权力动机,更加追求私人目标而损害组织和利益相关者的利益(Fanelli and Misangyi, 2006)。

从风险规避动机来看,良好的声誉也可能成为潜在负担,管理者更愿意坚守固有的公司战略。具体而言,管理者有强烈的动机保护自身的高声誉地位,这种期望形成了指导其行为的标准,使其避免因高风险行为而使声誉受损(Bednar, 2015),导致数字化转型战略难以推进。特别是,既有研究表明媒体往往将企业战略行为和业绩过度归因于管理者,而管理者自身也倾向于内化这种高声誉地位,并产生了一种心理负担,对既往战略进行调整被视作一种背离自身地位的风险行为(Hayward and Pollock, 2004)。此外,声誉本身也具备独特的易损属性,相较于高风险的不确定性收益,管理者将极力避免长期形成的声誉顷刻尽毁,这将阻碍企业数字化转型战略的实施。

从个人权力动机来看,高声誉地位的管理者将更在意追求私人目标,甚至进行印象管理和欺骗行为(Bass and Steidlmeier, 1999)。已有研究发现,管理者在获得高声誉奖项后将更多精力用于公司以外的活动,比如从事更多的兼职、出版个人传记以及频繁对外演讲等(Wade et al., 2008; Malmendier and Tate, 2009)。这些活动引起了不少争论,批评者认为管理者分散了经营公司的注意力,从而无法确保创造价值。此外,管理者也从其社会地位获得效用,相对于企业的价值而言,他们更关心自身的声誉变化(Shemesh, 2017)。因此,拥有较高声誉地位的管理者可能并不会积极承担风险,难以坚定地对数字化转型进行长期战略承诺和投入,进而导致对数字化转型所需的专业人才和关键资源重视不足,无法适时把握正确的转型节奏,不利于切实推动企业进行数字化转型的深刻变革。

基于上述分析,本文提出以下假设:

H1b: 良好的管理者声誉水平对企业数字化转型具有显著的抑制作用。

4. 研究设计

4.1 样本选取与数据来源

本文选取 2011—2022 年深沪两市的 A 股上市公司作为研究对象,并进一步根据以下条件对所取样本进行筛选:(1)删除 ST、ST* 公司;(2)剔除金融业类别的公司;(3)剔除研究区间内主要变量和控制变量数据存在缺失的样本。最终得到 3332 家上市公司共 20750 个观察值的非平衡面板数据。国外 CEO 一般在经营决策中发挥着决定性作用,而中国企业的董事长往往在决策中发挥着主导作用,因此本文的管理者定义为董事长。本文管理者声誉数据来自中国重要报纸全文数据库、CNRDS 数据库以及从公司官方网站和新浪财经手工整理的董事长简历信息,其余相关财务数据以及管理者特征数据来自 CSMAR 和 WIND 数据库,数据处理软件为 STATA16.0。

4.2 变量设计与计算方式

4.2.1 被解释变量

本文的被解释变量为数字化转型(DT)。通过对上市公司年报进行文本分析的方法刻画数字化转

型。借鉴罗进辉和巫奕龙(2021)的研究,通过筛选上市公司年报管理层讨论与分析文本中所涉及的数字化相关关键词,并在此基础上采用 Word2Vec 相似词方法扩充词集,最终使用词频统计度量数字化转型程度。具体而言,首先,梳理企业数字化转型相关学术文献和重要政策文件,提取相关关键词构建数字化种子词集。其次,为更客观全面地捕捉数字化转型的特征,使用 Word2Vec 神经网络语言模型筛选已有关键词的相似词,进一步扩充上述词集。最后,使用文本分析法统计数字化词频数总和并加 1 取对数处理,得出用以度量企业数字化转型的指标。

4.2.2 解释变量

本文的解释变量为管理者声誉(Repu)。声誉主要以高关注度和外部积极情绪反馈为主要特征,代表了管理者所处环境对其能力和品质的综合评价。通过梳理管理者声誉相关研究可以发现,声誉主要分为能力声誉(capability reputation)和品质声誉(character reputation)两个维度。其中,能力声誉代表了与绩效提升相关的整体能力评价,而品质声誉是对行为倾向的集体共同判断。鉴于良好声誉本质上属于公众对管理者能力和品格的社会认同,是一种随时间推移而逐步建立的综合社会评价(Harrison et al., 2018),因此使用单一的能力或品质维度来度量管理者声誉可能并不理想。本文尝试将二者结合起来,主要是基于以下几个方面综合考虑:

首先,能力声誉维度包括知名奖励荣誉、任期内经行业调整的公司价值、高级职称以及名校背景等方面。(1)知名奖励荣誉代表管理者获得奖励荣誉的次数。著名组织的认证标志着管理者的能力素质被认可,使其公众信任得到了极大增强,该部分包括 CCTV 中国年度经济人物等知名商业荣誉以及地市级以上的五一劳动奖章或劳动模范等。(2)任期内经行业调整的公司价值指管理者任职期间经行业调整的股票回报率。管理者任职期间创造相对更高的公司价值也能够带来良好的声誉。(3)管理者获评的高级职称数量反映了其具备的专业技术水平与工作能力,通常这种专业能力更加值得信赖;(4)名校背景为管理者是否有名校求学经历。本文对名校的界定为“985”“211”高校及对应求学年份 QS 和 U. S. News 世界大学排名中前 100 名高校。

