

数字化转型与全要素生产率

——基于A股上市公司的经验证据

郑博文, 霍晓彤, 冯海燕

(澳门科技大学 商学院, 澳门 999078)

摘要: 数字化转型是把握时代方向赋能企业战略转型与变革的必然选择。在数字经济迭代更新的背景下, 基于企业全要素生产率的视角, 选取2007—2020年A股上市公司数据, 实证检验数字化转型对企业全要素生产率的影响效应。研究发现, 第一, 数字化转型显著提升企业全要素生产率水平, 这一结论在选取历史数据作为工具变量及稳健性检验后仍然成立; 第二, 外部知识产权保护、组织内部冗余资源和管理者能力会强化数字化转型与企业全要素生产率之间的正向关系; 进一步地, 数字化转型对企业全要素生产率的激励效应得益于企业创新能力与专业化分工效率的提升, 异质性分析表明在非国有和非高新技术企业样本中上述关系更加显著; 最后, 企业全要素生产率增长能够提升企业市场价值。本文助推了全要素生产率动因及数字经济赋能企业高质量发展的效应、机制和企业性质差异的理解, 为更好地驱动企业数字化转型提供参考建议。

关键词: 数字化转型; 全要素生产率; 知识产权保护; 组织冗余资源; 管理者能力

中图分类号: F272; F062.5 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002—980X(2023)5—0029—16

一、引言

近年来, 以大数据、区块链、人工智能等为代表的数字技术推动新一轮的科技革命, 数字化的信息技术和知识成为推动实体企业发展的关键要素。从政策层面来看, 党的十八大以来, 党中央相继制定数字经济发展战略、出台鼓励政策, 并将其上升为国家战略。党的十九大报告指出, 以供给侧结构性改革为主线, 推动经济发展质量变革、效率变革、动力变革, 提高全要素生产率。党的十九届四中全会决定增列“数据”作为生产要素, 反映出在经济活动下数字化转型的速度加快, 数据对提高企业生产效率的作用日益凸显。2021年12月, 国务院印发的《“十四五”数字经济发展规划》进一步明确, 数字经济是以信息通信技术融合应用、数字化转型为重要推动力, 实现企业全要素生产率的稳步提升, 促进公平与效率更加统一的新经济形态。基于此, 为践行“十四五”规划和实现企业高质量发展的远景目标, 我国在促进要素有序流动上正在进行积极实践, 不断深化要素市场化配置机制改革。然而, 数字化发展动能持续增强, 并不意味着数字化一定会提升全要素生产率(total factor productivity, TFP)。例如, 根据格罗宁根增长和发展中心(Groningen Growth and Development Centre)数据, 在21世纪的前10年, 中国企业TFP年均增长率可达3.53%, 而后7年的年均增长率仅为0.74%, 与数字化技术投资增长速率明显不匹配(朱沛华和陈林, 2020)。因此, 在数字技术发展的背景下, 亟需思考在数字化技术和传统产业转型深度融合过程中, 如何有效提升企业全要素生产率, 是值得探讨的实践和理论问题。

回顾现有文献, 已有众多研究探讨了数字化与企业全要素生产率之间的关系。例如, 温湖炜和钟启明(2022)理论上证实了数字基础设施对企业全要素生产率的促进作用, 促进研发创新、降低交易成本、提高管理效率在数字基础设施影响企业全要素生产率的过程中发挥了部分中介效应; 魏丽莉和侯宇琦(2022)研究发现我国各地级市的数字经济和绿色发展水平区域差异较大, 数字经济对城市绿色发展具有促进作用, 但该作用存在时滞性和异质性。在此基础上, 本文相关理论研究则涵盖了数字化转型的微观后果效应和企业全

收稿日期: 2022-10-26

基金项目: 国家自然科学基金面上项目“好‘管家’的收益和代价: 基于多重视角的动态跨层机制研究(72072039); 国家自然科学基金一般项目“项目驱动企业自主创新能力升级的财务指标评价”(19GZGJ154); 国家社会科学基金一般项目“粤港澳大湾区税收协调研究”(2020GZGJ251)

作者简介: 郑博文, 澳门科技大学商学院博士研究生, 研究方向: 公司治理与企业创新; 霍晓彤, 澳门科技大学商学院博士研究生, 研究方向: 经济增长与数字经济; 冯海燕, 博士, 澳门科技大学商学院副教授, 博士研究生导师, 研究方向: 战略管理与国际商务。

要素生产率的影响因素这两个方面。针对前者,现有文献主要包括企业绩效(易露霞等,2021)、社会责任(赵宸宇,2022)、技术创新(张国胜和杜鹏飞,2022)和经济高质量发展(朱秀梅和林晓玥,2022)等内容。针对后者,主要包括宏观环境层面和微观企业层面,其中宏观环境层面细分为制度环境(Xie and Zhang, 2021)、研发税收政策(Minniti and Venturini, 2017)、资本市场开放(Curtis, 2016)、低碳城市政策(Chen et al, 2021)和环境规制(Shen et al, 2019)等;微观企业层面则涵盖董事关联(陈思阳和孙光国, 2022)、非国有股东参与治理(谢海洋等, 2020)和股权激励(王浩, 2022)等。综上,以往研究更多从企业外部环境视角探讨对全要素生产率的影响研究(Curtis, 2016; Chen et al, 2021; Shen et al, 2019),但较少从实证角度分析微观企业层面的数字化转型对全要素生产率的影响,更少探讨其可能存在的影响机制。因此,在数字经济发展的背景下,对上述两者之间影响关系及作用机制进行学术探讨具有重要理论意义。

鉴于此,本文以数字化特有属性为核心出发点,以企业全要素生产率为理论视角,构建基础分析框架,构建企业层面的数字化转型指标与全要素生产率的匹配数据集,重在考察数字化转型对企业全要素生产率“激励效应”。具体而言,运用多种计量方法实证检验数字化转型对企业全要素生产率的影响路径,并分析组织外部知识产权保护、组织冗余资源和管理者能力对上述关系的调节影响。此外,探讨数字化转型对企业全要素生产率的作用机制,检验产权性质和科技属性的异质性影响,并探究企业全要素生产率对企业价值的经济后果影响。

本文的边际贡献如下:第一,丰富企业全要素生产率的影响因素研究。本文立足于数字经济发展的背景,依托于企业数字化转型发展的实践,探讨其对企业全要素生产率的影响,为该领域的研究提供新的经验证据。第二,构建“基准分析-调节效应分析-中介机制检验”的研究框架,特别是引入“外部知识产权保护、组织冗余资源和管理者能力”的调节机制,扩展数字化转型与企业全要素生产率之间的边界条件,并且明晰了数字化转型传递至企业全要素生产率所需的基础条件,通过实证手段验证两者间的重要支撑,揭示企业创新能力和企业专业化分工效率是数字化转型对全要素生产率影响的中介机制。第三,从企业产权性质和科技属性角度去考察上述影响关系的异质性,不仅在学术上丰富现有文献,也为促进数字科技与实体经济深度融合,通过数字化要素推动经济高质量发展提供一定的政策启示。总之,针对目前中国上市公司的特点,系统探讨数字化转型对企业全要素生产率的内在影响,揭开以数字化转型驱动企业发展的“神秘面纱”,有助于推动实现创新驱动高质量增长目标。

二、理论与假设

(一)数字化转型与全要素生产率

在数字化技术与实体经济深度融合的进程中,本文认为数字化转型影响企业创新动能和生产经营过程最终提升企业全要素生产率,具体如下进行说明。

第一,数字化转型实现企业创新赋能,提高企业全要素生产率。数字化转型有利于企业准确地掌握顾客需求,评估当前技术创新方向和生产工艺的不足,从而针对性地进行研发投入(Litvinenko, 2020)。数字技术具有明显的“长尾效应”,满足不同顾客的差异化需求,有助于提升消费者的黏性。随着用户需求的不断向多元化和个性化发展,业务多元化也成为参与者实现用户价值提升、增强数字生态活力的重要因素(Jacobides et al, 2018),为企业创新实现跨越式发展提供强有力的基础。同时,企业研发过程的不确定性和成本会随着数字化转型的实现而降低,从而促进企业进行研发创新(Pan et al, 2022)。创新活动的特点是高投入性、高不确定性和高风险性,因此很多公司不愿意进行研发创新,而数字化转型能提高企业数据预测和创造价值的能力,从而降低企业研发过程中的研发成本。例如,在机器算法分析结果的引导下,会根据实时采集的数据,不断修正分析结果和及时反馈,第一时间调整优化生产要素配置(Giusti et al, 2020),数字化转型为研发过程积累了丰富的资源和信息,提升了企业研发能力。

第二,数字化转型能更好地提升企业专业化分工效率。首先,数字化转型通过信息数据来影响企业的分工效率。数字化转型为企业具有价值、多元化和异质性更强的信息(Li et al, 2022)。同时,信息理论也说明,高效的信息处理将提升企业战略决策效率。其次,数字化转型将实现企业的劳动力成本的降低,进一步提高企业的生产与分工效率。数字化转型实现了传统企业生产过程的自动化转型,降低了每单位产出的劳动力成本(Kraus et al, 2022)。最后,数字化转型可以从组织管理的角度降低企业生产运营的成本。数字

化转型降低企业部门之间信息传输的成本,从而缓解组织管理问题,提升生产与分工效率。例如,企业的数据分析能力会优化组织管理流程和决策结果,从而推动企业全要素生产率的提升(Xia et al, 2022)。此外,数字化转型能有效提高产业链上游和下游之间的沟通效率,推动供应链各环节资源的优化配置,通过数字技术等手段,替代生产管理的人工环节,推动企业向智能制造和柔性制造的转型发展,进而实现专业化分工效率的提升,全面提升企业全要素生产率水平。

因此,提出如下研究假设:

企业数字化转型对企业全要素生产率有显著正向影响(H1)。

(二)数字化转型与全要素生产率关系的情景机制分析

基于上述分析,数字化转型是提升企业全要素生产率的重要推动力,本文进一步认为,数字化转型对企业全要素生产率的影响并不是同质性的,一是组织自身特征具有差异性,二是所处的内外部环境也在动态变化,即便在相同的数字化转型背景下,企业全要素生产率的提升程度也会有所不同。本文将探讨数字化转型对企业全要素生产率影响的情景机制,从宏观环境、组织和管理者三个层面视角作为调节情境,分别对应了知识产权保护制度、组织冗余资源和管理者能力三个方面,将内外部资源和能力的理论逻辑整合于“数字化转型动机-全要素生产率”的研究框架之中。这是由于外部制度(知识产权保护)是影响数字化转型转化为全要素生产率结果的重要条件,组织资源基础(冗余资源)和内部能力(管理者能力)均会影响上述过程的决策动机。因此,通过引入情境机制进而整合形成了“数字化转型动机-全要素生产率”与“资源-能力”的理论框架。具体而言,第一,知识产权保护作为影响企业战略选择的关键因素(Belderbos et al, 2021),企业全要素生产率不可避免受到该制度情境的影响,同时知识产权保护具有排他性功能,较强的知识产权保护有利于企业创造垄断利润,有效地维护企业数字化转型带来的超额收益,对于规范企业战略行为具有重要作用,进而对企业全要素生产率产生影响。因此,选取知识产权保护作为外部宏观环境的调节情境。第二,资源基础观(RBV)指出,在企业发展的过程中,需要资源禀赋以维持持续性的竞争优势,强大的企业内部资源具有“资源定位壁垒”的效用,以此维持企业特有的竞争优势,现有文献通常忽视了对影响企业战略实施的内部资源情境因素的探讨(Gerhart and Feng, 2021),本文将组织内部冗余资源纳入分析框架中以完善现有研究。第三,现有数字化转型与全要素生产率之间关系的情境机制分析主要集中于组织规模、资源程度及chief executive officer(CEO)个体权力或特征等方面(Zhai et al, 2022; Fernandez et al, 2022),而忽视了管理者这一组织重要的战略决策主体。本文将管理者能力因素纳入分析框架中,凸显了管理者能力这一隐性特征在数字化转型战略决策过程中的重要性。基于此,本文将从外部宏观环境(知识产权保护制度)、内部组织因素(组织冗余资源)和高管因素(管理者能力)等方面,探讨影响数字化转型状态下企业提升全要素生产率的情景机制。

1. 外部知识产权保护的调节效应

企业作为数字化技术创新的主体,知识产权保护强化了企业的研究开发能力、设计能力、技术合作及改造投入能力,是企业维持竞争优势的必要条件,知识产权保护为企业数字化技术投资的提高“保驾护航”,对于全面激发数字化转型活力具有重要意义。本文参考科尔曼在《社会理论的基础》中所提出的一个“隐喻”(Distel, 2017),通俗而言就是“科尔曼之舟”(Coleman's Boat)理论,其核心论点是,国家层面的制度与文化因素(institutional level)会通过影响微观层面个体(如管理者)的心理认知偏差,对企业战略行为决策(behavioral level)产生影响。

借鉴该理论框架,企业即使在相同的数字化转型程度下,由于面临知识产权保护制度的差异,会导致企业对于数字化技术投入的成本感知不同,从而致使企业全要素生产率的提升程度也不同。具体而言,基于外部性理论,加强知识产权保护能够改变管理者对数字化技术投资的成本与收益感知,这是因为从成本角度而言,知识产权保护将降低知识溢出,增加企业之间的相互模仿成本,同时会降低企业数字化技术创新成果被贬值的风险,管理者预期数字化技术创新成果得以保障,会严厉打击了违法窃取该成果的行为,从而对企业的数字化技术投资的成本感知产生重要影响。从收益角度而言,知识产权保护能够及时防范专利侵权行为的发生,排除侵权行为给企业造成的数字化技术投资带来的利润流失,增加企业在数字化技术投资中的收益感知(Awaworyi et al, 2022)。现有研究表明,知识产权保护会降低企业在数字化技术研发过程中被“敲竹杠”的风险(Holgerson and Aabo, 2019),保护了企业数字化技术创新的研究成果,形成良好的数字化技术创新的氛围,进而增加企业数字化技术投资与创新的价值。因此,知识产权保护是企业在实现数字化技术创

新成果的“杠杆收益”和增加模仿的“风险成本”之间均衡博弈的结果(Grimaldi et al, 2021),它能够有效充当企业数字化技术投资的“保护伞”。换言之,知识产权保护通过降低数字化技术的专有成本和维护数字化技术产生的潜在收益,对企业数字化转型决策产生重要作用,进而影响企业全要素生产率。

此外,“模仿效应”的存在隐形地提高了企业数字化技术投资的风险,使企业在数字化转型时存在一定的“顾虑”。Hanna 等(2018)发现,企业竞争对手的数字化转型会在政府颁布关于数字化知识产权保护的法案后显著增加,说明数字化转型具有显著的溢出效应,这种溢出效应不仅会促进同行企业进行竞争,同时使得企业付出高昂的成本代价。在政府采取知识产权保护制度的作用之下,数字化技术创新尤其是涉及核心专利的技术将得到更大程度的保障,促进企业进行数字化转型的战略决策,从而有助于提升企业全要素生产率。知识产权保护具有排他性功能,较强的知识产权保护有利于企业创造垄断利润,有效地维护企业数字化转型带来的超额收益,在很大程度上避免模仿者对创新者的侵犯(Deng et al, 2018),从而降低企业知识产权被侵犯的概率,促使企业提升实施数字化转型的动机,为提升企业全要素生产率奠定基础。因此,知识产权保护在外部知识产权保护程度越高的地区越能够发挥作用。知识产权保护可以实现信息专有成本提升,加大企业数字化技术创新的保护力度,显著提高数字化转型对企业全要素生产率的激励效果。

基于此,提出如下假设:

当外部知识产权保护程度越高时,增强了企业数字化转型对企业全要素生产率的正向影响(H2)。

2. 组织冗余的调节效应

组织冗余资源是超出企业实际需要而保存在企业内部的资源,是企业一种现实的或潜在的资源缓冲器,可以帮助企业适应内部环境调整、应对外部环境突变、提升战略变革能力(Bourgeois, 1981)。从企业层面来看,全要素生产率的提升,需要企业进行更大程度的资源投入,需要企业拥有更多可支配性资源,并提高资源运作能力(Finkelstein and Hambrick, 1990),冗余资源能够为企业数字化转型、全要素生产率的提升提供资源支持。首先,随着可支配冗余资源的增加,企业实施探索性行为的能力和自由度也随之提高(Cyert and March, 1963)。Gruber(2010)的研究表明,组织资源的冗余程度对组织尝试更多的不确定性事件有正向影响,越多的冗余资源,则越有利于组织在更大范围内搜索机会和寻找问题的解决途径。其次,冗余资源作为企业与环境之间的一种缓冲,是企业应对内外部威胁的有利条件。冗余资源禀赋越丰富,在外部动态环境和数字技术发展冲击时,可供选择的策略范围越大,企业拥有的适应性优势更多,更容易实施数字化转型战略(Verhoef et al, 2021),进而推动企业全要素生产率的提升。

从管理者层面来看,组织冗余资源有助于提升决策者的风险承担的意愿。风险承担感知程度的不同会影响决策者的战略选择,决策者战略制定的偏好取决于同样的决策风险对不同组织的冲击力(贺小刚等, 2017)。当组织冗余资源较多时,组织更能抵御外部风险,会导致管理者向更高风险的战略进行选择,反之,当组织冗余资源较少时,管理者在决策上则更倾向于保守(Audia and Greve, 2006)。Agostini 等(2020)的研究表明,资源冗余程度的提升会促使企业选择更具风险性的战略决策。因此,当组织冗余资源较多时,能够为企业数字化转型提供资源支持,实施数字化转型战略的基础条件和空间弹性越大,这更易于将数字化转型为推动企业全要素生产率提供增效收益。

基于此,提出如下假设:

当组织冗余资源越多时,增强了数字化转型对企业全要素生产率的正向影响(H3)。

3. 管理者能力的调节效应

根据高阶梯队理论,管理者才是企业发展战略的最终决策者与制定者,是决定企业发展方向的关键因素。数字化转型战略能否取得预期成效,还依赖于管理者是否拥有成功实施战略转型的能力(Fernandez et al, 2022),管理者能力体现着不同知识、经验和能力的积累(张路等, 2021),作为组织极为重要的无形资源,对数字化转型战略决策与企业全要素生产率之间关系起到重要的调节作用。

第一,较强能力的管理者会帮助企业获得更多新知识和新经验,有利于突破现有行业惯例和主流经验的认知束缚,突破行业标准对组织战略决策的“锁定效应”(lock in),使企业更容易制定出数字化转型的战略决策,进而有助于提升企业全要素生产率。一方面,当管理者能力越强时,还意味着管理者所拥有的知识经验越丰富(陈传明和孙俊华, 2008),搜集和处理复杂信息的能力也越高,这为企业数字化转型提供了重要的经验和知识积累,在面对复杂的经营环境和管理问题时,能够对企业经营发展做出精准的战略判断(Hambrick et al, 2015),有助于发挥数字化转型的“红利优势”,进而提升企业全要素生产率;另一方面,在企业处于数字

化转型过程中,较强能力的管理者具有应对数字技术的创新性思维(Cheng and Zhang, 2022), 依靠自身的学习经验提升数字化技术的应用, 同时对数字化转型过程中可能出现的问题进行合理预测并采取应对措施, 尽可能对冲潜在转型风险的压力。因此, 较强能力的管理者会具有创新性探索行为的动机, 有助于推动数字化转型实现企业全要素生产率的提升。

第二, 管理者能力越强, 能力强的管理者促使其提高企业风险承担水平。能力强的管理者有着较多的关系网络和社会资源, 这将有助于管理者建立起稳定、持续的交易模式, 增加了经营活动中资源供给的及时性、稳定性, 更有效整合和优化企业资源配置(王金凤等, 2019), 则更有可能为企业实施数字化转型提供充足的资源基础, 从而有利于企业全要素生产率的提升。此外, 尽管管理者的专业知识不如行业专家充分, 但管理者所拥有的对资源整合的能力为其承担高风险项目提供了可能。能力强的管理者能够在投资决策中将企业内部与外部资源整合形成新的异质性资源, 有助于较好地实施数字化转型项目, 从而提升企业全要素生产率。如果企业管理者具有较强的能力, 则会选择长期发展的战略来获得更可持续的利益。由此, 对于具有管理者能力更强的企业, 通过数字化转型战略提升企业全要素生产率的作用则越高。

基于此, 提出如下假设:

当管理者能力越强时, 增强了数字化转型对企业全要素生产率的正向影响(H4)。

三、研究设计

(一)数据来源与样本选择

本文以2007—2020年沪深A股上市公司作为研究样本, 数字化转型的相关变量来自对公司年报的文本分析, 产权性质等数据来自手工比对整理的企业基本信息数据库, 其他市场交易和财务数据主要来自国泰安(CSMAR)数据库和万得(Wind)数据库。为了确保分析样本的合理性, 依次剔除如下样本: ①special treatment(ST)或ST*的样本; ②initial public offerings(IPO)当年的观测值和已退市的公司; ③净资产为负; ④变量数据缺失; ⑤金融和保险业的公司。经处理, 最终得到共计25262个观测值样本。为避免极端值的干扰, 本文对连续变量进行缩尾处理。

(二)变量测算与说明

1. 被解释变量

企业全要素生产率(TFP)。参考鲁晓东和连玉君(2012)的方法, 基于Olley-Pakes(OP)法的研究思路, 构建模型如下:

$$\ln Y_{i,t} = \beta_0 + \beta_k \ln K_{i,t} + \beta_l \ln L_t + \beta_m \ln M_m + \beta_a \text{Age}_{i,t} + \beta_p \text{POE}_{i,t} + \sum_m \delta_m \text{Year}_m + \sum_n \lambda_n \text{Prov}_n + \sum_k \gamma_k \text{Ind}_k + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中: β 、 δ 、 λ 、 γ 为各变量的回归系数; $Y_{i,t}$ 为营业收入; $\ln L_{i,t}$ 为劳动投入, 用员工人数来测量; $K_{i,t}$ 为资本投入, 用固定资产账面价值来测量; $\ln M_{i,t}$ 为中间投入, 以销售额减去增加值(生产税净额、折旧、营业盈余和劳动者报酬之和)来测量; Age 为企业年龄; POE 为是否为民营公司的变量; 分别控制时间(Year)、地区(Prov)和行业(Ind)固定效应; $\varepsilon_{i,t}$ 是残差项。为了研究结果的稳健性, 也采用 Levinsohn and Petrin(LP)法对全要素生产率进行估计。

2. 解释变量

数字化转型(DT)。本文核心变量是企业数字化转型的程度。以往文献衡量企业对数字化转型程度往往局限于某种大数据应用形式或特殊行业(张叶青等, 2021)。为尽可能准确地刻画出数字化转型程度, 且尽可能广泛地覆盖中国上市企业的整体水平, 借鉴 Saunders 和 Tambe (2013)的研究提出的衡量方式: 基于上市公司披露的年报文本数据, 通过 Python 程序批量抓取年报中与“大数据”应用相关的关键词, 依据全部关键词在年报中统计的总次数来构建该指标。

具体而言, 本文利用关键词在公司年报中出现的次数来度量企业数字化转型的程度。关键词的选取借鉴了以往研究文献、政府文件及业界报告等。本文一方面紧扣大数据的定义; 另一方面则尽可能地避免了选择的随机性, 按照普适性原则进行筛选。参考吴非等(2021)年研究, 选取变量所依据的“数字化转型”相关关键词, 例如人工智能、大数据技术、云计算技术、区块链技术和数字技术运用等方面的关键词, 并详细阐释各个关键词的定义及其与数字化转型之间的紧密关联。本文将数字化转型的衡量指标(DT)定义为: 企业年

报中提及数字化转型相关关键词的次数加一后并取自然对数。

3. 调节变量

第一,外部知识产权保护(*IPP*)。采用省际知识产权保护指数作为衡量,该指数越大代表地区知识产权保护水平越高。参考龙小宁等(2018)的研究,以《全国知识产权发展状况报告》中的知识产权保护指数并除以 100 作为知识产权保护程度的衡量。

第二,组织冗余资源(*OR*)。参考 Malen(2015)、连燕玲等(2019)的研究,以流动资产比率来度量,该比率越大表示组织冗余资源越多。

第三,管理者能力(*MA*)。参考 Demerjian 等(2012)的研究,通过数据包络分析法(DEA)计算行业内企业产出效率的相对水平,并采用 Tobit 模型控制年度、行业虚拟变量后取得残差,作为管理者能力的测量指标^①。

4. 控制变量

本文控制影响企业全要素生产率的因素,参考赵宸宇等(2021)、郭家堂和骆品亮(2016)的研究,选取如下控制变量。其中,公司层面变量包括企业规模(*Size*)、企业年龄(*Age*)、实际控制人持股比例(*Top1*);董事会层面变量包括董事会规模(*Board*)、独董比例(*Inde*)、两职合一(*Dualiy*)等;财务指标包括资产负债率(*Lev*)、资产收益率(*Roa*)、固定资产结构(*Tangibility*)等。此外,还控制年份(*Year*)和行业(*Ind*)的固定效应,具体定义见表 1。

表 1 主要变量定义

变量类型	变量符号	变量名称	变量定义
被解释变量	<i>TFP_OP</i>	全要素生产率(OP法)	OP法计算的企业全要素生产率
	<i>TFP_LP</i>	全要素生产率(LP法)	LP法计算的企业全要素生产率
解释变量	<i>DT</i>	数字化转型程度	年报中关于“企业数字化转型”相关关键词披露次数加 1 并取自然对数
调节变量	<i>IPP</i>	知识产权保护	知识产权保护指数除以 100
	<i>OR</i>	组织冗余资源	流动资产比率
	<i>MA</i>	管理者能力	数据包络分析法(DEA)计算
控制变量	<i>Size</i>	企业规模	期末总资产加 1 后取自然对数
	<i>Age</i>	企业年龄	公司成立的年限加 1 后取自然对数
	<i>Board</i>	董事会规模	董事会人数的自然对数
	<i>Inde</i>	独董比例	独立董事人数/董事会总人数
	<i>Dualiy</i>	两职合一	董事长与总经理是否为同一人
	<i>Top1</i>	实际控制人持股比例	实际控制人持股/总股数
	<i>Lev</i>	资产负债率	总负债/总资产
	<i>Roa</i>	资产收益率	净利润/总资产
	<i>Tangibility</i>	资产结构	固定资产净额/总资产

(三)模型构建

为探究数字化转型对企业全要素生产率的影响,建立模型如下:

$$TFP_{i,t+1} = \alpha_0 + \alpha_1 DT_{i,t} + \alpha_k \sum Control_{i,t} + Year + Ind + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

其中: α 为各变量的回归系数; $TFP_{i,t+1}$ 为企业*i*在*t*+1时期的全要素生产率水平,主要是为了降低反向因果关系; $DT_{i,t}$ 为企业*i*在*t*时期的数字化转型水平指标;向量 $\sum Control_{i,t}$ 为一系列控制变量;*Year*为控制时间固定效应;*Ind*为控制行业固定效应; $\varepsilon_{i,t}$ 为随机误差项表示随机扰动项。

进一步地,探讨数字化转型对企业全要素生产率影响的调节机制,在模型(2)的基础上,建立回归模型(3)检验外部知识产权保护程度(*IPP*)、组织内部冗余资源(*OR*)和管理者能力(*MA*)的调节效应,并对交互项中的变量均进行中心化处理。

$$TFP_{i,t+1} = \beta_0 + \beta_1 DT_{i,t} + \beta_2 IPP + \beta_3 DT_{i,t} \times IPP_{i,t} + \beta_4 OR + \beta_5 DT_{i,t} \times OR_{i,t} + \beta_6 MA + \beta_7 DT \times MA_{i,t} + \beta_k \sum Control_{i,t} + Year + Ind + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

其中: β 为各变量的回归系数;*IPP*为外部知识产权保护程度;*OR*为组织内部冗余资源;*MA*为管理者能力。

(四)描述性统计

表 2 给出各变量的描述性统计结果。表 2 中显示,企业全要素生产率(*TFP_OP*)的均值为 6.6394,标准差

① 管理层一般包括董事会、监事会和高级管理人员。

为 0.8870,最小值为 4.5589,最大值为 8.9819,表明不同企业间的全要素生产率水平差异较小,且其均值大于中位数 6.5435,表明样本企业全要素生产率指标很可能呈现右偏分布特征。企业全要素生产率(*TFP_LP*)与之类似。数字化转型程度指标(*DT*)的均值为 1.1239,标准差为 1.3386,呈现“均值与标准差类似”的特征,表明不同上市企业的数字化转型水平之间差异不大。其他控制变量的数据特征与现有文献基本一致。

表 2 变量描述性统计结果

变量名	观测值	均值	标准差	最小值	中位数	最大值	变量名	观测值	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
<i>TFP_OP</i>	25262	6.6394	0.8870	4.5589	6.5435	8.9819	<i>Board</i>	25262	2.2522	0.1781	1.7918	2.3026	2.7726
<i>TFP_LP</i>	25262	9.0387	1.0984	6.7195	8.9345	12.0431	<i>Inde</i>	25262	0.3733	0.0530	0.3000	0.3333	0.5714
<i>DT</i>	25262	1.1239	1.3386	0.0000	0.6931	4.8675	<i>Dualiy</i>	25262	0.2558	0.4363	0.0000	0.0000	1.0000
<i>IPP</i>	25262	0.7401	0.1381	0.2338	0.7661	1.4773	<i>Top1</i>	25262	0.3640	0.1492	0.0804	0.3486	0.7584
<i>OR</i>	25262	0.5645	0.2035	0.0954	0.5781	0.9572	<i>Lev</i>	25262	0.4371	0.2051	0.0503	0.4330	0.9976
<i>MA</i>	25262	-0.0023	0.1525	-0.2807	-0.0299	0.3923	<i>Roa</i>	25262	0.0354	0.0658	-0.3703	0.0356	0.2149
<i>Size</i>	25262	22.1043	1.2899	19.1682	21.9238	27.0616	<i>Tangibility</i>	25262	0.2216	0.1635	0.0014	0.1898	0.7185
<i>Age</i>	25262	2.8735	0.3280	1.7918	2.8904	3.4965							

四、实证结果分析

(一)基准回归结果

表 3 列示了数字化转型与企业全要素生产率之间关系的回归结果。具体而言,(1)、(2)列为加入财务特征和治理因素等控制变量的回归结果,其中,数字化转型与企业全要素生产率之间回归系数(coefficient,简写为 coef.)呈显著正相关关系[coef.= 0.0284, p (显著性指标 p 值) <0.01 ; coef.= 0.0335, $p<0.01$],表明企业数字化转型程度越高,能够有效提升企业全要素生产率水平。上述结果均表明,在充分考虑其他特征变量后,数字化转型对企业全要素生产率的正向激励效应具有显著正向影响,支持了本文假设 1。

