

数字化转型如何影响企业融通创新?*

李晓翔¹ 张树含²

(1. 安徽大学商学院,安徽 合肥 230601;

2. 安徽大学经济学院,安徽 合肥 230601)



内容提要:数字化转型为企业创新提供了方向和指引,但面对融通创新这一新的创新范式,其作用效果及机理仍需进一步探讨。本文在理论分析的基础上,以2008—2020年沪深A股上市公司为样本,实证检验了底层技术运用和技术实践应用两个不同层面数字化转型对企业融通创新的差异化影响和作用机制。研究发现,底层技术运用和技术实践应用对企业融通创新分别存在倒U型和正向影响;相较于中小企业,大企业更能促进企业融通创新。作用机制表明,底层技术运用通过影响经营风险、全要素生产率作用于企业融通创新,技术实践应用则通过提升动态能力、降低信息不对称作用于企业融通创新。知识产权保护强度越高,底层技术运用对企业融通创新的影响越“凸”,而技术实践应用的促进作用将受到抑制。本文探索了企业融通创新的影响因素,并为政府制定推进企业融通创新、发挥数字化转型赋能作用的相关政策提供了重要参考。

关键词:数字化转型 融通创新 底层技术运用 技术实践应用 知识产权保护

中图分类号:F273.1 **文献标志码:**A **文章编号:**1002—5766(2023)04—0041—23

一、引言

融通创新是企业与其他创新主体间资源深度融合、高度畅通的深层次合作创新范式(崔维军等,2021)^[1],对于破解单一主体创新能力不足和实现系统创新目标的意义重大。如何驱动企业融通创新,更好统筹发挥大企业和中小企业各自的创新优势,是我国进一步提升企业创新能力、迈进创新型国家前列需要解决的关键问题。与此同时,数字技术快速发展,数字经济与实体经济日趋深度融合,企业的数字化转型已经成为其生存和长远发展的关键战略(戚聿东和肖旭,2020)^[2]。数字化转型在突破企业边界(袁淳等,2021)^[3]、促进跨界协作与融合(Nambisan等,2019)^[4]等方面具有重要的推动作用。那么,数字化转型是否有助于实现我国迫切推进的融通创新?如果可以,其中的作用机制是什么?对该问题的探究不仅能够为企业融通创新提供路径参考,而且有助于加深对数字化转型赋能机制的理解。

数字化转型是企业将数字技术与要素全方位深度融合改变原有业务流程的过程(吴非等,2021)^[5]。已有研究从提高企业研发能力(池毛毛等,2020)^[6]、获取外部创新资源(Verhoef等,2021)^[7]等视角解读了其对企业创新绩效的促进作用。但是,也有少部分学者认为数字化转型对企业创新呈现倒U型关系(余菲菲等,2021)^[8],甚至可能增大企业间的“数字鸿沟”,不利于创新

收稿日期:2022-06-21

* 基金项目:国家自然科学基金面上项目“企业平台化转型的战略创业路径研究”(71972001);安徽省哲学社会科学重点项目“资源空间视角下中小企业合作创新路径研究”(AHSKZ2019D002)。

作者简介:李晓翔,男,教授,博士生导师,管理学博士,研究领域是企业战略管理与创新管理,电子邮箱:rainy08@sina.com;张树含,女,博士研究生,研究领域是企业创新管理,电子邮箱:zhangsh976729@163.com。通讯作者:张树含。

资源和要素的有效集聚(刘淑春等,2021)^[9]。由此可见,数字化转型将引发企业创新活动变革(张国胜和杜鹏飞,2022)^[10],对企业间创新资源与要素的融合与畅通产生影响,然而这种变革和影响的作用效果尚且存在争议。可能的原因在于数字化转型涉及底层技术运用和技术实践应用两个不同层面(吴非等,2021)^[5],前者面向企业内部,侧重利用数字技术赋能后端和技术系统,变革企业内部流程、生产模式;后者则面向市场,侧重赋能前端业务流程,以获取新市场、新业务增长极(杜明威等,2022)^[11]。二者对企业赋能方式存在明显差异,却未有研究将其分开讨论。因此,从不同层面数字化转型出发探寻企业融通创新的驱动机制具有重要的理论价值。

鉴于此,本文以2008—2020年沪深A股上市公司为样本,分析并检验了底层技术运用和技术实践应用两个不同层面数字化转型对企业融通创新的差异化影响和作用机制,同时考虑了企业规模异质性和地区知识产权保护的调节作用。可能的边际贡献主要有:其一,本文构建了多维度的融通创新指标,更加全面、客观地反映了企业融通创新程度,并为评估企业融通创新及其影响因素提供了有益借鉴。其二,本文基于数字化转型视角探究企业融通创新的前因,为数字经济时代实现融通创新提供了新思路,同时从规模、知识产权保护等角度明确了数字化转型这一关键因素的作用边界。其三,本文通过区分出底层技术运用和技术实践应用两个不同层面数字化转型对企业融通创新的差异化影响,不仅丰富了数字化转型作用后果的研究,而且有助于协调目前关于数字化转型影响企业创新的争议。

二、理论机制与假设提出

1. 数字经济时代的企业融通创新

随着创新的复杂性与风险性不断增加,基于自有资源的封闭式创新已无法满足企业的发展需求,加之数字经济条件下的企业边界模糊和延伸,企业间联系日益紧密,因此创新模式逐渐从封闭式转向合作式(陈劲等,2022)^[12],而合作创新又经历了从开放式创新到协同创新、再到融通创新的升级优化(陈劲和阳镇,2021^[13];Lee等,2012^[14])。

作为合作创新的最新范式,融通创新能够有效避免开放式创新中的机会主义行为、市场交易契约不确定性等弊端,以及降低协同创新需要产学研主体在战略、组织和知识高度协同的要求(陈劲和阳镇,2021)^[13]。现有关于融通创新的研究主要聚焦于以下两个方面:一是对融通创新内涵与特征的阐述。陈劲等(2020)^[15]揭示了融通创新的理论内涵,将其看作协同创新的延伸,认为融通创新的本质是创新主体间通过资源融合互补、知识协同共享、价值共创共得进行的跨组织合作创新,并且具有“融合”和“畅通”两方面的运行机制。崔维军等(2021)^[1]认为融通创新是以企业为主体的资源高度融合、协作高度畅通的深层次合作创新模式,并从创新主体、合作程度等方面指出融通创新相对于开放式创新、协同创新的异同。三种合作创新模式的特征比较详见表1。二是对企业融通创新效能的理论探讨。学者从解决核心技术“卡脖子”问题(陈劲和阳镇,2021)^[13]、促进高质量发展(李彦宏,2021)^[16]以及加快我国迈进创新型国家行列(陈敬全等,2018)^[17]等方面解读了实现企业融通创新的重要性。但是,目前关于企业如何实现融通创新以及构建融通创新生态发展体系的相关研究较为缺乏,仅有崔维军等(2021)^[1]关注了政企关系对企业融通创新的影响。同时,鲜有研究关注融通创新实现过程中企业内部因素以及外部环境的协同作用,这为本文留下了丰富的探索空间。

表1 合作创新模式的特征比较

比较维度	开放式创新	协同创新	融通创新
基本假设	企业与外部创新主体之间存在潜在的合作空间	创新主体的各类创新资源与要素能够协同互补	创新主体仅需在某一具体的创新需求上能够统一

续表 1

比较维度	开放式创新	协同创新	融通创新
合作对象	与企业能够实现资源、技术互补的相关创新主体	高校、科研机构、智库等知识型合作伙伴	产学研组织、政府、金融机构、中介机构、其他相关企业等
组织模式	外包、许可授权、技术租借等	产学研机构、联盟组织等	创新网络平台、融通创新系统等
合作关系	企业间信息、知识、技术等等的交换	企业是知识、技术需求方, 产学研组织是知识、技术供给方	共享、共生、共担、共赢
侧重点	强调由外部知识补充所带来的创新	强调与其他利益相关者建立伙伴关系或联盟的创新过程	连接多个创新主体, 通过合作产生比自主研发更多的效益
出现缘由	创新过程中资源需求日益增长、技术要求不断复杂, 单个企业难以完成创新	开放式创新的创新主体的协同程度模糊性和创新网络中知识主体的过度宽泛	不同创新主体类型以及价值导向的差异导致难以实现战略、组织以及知识三大层面的高度协同