其次,品质声誉维度包括学术经历、社会联系和媒体美誉度等方面。(1)学术经历为管理者是否有高校任教或科研院所任职经历。在中国传统文化影响下,学者被尊为知识和思想传播的象征,并表现出更为诚信的特点,这影响了外部利益相关者对其做出评价(周楷唐等, 2017)。(2)社会联系衡量为管理者是否兼任地市级以上人大代表或政协委员。作为党和国家机关联系人民群众的桥梁和纽带,兼任社会职务的管理者更可能在社会责任方面做出积极贡献,有助于树立起良好的社会形象。(3)基于权威报刊情感分析度量媒体美誉度,本文参考 Love 等(2017)的方法,使用 Janis-Fadner 不平衡系数计算媒体美誉度,具体模型如下:

$$\text{Repu} = \begin{cases} \frac{P^2 - PN}{V^2}, & \text{if } P > N \\ 0, & \text{if } P = N \\ \frac{PN - N^2}{V^2}, & \text{if } P < N \end{cases} \quad (1)$$

其中, P 是正面情感新闻的报道数量, N 是负面情感新闻的报道数量, V 是关于目标管理者的新

闻报道总数，包括情感为中性的报道。该系数的范围为 $[-1, 1]$ ，其中-1 表示所有报道均负面，1 表示所有报道均正面。

鉴于上述衡量管理者声誉的不同方面数据存在一定相关性，本文使用主成分分析法进行降维处理，提取解释力较强的主成分，以方差贡献率加权计算综合评价得分，最终得出管理者声誉的综合指标。

4.2.3 控制变量

参考现有相关文献(徐宁等，2024)，本文从企业特征、治理结构、管理者特质等方面选择控制变量，具体包括：企业成长性(Growth)、企业规模(Size)、企业成立年限(FirmAge)、资产回报率(Roa)、资产负债率(Lev)、现金流比率(Cashflow)、固定资产占比(Fixed)、股权集中度(Top1)、董事会规模(Board)、董事会独立性(Indep)、管理者性别(Male)、管理者年龄(Age)、管理者学历(Degree)。此外还对年度(Year)和行业(Industry)固定效应进行了控制，以虚拟变量的形式加入回归模型，增强研究结论的稳健性。本文变量定义及计算方式如表 1 所示。

表 1 变量定义表

变量名称	变量符号	变 量 定 义
数字化转型	DT	企业年报数字化词频数总和的自然对数值
管理者声誉	Repu	从知名奖励荣誉、任期内经行业调整的公司业绩、名校背景、学术经历、高级职称、社会兼职以及媒体美誉度等七个方面综合构建，采用主成分分析方法得出综合指标
企业成长性	Growth	企业期末和期初的总资产差值与期初资产总额之比
企业规模	Size	企业资产总额的自然对数
企业成立年限	FirmAge	企业成立年限的自然对数
资产回报率	Roa	净利润与资产总额之比
资产负债率	Lev	总负债与资产总额之比
现金流比率	Cashflow	企业经营活动产生的现金流净额与总资产之比
固定资产占比	Fixed	固定资产净值与总资产之比
股权集中度	Top1	第一大股东持股数与企业总股本之比
董事会规模	Board	企业董事会人数
董事会独立性	Indep	独立董事与董事会人数之比
管理者性别	Male	管理者为男性则为 1，否则为 0
管理者年龄	Age	管理者实际年龄
管理者学历	Degree	管理者学历基于中专、大专、本科、硕士、博士等 5 个层次分别赋值为 1~5
年份固定效应	Year	年度虚拟变量
行业固定效应	Industry	行业虚拟变量

4.3 模型构建

为考察管理者声誉与数字化转型之间的关系,根据样本筛选与变量设计,本文将检验假设的基本模型设定为模型(2),具体如下:

$$DT_{i,t} = \alpha + \beta_1 \text{Repu}_{i,t} + \beta_2 \text{Control}_{i,t} + \sum \text{Year} + \sum \text{Industry} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

其中, $DT_{i,t}$ 表示公司 i 在第 t 年的数字化转型程度; $\text{Repu}_{i,t}$ 表示公司 i 在第 t 年的管理者声誉水平; α 表示常数项; β_1 、 β_2 均代表系数; $\text{Control}_{i,t}$ 是企业特征、治理结构和管理者特质等层面的一系列控制变量; $\varepsilon_{i,t}$ 为扰动项。

5. 实证结果与分析

5.1 描述性统计

表2为本文主要变量的描述性统计结果。数字化转型(DT)的最小值为0,最大值为6.347,均值为1.683,说明企业数字化程度出现两极分化,不同企业数字化建设水平存在明显差异,还有部分企业尚未推动转型。管理者声誉(Repu)的最小值为-1.431,最大值为3.284,均值为0.029,中位数为-0.072,说明不同企业管理者的声誉水平不尽相同,我国企业管理者声誉的整体水平仍有待进一步提升。其余控制变量的描述性统计结果均在合理范围内,此处不再赘述。