(二)调节效应检验

本文进一步分析外部知识产权保护程度、组织冗余资源和管理者能力对数字化转型与企业全要素生产率之间关系的调节作用,本文调节效应仅汇报通过 OP 法计算全要素生产率作为被解释变量的结果,见表 4。从模型(1)中可知,*DT*和*IPP*的交乘项回归系数通过显著性检验(coef.= 0.0447, $p<0.05$),表明外部知识产权保护程度会增强数字化转型对企业全要素生产率的正效应,研究假设 H2 也成立;模型(2)中,*DT*和*OR*的交乘项回归系数通过显著性检验(coef.= 0.0085, $p<0.01$),表明组织冗余资源越高时,会强化数字化转型对企业全要素生产率的正效应,研究假设 H3 也成立;模型(3)中,*DT*和*MA*的交乘项回归系数显著为正(coef.= 0.0769, $p<0.05$),表明当管理者能力越强时,数字化转型与企业全要素生产率的正向关系越强,研究假设 H4 成立。从全模型(4)亦可知,本文将调节变量都纳入回归方程后调节效应依然成立,说明调节效应结果具有较好的稳健性。

表 3 数字化转型影响企业全要素生产率的基准回归结果

变量	(1)	(2)
	<i>TFP_OP</i>	<i>TFP_LP</i>
<i>DT</i>	0.0284*** (4.7405)	0.0335*** (5.8461)
<i>Size</i>	0.2832*** (20.2063)	0.4558*** (33.3119)
<i>Age</i>	0.3116*** (3.6490)	0.3353*** (3.9864)
<i>Board</i>	0.0169 (0.3423)	0.0274 (0.5468)
<i>Inde</i>	0.0586 (0.4645)	0.1305 (1.0706)
<i>Dualiy</i>	0.0042 (0.3076)	0.0106 (0.7903)
<i>Top1</i>	0.0068 (0.0951)	0.0674 (0.9468)
<i>Lev</i>	0.4506*** (8.7078)	0.4775*** (9.4267)
<i>Roa</i>	1.2181*** (14.4599)	1.3971*** (17.0010)
<i>Tangibility</i>	-0.4225*** (-6.4398)	-0.4204*** (-6.4779)
Constant	-0.7412* (-1.9315)	-2.2353*** (-5.6877)
Industry FE	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes
<i>N</i>	25262	25262
Adj. <i>R</i> ²	0.3712	0.5123

注:*表示 $p<0.10$, **表示 $p<0.05$, ***表示 $p<0.01$;括号内为 t 值。

表 4 外部知识产权保护程度、组织冗余资源和管理者能力的调节作用

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>TFP_OP</i>	<i>TFP_OP</i>	<i>TFP_OP</i>	<i>TFP_OP</i>
<i>DT</i>	0.0291*** (4.8502)	0.0264*** (4.4354)	0.0291*** (4.8815)	0.0280*** (4.7143)
<i>IPP</i>	0.0027*** (5.3512)			0.0028*** (5.6098)
<i>DT</i> × <i>IPP</i>	0.0447** (2.4796)			0.0358** (1.9800)
<i>OR</i>		0.0266*** (5.9722)		0.0275*** (6.0950)
<i>DT</i> × <i>OR</i>		0.0085*** (3.7659)		0.0091*** (3.9645)
<i>MA</i>			0.1790** (1.9724)	0.2495*** (2.8068)
<i>DT</i> × <i>MA</i>			0.0769** (1.9648)	0.0534 (1.3787)

续表

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>TFP_OP</i>	<i>TFP_OP</i>	<i>TFP_OP</i>	<i>TFP_OP</i>
<i>Size</i>	0.2681*** (19.1313)	0.2836*** (20.2931)	0.2839*** (20.2243)	0.2692*** (19.2076)
<i>Age</i>	0.3206*** (3.7413)	0.2788*** (3.2697)	0.3117*** (3.6547)	0.2911*** (3.4051)
<i>Board</i>	0.0048 (0.0972)	0.0142 (0.2867)	0.0164 (0.3325)	0.0010 (0.0205)
<i>Inde</i>	0.0844 (0.6636)	0.0480 (0.3801)	0.0574 (0.4557)	0.0739 (0.5804)
<i>Dualiy</i>	0.0044 (0.3226)	0.0049 (0.3540)	0.0039 (0.2851)	0.0047 (0.3437)
<i>Top1</i>	-0.0964 (-1.3328)	0.0173 (0.2432)	0.0069 (0.0965)	-0.0904 (-1.2563)
<i>Lev</i>	0.4716*** (9.1248)	0.3660*** (6.8153)	0.4532*** (8.7517)	0.3893*** (7.2341)
<i>Roa</i>	1.1760*** (14.0698)	1.2073*** (14.4021)	1.2139*** (14.3751)	1.1544*** (13.8387)
<i>Tangibility</i>	-0.4078*** (-6.2527)	-0.4609*** (-6.9117)	-0.4238*** (-6.4645)	-0.4477*** (-6.7557)
<i>Constant</i>	-0.3739 (-0.9695)	-0.5820 (-1.5130)	-0.7355* (-1.9120)	-0.2816 (-0.7283)
Industry FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	25262	25262	25262	25262
Adj. <i>R</i> ²	0.3744	0.3738	0.3716	0.3776

注:*表示 $p<0.10$, **表示 $p<0.05$, ***表示 $p<0.01$;括号内为 t 值。

(三)内生性和稳健性检验

本文为了明确数字化转型与企业全要素生产率这一关系的判断,主要从工具变量法、样本选择问题、更换解释变量、更改回归模型等多种方式进行内生性和稳健性检验。

1. 内生性检验

第一,工具变量方法。为解释变量选择合理的工具变量,是解决内生性问题的关键方法。借鉴黄群慧(2019)的研究,以各城市在1984年的邮电历史数据作为企业数字化转型的工具变量。研究表明,历史上的邮电历史数据反映当地通信基础设施的发展程度,这种历史的通信基础设施会持续影响该地区市场经济活动所处的信息环境,因此,这一历史数据能够影响企业对信息技术的应用和接受程度,同时基于历史数据的工具变量并不能直接影响企业全要素生产率的路径,满足工具变量选取的相关性与排他性标准要求。由于选用的工具变量原始数据是横截面数据并不能直接用于面板数据的处理分析。因此,为弥补上述研究不足,参考Nunn和Qian(2014)对于这一问题的处理方法,构建该工具变量(*Inter_telephone*)是采用以上一年全国互联网用户数分别与1984年各城市每万人电话机数量构造交互项。本文采用两阶段最小二乘法(2SLS)和generalized method of moments(GMM)估计法进行检验。回归结果见表5,研究表明,在第二阶段中数字化转型对企业全要素生产率的影响效应成立,依然支持研究结论。

表5 工具变量回归法

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	2SLS		GMM	
	<i>TFP_OP</i>	<i>TFP_LP</i>	<i>TFP_OP</i>	<i>TFP_LP</i>
<i>DT</i>	0.2066*** (5.5526)	0.1515*** (4.1467)	0.2066*** (5.4389)	0.1515*** (4.0911)
<i>Size</i>	0.3766*** (54.7090)	0.6204*** (91.0888)	0.3766*** (55.3681)	0.6204*** (93.5707)
<i>Age</i>	0.0253 (1.4243)	0.0043 (0.2450)	0.0253 (1.3845)	0.0043 (0.2385)
<i>Board</i>	-0.1198*** (-3.5713)	-0.0257 (-0.7871)	-0.1198*** (-3.6077)	-0.0257 (-0.7945)
<i>Inde</i>	-0.5419*** (-5.0633)	-0.4318*** (-4.1050)	-0.5419*** (-4.9767)	-0.4318*** (-4.0678)
<i>Dualiy</i>	-0.0536*** (-4.5761)	-0.0401*** (-3.5384)	-0.0536*** (-4.4950)	-0.0401*** (-3.4459)
<i>Top1</i>	0.2119*** (6.0963)	0.2704*** (8.0174)	0.2119*** (6.1061)	0.2704*** (7.9935)
<i>Lev</i>	0.8181*** (23.6056)	0.9916*** (28.4219)	0.8181*** (26.3214)	0.9916*** (32.7261)
<i>Roa</i>	1.9741*** (19.6744)	2.6725*** (25.3771)	1.9741*** (22.2538)	2.6725*** (30.9043)
<i>Tangibility</i>	-0.3904*** (-4.7095)	-0.4880*** (-5.9448)	-0.3904*** (-4.7094)	-0.4880*** (-6.0389)
<i>Constant</i>	-1.9525*** (-13.2510)	-5.0898*** (-34.7959)	-1.9525*** (-13.2188)	-5.0898*** (-35.3491)
Industry FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	17455	17455	17455	17455
Adj. <i>R</i> ²	0.5293	0.7186	0.5293	0.7186

注:*表示 $p<0.10$, **表示 $p<0.05$, ***表示 $p<0.01$;括号内为 t 值。

第二,样本选择问题。为进一步保证研究结论的稳健性,本文分别利用熵平衡匹配法(entropy balancing)和处理效应模型(treatment effect model)两种方法缓解可能存在的样本选择问题。首先,使用熵平衡法消除数字化转型程度较高的企业组与控制组企业在各个协变量上的差异,其中,借鉴周泽将等(2022)的研究,设置了数字化转型程度虚拟变量(DT_high),如果企业数字化转型程度高于其中位数,则 DT_high 赋值为1,否则赋值为0。其次,因为匹配方法仅降低可观测变量中的样本选择问题,对于不可观测变量的样本选择问题,参考Lennox等(2012)的研究方法,采用处理效应模型进行估计,并沿用前文工具变量($Inter_telephone$)以缓解样本选择偏误问题。因此,本文尝试上述两种方法,以提高结果的稳健性。结果见表6,(1)、(2)列表示经过熵平衡匹配法处理后的结果,研究发现,数字化转型程度变量 DT_high 的系数显著为正,说明在充分考虑可观测变量选择性偏差问题后,数字化转型对企业全要素生产率具有提升作用。处理效应模型结果如(3)~(6)列所示,1st表示第一阶段,2nd表示第二阶段,研究发现,(5)、(6)列中 DT_high 的系数显著为正。总之,本文选取上述两种方法处理样本选择问题,发现结果支持研究假设。