资料来源:根据崔维军等(2021)^[1]、陈劲和阳镇(2021)^[13]、Lee等(2012)^[14]研究整理得出

融通创新是企业与其他创新主体间资源深度融合、高度畅通的深层次合作创新范式,因此,有效融合与畅通各类创新主体间的资源与要素是实现融通创新的关键和基础(陈劲等,2020^[15];华若筠和龙海波,2020^[18])。在数字经济时代,企业间关系逐渐从竞争模式转向互惠共生模式(陈春花等,2022)^[19],产业链创新链内的资源和能力共享度不断提升(Nambisan等,2019)^[4]。企业主体的数字化转型更是支持和加速了这一过程,对企业资源基础以及企业间资源流动性均产生了较大影响(Verhoef等,2021)^[7]:一方面,企业通过引入人工智能、区块链、云计算和大数据等底层技术运用,不断提升企业内部技术系统、生产和经营系统的数字化程度,不仅促使企业传统资源向结构化、标准化的数字化资源转变,并能够加速其在企业内部甚至市场中高效地扩散、吸收和调整,因而影响着资源流动性和资源配置效率(肖静华,2020)^[20]。另外,资源基础观视角下的核心资源具备不可模仿和不可替代等特征,而数字化资源更易被复制和模仿。这加快了企业资源的价值衰减速度,将迫使企业以多种方式开展合作活动,加强对企业内外部各类资源的重复和组合利用,以不断创造新服务、新产品,维持持续的价值增长(陈冬梅等,2020)^[21]。另一方面,企业利用数字技术赋能不同业务和市场场景的技术实践应用,拓展了企业生产、经营等的空间范围(杜明威等,2022)^[11],支持并促使企业与外部建立多维度、丰富且范围更广泛的连接,增加与其他创新主体间进行创新要素和技术融合的可能性,因而为企业开展合作创新活动提供了充足的动力和空间(贾西猛等,2022)^[22]。同时,由于畅通了信息传播渠道并降低了信息传播损失,能够提高企业间知识、技术等创新资源的流动速度和交换效率(Haefner等,2021)^[23],帮助供需双方明确创新需求,形成共同的研发网络。

综上所述,在数字经济时代,数字技术将构成创新主体间资源融合与畅通的关键基础,并可以通过底层技术运用和技术实践应用两个层面的数字化转型驱动企业融通创新。

2. 数字化转型对企业融通创新的影响

(1)底层技术运用对企业融通创新的影响。底层技术运用侧重布局和嵌入前沿性、通用性和基础性数字技术,对企业内部众多资源、流程等进行标准化处理和升级优化(吴非等,2021)^[5],影响企业整体运营和管理模式,并且需要投入大量资金且研发和成果转化周期较长,因而提升了企业从外部获取资源的动机以及吸引其他创新主体进行合作,共同实现融通创新。其一,企业通过对后端研发设计、管理模式、经营逻辑等方面的数字化升级和转化,推动了企业内模糊、隐形、抽象的经验与知识向具体、显性、可视的数据与流程转化(胡海峰等,2022)^[24],有助于在内部建立标准化、结

构化的创新体系。这不仅能够帮助企业明确自身的创新短板与发展思路,进而更好地向外交流和获取帮助,并且有助于向外建立良好的沟通网络,为企业间融通创新提供了良好的交流基础。同时,标准化、结构化的创新体系有助于企业成为行业先行者,并在行业领域内享有更高的议价能力和主动权,因而更容易吸引其他创新主体共同参与合作(周琪等,2020)^[25],拓展既有创新生态系统,促进融通创新的实现。其二,底层技术运用是一项高成本投入且复杂的系统性工程,不仅需要引进大量的数字技术(包括软件和硬件),并且需要将数字技术与原有组织结构、生产流程、运营和管理模式等融合(曾德麟等,2021)^[26]。而企业所有的变化与调整均需要资金、技术等资源加以支撑,这将挤出企业原有用于创新的投入,增加企业从外部获取创新资源的动机。因此,底层技术运用将引发企业进行融通创新,积极构建或加入高效联通、深度融合的创新网络系统,例如在与具有资源优势的平台企业合作中实现资源的融合共享和创新协同,在与外部创新主体交互的过程中有效补充与升级自身创新资源和能力。

但是,数字技术的过度投入与关注,将影响企业经营的稳定性,特别是企业自身资源基础与能力无法适应过度底层技术运用的要求时,对融通创新的“利好”将逐渐被削弱,导致底层技术运用对企业融通创新产生“过犹不及”效应。其一,数字技术作为一种要素投入具有明显的边际递减效应(张骞和李长英,2019)^[27],当底层技术运用达到一定程度时,继续投入的数字技术将面临单位融通创新促进效用下降的风险。高成本和持续的数字技术投入将对企业投资产生“内锁效应”,即锁定了企业的投资方向,固化了企业行动和变革的空间,不利于其进入其他领域或参与到与其他创新主体间的联合研发活动中,因而降低了企业对融通创新活动的关注度。其二,企业融通创新实现的关键在于企业间能够互通有无、共同创新以及合作共赢,而某一或特定企业对底层技术的过度关注和投入,可能导致行业中出现“赢家通吃”的寡头垄断或完全垄断问题(丛屹和陈琦,2022)^[28],这显然与融通创新的导向与优势相悖。特别是,数字技术中包含众多具有标准化特征的知识、技术等资源,当部分企业通过底层技术运用实现对全量或增量数据的掌控后,一方面将导致众多利润、补贴向其聚集,突出底层技术运用的“马太效应”,严重阻碍融通创新的实现;另一方面将增加其独立决策、盲目决策的可能性,致使其他企业丧失话语权,无法有效发挥融通创新的价值。因此,只有合理控制底层技术运用的程度,才能发挥其对企业融通创新的促进作用。

综上,本文提出如下假设:

H_{1a}:底层技术运用与企业融通创新之间存在非线性的倒U型关系。

(2)技术实践应用对企业融通创新的影响。不同于底层技术运用关注企业后端的技术、管理、经营等系统,技术实践应用更重视数字技术与经济社会中各类场景的融合,关注焦点逐渐从后端数字技术赋能外移至前端市场、业务等场景中(杜明威等,2022)^[11],而这又将有助于企业拓宽外部市场,增强与其他创新主体间的连接,推进企业融通创新。其一,技术实践应用能够帮助企业跨越甚至打破组织边界,减少或消除企业与其他创新主体间信息沟通和资源获取的障碍。根据组织边界理论,组织边界制约着企业的活动界限,不利于企业间进行自由、畅通的资源传递和信息交流(肖静华,2020)^[20]。技术实践应用则改变了上述现状(陈冬梅等,2020)^[21],能够帮助企业与其他创新主体间建立起多样化的数字连接,不仅能够实现跨越组织边界的资源流动(Haefner等,2021)^[23],并且重塑了企业边界,促使其向更加柔性、灵活、具有可渗透性的方向转变,更加有助于企业整合内外部资源,并与其他企业建立合作关系,通过想法、知识、技术等融合与互动实现共同创新(Kohtamäki等,2019)^[29]。其二,企业通过数据化、代码化原有业务场景,拓展了信息搜集、分析和利用的广度和深度(倪克金和刘修岩,2021)^[30],促使融通创新参与主体间的合作更加紧密和高效。一方面,技术实践应用能够帮助企业整合资本市场中的信息,更容易寻求到在综合实力、创新需求均与自身相匹配的融通创新伙伴,建立和保持紧密联系和频繁互动,形成更广泛和主动的合作关系;另

一方面,众多企业共同进行的技术实践应用提升了市场信息的透明度。因此基于声誉的考虑,融通创新参与主体将主动降低违约概率(施炳展和李建桐,2020)^[31],并且企业间信息分享成本和搜寻成本也会随之降低,从而推动多元创新主体间进行更广泛的知识共享和协作交流,促进融通创新的实现。