表2 描述性统计结果

变量	观测值	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
DT	20750	1.683	1.504	0.000	1.386	6.347
Repu	20750	0.029	0.607	-1.431	-0.072	3.284
Growth	20750	0.976	0.380	-1.309	0.111	36.395
Size	20750	22.089	1.292	17.641	21.887	28.416
FirmAge	20750	2.834	0.353	0.693	2.890	4.127
Roa	20750	0.040	0.076	-2.646	0.041	0.786
Lev	20750	0.401	0.205	0.007	0.389	1.650
Cashflow	20750	0.047	0.072	-0.657	0.047	0.661
Fixed	20750	0.206	0.156	0.000	0.175	0.954
Top1	20750	0.343	0.149	0.029	0.322	0.900
Board	20750	2.122	0.198	1.386	2.197	2.890
Indep	20750	0.376	0.055	0.167	0.357	0.800

续表						
变量	观测值	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
Male	20750	0.950	0.219	0.000	1.000	1.000
Age	20750	53.275	7.214	24.000	53.000	85.000
Degree	20750	3.448	0.944	1.000	4.000	5.000

5.2 回归结果分析

表 3 报告了管理者声誉对数字化转型影响的回归分析结果。在第(1)列中展示的是只加入控制变量的回归结果。在第(2)列中加入了解释变量管理者声誉(Repu)，但未控制年份与行业固定效应。第(3)列为加入年份与行业变量后的回归结果，管理者声誉的系数为 0.142，且在 1%的水平上显著为正，表明管理者声誉越好，企业数字化转型程度越高。从经济显著性来看，管理者声誉水平每提高 1 个标准差，企业数字化转型平均提高 8.62%，约为企业数字化水平平均值的 5.12%。可见，良好的管理者声誉能够对企业数字化发展水平产生显著促进作用。检验结果支持了 H1a，证实了管理者的高声誉水平有利于推进企业数字化转型建设。综上所述，管理者声誉能够显著促进企业数字化转型。

表 3 管理者声誉与企业数字化转型回归结果

变量	(1) DT	(2) DT	(3) DT
Repu		0.183 *** (10.963)	0.142 *** (11.100)
Growth	0.127 *** (5.405)	0.157 *** (5.094)	0.118 *** (5.037)
Size	0.189 *** (23.949)	0.190 *** (19.471)	0.188 *** (23.864)
FirmAge	-0.049 ** (-1.967)	0.353 *** (12.347)	-0.029 (-1.152)
Roa	-0.809 *** (-4.831)	-2.526 *** (-11.732)	-0.783 *** (-4.692)
Lev	-0.180 *** (-3.439)	-0.920 *** (-14.169)	-0.141 *** (-2.703)
Cashflow	0.171 (1.312)	2.257 *** (13.363)	0.156 (1.199)

续表

变量	(1) DT	(2) DT	(3) DT
Fixed	-1.495*** (-24.238)	-3.141*** (-49.519)	-1.466*** (-23.784)
Top1	-0.219*** (-4.295)	-1.014*** (-15.177)	-0.194*** (-3.806)
Board	0.046 (0.933)	-0.445*** (-7.018)	0.057 (1.162)
Indep	0.418** (2.503)	0.628*** (2.805)	0.381** (2.291)
Male	-0.004 (-0.109)	-0.014 (-0.307)	0.002 (0.048)
Age	-0.002** (-2.171)	-0.002 (-1.172)	-0.004*** (-3.288)
Degree	0.040*** (4.894)	0.096*** (9.059)	0.023*** (2.718)
Constant	-2.167*** (-10.782)	-1.717*** (-6.928)	-2.122*** (-10.562)
年份	控制	未控制	控制
行业	控制	未控制	控制
<i>N</i>	20750	20750	20750
Adj_ <i>R</i> ²	0.531	0.160	0.533

注：括号中为 *t* 值；***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平；下同。

5.3 内生性与稳健性检验

5.3.1 Heckman 两阶段模型

本文采用 Heckman 两阶段模型来缓解样本选择性偏误导致的内生性。在 Heckman 第一阶段使用 Probit 回归模型，设置被解释变量为虚拟变量 Repu_D，根据管理者声誉是否大于样本中位数来衡量，若大于样本中位数则记为 1，代表该管理者拥有良好的声誉水平，否则为 0；同时本文在第一阶段加入了同行业其他企业拥有较高声誉管理者的比例(O_Repu)作为外生工具变量，使用该阶段的回归结果计算逆米尔斯比率(IMR)，然后将第一阶段计算的 IMR 代入第二阶段模型进行拟合回归。由表 4 第(1)列结果可知，Heckman 第二阶段回归结果中 IMR 的回归系数不显著，说明本文样本不存在明

显的选择偏误，自变量管理者声誉的系数在 1%的水平上显著为正，证实了结论的稳健性。

5.3.2 倾向得分匹配(PSM)

本文进一步采用 PSM 方法消除潜在的内生性问题。以管理者声誉分年度分行业的均值作为标准，分为声誉高低不同的处理组和对照组，方法为 1：1 最近邻匹配，结果显示匹配效果良好。使用匹配后的样本进行回归，结果如表 4 第(2)列所示。管理者声誉的估计系数在 1%的水平上显著为正，可见本文结论依然成立。