表6 样本选择偏误问题处理结果(熵平衡法+处理效应模型)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	熵平衡法		处理效应模型			
	Ebalance		1st		2nd	
	TFP_OP	TFP_LP	DT_high		TFP_OP	TFP_LP
DT_high	0.0735*** (3.9299)	0.0844*** (4.2962)			0.5134*** (11.4489)	0.4027*** (7.0224)
$Inter_telephone$			0.0624*** (20.3423)	0.0649*** (21.3182)		
$Size$	0.5326*** (48.5117)	0.6269*** (60.2886)	0.1101*** (10.8549)	0.1118*** (10.9109)	0.3828*** (71.5280)	0.6244*** (112.8207)
Age	-0.0342 (-0.8954)	-0.0765* (-1.9326)	0.1236*** (3.6597)	0.1342*** (3.9177)	-0.0265 (-1.6114)	-0.0280* (-1.6979)
$Board$	-0.0378 (-0.5730)	-0.0624 (-0.8715)	-0.2477*** (-3.3889)	-0.2322*** (-3.1461)	-0.0963*** (-2.8422)	-0.0115 (-0.3478)
$Inde$	-0.1615 (-0.8070)	-0.1471 (-0.7072)	0.2412 (1.0480)	0.3026 (1.3060)	-0.4498*** (-4.3307)	-0.3716*** (-3.6564)
$Dualiy$	-0.0267 (-1.5402)	-0.0174 (-0.9569)	0.1579*** (6.6999)	0.1620*** (6.8310)	-0.0615*** (-5.5186)	-0.0452*** (-4.0582)
$Top1$	0.1459** (2.1403)	0.2061*** (2.9038)	-0.6575*** (-9.0176)	-0.6645*** (-9.0558)	0.2437*** (7.1465)	0.2847*** (8.3730)
Lev	1.1671*** (17.7762)	1.2154*** (16.9714)	-0.8250*** (-12.7201)	-0.8410*** (-12.7716)	0.9394*** (26.1174)	1.0621*** (28.0665)
Roa	2.3278*** (16.5633)	2.4176*** (16.2488)	-0.6009*** (-3.1714)	-0.6221*** (-3.2720)	2.0292*** (20.9993)	2.7007*** (25.9654)
$Tangibility$	-0.9605*** (-11.4236)	-0.9771*** (-11.1752)	-2.2837*** (-27.4264)	-2.2508*** (-27.7582)	-0.4392*** (-8.9547)	-0.5150*** (-9.2438)
$Constant$	-3.2491*** (-11.3097)	-4.9756*** (-17.0298)	-2.8714*** (-10.0475)	-3.0363*** (-10.6034)	-2.1437*** (-15.9340)	-5.2028*** (-38.6323)
Industry FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	25262	25262	17455	17455	17455	17455

注:*表示 $p<0.10$, **表示 $p<0.05$, ***表示 $p<0.01$;括号内为 t 值。

2. 稳健性检验

第一,更换回归方法。在前文基准回归模型的基础上执行了Tobit回归模型和高维固定效应回归模型。同时,本文参考连燕玲等(2019)的研究,采用Driscoll-Kraay标准误差进行估计得到标准误差进行重新计算。表7的(1)、(2)列的结果表明,在考虑了更换回归模型和回归标准误之后,本文研究结论保持稳健。

表7 Tobit、高维固定效应模型和更换回归标准误

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Tobit模型		Driscoll-Kraay标准误		高维固定效应	
	TFP_OP	TFP_LP	TFP_OP	TFP_LP	TFP_OP	TFP_LP
DT	0.0002 (0.0324)	0.0395*** (5.3813)	0.0284*** (6.7688)	0.0335*** (8.3549)	0.0284*** (7.8232)	0.0335*** (9.3946)
$Size$	0.4086*** (47.7653)	0.6358*** (72.7899)	0.2832*** (27.0077)	0.4558*** (23.2771)	0.2832*** (45.0218)	0.4558*** (73.5580)
Age	-0.0019 (-0.0575)	-0.0100 (-0.3108)	0.3116*** (4.9501)	0.3353*** (5.7205)	0.3116*** (6.8530)	0.3353*** (7.4871)
$Board$	-0.1088* (-1.8887)	0.0106 (0.1863)	0.0169 (0.6116)	0.0274* (1.8338)	0.0169 (0.5749)	0.0274 (0.9433)
$Inde$	-0.2052 (-1.1947)	-0.1369 (-0.8065)	0.0586 (0.7380)	0.1305* (1.9042)	0.0586 (0.7314)	0.1305* (1.6539)
$Dualiy$	-0.0334** (-2.1312)	-0.0345** (-2.1939)	0.0042 (0.4345)	0.0106 (1.1000)	0.0042 (0.4932)	0.0106 (1.2525)
$Top1$	0.2319*** (3.7824)	0.2894*** (4.7961)	0.0068 (0.1801)	0.0674 (1.7558)	0.0068 (0.1847)	0.0674* (1.8564)
Lev	0.7750*** (13.8423)	0.9485*** (16.3414)	0.4506*** (8.5121)	0.4775*** (8.5244)	0.4506*** (17.2739)	0.4775*** (18.5872)
Roa	1.8862*** (16.8304)	2.5605*** (21.6375)	1.2181*** (7.0207)	1.3971*** (6.9283)	1.2181*** (22.8105)	1.3971*** (26.5642)
$Tangibility$	-0.8145*** (-12.3515)	-0.7106*** (-10.5176)	-0.4225*** (-8.3390)	-0.4204*** (-7.9808)	-0.4225*** (-13.2015)	-0.4204*** (-13.3369)
$Constant$	-2.6011*** (-10.8344)	-5.5235*** (-22.9384)	-0.7412** (-2.9928)	-2.2353*** (-5.3594)	-0.6978*** (-3.5213)	-2.2525*** (-11.5418)
Industry FE	Yes	Yes	Yes	Yes	No	No
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	No	No
N	25262	25262	25262	25262	25146	25146
Adj/pseudo/within. R^2	0.3284	0.4242	0.3721	0.5131	0.8645	0.9145

注:*表示 $p<0.10$, **表示 $p<0.05$, ***表示 $p<0.01$;括号内为 t 值。

第二,更换解释变量。企业数字化相关词汇大致可以划分为云计算、互联网、人工智能、大数据、物联网五个维度,本文对上述 5 个指标行分年度离差标准化处理以消除量纲,并将标准化后的细分指标加总得到新的企业数字化指标,记为 *Digital_S*。表 8 结果表明,核心结论均未发生明显改变。

第三,控制高阶联合交互效应。本文主要回归中采用控制时间和行业的固定效应模型,但这种控制可能较为“柔性”,可能导致内生性问题。因此,参考 Moser 和 Voena (2012) 的研究,采用控制“时间×行业”的高阶联合固定效应方法。基于表 9 结果,核心结论均未发生明显改变,说明研究结论具有稳健性。

第四,更换样本时间和剔除数字化词频为零样本。在重大不利金融事件冲击后,使得企业数字化转型发展也可能面临阻滞,忽视这类因素可能会造成回归偏误。样本范围期为 2007—2020 年,其中有 2008 年的金融危机和 2015 年股灾。因此,截取了剔除这两年的样本进行回归检验,以减轻金融波动对回归结果的扰动。同时,将数字化转型词频为零剔除后重新进行检验,为降低可能受企业策略性信息披露行为影响。结果见表 10,核心结论并未发生改变。

表 8 更换解释变量的稳健性检验

变量	(1)	(2)	变量	(1)	(2)
	<i>TFP_OP</i>	<i>TFP_LP</i>		<i>TFP_OP</i>	<i>TFP_LP</i>
<i>Digital_S</i>	0.2971*** (3.4319)	0.3844*** (4.6267)	<i>Roa</i>	1.2182*** (14.4491)	1.3975*** (16.9928)
<i>Size</i>	0.2856*** (20.3435)	0.4581*** (33.3676)	<i>Tangibility</i>	-0.4327*** (-6.5859)	-0.4319*** (-6.6416)
<i>Age</i>	0.3086*** (3.6114)	0.3308*** (3.9379)	<i>Constant</i>	-0.7846** (-2.0378)	-2.2734*** (-5.7755)
<i>Board</i>	0.0193 (0.3886)	0.0295 (0.5882)	Industry FE	Yes	Yes
<i>Inde</i>	0.0563 (0.4454)	0.1277 (1.0438)	Year FE	Yes	Yes
<i>Dualiy</i>	0.0040 (0.2902)	0.0103 (0.7695)	<i>N</i>	25262	25262
<i>Top1</i>	-0.0001 (-0.0019)	0.0601 (0.8428)	Adj. <i>R</i> ²	0.3703	0.5116
<i>Lev</i>	0.4500*** (8.6796)	0.4771*** (9.3976)			

注: *表示 $p < 0.10$, **表示 $p < 0.05$, ***表示 $p < 0.01$; 括号内为 t 值。

表 9 控制“时间×行业”的高阶联合固定效应的稳健性检验

变量	(1)	(2)	变量	(1)	(2)
	<i>TFP_OP</i>	<i>TFP_LP</i>		<i>TFP_OP</i>	<i>TFP_LP</i>
<i>DT</i>	0.0279*** (4.6651)	0.0305*** (5.2742)	<i>Roa</i>	1.1796*** (13.9669)	1.3409*** (16.3613)
<i>Size</i>	0.2885*** (20.9659)	0.4588*** (33.6007)	<i>Tangibility</i>	-0.4291*** (-6.6037)	-0.4293*** (-6.6575)
<i>Age</i>	0.1549* (1.7836)	0.2538*** (2.9695)	<i>Constant</i>	-0.4839 (-1.2651)	-2.0651*** (-5.1168)
<i>Board</i>	0.0154 (0.3168)	0.0214 (0.4343)	Industry FE	Yes	Yes
<i>Inde</i>	0.0657 (0.5176)	0.1284 (1.0531)	Year FE	Yes	Yes
<i>Dualiy</i>	0.0043 (0.3199)	0.0113 (0.8587)	<i>N</i>	25262	25262
<i>Top1</i>	0.0344 (0.4873)	0.0963 (1.3525)	Adj. <i>R</i> ²	0.3882	0.5226
<i>Lev</i>	0.4365*** (8.4561)	0.4547*** (8.9573)			