需要注意的是,技术实践应用能够在短期内为企业带来回报收益(杜明威等,2022^[11];杜勇和娄靖,2022^[32]),因此,不同于底层技术运用由于成本高、周期长和难度大而导致过度的投入将阻碍企业与其他创新主体间的融通,反而可以帮助企业及时把握新机会、获取新能力,持续吸引外部合作伙伴并维护良好合作关系。另外,技术实践应用具有模块化特征,相对独立灵活,能够支持不断的迭代和拓展,并且不会对前期建设和组织全局产生明显影响,侧重将人工智能、大数据、区块链、云计算等数字技术赋能到社会各类场景中,因而能够促进创新生态的不断优化与完善,为各类企业间连接与资源整合提供支持,持续地推进融通创新。因此,技术实践应用对企业融通创新的影响并不存在“过犹不及”效应。

因此,本文提出如下假设:

H_{1b}:技术实践应用层面的数字化转型对企业融通创新具有正向促进作用。

3. 数字化转型对企业融通创新的作用机制

(1)底层技术运用影响企业融通创新的路径:影响企业的全要素生产率和经营风险。底层技术运用面向企业内部,主要存在于企业后端的生产流程、经营模式等方面的数字化转型中(杜明威等,2022)^[11]。一方面,企业通过在内部引入数字技术,提升了原有生产系统数字化程度(吴非等,2021)^[5],改变了各类资源配置效率(赵宸宇等,2021)^[33],因而影响着企业全要素生产率(武常岐等,2022)^[34];另一方面,企业对经营模式、经营系统的数字化变革,能够提升运营灵活性以应对外部冲击和不确定性(池毛毛等,2020)^[6],亦可能存在无法实现预期收益的风险(Gebauer等,2020)^[35],进而影响着企业经营风险(Tian等,2022)^[36]。而全要素生产率和经营风险反映着企业的经营结果,这将进一步影响企业创新基础以及其他创新主体与其合作创新的意愿。因此,全要素生产率和经营风险是底层技术运用影响企业融通创新的重要路径。

从底层技术运用对企业生产过程的影响来看,其由于优化了企业生产方式与资源要素配置,从而影响着全要素生产率。首先,企业通过运用数字技术实现生产模式从传统制造到智能制造的改进,可以对生产系统的参数和数据进行实时收集并做出相应调整(Frank等,2019)^[37],在降低生产成本的同时提升了生产效率。其次,数字技术赋能于劳动要素将逐渐提升其专业化程度,即企业将拥有越来越多高质量的人力资本和知识资本,进而有助于提高劳动生产效率(赵宸宇等,2021)^[33]。最后,数据已经成为生产要素,而底层技术运用通过对数据的管理、开发与应用,不仅有助于发挥资本、劳动等其他要素的价值,并且能够赋能产业链和创新链,实现多链条协同和资源整合,提升既定投入要素下的产出效率。而全要素生产率的提升在增强企业对外部合作者吸引力的同时,能够进一步释放潜在资源的活力,即推动闲置设备、闲置工厂等各类冗余资源重新投入使用,为企业与其他创新主体的合作提供良好的资源基础,进而有助于融通创新的实现。但是,过度的底层技术运用将在企业内部积累较多的数据,造成内部信息过载并挤占了大量的生产资源,甚至引发资源错配(Wamba等,2017)^[38]。特别是对于那些技术底座不牢固的企业而言,过度底层技术运用在增强资源挤占效应的同时,也增加了企业生产系统无法或难以与过度搭建的数字技术架构相融合的概率,导致全要素生产率下降。因此,仅有适度底层技术运用才能提升企业全要素生产率,进而促进企业融通创新的实现。据此,本文提出如下假设:

H_{2a}:底层技术运用通过倒 U 型影响全要素生产率而作用于企业融通创新。

从底层技术运用对企业经营过程的影响来看,企业运用数据中台、智能数据分析、智能化监管生产等技术,能够促使生产、加工过程透明化和可控化,帮助企业实现对生产设备进行实时性监控,

进而有效降低机器故障、供应链波动和企业间协作风险(陈剑等,2020)^[39]。同时,通过提升投资决策、财务管理等系统的数字化程度,可以提高组织管理效率(张媛等,2022)^[40],进一步降低了经营风险。而企业较低的经营不确定性和风险更容易增强对外部资源的吸引力,进而促成其他创新主体与企业进行融通创新。因此,底层技术运用能够通过降低经营风险而促进企业融通创新。但是,过度地进行底层技术运用将增加企业面临不确定和风险的机率。一方面,当对生产、经营等系统的数字化变革程度和范围过大时,企业的资源和能力将无法适应过度变革的要求,容易造成资源分配失衡,导致企业处于较高的经营风险中,在降低其对创新关注度的同时也不利于吸引外部潜在合作者;另一方面,较多种类数字技术在企业内部的过度引用与堆积,将增加企业面临信息过载、数据安全、管理效率衰减等问题的概率(Karhade 和 Dong,2021)^[41],不仅容易陷入技术陷阱,并且提升了企业间协调与整合的难度,甚至增加决策失误的可能性,导致与其他合作者关系紧张甚至合作解体。因此,仅有适度底层技术运用才能降低企业经营风险,进而促进融通创新的实现。据此,本文提出如下假设:

H_{2b} : 底层技术运用通过 U 型影响经营风险而作用于企业融通创新。

(2) 技术实践应用影响企业融通创新的路径: 信息不对称和动态能力渠道。技术实践应用面向市场,主要存在于利用数字技术赋能不同业务场景进行前端市场开拓的数字化转型中(聂兴凯等,2022)^[42]。一方面,其能够影响企业获取信息的公平性,提升了企业获取外部信息等各类资源的机会(曾德麟等,2021)^[26],降低信息不对称(吴非等,2021)^[5];另一方面,其能够影响企业环境感知和扫描能力,促进企业更好地利用和整合外部资源,提升动态能力(焦豪等,2021)^[43]。而信息不对称的降低以及动态能力的提升在一定程度上增强了企业协调、利用外部资源的能力,促进了企业间资源的流动,因而构成企业合作以及共同开展创新活动的基础(Arias-Pérez 等,2020)^[44]。因此,信息不对称和动态能力是技术实践应用影响企业融通创新的重要路径。

从技术实践应用对外部信息获取机会的影响来看,其能够减少信息不对称问题,丰富企业的外部信息资源来源,从而有利于企业融通创新。首先,技术实践应用能够帮助企业在市场中获取畅通的信息流(Verhoef 等,2021)^[7],拓宽了信息获取范围。物联网、工业互联网等技术在市场场景中的成功应用,不仅打破了企业的组织边界,缩短企业间的距离,便于企业与其他创新主体进行沟通,还能够帮助企业对市场信息的可视化和实时追踪,获取全景式信息,促使供应链、创新链等链条上交易更加公开、透明,降低了企业为了获取信息所付出的资源投入,因而为企业间的连接奠定了坚实基础。其次,技术实践应用通过缓解企业与其他创新主体间的信息不对称问题(吴非等,2021)^[5],提升了获取信息的精准度。融通创新的实现需要参与合作的创新主体在某一具体的创新需求上能够统一,而企业进行的技术实践应用能够加速拓展其信息搜集、分析、利用的广度和深度,更好地识别企业自身的创新需求,在便于投资者和潜在合作者更加清晰、详细地获取企业状态的同时,还有助于企业寻找同一创新需求下的合作伙伴,推动融通创新的实现。据此,本文提出如下假设:

H_{3a} : 技术实践应用通过降低信息不对称促进企业融通创新。

从技术实践应用对外部资源获取与利用能力的影响来看,其能够有效提升动态能力,从而有利于融通创新。第一,技术实践应用提升了企业创新能力。数字技术与业务生态场景的深度融合,不仅能够极大提升企业运作效率,帮助企业快速有效地捕捉与识别外部环境变化和发展机会,并且通过数字模拟降低了试错成本,有助于推动新产品开发与新市场拓展,提升创新能力,甚至通过瞄准细分市场并进行精准定位,赢得更多合作机会。而创新能力强的企业更有可能从合作中受益,因而更有动力加入到与其他创新主体的融通创新活动中。第二,技术实践应用提升了企业吸收能力。企业在进行技术实践应用的过程中,积累和储备了多样性的知识与经验,这为企业跨领域搜索不同合作伙伴提供重要支撑,从而能够更多地访问外部资源、更好地向合作伙伴学习、更容易获得合作伙伴的积极评价(Jiao 等,2019)^[45],有利于提升搜寻外部知识的速度和广度,促进企业融通创新行为的