5.3.3 滞后变量法

本文将管理者声誉滞后一期进行回归以缓解潜在的内生性问题，结果如表 4 第(3)列所示。以管理者声誉滞后一期(Repu_L1)作为自变量，其估计系数在 1%的水平上显著为正，可见基于管理者声誉滞后一期的检验，本文假设依旧成立，研究结论较为稳健。

5.3.4 稳健性检验

本文还采用了其他稳健性检验。

第一，改变管理者声誉的测量方法。本文使用更换管理者声誉的衡量方式以检验研究结论的稳健性。对前述能力声誉和品质声誉两个维度的不同变量求和取均值得到综合管理者声誉水平(Repu_2)，以此作为替代变量进行检验。回归结果见表 4 第(4)列，表明研究结论比较稳健。

第二，改变数字化转型的测量方法。本文通过更换企业数字化转型的衡量方式以检验研究结论的稳健性。参考以往的研究(赵宸宇，2021)，为对企业数字化水平进行更加全面的描述，引入企业是否进行数字化转型(DT_d)这一虚拟变量，作为企业数字化转型的替代变量。回归结果见表 4 第(5)列，表明了研究结论的稳健性。

第三，控制省份固定效应。增加省份固定效应的检验结果如表 4 第(6)列所示，进一步验证了结论的稳健性。

第四，改变样本范围。考虑到高科技企业具备更好的数字化转型优势，本文在剔除高科技企业后重新进行回归，结果如表 4 第(7)列所示，验证了结论的稳健性。

上述结果证明了研究结论的稳健性。

表 4 内生性与稳健性检验结果

变量	(1) DT	(2) DT	(3) DT	(4) DT	(5) DT_d	(6) DT	(7) DT
Repu	0.142 *** (11.025)	0.151 *** (10.171)			0.031 *** (6.842)	0.136 *** (10.532)	0.134 *** (6.951)
Repu_L1			0.141 *** (9.882)				

续表

变量	(1) DT	(2) DT	(3) DT	(4) DT	(5) DT_d	(6) DT	(7) DT
Repu_2				0.330*** (9.222)			
IMR	-0.050 (-0.632)						
Constant	-2.038*** (-8.668)	-3.557*** (-13.402)	-1.981*** (-8.698)	-1.968*** (-9.759)	-0.154** (-2.057)	-2.071*** (-10.162)	-1.749*** (-6.283)
Controls	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	20687	14479	16977	20750	20750	20750	8975
Adj_R ²	0.533	0.546	0.527	0.532	0.301	0.537	0.486

6. 进一步分析

6.1 机制分析

前文分析认为管理者声誉主要通过发挥激励效应、资源效应以及团队效应对企业数字化转型产生积极影响。基于此,本文构建了模型(3)和模型(4),具体检验管理者声誉是否通过这三种路径促进企业数字化转型。其中 Me 代表中介变量。

$$Me_{i,t} = \alpha + \theta_1 Repu_{i,t} + \theta_2 Control_{i,t} + \sum Year + \sum Industry + \gamma_{i,t} \quad (3)$$

$$DT_{i,t} = \alpha + \lambda_1 Repu_{i,t} + \lambda_2 Me_{i,t} + \lambda_3 Control_{i,t} + \sum Year + \sum Industry + \mu_{i,t} \quad (4)$$

关于管理者声誉的激励效应,本文基于管理者短视主义进行检验。借鉴胡楠等(2021)的研究,使用企业年报 MD&A 文本建立“短视主义”词集,通过文本分析和机器学习构建管理者短视主义指标(Myopia)。该指标数值越大代表管理者越短视。首先,针对管理者声誉与管理者短视主义进行回归。接着,将管理者短视主义作为中介因子,同时将其与管理者声誉加入回归模型,完成中介效应检验。回归结果如表 5 所示,第(1)列中管理者声誉的系数在 1%的水平上显著为负,说明良好的管理者声誉能够显著抑制短视主义倾向。此外,第(2)列中短视主义的回归系数在 1%的水平上显著为负。可见,第(1)列管理者声誉回归系数与第(2)列短视主义回归系数之积为正,且与表 3 第(3)列管理者声誉的系数同号,说明抑制管理者短视主义是管理者声誉促进上市公司数字化转型的关键路径。

关于管理者声誉的资源效应,本文基于政府数字化专项补助进行检验。借鉴张志元和马永凡

(2023)的研究,使用关键词筛选的方法确定政府补助明细中关于支持企业数字化建设的补助类别,并对企业当年获得的数字化补贴额进行对数处理得到政府补助指标(Sub)。首先,针对管理者声誉与政府补助进行回归。其次,将政府补助和管理者声誉同时加入回归模型与数字化转型进行回归,进行中介效应检验。回归结果如表 5 所示,第(3)列中管理者声誉的系数在 1%的水平上显著为正,反映出管理者声誉与政府数字化补贴显著正相关。同时,由第(4)列可知,政府补助的回归系数在 1%的水平上显著为正。因此,第(3)列管理者声誉回归系数与第(4)列政府补助回归系数乘积为正,且与模型(2)中管理者声誉的系数同号,表明政府数字化补助的增加同样是管理者声誉促进上市公司数字化转型的一个重要路径。