注: *表示 $p < 0.10$, **表示 $p < 0.05$, ***表示 $p < 0.01$; 括号内为 t 值。

表 10 更换样本时间和剔除数字化词频为零样本的稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	剔除金融冲击的影响		剔除数字化转型词频为 0 样本	
	<i>TFP_OP</i>	<i>TFP_LP</i>	<i>TFP_OP</i>	<i>TFP_LP</i>
<i>DT</i>	0.0268*** (4.2885)	0.0328*** (5.4290)	0.0239*** (3.3000)	0.0229*** (3.3230)
<i>Size</i>	0.2905*** (20.4616)	0.4689*** (33.2051)	0.2486*** (13.0633)	0.4064*** (19.9564)
<i>Age</i>	0.3097*** (3.6377)	0.3275*** (3.8335)	0.5076*** (4.1572)	0.6619*** (5.4016)
<i>Board</i>	-0.0016 (-0.0311)	0.0165 (0.3180)	-0.0155 (-0.2592)	0.1019* (1.7299)
<i>Inde</i>	0.1064 (0.8135)	0.1685 (1.3331)	0.3325** (2.1433)	0.5198*** (3.4797)
<i>Dualiy</i>	0.0033 (0.2293)	0.0116 (0.8308)	-0.0088 (-0.5105)	-0.0108 (-0.5940)
<i>Top1</i>	0.0132 (0.1756)	0.0752 (1.0129)	-0.1182 (-1.1663)	-0.0637 (-0.6329)
<i>Lev</i>	0.4493*** (8.2456)	0.4681*** (8.7747)	0.4925*** (8.0841)	0.5546*** (8.9346)
<i>Roa</i>	1.2175*** (13.8017)	1.3678*** (15.7315)	0.7585*** (7.3289)	0.9503*** (9.1824)
<i>Tangibility</i>	-0.4122*** (-6.1579)	-0.4176*** (-6.1738)	-0.4706*** (-4.7143)	-0.4993*** (-5.0967)
<i>Constant</i>	-0.8771** (-2.2498)	-2.4662*** (-6.3097)	-0.3445 (-0.6508)	-2.1506*** (-3.8537)
Industry FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	21975	21975	12965	12965
Adj. <i>R</i> ²	0.3772	0.5158	0.3552	0.4748

注: *表示 $p < 0.10$, **表示 $p < 0.05$, ***表示 $p < 0.01$; 括号内为 t 值。

五、进一步分析

(一)影响机制检验

前文的实证结果表明数字化转型对企业全要素生产率具有正向促进作用,那么这种促进效应的作用机制是什么呢?本文将进一步验证数字化转型提升企业全要素生产率的作用机制。根据前文及既有研究的分析,一方面,数字化转型为研发过程积累了丰富的资源和信息,提升了企业研发能力;另一方面,数字化转型让各部门的信息以数据的方式存储在互联网设备上,并借助云计算、物联网、大数据等数字技术将物理世界在线化(郭星光和陈曦,2021),通过共同激活和优化实现组织的“协同”与“共生”(Cenamor et al,2017),从而提升企业专业化分工效率。为此,本文将检验数字化转型是否促使企业创新能力和分工效率进而提升企业全要素生产率水平。参考现有文献,上述两个指标的选取与数据如下:

第一,企业创新能力(*INNO*)。参考Wang等(2021)的研究,采用专利申请指标来测度创新产出能力,因为企业申请的专利数量反映了投入资源的利用效率,能够较好地体现技术创新的能力。

第二,企业专业化分工效率(*VSI*)。在关于企业分工的研究中,价值增值法(*VAS*)是关于纵向一体化的代表性测量方式,具体计算为,计算增加值占销售收入的比重,比重越高,意味着企业纵向一体化分工效率越高。*VAS*测量了企业增加值占销售收入的比重,该指标数值越大,表示企业纵向一体化分工效率越高。借鉴袁淳等(2021)的研究,定义*VAS*的反向指标为专业化分工效率(*VSI*),*VSI*指标的数值越大,表示企业专业化分工效率越高。

为了刻画数字经济影响企业创新全要素生产率的机制路径,参考温忠麟和叶宝娟(2014)的递归方程开展研究,构建如下回归中介效应检验模型:

$$TFP_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 DT_{i,t} + \alpha_k \sum Control_{i,t} + Year + Ind + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

$$Mediator_{i,t} = \delta_0 + \delta_1 DT_{i,t} + \delta_k \sum Control_{i,t} + Year + Ind + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

$$TFP_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 DT_{i,t} + \gamma_l Mediator_{i,t} + \alpha_k \sum Control_{i,t} + Year + Ind + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

以上两个层面的作用机制检验结果见表11。*Mediator*表示本文的中介变量,在控制了各项固定效应和控制变量之后,(1)列为数字化转型对企业全要素生产率的提升效应与前文结果一致。表11中的(2)列的*DT*系数为0.1208,在1%水平上显著为正,表明数字化转型提升企业专利申请水平,助力企业创新能力的提高。(3)列中*INNO*系数显著为正,*DT*系数与(1)列相比有所下降,表明企业创新能力机制得以支持。(4)、(5)列为企业专业化分工机制影响的中介效应检验结果类似。其中,(4)列中*VSI*的系数为0.0084,在1%水平上显著为正,表明企业数字化转型显著提升了企业专业化分工水平。(5)列中*VSI*的系数显著为正,且*DT*系数与(1)列相比有所下降。总之,上述结果表明数字化转型通过提升企业创新能力和企业专业化分工效率等途径,进而提高企业全要素生产率水平。

表11 企业创新能力和专业化分工效率的中介机制

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	企业创新能力机制			企业专业化分工效率机制	
	<i>TFP_OP</i>	<i>INNO</i>	<i>TFP_OP</i>	<i>VSI</i>	<i>TFP_OP</i>
<i>DT</i>	0.0284*** (4.7405)	0.1208*** (3.0798)	0.0214*** (4.0692)	0.0084*** (4.2349)	0.0275*** (4.6122)
<i>INNO</i>			0.7195*** (14.3088)		
<i>VSI</i>					0.0956*** (2.9097)
<i>Size</i>	0.2832*** (20.2063)	0.2832*** (4.0809)	0.2613*** (19.1314)	-0.0002 (-0.0388)	0.2835*** (20.2568)
<i>Age</i>	0.3116*** (3.6490)	-0.3923 (-0.7733)	0.2169** (2.3710)	-0.0187 (-0.5787)	0.3133*** (3.6806)
<i>Board</i>	0.0169 (0.3423)	0.1696 (0.6526)	0.0762* (1.7768)	-0.0051 (-0.3018)	0.0181 (0.3664)
<i>Inde</i>	0.0586 (0.4645)	-1.4563** (-2.3472)	0.1528 (1.2983)	-0.0270 (-0.6207)	0.0629 (0.5016)
<i>Dualiy</i>	0.0042 (0.3076)	-0.0565 (-0.7360)	0.0039 (0.3213)	-0.0015 (-0.3404)	0.0042 (0.3015)
<i>Top1</i>	0.0068 (0.0951)	-0.5486 (-1.5592)	-0.0744 (-1.0486)	0.0334 (1.3621)	0.0046 (0.0639)
<i>Lev</i>	0.4506*** (8.7078)	-2.0755*** (-8.0810)	0.4076*** (8.5839)	0.0525*** (3.3354)	0.4441*** (8.6053)
<i>Roa</i>	1.2181*** (14.4599)	-1.4594*** (-3.1919)	0.6355*** (7.5161)	0.0186 (0.7863)	1.2068*** (14.2679)
<i>Tangibility</i>	-0.4225*** (-6.4398)	-0.0348 (-0.1158)	-0.2563*** (-4.0557)	-0.0971*** (-5.2706)	-0.4181*** (-6.3955)
<i>Constant</i>	-0.7412* (-1.9315)	-1.6085 (-0.7772)	-0.1191 (-0.3113)	0.6371*** (4.9599)	-0.8069** (-2.1134)
Industry FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	25262	25262	25262	25262	25262
Adj. <i>R</i> ²	0.3721	0.1672	0.4310	0.0169	0.3729

注:*表示*p*<0.10,**表示*p*<0.05,***表示*p*<0.01;括号内为*t*值。

(二) 异质性分析

本文检验了数字化转型程度对企业全要素生产率具有促进效应,但二者之间的关系可能受到异质性的影响。本文首先从企业产权属性的视角,尽管数字化转型具有一定的“技术效应”,激励企业全要素生产率,但数字化转型能否同时改善国有企业与民营企业的全要素生产率水平有待进一步研究。基于此,按照企业产权属性进行分样本回归。其次,本文考虑科技属性差异将样本划分为高科技企业和非高科技企业,进一步考察数字化转型对全要素生产率水平影响的异质性,见表 12。

第一,企业产权属性的异质性检验。研究结果显示,非国有样本中的回归系数($coef.=0.0252, p<0.01$)大于国企样本的回归系数($coef.=0.0192, p<0.05$),表明数字化转型程度对非国有企业的推动作用更为明显,原因可能在于这两类公司在经营目标、外部经营环境和公司内部治理等方面存在显著差异:第一,在经营目标方面,非国企更为追求经济利润效益(姚洋和章奇,2001),而国企更关注政治和社会目标。因此,非国企会更有动机采用数字化技术以应对获取利润,进而提升生产效率。第二,从外部经营环境角度,国企相比于非国企面临更优越的外部经营环境,包括更多政策优惠和更易取得的银行贷款,因此,国企挖掘数字化技术背后价值的动力不足,不利于提升国有企业的全要素生产率水平。第三,从公司治理角度,由于没有明确的所有者,国企容易被内部人控制,双重代理问题更加严重,公司治理水平更弱(Jia et al, 2018),进而导致国企的投资效率低,数字化转型无法发挥提升企业全要素生产率的效果。

第二,企业科技属性的异质性检验。在高科技企业组别中,企业数字化转型对全要素生产率的回归系数为 0.0141 且通过了 5% 的统计显著性检验;而在非高科技企业组别中,数字化转型对企业全要素生产率的回归系数为 0.0346 且通过了 1% 的统计显著性检验,从这个角度看,数字化转型对非高科技企业的全要素生产率有着更为明显的驱动作用。

表 12 基于产权性质和科技属性的企业样本异质性分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	国企 TFP_OP	非国企 TFP_OP	高新技术企业 TFP_OP	非高新技术企业 TFP_OP
DT	0.0192** (1.9973)	0.0252*** (3.4264)	0.0141** (2.0639)	0.0346*** (3.9257)
$Size$	0.2570*** (12.1015)	0.2870*** (17.0949)	0.2356*** (13.2068)	0.3083*** (16.0420)
Age	0.3573** (2.5568)	0.1880* (1.7095)	0.2245* (1.7583)	0.3027** (2.5497)
$Board$	0.1117* (1.6549)	-0.0596 (-0.8958)	0.0633 (0.9865)	-0.0337 (-0.5117)
$Inde$	0.0804 (0.4622)	-0.0256 (-0.1528)	0.0722 (0.4439)	0.0292 (0.1735)
$Dualiy$	-0.0352 (-1.5708)	0.0226 (1.3852)	-0.0123 (-0.8467)	0.0115 (0.5236)
$Top1$	-0.0012 (-0.0110)	0.1188 (1.2729)	0.0190 (0.1964)	-0.0089 (-0.0906)
Lev	0.4355*** (4.7866)	0.4307*** (7.3376)	0.5753*** (10.0899)	0.4041*** (5.4613)
Roa	1.7485*** (10.6554)	0.9359*** (9.9698)	0.9538*** (9.0044)	1.3611*** (10.6156)
$Tangibility$	-0.2771*** (-2.9820)	-0.5371*** (-6.3762)	-0.4748*** (-6.2514)	-0.3583*** (-4.0567)
$Constant$	-0.4540 (-0.7033)	-0.3748 (-0.8085)	0.1230 (0.2522)	-1.0637*** (-2.0108)
Industry FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes
N	10156	15077	10879	14383
Adj. R^2	0.3312	0.3984	0.4220	0.3308