产生(Arias-Pérez 等,2020)^[44]。第三,技术实践应用提升了企业适应能力。适应能力体现在企业面对市场机会的敏捷性上,而技术实践应用会打破原有的组织与管理机制,带来商业模式、业务流程与战略的灵活性转变(赵宸宇等,2021)^[33]。因而这类企业能够快速识别市场机会,构建与之相匹配的资源体系,降低与其他创新主体间的协同延迟,提升融通创新效率。据此,本文提出如下假设:

H_{3b}: 技术实践应用通过提升动态能力促进企业融通创新。

三、研究设计

1. 样本选择与数据来源

本文选取 2008—2020 年沪深 A 股上市公司为初始研究样本,并按照以下原则对样本进行筛选:(1)剔除实施特别处理(ST、*ST)、暂停上市和退市的企业;(2)剔除金融行业企业;(3)剔除成立时间不足两年的企业;(4)剔除本文所需财务信息、专利信息、公司治理等基本信息数据缺失较为严重的样本。最终获得 2208 家企业的 19700 个样本观测值。为了避免异常值的影响,本文对连续变量进行了 1% 和 99% 分位数水平上的缩尾处理。企业微观数据来自国泰安数据库(CSMAR)、中国研究数据服务平台(CNRDS)和万得数据库(Wind),企业年报来自上海证券交易所、深圳证券交易所网站,宏观数据来自《中国科技统计年鉴》。本文使用的数据分析软件为 Stata17.0。

2. 变量定义

(1)被解释变量。如何精准刻画企业融通创新程度极具挑战,相关研究多处于理论构建与分析阶段。崔维军等(2021)^[1]根据世界银行 2011 年 12 月—2013 年 2 月对中国企业的调查数据,通过判断企业是否同时存在自主研发、企业间合作与产学研合作三方面的创新活动,创新性地构建了企业是否进行融通创新的 0—1 变量指标。考虑企业融通创新活动还存在程度上的差异,本文在借鉴崔维军等(2021)^[1]研究的基础上,在以下两方面对企业融通创新的测度形成了推进:一方面,为了有效且精准化评估企业融通创新程度,从“融合”和“畅通”这两个融通创新关键内涵和机制出发(陈劲等,2020^[15];华若筠和龙海波,2020^[18]),在兼顾数据可获得性的同时,构建了多维度的企业融通创新指标体系;另一方面,考虑近些年飞速发展的数字技术带给企业的影响,使用 2008—2020 年的面板数据对企业融通创新程度进行刻画。详细的企业融通创新指标体系如表 2 所示。

表 2 企业融通创新指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	权重
融合度	创新成果融合	j_1 : 与其他创新主体(包括其他企业、高校、研究机构等)联合开发专利数量加 1 的对数	0.115
	资源融合共享	j_2 : 企业是否与商业伙伴建立了共享的实验基地、共享的数据库或稳定的沟通交流平台	0.082
	创新主体融合	j_3 : 企业被其他机构投资者持股的份额	0.180
		j_4 : 是否持有创投公司、创业板公司股权	0.135
畅通度	创新要素流动	j_5 : 知识流动——企业发明专利引用量和被引用量的对数	0.090
		j_6 : 人员流动——企业间高管人员的流动人数	0.114
		j_7 : 资金流动——企业与上下游企业间的应付账款、预收账款、预付账款、应收账款的合计数并剔除企业负债规模效应	0.077
	科技创新协作	j_8 : 企业年报中披露搭建或加入科技创新平台相关关键词词频数的对数	0.121
	创新成果转化	j_9 : 企业所在地新产品销售收入/专利申请量	0.086

一是融合度。融合度是指企业与外部创新主体间的开放程度,主要包括创新成果融合、资源融合共享、创新主体融合三个指标。其中,创新成果融合反映企业与其他创新主体通过合作进行融合创新的程度,使用企业与其他创新主体(包括其他企业、高校、研究机构等)联合开发的专利数量的对数进行衡量;资源融合共享反映企业与其他创新主体建立资源共享机制以促进创新的程度,例如大企业共享仪器设备、试验场地等创新资源,本文通过判断企业是否与商业伙伴建立了共享的实验基地、共享的数据库或稳定的沟通交流平台,确定企业的资源融合共享程度;创新主体融合反映企业与其他创新主体间的融合,使用企业被其他机构投资者持股份额,以及企业是否持有创投公司、创业板公司股权反映。

二是畅通度。畅通度是指创新主体间的创新流动程度,主要包括创新要素流动、科技创新协作、创新成果转化三个指标。其中,创新要素流动反映知识、人员、资金等创新要素在创新主体间的流动程度,知识流动使用企业发明专利的引用量和被引用量的对数衡量,人员流动使用企业间高管人员的流动人数衡量,资金流动利用企业与上下游企业间的应付账款、预收账款、预付账款、应收账款的合计数并剔除企业负债规模效应反映;科技创新协作反映企业间共同进行价值创造的程度,主要表现为大企业搭建创新类平台以及中小企业加入创新类平台参与合作创新。本文利用文本分析法,从年报中提取“研发平台、创投平台、开发平台、创新平台、共享平台、科研平台、技术平台、行业合作平台、新工艺平台、技术转移服务平台、技术转移中心、创新创业平台、科技转化平台、共享服务平台、创新孵化平台、创孵平台、创新承接平台、孵化服务平台、创业服务平台、创新共享”等相关关键词的词频并取对数作为企业科技创新协作程度的代理变量。创新成果转化即企业是否拥有畅通的成果转化有效机制,反映在企业创新成果转化提升上,限于上市企业新产品产值及新产品销售收入的可得性(毕晓方等,2017)^[46],使用企业所在地新产品销售收入与专利申请量的比值衡量创新成果转化机制的畅通度。

考虑熵值法能够较为客观地对多个指标赋权进行赋权,本文利用熵值法对上述指标进行处理。具体步骤为:

①标准化处理。上述九个指标的数量级和量纲存在差异,因此在进行熵值法处理前,需要进行标准的无量纲处理,以保证数据的可比性、精准性和实用性。本文所用的企业融通创新指标均为正向指标,其标准化处理公式为:

$$Z_{i,j,t} = \frac{X_{i,j,t} - \min\{X_j\}}{\max\{X_j\} - \min\{X_j\}} \quad (a)$$

其中, $X_{i,j,t}$ 为标准化处理前公司*i*指标*j*第*t*年的值, $Z_{i,j,t}$ 为标准化处理后公司*i*指标*j*第*t*年的值, $\max\{X_j\}$ 为样本中指标*i*的最大值, $\min\{X_j\}$ 为样本中指标*j*的最小值。

②计算公司*i*指标*j*第*t*年的权重,记为 $w_{i,j,t}$:

$$w_{i,j,t} = \frac{Z_{i,j,t}}{\sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^m Z_{i,j,t}} \quad (b)$$

其中, n 为公司个数(本文样本公司数为2208个), m 为年数(本文样本共跨13个年份)。

③计算指标*j*的信息熵 $e_j(0 \leq e_j \leq 1)$ 与变异系数 d_j :

$$e_j = -\frac{1}{\ln mn} \sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^m (w_{i,j,t} \times \ln w_{i,j,t}) \quad (c)$$

$$d_j = 1 - e_j \quad (d)$$

④计算指标*j*的权重系数,记为 W_j :

$$W_j = \frac{d_j}{\sum_{j=1}^k d_j} \quad (e)$$

其中, k 为指标个数(本文涉及 9 个指标)。 d_j 越大, 对指标的影响越大, 权重亦越高。

⑤计算综合指标:

$$Coinn_{i,t} = \left(\sum_{j=1}^m W_j \times Z_{i,j,t} \right) \times 100 \text{①} \quad (f)$$