关于管理者声誉的团队效应,本文基于企业合作文化进行检验。借鉴潘健平等(2019)的研究,利用文本分析方法统计上市公司年报中董事会报告里关于合作相关词的词频数,并将得到的词频数与该部分总词数之比作为企业合作文化指标(Culture)。首先,针对管理者声誉与合作文化进行回归。然后,将企业合作文化作为中介因子,同时将其与管理者声誉加入回归模型,完成中介效应检验。回归结果如表 5 所示,第(5)列中管理者声誉的系数在 1%的水平上显著为正,说明管理者声誉能够增强企业合作文化。此外,由第(6)列可知,合作文化的回归系数在 1%的水平上显著为正。可见,第(5)列管理者声誉的回归系数与第(6)列合作文化回归系数之积为正,且与模型(2)中数字化转型的系数同号,意味着良好的合作文化有助于员工间高效协作、知识共享,增加创新变革行为,这也是管理者声誉促进上市公司数字化转型的关键机制。

表 5 机制分析回归结果

变量	(1) Myopia	(2) DT	(3) Sub	(4) DT	(5) Culture	(6) DT
Repu	-0.008 *** (-9.883)	0.132 *** (10.336)	0.274 *** (8.863)	0.136 *** (10.653)	0.082 *** (15.560)	0.103 *** (8.201)
Myopia		-1.266 *** (-12.705)				
Sub				0.021 *** (7.793)		
Culture						0.473 *** (29.493)
Constant	0.046 *** (3.403)	-2.063 *** (-10.308)	-1.914 *** (-3.179)	-2.082 *** (-10.394)	1.620 *** (17.914)	-2.888 *** (-14.472)
Controls	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	20750	20750	20750	20750	20750	20750
Adj_R ²	0.128	0.537	0.896	0.535	0.378	0.553

6.2 调节效应分析

为进一步探讨管理者声誉对数字化转型的作用边界,本文从企业外部环境、管理者特征以及企业特征三种不同视角出发,分别探讨了环境不确定性、管理者控制权和企业产权性质对管理者声誉与数字化转型关系的影响。

6.2.1 基于环境不确定性的分析

企业在经营过程中面临多种不确定性,战略决策将受到外部环境的影响。从管理者声誉的激励效应来看,环境不确定性的增大给管理者带来了巨大挑战,这也强化了管理者维护其声誉地位的动机。具体而言,管理者将会受到内外部激励,避免其固有声誉受损,重视企业的长期价值。因此,当外部环境不确定性较高时,潜在的声誉威胁将进一步激励管理者推动数字化转型,从而积极应对不确定性挑战,走向高质量发展道路。

本文借鉴申慧慧等(2012)度量环境不确定性的方式,使用经行业调整的环境不确定性指标(EU)以更好地反映外部环境的不确定性。结果如表6第(1)列所示,管理者声誉与环境不确定性的交乘项的系数在1%的水平上显著为正,说明在外部环境愈发复杂的情境下,管理者声誉与数字化转型的正向关系有所强化。上述结论表明,管理者声誉是在环境不确定性较高时行之有效的重要治理机制。作为上市公司的领航人,管理者将重视制定战略决策并努力有所作为,高声誉地位的激励效应在环境不确定性较大时得到放大。因此,当外部环境不确定性较大时,管理者声誉可以更好地发挥治理效应,促进企业数字化转型。

6.2.2 基于治理控制权的分析

当管理者对决策拥有更强的控制权时,企业的发展方向更有可能受到管理者个人特征的影响。作为更具内驱力的隐性特质,声誉能够在管理者拥有较强控制权时发挥出更强的治理作用。从激励效应来看,高声誉地位的管理者会受到内在激励,通过企业良好发展证明其能力和价值,满足自我实现需要;从资源效应和团队效应来看,强大的决策权力能够促使管理者有效克服巨大的变革阻力,调配大量资源并组建跨职能授权的人才团队,推动数字化转型的落地实施。因此,本文基于控制权视角探讨管理者声誉对数字化转型的影响。

借鉴覃家琦等(2021)度量治理控制权的方式,综合考虑管理者创始人、发起人、实际控制人三种身份角色,以及持股比例、任职期限和薪酬比例三个权力强度特征,构建管理者控制权指数(CR)。管理者控制权指数越高,管理者所拥有的决策权力就越大。结果如表6第(2)列所示,管理者声誉与管理者控制权的交乘项系数在5%的水平上显著为正,说明管理者控制权对管理者声誉与数字化转型的关系起到正向调节作用。可见,变革的本质在于利益关系的重塑,基于强大控制权的支持,有利于从全局视角推动数字化转型,从而更有效地引领组织变革。因此,当管理者拥有强大的治理控制权时,其良好声誉对企业数字化转型的促进作用更为充分。

6.2.3 基于企业产权异质性的分析

国有企业是国民经济中保障人民公共利益的重要力量。2020 年国务院国资委印发了《关于加快推进国有企业数字化转型工作的通知》，明确提出国有企业数字化转型的目标和工作重点，积极引导国有企业在数字经济时代培育发展新动能。那么，在社会资本更加雄厚的国有企业，管理者声誉对数字化转型的影响是否更加显著？基于此，本文从企业产权性质的视角出发，探讨管理者声誉对数字化转型的影响。具体而言，使用企业产权性质的虚拟变量(SOE)，当产权性质为国有企业时赋值为 1，否则为 0。回归结果如表 6 第(3)列所示，管理者声誉与产权性质的交乘项的系数在 10%的水平上显著为负，说明产权性质对管理者声誉与数字化转型的关系起到负向调节作用。