注: *表示 $p<0.10$, **表示 $p<0.05$, ***表示 $p<0.01$; 括号内为 t 值。

(三) 经济后果检验

为分析企业全要素生产率的经济后果效应,本文构建如下模型:

$$\text{Tobin}Q_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 \times TFP_{i,t} + \gamma_k \sum \text{Control}_{i,t-1} + \text{Year} + \text{Ind} + \varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

$$\text{Tobin}Q_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 TFP_{i,t} + \gamma_1 DT_{i,t} + \alpha_k \sum \text{Control}_{i,t} + \text{Year} + \text{Ind} + \varepsilon_{i,t} \quad (8)$$

其中: i 为公司; t 为年份,被解释变量为企业市场价值,以企业托宾 Q 来衡量,能够较好地体现企业市场价值。控制变量与前所有模型一致; $\varepsilon_{i,t}$ 为随机误差项。

表 13 中汇报了上述模型的回归结果。在(1)列中,当被解释变量为 $t+1$ 期的 Tobin Q 时,TFP 的系数均在 1% 的水平显著为正,表明企业全要素生产率增长有助于企业价值的提升。表明全要素生产率水平的提升为企业带来了更多的资本市场正向反馈,进而提升了企业价值。该结果很好地支持本文选用指标的合理性,以提升企业全要素生产率为导向的战略才是企业价值提升的基础,从而有助于实现企业可持续性发展。

表 13 全要素生产率对企业价值的影响效应

变量	(1)	(2)	(3)
	第一阶段	第三阶段	
	TobinQ	TobinQ	TobinQ
<i>DT</i>	0.0780*** (5.8124)	0.0765*** (5.7095)	0.0744*** (5.5664)
<i>TFP_OP</i>		0.0855*** (2.8824)	
<i>TFP_LP</i>			0.1444*** (4.6298)
<i>Size</i>	-0.6857*** (-20.9532)	-0.7142*** (-20.6847)	-0.7644*** (-20.4273)
<i>Age</i>	1.1015*** (6.4129)	1.0746*** (6.2622)	1.0508*** (6.1324)
<i>Board</i>	0.0653 (0.6106)	0.0651 (0.6084)	0.0624 (0.5824)
<i>Inde</i>	0.5105* (1.8186)	0.5087* (1.8068)	0.5000* (1.7735)
<i>Dualiy</i>	-0.0656** (-2.3542)	-0.0637** (-2.2863)	-0.0630** (-2.2637)
<i>Top1</i>	-1.1496*** (-7.8731)	-1.1478*** (-7.8639)	-1.1544*** (-7.9148)
<i>Lev</i>	0.7245*** (6.3434)	0.6914*** (6.0314)	0.6634*** (5.7579)
<i>Roa</i>	2.9353*** (14.4703)	2.8047*** (13.6747)	2.7180*** (13.2966)
<i>Tangibility</i>	-0.2819** (-2.1412)	-0.2191 (-1.6443)	-0.1675 (-1.2349)
<i>Constant</i>	13.7442*** (14.9986)	13.8878*** (15.1589)	14.3509*** (15.5766)
Industry FE	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	25262	25262	25262
Adj. <i>R</i> ²	0.2996	0.3002	0.3012

注:*表示 $p<0.10$, **表示 $p<0.05$, ***表示 $p<0.01$; 括号内为 t 值。

六、研究结论和政策建议

在高质量发展背景下,数字化转型是否赋能了企业全要素生产率发展? 鉴于此,本文从微观企业视角出发,探究数字化转型对企业全要素生产率的影响及其微观作用机制。第一,数字化转型对企业全要素生产率具有显著正向激励作用,数字化转型已然成为企业高质量发展的重要动能,经过一系列稳健性和内生性检验后上述正向促进效应依然存在;第二,当企业面临外部知识产权保护程度越高、内部组织冗余资源越丰富和管理者能力越强时,强化了数字化转型对企业全要素生产率的正效应;第三,机制检验结果表明,数字化转型提高了企业创新能力和企业专利化分工效率,通过这两个作用渠道提高企业全要素生产率;第四,数字化转型对企业全要素生产率的影响存在显著异质性特征。数字化转型对非国有和非高新技术的企业全要素生产率的激励效应更大;第五,企业全要素生产率水平的增长能够提升企业市场价值。

本文对于企业数字化转型与全要素生产率的增加提供了以下方面的启示与建议。

首先,加快企业数字化转型,更加关注数字化转型对全要素生产率影响机制的研究。数字化技术的快速发展,在传统模式下对创新完全被颠覆,为企业带来了根本性的变革,同时对企业全要素生产率的影响也是不容小视的。企业应更加重视数字化转型政策的扶持,制定更加合理的数字化转型策略,优化企业数字化转型的能力,同时深化企业内部机制变革有效地利用数字化技术提升企业的经营绩效,发展模式的创新,使“长尾效应”在数字化的影响下进一步发挥正向影响。本次研究表明,数字化转型正向影响企业全要素生产率,经济的增长模式也从要素驱动提升为数据驱动,在生产要素中数字化转型已具有重要的地位。因此,企业应该关注数字化变革所带来的影响,脚踏实地的在企业生产、经营的过程中结合数字化,增加数字化技术方面的投入,通过数字化技术实现资源的合理配置及降低企业运营成本等,增强数字化转型对企业全要素生产率的积极影响效应。

其次,推动全要素生产率提升的关键在于知识产权的保护力。当下数字经济蓬勃发展,企业应更加注重自身知识产权的保护,使其在信息化、数字化的竞争中保持更大的优势,数字化技术转型使企业实现创新的重要推进器,尤其在企业核心技术研发层面上。因此,为实现企业成功,应在数字化转型的基础上通过强化知识产权的保护为企业的成功保驾护航,最终带动企业全要素生产率的增长。

最后,组织冗余资源及管理能力的关注也是必不可少的。一方面,高技能人才的引进促进企业全要素生产率的上升从而获得更大的竞争优势。管理者在企业数字化转型上也有着重要的作用。本次研究证实了,管理者能力较强对于企业数字化转型有着很重要的推进作用,他们通过自身经验、资源,促进企业在转型过程中执行能力的提升。由此,企业着重引进高精尖人才,促进企业摆脱传统框架的束缚,帮助其实现数字化转型升级。另一方面,有能力的管理者们协同领导组织,吸收数字化信息所提供的知识,与此同时组织冗余

资源的合理使用,并将这些资源合理地分配在数字化转型中使用。从而有助于推动企业全要素生产率的提升。此外,立足非国有企业的特点,加快数字技术创新在非国有企业的普及和应用,从而推动非国有企业全要素生产率水平的提升。综上,企业注重数字化转型的实施,对于实现“数字化转型”与“企业全要素生产率”的双轮驱动现象具有重要意义,从而推动创新驱动的经济高质量发展。

参考文献

- [1] 陈传明,孙俊华,2008.企业家人口背景特征与多元化战略选择——基于中国上市公司面板数据的实证研究[J].管理世界,25(5):124-133.
- [2] 陈思阳,孙光国,2022.董事在关联行业任职、创新能力与企业全要素生产率[J].经济与管理研究,43(7):37-58.
- [3] 郭家堂,骆品亮,2016.互联网对中国全要素生产率有促进作用吗?[J].管理世界,33(10):34-49.
- [4] 郭星光,陈曦,2021.数据赋能与我国制造企业创新:前沿探析与未来展望[J].科技进步与对策,38(15):151-160.
- [5] 贺小刚,邓浩,吕斐斐,2017.期望落差与企业创新的动态关系:冗余资源与竞争威胁的调节效应分析[J].管理科学学报,(5):13-34.
- [6] 黄群慧,2019.互联网发展与制造业生产率提升:内在机制与中国经验[J].中国工业经济,(8):5-23.
- [7] 连燕玲,叶文平,刘依琳,2019.行业竞争期望与组织战略背离——基于中国制造业上市公司的经验分析[J].管理世界,35(8):155-172.
- [8] 龙小宁,易巍,林志帆,2018.知识产权保护的价值有多大?——来自中国上市公司专利数据的经验证据[J].金融研究,(8):120-136.
- [9] 鲁晓东,连玉君,2012.中国工业企业全要素生产率估计:1999—2007[J].经济学(季刊),11(2):541-558.
- [10] 王浩,2022.股权激励合约特征与公司高质量发展[J].统计与决策,38(5):175-179.
- [11] 王金凤,余良如,冯立杰,等,2019.新创企业管理者能力与商业模式创新关系研究——环境动态性的调节作用[J].管理科学,32(5):47-55.
- [12] 魏丽莉,侯宇琦,2022.数字经济对中国城市绿色发展的影响作用研究[J].数量经济技术经济研究,39(8):60-79.
- [13] 温湖炜,钟启明,2022.数字基础设施与企业全要素生产率——来自中国上市公司的证据[J].软科学,36(8):64-71.
- [14] 温忠麟,叶宝娟,2014.有调节的中介模型检验方法:竞争还是替补?[J].心理学报,46(5):714-726.
- [15] 吴非,胡慧芷,林慧妍,等,2021.企业数字化转型与资本市场表现——来自股票流动性的经验证据[J].管理世界,37(7):130-144.
- [16] 肖文,薛天航,2019.劳动力成本上升、融资约束与企业全要素生产率变动[J].世界经济,(1):76-94.
- [17] 谢海洋,吕振伟,曹少鹏,2020.非国有股东参与治理与全要素生产率——基于国企混合所有制改革的实证检验[J].金融学季刊,14(4):155-184.
- [18] 姚洋,章奇,2001.中国工业企业技术效率分析[J].经济研究,(10):13-19.
- [19] 易露霞,吴非,常曦,2021.企业数字化转型进程与主业绩——来自中国上市企业年报文本识别的经验证据[J].现代财经(天津财经大学学报),41(10):24-38.
- [20] 袁淳,肖土盛,耿春晓,等,2021.数字化转型与企业分工:专业化还是纵向一体化[J].中国工业经济,(9):137-155.
- [21] 张国胜,杜鹏飞,2022.数字化转型对我国企业技术创新的影响:增量还是提质?[J].经济管理,(7):1-15.
- [22] 张路,李金彩,袁振超,2021.管理者能力与资本市场稳定[J].金融研究,(9):188-206.
- [23] 张叶青,陆瑶,李乐芸,2021.大数据应用对中国企业市场价值的影响——来自中国上市公司年报文本分析的证据[J].经济研究,56(12):42-59.
- [24] 赵宸宇,2022.数字化转型对企业社会责任的影响研究[J].当代经济科学,44(2):109-116.
- [25] 赵宸宇,王文春,李雪松,2021.数字化转型如何影响企业全要素生产率[J].财贸经济,(7):1-16.
- [26] 周泽将,汪顺,张悦,2022.知识产权保护与企业创新信息困境[J].中国工业经济,(6):136-154.
- [27] 朱沛华,陈林,2020.工业增加值与全要素生产率估计——基于中国制造业的拟蒙特卡洛实验[J].中国工业经济,(7):24-42.
- [28] 朱秀梅,林晓玥,2022.企业数字化转型:研究脉络梳理与整合框架构建[J].研究与发展管理,(5):1-14.
- [29] AGOSTINI L, GALATI F, GASTALDI L, 2020. The digitalization of the innovation process: Challenges and opportunities from a management perspective[J]. European Journal of Innovation Management, 23(1):1-12.
- [30] AUDIA P G, GREVE H R, 2006. Less likely to fail: Low performance, firm size, and factory expansion in the shipbuilding industry[J]. Management Science, 52(1):83-94.
- [31] AWAORYI C S, LUONG H M, UGUR M, 2022. Does intellectual property protection deliver economic benefits? A multi-outcome meta-regression analysis of the evidence[J]. Journal of Economic Surveys, 36(5):1477-1509.
- [32] BELDERBOS R, PARK J, CARREE M, 2021. Do R&D investments in weak IPR countries destroy market value? The role of internal linkages[J]. Strategic Management Journal, 42(8):1401-1431.