(2)解释变量。关于企业数字化转型的测度,主要有两种测度方法:一是利用文本分析法,提取企业年报中数字化转型的关键词,构建数字化转型程度指标(吴非等,2021^[5];武常岐等,2022^[34]);二是根据企业网络系统运用、IT 投资、IT 人员等反映企业的数字化投资水平,作为企业数字化转型的代理变量(刘淑春等,2021^[9];袁淳等,2021^[3])。而企业年报是反映企业的经营状况、组织特征、未来战略等情况的二手数据,能够客观体现企业的发展议题,且不受研究者的主观臆断。因此,本文利用文本分析法,分别对底层技术运用和技术实践应用层面的数字化转型程度进行测度。主要步骤为:首先,利用 python 软件在上海证券交易所、深圳证券交易所网站,下载 A 股上市公司 2008—2020 年度的年报。其次,借鉴吴非等(2021)^[5]、赵宸宇等(2021)^[33]的研究,提取反映企业“底层技术运用”以及“技术实践应用”的关键词,具体如表 3 所示。最后,根据提取出来的词语进行频率汇总,并进行对数化处理,分别用于衡量企业在底层技术运用(Digtech)、技术实践应用(Digbusi)层面的数字化转型程度。

表 3 企业数字化转型的文本分析关键词

数字化转型	关键词
底层技术运用	智能技术、人工智能、高端智能、智能机器人、商业智能、语义搜索、智能数据分析、机器学习、深度学习、生物识别技术、图像理解、人脸识别、语音识别、自然语言处理、身份验证、自动驾驶、投资决策辅助系统、管理信息系统、服务器托管、虚拟主机、智能运载工具、智能识别系统、表示学习、计算机视觉、智能流程自动化、大数据、数据中心、数据平台、数据可视化、异构数据、数据科学、虚拟现实、增强现实、混合现实、三维图片生成、动态环境建模、实时动作捕捉、快速渲染、感知交互、数据管理、数据挖掘、文本挖掘、征信、可视化算法、时空数据、数据中台、数字货币、智能金融合约、智能合约、共识算法、加密算法、分布式系统、联盟链、区块链、分布式计算、差分隐私技术、云计算、图计算、流计算、类脑计算、内存计算、认识计算、多方安全计算、绿色计算、融合架构、信息物理系统、物联网、传感器、传感技术、信息遥感、信息传感、数据通讯、网络切片、高精度定位、边缘计算、智能芯片、E级并发、EB级存储、云平台、云IT、云服务、云生态、工业云
技术实践应用	移动互联网、互联网+、互联网解决方案、移动互联、互联网生态、互联网平台、产业互联网、工业互联网、工业智能、智能营销、互联网营销、数字营销、互联网商业模式、无人零售、电商、电子商务、B2B、B2C、C2B、C2C、O2O、互联网金融、数字金融、量化金融、金融科技、移动支付、NFC支付、第三方支付、在线支付、在线银行、网上支付、网络银行、网上银行、电子银行、电脑支付、Fintech、开放银行、网联、互联网医疗、智能医疗、智能穿戴、智能家居、智慧农业、智能工厂、未来工厂、一体化、虚拟制造、智能制造、智能交通、智能物流、智能仓储、智能故障诊断、自动监测、自动监控、自动检测、智能电网、智能能源、智能客服、智能投顾、智能文旅、智能环保

资料来源:根据吴非等(2021)^[5]、赵宸宇等(2021)^[33]研究整理得出

(3)控制变量。为控制其他因素对企业融通创新的影响,本文控制了以下变量:①公司特征变量,包括资产负债率(Lev)、流动资产占比(Liquid)、固定资产占比(Fixed)、现金持有水平(Cash)、企业成长能力(Growth)、托宾 Q 值(Tobins)、企业年龄(Age);②公司治理变量,股权集中度

① 为避免回归结果的系数太小导致的零值过多,本文对熵值法计算后的融通创新指标扩大 100 倍,但是这种倍数的扩大不影响最终的关系描述。

(Share)、独立董事占比(*Indep*)、所有权性质(*Property*)。详细的变量定义如表4所示。

3. 模型构建

为分别检验底层技术运用和技术实践应用对企业融通创新的影响,本文构建如下模型:

$$COinn_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Digtech_{i,t}^2 + \alpha_2 Digtech_{i,t} + \alpha_3 Controls_{i,t} + Year + Industry + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

$$COinn_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Digbusi_{i,t} + \beta_2 Controls_{i,t} + Year + Industry + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

其中,*COinn*代表企业融通创新;*Digtech*表示底层技术运用,*Digbusi*表示技术实践应用;*Controls*是一系列可能影响企业融通创新的控制变量;*Year*代表年份固定效应,本文样本跨13年数据,设置12个年份虚拟变量;*Industry*代表行业固定效应,根据中国证监会2012年行业分类标准(一级),样本涉及17个行业,设置16个行业虚拟变量; ε 表示随机扰动项。

4. 变量描述性统计

表4列示了本文主要变量的描述性统计结果。企业融通创新(*COinn*)均值和最大值分别为20.668和82.694,标准差为9.948,表明企业在融通创新方面存在较大差距并有待进一步提升。底层技术运用(*Digtech*)最小值和最大值分别为0和6.260,标准差为1.011;技术实践应用(*Digbusi*)最小值和最大值分别为0和6.781,标准差为1.168,这表明样本企业在底层技术运用和技术实践应用层面的数字化转型均表现出较大差异,并且技术实践应用均值和最大值均大于底层技术运用,可能是较多企业较为重视能够短期带来回报、资金投入相对较少的技术实践应用,从而导致技术实践应用相关词汇在上市公司年报文本信息中出现的次数相对较多,这与已经研究基本一致(杜明威等,2022)^[11]。

表4 主要变量定义与描述性统计

变量名称	变量符号	变量定义	均值	标准差	最小值	最大值
企业融通创新	<i>COinn</i>	通过熵值法构建的综合指标	20.668	9.948	0.794	82.694
底层技术运用	<i>Digtech</i>	通过文本分析法提取频率,并进行对数化处理	0.677	1.011	0	6.260
技术实践应用	<i>Digbusi</i>	通过文本分析法提取频率,并进行对数化处理	1.437	1.168	0	6.781
资产负债率	<i>Lev</i>	总负债/总资产×100	43.689	19.672	6.092	85.099
流动资产占比	<i>Liquid</i>	流动资产净额/总资产	0.551	0.205	0.088	0.948
固定资产占比	<i>Fixed</i>	固定资产净额/总资产	0.231	0.164	0.003	0.715
现金持有水平	<i>Cash</i>	经营活动产生的现金流量/总资产	0.053	0.068	-0.144	0.244
企业成长能力	<i>Growth</i>	(当年营业收入-上一年营业收入)/上一年营业收入	0.156	0.351	-0.536	2.077
托宾Q值	<i>Tobins</i>	市场价值/总资产	1.888	1.101	0.854	7.137
企业年龄	<i>Age</i>	企业上市时长	10.167	6.938	1	30
股权集中度	<i>Share</i>	第一大股东持股比例×100	35.876	14.934	9.270	75.050
独立董事占比	<i>Indep</i>	独立董事人数/总董事会人数	0.372	0.053	0.308	0.571
所有权性质	<i>Property</i>	国有企业记为1,非国有企业为0	0.419	0.493	0	1

四、实证结果及分析

1. 基准回归

表5列示了底层技术运用、技术实践应用对企业融通创新的多元回归结果。其中,第(1)列为模型(1)的回归结果,可以发现底层技术运用二次项(*Digtech*²)的系数在1%水平上显著为负,底层技术运用(*Digtech*)系数在1%水平上显著为正,并且 $utest$ 检验 p 值小于0.05,拐点(*Digtech* = 4.130)位于底层技术运用的取值范围[0,6.260]内,表明底层技术运用倒U型影响企业融通创新,

假设 H_{1a} 得以验证。第(2)列为模型(2)的回归结果,可以发现技术实践应用 (*Digbusi*) 的系数在 1% 水平上显著为正;另外,在第(3)列中加入技术实践应用的二次项后,技术实践应用二次项 (*Digbusi*²) 的系数为负,但未通过显著性检验,并且拒绝了 *utest* 检验,表明技术实践应用正向促进企业融通创新,假设 H_{1b} 得以验证。