国有企业中管理者声誉的治理效应之所以被减弱，可能有以下原因：首先，在中国特殊的制度背景下，国有企业往往承担着更多元化的政治目标，肩负更多的社会责任和国家社会功能，这使得国有企业进行系统性的全局变革较为困难。其次，国有企业党委书记与董事长一般由同一人担任，特别是涉及“三重一大”事项，须经党委会集体决策。此时管理者进行“印象管理”的外部动机较弱，声誉机制对于国有企业管理者决策行为的激励约束作用有限。综上所述，国有企业中管理者声誉对企业数字化转型的促进作用相对较弱。

表 6 调节效应分析结果

变量	(1) DT	(2) DT	(3) DT
Repu	0.107 *** (6.722)	0.067 *** (2.832)	0.128 *** (8.492)
EU	-0.012 (-1.521)		
Repu×EU	0.043 *** (3.497)		
CR		0.030 *** (6.281)	
Repu×CR		0.016 ** (2.413)	
SOE			-0.166 *** (-8.331)
Repu×SOE			-0.048 * (-1.674)
Constant	-2.126 *** (-10.55)	-2.669 *** (-12.243)	-2.626 *** (-12.490)

续表

变量	(1) DT	(2) DT	(3) DT
Controls	控制	控制	控制
年份	控制	控制	控制
行业	控制	控制	控制
<i>N</i>	20750	20750	20750
Adj_ <i>R</i> ²	0.534	0.534	0.535

6.3 经济后果检验

基于以上分析,本文进一步探索管理者声誉如何通过促进数字化转型影响企业高质量发展。一方面,企业能够通过数字化转型寻求突破现有技术瓶颈的关键路径,从而帮助企业加速技术迭代和信息化建设,提升企业技术创新能力,帮助企业优化生产效率。另一方面,全新商业模式的运用促进了用户与企业之间的权利平等,“以用户为中心”成为企业产品生产和价值创造的经营理念,模块化和柔性化生产模式的诞生大幅提高了企业的生产效率(戚聿东和肖旭,2020)。

为检验管理者声誉对数字化转型的促进作用如何影响企业高质量发展,本文利用LP方法测算得到企业全要素生产率(TFP)以衡量企业高质量发展。表7列示了经济后果检验结果。前文已经验证,管理者声誉能够显著促进企业数字化转型,如第(1)列所示。在第(2)列,管理者声誉的系数在1%的水平上显著为正,说明良好的管理者声誉能够提高企业全要素生产率。此外,同时加入管理者声誉与数字化转型对企业全要素生产率进行回归,结果见第(3)列,数字化转型的回归系数在1%的水平上显著为正。可见,第(1)列管理者声誉的回归系数与第(3)列数字化转型的回归系数之积为正,且与第(2)列管理者声誉的系数同号。上述结果表明,管理者声誉推动数字化转型建设能够在一定程度上提升上市公司全要素生产率,促进了企业高质量发展。

表7 经济后果检验结果

变量	(1) DT	(2) TFP	(3) TFP
Repu	0.142 *** (11.100)	0.296 *** (10.078)	0.276 *** (9.403)
DT			0.137 *** (8.054)
Constant	-2.122 *** (-10.562)	-9.640 *** (-16.634)	-9.349 *** (-16.094)

续表

变量	(1) DT	(2) TFP	(3) TFP
Controls	控制	控制	控制
年份	控制	控制	控制
行业	控制	控制	控制
<i>N</i>	20750	20750	20750
Adj_ <i>R</i> ²	0.533	0.213	0.215

7. 研究结论与启示

企业数字化转型作为一项长期系统的“一把手工程”，是企业利用不同数字技术组合，触发组织属性重大变革以实现企业价值创造优化升级的过程。本文立足于影响企业长期发展的管理者隐性特质这一重要因素，以管理者声誉作为研究切入点，基于 2011—2022 年中国 A 股上市公司数据，系统考察了管理者声誉对数字化转型的影响及其机理。研究发现，管理者声誉与企业数字化转型正相关，表明良好的管理者声誉作为一种重要的治理机制能够助力企业数字化转型发展。机制检验表明，管理者声誉能够发挥激励效应、资源效应以及团队效应，从而提升企业数字化水平。进一步研究发现，在环境不确定性较高、管理者控制权较强以及非国有企业情境中，管理者声誉对数字化转型的影响更为强烈。经济后果检验显示，良好的管理者声誉能够通过推动数字化转型进而促进企业高质量发展。

本研究的启示在于：

第一，充分发挥声誉机制的治理效应，重视管理者声誉评价体系建设。本文的研究结论表明，拥有良好声誉的管理者在企业数字化转型建设中发挥着重要作用，管理者声誉能够抑制短视主义、获取政府补助以及培养团队合作文化，进而促进企业数字化转型，这体现出建立健全声誉机制的必要性。因此，要加快完善职业经理人市场建设，形成公平、开放、多元的职业经理人声誉测评与推荐制度，鼓励企业建立管理者声誉评价体系。具体而言，可将管理者的数字化转型工作成果、团队协作能力、创新能力等纳入评价体系，作为其晋升和奖励的重要参考依据，从而有效引导其行为，提升企业长期高质量发展能力。