- [33] BOURGEOIS I L J, 1981. On the measurement of organizational slack[J]. *Academy of Management Review*, 61(1): 29-39.
- [34] CENAMOR J, SJÖDIN D R, PARIDA V, 2017. Adopting a platform approach in servitization: Leveraging the value of digitalization[J]. *International Journal of Production Economics*, 192: 54-65.
- [35] CHEN H, GUO W, FENG X, et al, 2021. The impact of low-carbon city pilot policy on the total factor productivity of listed enterprises in China[J]. *Resources, Conservation and Recycling*, 169: 1-12.
- [36] CHENG L, ZHANG Y, 2022. Do able managers take more risks?[J]. *Journal of Innovation & Knowledge*, 7(2): 1-9.
- [37] CURTIS C C, 2016. Economic reforms and the evolution of China's total factor productivity[J]. *Review of Economic Dynamics*, 21: 225-245.
- [38] CYERT R M, MARCH J G, 1963. A behavioral theory of the firm[M]. Englewood Cliffs, New Jersey: Prentice-Hall press.
- [39] DEMERJIAN P, LEV B, MCVAY S, 2012. Quantifying managerial ability: A new measure and validity tests [J]. *Management Science*, 58(7): 1229-1248.
- [40] DENG P, LU H, HONG J, et al, 2018. Government R&D subsidies, intellectual property rights protection and innovation [J]. *Chinese Management Studies*, 13(2): 363-378.
- [41] DISTEL A P, 2017. Unveiling the microfoundations of absorptive capacity: A study of coleman's bathtub model[J]. *Journal of Management*, 45(5): 1-31.
- [42] FERNANDEZ-VIDAL J, PEROTTI F A, GONZALEZ R, et al, 2022. Managing digital transformation: The view from the top[J]. *Journal of Business Research*, 152: 29-41.
- [43] FINKELSTEIN S, HAMBRICK D C, 1990. Top-management-team tenure and organizational outcomes: The moderating role of managerial discretion[J]. *Administrative Science Quarterly*, 35(3): 484-503.
- [44] GERHART B, FENG J, 2021. The resource-based view of the firm, human resources, and human capital: Progress and prospects[J]. *Journal of Management*, 47(7): 1796-1819.
- [45] GIUSTI J D, ALBERTI F G, BELFANTI F, 2020. Makers and clusters. knowledge leaks in open innovation networks[J]. *Journal of Innovation and Knowledge*, 5(1): 20-28.
- [46] GRIMALDI M, GRECO M, CRICELLI L, 2021. A framework of intellectual property protection strategies and open innovation[J]. *Journal of Business Research*, 123: 156-164.
- [47] GRUBER M, 2010. Exploring the origins of organizational paths: Empirical evidence from newly founded firms[J]. *Journal of Management*, 36(5): 1143-1167.
- [48] HAMBRICK D C, HUMPHREY S E, GUPTA A, 2015. Structural interdependence within top management teams: A key moderator of upper echelons predictions[J]. *Strategic Management Journal*, 36(3): 449-461.
- [49] HANNA N, 2018. A role for the state in the digital age[J]. *Journal of Innovation and Entrepreneurship*, 7(1): 1-16.
- [50] HOLGERSSON M, AABOEN L, 2019. A literature review of intellectual property management in technology transfer offices: From appropriation to utilization[J]. *Technology in Society*, 59: 1-10.
- [51] JACOBIDES M G, CENNAMO C, GAWER A, 2018. Towards a theory of ecosystems[J]. *Strategic Management Journal*, 39(8), 2255-2276.
- [52] JIA N, HUANG K, ZHANG C, 2018. Public governance, corporate governance, and firm innovation: An examination of state-owned enterprises[J]. *Academy of Management Journal*, 62(1): 220-247.
- [53] KRAUS S, DURST S, FERREIRA J J, et al, 2022. Digital transformation in business and management research: An overview of the current status quo[J]. *International Journal of Information Management*, 63: 1-18.
- [54] LENNOX C S, FRANCIS J R, WANG Z, 2012. Selection model in accounting research[J]. *The Accounting Review*, 82(2): 589-616.
- [55] LI R, RAO J, WAN L, 2022. The digital economy, enterprise digital transformation, and enterprise innovation [J]. *Managerial and Decision Economics*, (4): 1-15.
- [56] LITVINENKO V S, 2020. Digital economy as a factor in the technological development of the mineral sector[J]. *Natural Resources Research*, 29(3): 1521-1541.
- [57] MALEN J, 2015. Motivating and enabling firm innovation effort: Integrating penrosian and behavioral theory perspectives on slack resources[J]. *Hitotsubashi Journal of Commerce and Management*, 49(1): 37-54.
- [58] MINNITI A, VENTURINI F, 2017. R&D policy, productivity growth and distance to frontier[J]. *Economics Letters*, 156: 92-94.
- [59] MOSER P, VOENA A, 2012. Compulsory licensing: Evidence from the trading with the enemy act[J]. *American Economic Review*, 102: 396-427.
- [60] NUNN N, QIAN N, 2014. US food aid and civil conflict[J]. *American Economic Review*, 104(6): 1630-1666.
- [61] PAN X, CHENG W, GAO Y, 2022. The impact of privatization of state-owned enterprises on innovation in China: A tale of privatization degree[J]. *Technovation*, 118: 1-13.
- [62] SAUNDERS A, TAMBE P, 2013. A measure of firms' information practices based on textual analysis of 10-K filings[J].

- Work. Pap., 12: 1-16.
- [63] SHEN N, LIAO H, DENG R, et al, 2019. Different types of environmental regulations and the heterogeneous influence on the environmental total factor productivity: Empirical analysis of China's industry[J]. Journal of Cleaner Production, 211: 171-184.
- [64] VERHOEF P C, BROEKHUIZEN T, BART Y, et al, 2021. Digital transformation: A multidisciplinary reflection and research agenda[J]. Journal of Business Research, 122: 889-901.
- [65] WANG Y, STUART T, LI J, 2021. Fraud and innovation[J]. Administrative Science Quarterly, 66(2): 267-297.
- [66] XIA H, YE P, JASIMUDDIN S M, et al, 2022. Evolution of digital transformation in traditional enterprises: Evidence from China[J]. Technology Analysis and Strategic Management, (8): 1-21.
- [67] XIE F, ZHANG B, 2021. Impact of China's outward foreign direct investment on green total factor productivity in "Belt and Road" participating countries: A perspective of institutional distance[J]. Environmental Science and Pollution Research, 28(4): 4704-4715.
- [68] ZHAI H, YANG M, CHAN K C, 2022. Does digital transformation enhance a firm's performance? Evidence from China [J]. Technology in Society, 68: 1-10.

Digital Transformation and Total Factor Productivity: Empirical Evidence Based on A-share Listed Companies

Zheng Bowen, Huo Xiaotong, Feng Haiyan

(School of Business, Macao University of Science and Technology, Macao 999078, China)

Abstract: Digital transformation is an inevitable choice to grasp the direction of the times to empower the strategic transformation and change of enterprises. In the context of the iterative renewal of digital economy, the theoretical perspective of total factor productivity of enterprises was introduced, and the data of A-share listed companies from 2007 to 2020 was selected to empirically test the effect of digital transformation on total factor productivity of enterprises. It is found that, firstly, digital transformation significantly enhances the level of enterprise total factor productivity, and this finding still holds after selecting historical data as the instrumental variable and robustness testing. Secondly, external intellectual property protection, internal redundant resources and managerial competence strengthen the positive relationship between digital transformation and enterprise total factor productivity. Further, the incentive effect of digital transformation on enterprise total factor productivity benefits from the increase of enterprise innovation capability and efficiency of specialized division of labor, meanwhile heterogeneity analysis shows that the above relationship is more significant in the sample of non-state and non-high-tech enterprises. Finally, the increase in the total factor productivity of enterprises can enhance the market value of enterprises. The research contributes to the understanding of enterprise total factor productivity drivers and the effects, mechanisms and differences in the nature of enterprises empowered by the digital economy to innovate and develop at high quality, and provides reference suggestions for better driving enterprise digital transformation.

Keywords: digital transformation; total factor productivity; intellectual property protection; organizational redundant resources; managerial capabilities