表 5 基准回归

变量	(1)	(2)	(3)
	<i>COinn</i>	<i>COinn</i>	<i>COinn</i>
<i>Digtech</i>	2.027 *** (11.709)		
<i>Digtech</i> ²	-0.245 *** (-4.662)		
<i>Digbusi</i>		1.368 *** (21.129)	1.615 *** (10.210)
<i>Digbusi</i> ²			-0.071 (-1.597)
<i>Lev</i>	0.081 *** (21.490)	0.077 *** (20.601)	0.077 *** (20.601)
<i>Liquid</i>	-3.795 *** (-7.898)	-3.626 *** (-7.544)	-3.627 *** (-7.546)
<i>Fixed</i>	-6.692 *** (-11.055)	-6.594 *** (-10.922)	-6.632 *** (-10.970)
<i>Cash</i>	13.665 *** (14.549)	13.008 *** (13.885)	13.008 *** (13.887)
<i>Growth</i>	0.663 *** (3.772)	0.595 *** (3.397)	0.601 *** (3.432)
<i>Tobins</i>	-0.381 *** (-5.758)	-0.296 *** (-4.523)	-0.294 *** (-4.489)
<i>Age</i>	0.340 *** (26.707)	0.339 *** (26.747)	0.339 *** (26.727)
<i>Share</i>	0.098 *** (21.325)	0.095 *** (20.868)	0.095 *** (20.852)
<i>Indep</i>	-0.124 (-0.096)	-0.710 (-0.544)	-0.718 (-0.550)
<i>Property</i>	3.055 *** (17.992)	3.031 *** (17.912)	3.018 *** (17.856)
常数项	11.781 *** (13.573)	11.023 *** (12.706)	10.966 *** (12.657)
行业/年份固定效应	是	是	是
样本量	19700	19700	19700
调整 R ²	0.220	0.225	0.225

注:***、**、* 分别代表统计量在 1%、5%、10% 的水平上显著;括号内为 t 值,下同

2. 内生性处理

由于企业融通创新可能会影响数字化转型水平,即可能存在双向因果关系导致的内生性问题,为此,本文进行了如下内生性处理。

(1)滞后一期解释变量。由于当期的企业融通创新无法影响之前的底层技术运用和技术实践应用水平,因此本文将解释变量(底层技术运用、技术实践应用)分别滞后一期,以部分缓解被解释变量与解释变量间双向因果关系带来的内生性问题,回归结果如表6第(1)列~第(3)列所示。可以发现,底层技术运用滞后一期的二次项($L_Digtech^2$)系数在1%水平上显著为负,拐点($L_Digtech = 3.953$)位于底层技术运用滞后一期取值范围内,utest检验p值小于0.05;技术实践应用滞后一期($L_Digbusi$)系数在1%水平上显著为正;尽管第(3)列中技术实践应用滞后一期的二次项($L_Digbusi^2$)系数在10%水平上显著,但是拐点($L_Digtech = 9.368$)超过技术实践应用滞后一期取值范围的最大临界值(6.781),且未通过utest检验,表明技术实践应用与企业融通创新间的倒U型关系并不成立(Lind和Mehlum,2010)^[47]。以上结果表明,在滞后一期解释变量后,底层技术运用、技术实践应用仍分别倒U型、正向影响企业融通创新。

(2)工具变量法。本文进一步采用工具变量法控制模型内生性问题,具体地,借鉴张国胜和杜鹏飞(2022)^[10]、倪克金和刘修岩(2021)^[30]构建工具变量的思路,选择同地区同行业的底层技术运用、技术实践应用均值作为工具变量,进行2SLS估计。选取上述工具变量的逻辑在于,企业的底层技术运用程度与同地区同行业企业底层技术运用相关,因而能够影响企业的底层技术运用,满足工具变量的相关性条件;同时,底层技术运用的同地区同行业平均水平与单独某个企业是否选择融通创新的关联性较小,即对企业融通创新没有直接影响,因而满足工具变量的外生性条件。同地区同行业技术实践应用亦如此,二者均能够较好地符合工具变量构建要求。工具变量通过了不可识别检验(Kleibergen-Paap rk LM统计量p值均小于0.01)和弱工具变量检验(Kleibergen-Paap rk Wald F统计量值均大于Stock-Yogo检验10%临界值),相关回归和检验结果如表6第(4)列~第(6)列所示。另外,考虑同地区同行业企业融通创新可能具有较强的相关性,本文在控制行业效应的基础上,在第(7)列~第(9)列中加入了地区固定效应,以同时控制地区和行业不可观测因素对本文结果的影响。可以发现,底层技术运用倒U型影响企业融通创新;尽管技术实践应用二次项通过了显著性检验,但是均未通过utest检验,表明U型关系并不成立(Lind和Mehlum,2010)^[47],技术实践应用仍正向影响企业融通创新。因此,在考虑内生性的基础上,研究结果依然具有可靠性。

表6 内生性处理

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	滞后一期解释变量			工具变量法					
	COinn	COinn	COinn	COinn	COinn	COinn	COinn	COinn	COinn
$L_Digtech$	2.136*** (10.890)								
$L_Digtech^2$	-0.270*** (-4.438)								
$L_Digbusi$		1.352*** (19.003)	1.649*** (9.554)						
$L_Digbusi^2$			-0.088* (-1.766)						
$Digtech$				3.969*** (8.475)			3.527*** (7.709)		

续表 6

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	滞后一期解释变量			工具变量法					
	COinn	COinn	COinn	COinn	COinn	COinn	COinn	COinn	COinn
<i>Digtech</i> ²				-0.773 *** (-5.382)			-0.647 *** (-4.654)		
<i>Digbusi</i>					1.598 *** (15.491)	0.099 (0.140)		1.548 *** (14.758)	-0.460 (-0.646)
<i>Digbusi</i> ²						0.410 ** (2.106)			0.550 *** (2.781)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	12.100 *** (12.706)	11.338 *** (11.935)	11.278 *** (11.892)	11.904 *** (13.768)	10.910 *** (12.569)	11.275 *** (12.669)	13.657 *** (15.258)	12.856 *** (14.327)	13.334 *** (14.450)
行业/年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
地区固定效应	否	否	否	否	否	否	是	是	是
Kleibergen-Paap rk LM [p 值]	—	—	—	290.657 [0.000]	3501.262 [0.000]	220.291 [0.000]	322.044 [0.000]	3353.828 [0.000]	210.546 [0.000]
Kleibergen-Paap rk Wald F[Stock-Yogo 检验 10% 临界值]	—	—	—	387.245 [7.03]	1.3 × 10 ⁴ [16.38]	174.789 [7.03]	422.312 [7.03]	1.2 × 10 ⁴ [16.38]	166.619 [7.03]
样本量	17476	17476	17476	19700	19700	19700	19700	19700	19700
调整 R ²	0.208	0.212	0.212	0.215	0.224	0.158	0.241	0.248	0.240

3. 稳健性检验

(1) 替换关键变量测度方式。一方面,借鉴赵宸宇等(2021)^[33]的研究,利用底层技术运用、技术实践应用指标中的最大值,替换最大值出现年份后的指标,重新衡量企业底层技术运用、技术实践应用程度;另一方面,使用平均赋权法重新测度企业融通创新。结果显示,表 7 第(1)列中底层技术运用二次项(*Digtech*²)系数在 1% 水平上显著为负,第(2)列中技术实践应用(*Digbusi*)系数在 1% 水平上显著为正,第(3)列中技术实践应用二次项(*Digbusi*²)系数为负但未通过显著性检验,与前文结论基本一致。

表 7

稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	替换关键变量测度方式			排除年报信息披露质量影响			更改模型设定		
	COinn	COinn	COinn	COinn	COinn	COinn	COinn	COinn	COinn
<i>Digtech</i>	2.106 *** (13.154)			1.975 *** (10.327)			1.954 *** (11.247)		
<i>Digtech</i> ²	-0.264 *** (-5.655)			-0.224 *** (-3.849)			-0.226 *** (-4.304)		
<i>Digbusi</i>		1.252 *** (20.122)	1.333 *** (8.833)		1.335 *** (18.115)	1.413 *** (7.547)		1.409 *** (21.675)	1.607 *** (10.121)
<i>Digbusi</i> ²			-0.022 (-0.556)			-0.021 (-0.419)			-0.057 (-1.275)