第二，建立健全外部治理机制，强化对管理者的激励与约束。本文发现在环境不确定性较大、管理者控制权较强和产权性质为非国有时，管理者声誉对企业数字化转型的促进作用更为显著。因此，政府在推动企业数字化转型过程中，应充分考虑不同企业面临的环境特征、内部治理结构和产权性质等因素，以更好地发挥管理者声誉的积极作用。具体而言，相关部门可加强对企业数字化转型的政策支持和引导，降低环境不确定性对企业生存发展的影响。同时，监管部门要加强监督，确保管理者在推动企业数字化转型时能够兼顾企业效益和长远发展，鼓励企业采用产权激励、绩效挂

钩等方式,将管理者自身利益与企业数字化转型的成效紧密绑定。此外,国有上市公司要压实契约化改革举措,充分发挥市场化机制的作用,通过声誉机制和中长期激励机制相结合的方式选聘关键管理者,进一步释放经营活力。

第三,推动高质量发展与数字化转型相结合,建立数字化人才培养和保障机制。本文的研究结论表明,管理者声誉能够通过促进数字化转型推动企业高质量发展。因此,政策制定者应鼓励企业将高质量发展战略与数字化转型相结合,通过数字化转型提升企业整体竞争力与创新能力,同时,要引导管理者注重数字化转型的质量和效益,重视挖掘和培养具备数字化专业能力与领导潜力的管理人才,避免盲目跟风和浪费资源。具体而言,通过发放各类专项补贴、加快建设不同领域产业链数字化生态协同平台以及组织数字化转型相关交流研讨等方式,切实推动企业数字化转型工作。此外,应制定有针对性的人才引进政策,完善支持保障机制,建立满足市场需求的高水平人才库,进而提升关键管理者对企业数字化转型的领导作用。

本文基于隐性特质视角考察管理者声誉如何影响企业数字化转型,并对其影响机制和作用边界进行了深入研究,但仍存在一些不足。其一,虽然本文利用文本分析方法测度了企业数字化转型的总体程度,但仍未能精准度量企业治理结构和管理模式的数字化变革,如何更有效地考察数字化转型在企业内部结构方面的异质性特征,有待后续研究进行深入拓展。其二,本文主要从隐性特质的视角分析管理者声誉如何影响企业数字化转型,管理者显性激励也可能在塑造其决策行为时扮演重要角色,有关管理者声誉等隐性特质与薪酬激励的联合效应也值得未来进一步研究。

◎ 参考文献

- [1]何帆,刘红霞.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].改革,2019(4).
- [2]胡楠,薛付婧,王昊楠.管理者短视主义影响企业长期投资吗?——基于文本分析和机器学习[J].管理世界,2021,37(5).
- [3]刘淑春,闫津臣,张思雪,林汉川.企业管理数字化变革能提升投入产出效率吗[J].管理世界,2021,37(5).
- [4]罗进辉,巫奕龙.数字化运营水平与真实盈余管理[J].管理科学,2021,34(4).
- [5]潘健平,潘越,马奕涵.以“合”为贵?合作文化与企业创新[J].金融研究,2019(1).
- [6]戚聿东,肖旭.数字经济时代的企业管理变革[J].管理世界,2020,36(6).
- [7]覃家琦,杨玉晨,王力军,杨雪.企业家控制权、创业资本与资本配置效率——来自中国民营上市公司的证据[J].经济研究,2021,56(3).
- [8]申慧慧,于鹏,吴联生.国有股权、环境不确定性与投资效率[J].经济研究,2012,47(7).
- [9]宋晶,陈劲.企业家社会网络对企业数字化建设的影响研究——战略柔性的调节作用[J].科学学研究,2022,40(1).
- [10]孙俊华,陈传明.企业家社会资本与公司绩效关系研究——基于中国制造业上市公司的实证研究[J].南开管理评论,2009,12(2).
- [11]吴育辉,张腾,秦利宾,鲍珩森.高管信息技术背景与企业数字化转型[J].经济管理,2022,44