续表 7

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	替换关键变量测度方式			排除年报信息披露质量影响			更改模型设定		
	COinn	COinn	COinn	COinn	COinn	COinn	COinn	COinn	COinn
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	16.251*** (19.560)	15.509*** (18.614)	15.488*** (18.601)	13.950*** (12.339)	12.852*** (11.344)	12.830*** (11.327)	12.807*** (6.327)	12.099*** (6.209)	12.033*** (6.182)
行业/年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
年份×行业固定效应	否	否	否	否	否	否	是	是	是
样本量	19700	19700	19700	13030	13030	13030	19700	19700	19700
调整 R ²	0.260	0.262	0.262	0.240	0.242	0.242	0.223	0.229	0.229

(2)排除年报信息披露质量影响。本文基于企业年报进行文本挖掘构建了企业底层技术运用、技术实践应用程度的指标,而考虑部分企业可能存在未能准确披露关于数字化转型的相关信息、或存在策略性信息披露等行为,借鉴袁淳等(2021)^[3]的研究,根据上海证券交易所和深圳证券交易所对上市公司信息披露质量的考评结果,仅对考评结果为“优秀”或“良好”的企业样本重新进行回归。相关回归结果如表7第(4)列~第(6)列所示,可以发现,相关结果与上文无明显差异。

(3)更改模型设定。基准回归模型单独控制了年份固定效应和行业固定效应,忽略了年份和行业的交叉因素,可能会导致估计结果的偏误。本文借鉴倪克金和刘修岩(2021)^[30]的研究,使用高阶联合的固定效应方法,增加控制“年份×行业”,重新进行模型估计。回归结果如表7第(7)列~第(9)列所示,结果显示底层技术运用、技术实践应用分别倒U型、正向影响企业融通创新,表明研究结论具有较好的稳健性。

五、进一步讨论

1. 机制路径检验

借鉴温忠麟和叶宝娟(2014)^[48]三步中介检验,结合上文模型(1),构建模型(3)和模型(4)用于检验全要素生产率、经营风险在底层技术运用影响企业融通创新中的机制效应;结合上文模型(2),构建模型(5)和模型(6)用于检验信息不对称、动态能力在技术实践应用影响融通创新中的机制效应,具体如下:

$$Me\text{-}tech_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 Digtech_{i,t}^2 + \gamma_2 Digtech_{i,t}^2 + \gamma_3 Controls_{i,t} + Year + Industry + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

$$COinn_{i,t} = \eta_0 + \eta_1 Digtech_{i,t}^2 + \eta_2 Digtech_{i,t}^2 + \eta_3 Me\text{-}tech_{i,t} + \eta_4 Controls_{i,t} + Year + Industry + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

$$Me\text{-}busi_{i,t} = \xi_0 + \xi_1 Digbusi_{i,t} + \xi_2 Controls_{i,t} + Year + Industry + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

$$COinn_{i,t} = \zeta_0 + \zeta_1 Digbusi_{i,t} + \zeta_2 Me\text{-}busi_{i,t} + \zeta_3 Controls_{i,t} + Year + Industry + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

其中,Me-tech 代表经营风险(Risk)、全要素生产率(TFP);Me-busi 代表信息不对称(IA)、动态能力(DC),其余变量含义与上文相同。其中,借鉴余明桂等(2013)^[49]的研究,采用经行业调整后的企业资产收益率三年内的标准差衡量经营风险;借鉴武常岐等(2022)^[34]的研究,使用OP法测算企业全要素生产率;借鉴吴非等(2021)^[5]的研究,使用分析师关注度衡量企业信息不对称程度,分析师关注度越高,企业信息不对称程度越低;借鉴杨林等(2020)^[50]的研究,使用创新能力(研发投入强度、技术人员比例)、适应能力(企业在研发、广告以及资本三方面支出的变异系数的负值)和吸收能力(企业研发支出占营业收入比例)标准化之后的算术平均值作为企业动态能力的代理变量。另外,本文使用Sobel检验和Bootstrap(1000次抽样)检验对上述机制路径做进一步验证。

(1)底层技术运用影响企业融通创新的机制路径检验。表 8 列示了底层技术运用影响企业融通创新的机制路径检验结果。其中,第(2)列为底层技术运用对全要素生产率的回归结果,结果显示底层技术运用二次项($Digtech^2$)系数在 1% 水平上显著为负,通过 $utest$ 检验,且拐点落在底层技术运用取值范围内,表明底层技术运用倒 U 型影响全要素生产率;第(3)列为底层技术运用和全要素生产率对企业融通创新的回归结果,结果显示底层技术运用二次项($Digtech^2$)、全要素生产率(TFP)系数分别在 1% 水平上显著为负、为正,通过 $utest$ 检验,且拐点落在底层技术运用取值范围内。另外,Sobel 检验的 Z 统计量绝对值为 2.571(5% 水平上显著),并且 95% 置信水平抽样 1000 次的 Bootstrap 间接效应区间上下限分别为 -0.308 和 -0.111,不包含 0。这表明底层技术运用通过倒 U 型影响全要素生产率作用于企业融通创新。假设 H_{2a} 得到验证。

表 8 底层技术运用影响企业融通创新的机制路径检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	$COinn$	TFP	$COinn$	$Risk$	$COinn$
$Digtech$	2.027 *** (11.709)	0.037 *** (2.794)	1.897 *** (11.345)	-0.002 *** (-2.791)	1.996 *** (11.544)
$Digtech^2$	-0.245 *** (-4.662)	-0.010 *** (-2.780)	-0.210 *** (-4.059)	0.001 *** (3.341)	-0.233 *** (-4.434)
$Risk$					-13.902 *** (-9.623)
TFP			3.518 *** (34.923)		
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	11.782 *** (13.574)	4.857 *** (68.558)	-5.306 *** (-5.472)	0.065 *** (13.566)	12.682 *** (14.575)
行业/年份固定效应	是	是	是	是	是
样本量	19700	19700	19700	19700	19700
调整 R^2	0.220	0.413	0.286	0.077	0.223

第(4)列为底层技术运用对经营风险的回归结果,结果显示底层技术运用二次项($Digtech^2$)系数在 1% 水平上显著为正,通过 $utest$ 检验,且拐点落在底层技术运用取值范围内,表明底层技术运用 U 型影响经营风险;第(5)列为底层技术运用和经营风险对企业融通创新的回归结果,结果显示经营风险($Risk$)和底层技术运用二次项($Digtech^2$)系数均在 1% 水平上显著为负,通过 $utest$ 检验,且拐点落在底层技术运用取值范围内。另外,Sobel 检验的 Z 统计量绝对值为 3.739(1% 水平上显著),并且 95% 置信水平抽样 1000 次的 Bootstrap 间接效应区间上下限分别为 -0.338 和 -0.128,不包含 0。这表明底层技术运用通过 U 型影响经营风险作用于企业融通创新。假设 H_{2a} 得到验证。

(2)技术实践应用影响企业融通创新的机制路径检验。表 9 列示了技术实践应用影响企业融通创新的机制路径检验结果。其中,第(2)列为技术实践应用对信息不对称的回归结果,结果显示技术实践应用($Digbusi$)系数在 1% 水平上显著为正;第(3)列为技术实践应用和信息不对称对企业融通创新的回归结果,结果显示技术实践应用($Digbusi$)、信息不对称系数(IA)均在 1% 水平上显著为正。另外,Sobel 检验的 Z 统计量绝对值为 19.990(1% 水平上显著),并且 95% 置信水平抽样

1000 次的 Bootstrap 间接效应置信区间为 $[0.818, 1.057]$, 不包含 0。由于分析师关注度是信息不对称的负向代理变量, 因此以上结果表明技术实践应用通过降低信息不对称而有助于企业融通创新。假设 H_{3a} 得到验证。