- (12).
- [12] 徐宁, 吴瞿玉, 王帅. 动力抑或负担? ——高管声誉双重治理效用研究述评与展望[J]. 外国经济与管理, 2017, 39 (10).
- [13] 徐宁, 张阳, 徐向艺. 高管声誉对国有企业高质量创新的驱动机制研究[J]. 科研管理, 2024, 45 (6).
- [14] 姚小涛, 亓晖, 刘琳琳, 肖婷. 企业数字化转型: 再认识与再出发[J]. 西安交通大学学报(社会科学版), 2022, 42 (3).
- [15] 张翠子, 蒋峦, 凌宇鹏, 鲁竞夫. CEO 权力对家族企业数字化转型的影响研究[J]. 管理学报, 2023, 20 (3).
- [16] 张志元, 马永凡. 政府补助与企业数字化转型——基于信号传递的视角[J]. 经济与管理研究, 2023, 44 (1).
- [17] 赵宸宇. 数字化发展与服务化转型——来自制造业上市公司的经验证据[J]. 南开管理评论, 2021, 24 (2).
- [18] 周楷唐, 麻志明, 吴联生. 高管学术经历与公司债务融资成本[J]. 经济研究, 2017, 52 (7).
- [19] Bass, B. M., Steidlmeier, P. Ethics, character, and authentic transformational leadership behavior[J]. Leadership Quarterly, 1999(10).
- [20] Bednar, M. K. Paying the price? The impact of controversial governance practices on managerial reputation[J]. Academy of Management Journal, 2015, 58 (6).
- [21] Benlian, A., Kettinger, W. J., Sunyaev, A., et al. Special section: The transformative value of cloud computing: A decoupling, platformization, and recombination theoretical framework [J]. Journal of Management Information Systems, 2018, 35 (3).
- [22] Burke, P. J., Stets, J. E. Trust and commitment through self-verification [J]. Social Psychology Quarterly, 1999, 62 (4).
- [23] Fama, E. F. Agency problems and the theory of the firm[J]. Journal of Political Economy, 1980, 88 (2).
- [24] Fanelli, A., Misangyi, V. F. Bringing out charisma: CEO charisma and external stakeholders[J]. Academy of Management Review, 2006, 31 (4).
- [25] Fiordelisi, F., Ricci, O. Corporate culture and CEO turnover[J]. Journal of Corporate Finance, 2014 (28).
- [26] Gagné, M., Deci, E. L. Self-determination theory and work motivation[J]. Journal of Organizational Behavior, 2005, 26 (4).
- [27] Harrison, J. S., Boivie, S., Sharp, N. Y., et al. Saving face: How exit in response to negative press and star analyst downgrades reflects reputation maintenance by directors[J]. Academy of Management Journal, 2018, 61 (3).
- [28] Hayward, M., Pollock, R. Believing one's own press: The causes and consequences of CEO celebrity [J]. Strategic Management Journal, 2004, 25 (7).

- [29] Karimi, J., Walter, Z. The role of dynamic capabilities in responding to digital disruption: A factor-based study of the newspaper industry[J]. *Journal of Management Information Systems*, 2015(32).
- [30] Koh, K. Value or glamour? An empirical investigation of the effect of celebrity CEOs on financial reporting practices and firm performance[J]. *Accounting and Finance*, 2011, 51 (2).
- [31] Love, E. G., Lim, J., Bednar, M. K. The face of the firm: The influence of CEOs on corporate reputation[J]. *Academy of Management Journal*, 2017, 60 (4).
- [32] Lovelace, J. B., Bundy, J., Hambrick, D. C., et al. The shackles of CEO celebrity: Sociocognitive and behavioral role constraints on “star” leaders[J]. *Academy of Management Review*, 2018, 43 (3).
- [33] Malmendier, U., Tate, G. A. Superstar CEOs[J]. *Quarterly Journal of Economics*, 2009, 124 (4).
- [34] Saarikko, T., Westergren, U. H., Blomquist, T. Digital transformation: Five recommendations for the digitally conscious firm[J]. *Business Horizons*, 2020, 63 (6).
- [35] Schwer, K., Hitz, C. Designing organizational structure in the age of digitization[J]. *Journal of Eastern European and Central Asian Research*, 2018, 5(1).
- [36] Shemesh, J. CEO social status and risk-taking[J]. *Quarterly Journal of Finance*, 2017, 7 (2).
- [37] Wade, J. B., Porac, J. F., Pollock, T. G., et al. Star CEOs: Benefit or burden? [J]. *Organizational Dynamics*, 2008, 37 (2).
- [38] Wade, J. B., Porac, J. F., Pollock, T. G., et al. The burden of celebrity: The impact of CEO certification contests on CEO pay and performance[J]. *Academy of Management Journal*, 2006, 49 (4).
- [39] Zhu, K., Dong, S., Xu, S., et al. Innovation diffusion in global contexts: Determinants of post-adoption digital transformation of European companies[J]. *European Journal of Information Systems*, 2006, 15 (6).

Research on the Influence of Managerial Reputation on Digital Transformation

Yuan Chen^{1,2} Ma Lianfu^{1,2}

(1 Business School, Nankai University, Tianjin, 300071;

2 China Academy of Corporate Governance, Nankai University, Tianjin, 300071)

Abstract: Reputation is a long-term governance mechanism that can affect managerial strategic performance. Taking Chinese A-share listed companies from 2011 to 2022 as research sample, and from the perspective of self-determination theory, this paper explored the impact of managerial reputation on the digital transformation of enterprises. The research found that managerial reputation has significantly promoted the digital transformation of enterprises, which is mainly achieved by restraining managerial myopia, obtaining government subsidies, and cultivating collaborative culture. Further, the positive effects are more significant in the enterprises with high environmental uncertainty, strong managerial control rights and non-state-owned enterprises. Economic consequence shows that managerial reputation can enhance the quality of enterprises

development by promoting digital transformation. The research conclusions have important reference value for effectively guiding enterprises to promote digital construction and improving their long-term high-quality development ability.

Key words: Managerial reputation; Digital transformation; Managerial myopia; Government subsidy; Collaborative culture

专业主编：陈立敏