表 9 技术实践应用影响企业融通创新的机制路径检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>COinn</i>	<i>IA</i>	<i>COinn</i>	<i>DC</i>	<i>COinn</i>
<i>Digbusi</i>	1.368 *** (21.129)	1.566 *** (22.189)	0.938 *** (15.206)	0.006 *** (6.321)	1.283 *** (18.944)
<i>IA</i>			0.275 *** (38.800)		
<i>DC</i>					10.839 *** (12.151)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	11.024 *** (12.707)	-4.606 *** (-4.814)	12.289 *** (14.825)	-0.028 *** (-2.274)	25.884 *** (27.330)
行业/年份固定效应	是	是	是	是	是
样本量	19700	19700	19700	16315	16315
调整 R ²	0.225	0.155	0.294	0.352	0.254

第(4)列为技术实践应用对动态能力的回归结果, 结果显示技术实践应用(*Digbusi*)系数在 1% 水平上显著为正; 第(5)列为技术实践应用和动态能力对企业融通创新的回归结果, 结果显示技术实践应用(*Digbusi*)、动态能力(*DC*)系数均在 1% 水平上显著为正。另外, Sobel 检验的 Z 统计量绝对值为 5.921(1% 水平上显著), 并且 95% 置信水平抽样 1000 次的 Bootstrap 间接效应置信区间为 $[1.156, 1.410]$, 不包含 0。以上结果表明技术实践应用通过提升动态能力而有助于企业融通创新。假设 H_{3b} 得到验证。

2. 地区知识产权保护的调节作用检验

融通创新的实现需要融合与畅通各类资源, 而知识、技术等资源的共享和转移可能引发知识产权风险(杨震宁和赵红, 2020)^[51], 特别是数字化转型推动了企业间信息、知识、技术等流动, 更加凸显了地区知识产权保护的重要性。知识产权保护通过赋予创新者一定的专有权, 一方面降低其创新成果被竞争对手模仿或侵犯的风险, 保护企业的创新成果收益, 有助于保障良性创新生态的形成, 释放数字化转型对企业创新的溢出效应, 激励多元创新主体合作共赢; 另一方面也限制了企业对外部专利知识的使用, 影响企业数字化转型的外部性。因此, 有理由认为地区知识产权保护可能构成数字化转型影响企业融通创新的重要调节变量。

本部分参考吴超鹏和唐菡(2016)^[52]、韩剑和许亚云(2021)^[53]的研究, 从行政执法、司法保护以及市场规范化程度三个方面构建地区知识产权保护指标。在行政执法方面, 通过整理国家知识产权局 2008—2020 年各省份的专利侵权案件数量, 使用专利侵权受理案件数量除以该地区当年获取的专利授权量, 记为专利侵权率, 使用 1 减专利侵权率得到该地区的未侵权率, 未侵权率越高说明该地区知识产权的行政执法力度越强; 在司法保护方面, 使用各省份每万人拥有的专职律师数量进行衡量, 每万人拥有的专职律师数量越多该地区至知识产权司法保护水平越高; 在市场规范化程

度方面,使用技术市场成交合同金额占该地区国内生产总值的比重衡量,比重越高该地区知识产权市场规范化程度越高。并通过熵值法对行政执法、司法保护以及市场规范化程度进行赋权,合成地区知识产权保护的综合指标,该指标的值越大,地区知识产权保护程度越高。具体地,本文构建了如下调节效应模型进行分析:

$$\begin{aligned} \text{Coinn}_{i,t} = & \varphi_0 + \varphi_1 \text{Digtech}_{i,t}^2 + \varphi_2 \text{Digtech}_{i,t} + \varphi_3 \text{IPR}_{i,t} + \varphi_4 \text{Digtech}_{i,t}^2 \times \text{IPR}_{i,t} \\ & + \varphi_5 \text{Digtech}_{i,t} \times \text{IPR}_{i,t} + \varphi_6 \text{Controls}_{i,t} + \text{Year} + \text{Industry} + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (7)$$

$$\begin{aligned} \text{Coinn}_{i,t} = & \phi_0 + \phi_1 \text{Digbusi}_{i,t} + \phi_2 \text{IPR}_{i,t} + \phi_3 \text{Digbusi}_{i,t} \times \text{IPR}_{i,t} \\ & + \phi_4 \text{Controls}_{i,t} + \text{Year} + \text{Industry} + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (8)$$

其中,IPR 代表地区知识产权保护,其余变量含义与上文相同。

表 10 第(1)列是模型(7)的回归结果,可以发现底层技术运用二次项与地区知识产权保护的交互项(Digtech² × IPR)系数在 5% 水平上显著为负,并且与底层技术运用二次项(Digtech²)系数符号相同,表明经过地区知识产权保护的调节,底层技术运用对企业融通创新的倒 U 型曲线变得更加陡峭,即随着地区知识产权保护程度的增强,拐点前底层技术运用与企业融通创新产出的正向关系越明显,而拐点后底层技术运用对企业融通创新影响的负向关系越明显。可能的原因是,一方面,知识产权保护能够通过提升组织合法性,拓展企业提升内部知识、技术等数字化水平而带来的正向作用,进而扩大了底层技术运用对企业融通创新的促进作用。企业通过引进数字技术,推动了技术、管理、生产等方面的创新,形成差异化的竞争优势,但同时提升了内部知识、技术的数字化程度,因此增加了企业创新成果被侵权的机率。此时,知识产权保护程度的增加,将有效打击侵权行为,降低创新成果被模仿或侵占的风险,有利于企业保护在底层技术运用过程中产生的创新成果(赵宸宇等,2021)^[33],增加企业利用独有创新成果从外部获取利润的意愿,进而提升企业进行融通创新的积极性。另一方面,知识产权保护由于增加了市场垄断风险,将加剧过度底层技术运用对企业融通创新的抑制作用。过度的底层技术运用不仅挤占了企业的资源、创造力,并且由于网络效应的存在,将导致利润向部分企业聚集。此时,知识产权保护程度的增加,将禁锢市场环境下的企业合作,加剧底层技术运用的马太效应,更加抑制企业融通创新。因此,地区知识产权保护程度在底层技术运用与企业融通创新的倒 U 型关系中具有调节作用,在增强二者正向关系的同时也加剧了其负向作用。

表 10 第(2)列是模型(8)的回归结果,可以发现技术实践应用与地区知识产权保护的交互项(Digbusi × IPR)系数在 5% 水平上显著为负,与技术实践应用(Digbusi)系数符号相反,表明知识产权保护强度负向调节技术实践应用与企业融通创新的关系,即随着地区知识产权保护程度的增加,技术实践应用对融通创新的促进作用将受到抑制。这是因为,知识产权保护将在一定程度上抑制技术、知识等在创新主体间的扩散与溢出,不断增大企业间的技术距离,因而不利于技术实践应用促进企业间创新成果交流与共享作用的发挥。企业利用数字技术对经济社会中各类场景的赋能,有效降低了企业与企业创新主体间信息沟通和知识、技术等获取的障碍。此时,知识产权保护程度的增加,将阻碍企业间信息、技术等各类资源的融合与畅通,因而会抑制技术实践应用对企业融通创新的促进作用。特别是,技术实践应用强调企业利用数字技术对新市场、新服务的开拓,而对在位企业的知识产权保护,将导致新创企业通过技术实践应用敏锐感知市场机会,进行产品和技术细微变动或创新的行为更易被判定为侵权或技术剽窃,这不仅加剧了在位企业的垄断行为,并且打击了新创企业的创新积极性(Chen 和 Wu, 2022)^[54],提升了创新难度,不利于融通创新的实现。因此,地区知识产权保护将削弱技术实践应用对企业融通创新促进作用。

表 10 知识产权保护强度的调节作用

变量	(1)	(2)
	<i>COinn</i>	<i>COinn</i>
<i>Digtech</i>	1.662 *** (14.814)	
<i>Digtech</i> ²	-0.231 *** (-4.421)	
<i>IPR</i>	7.404 *** (13.692)	6.498 *** (14.851)
<i>Digtech</i> × <i>IPR</i>	-1.434 ** (-2.122)	
<i>Digtech</i> ² × <i>IPR</i>	-0.767 ** (-2.519)	
<i>Digbusi</i>		1.353 *** (20.905)
<i>Digbusi</i> × <i>IPR</i>		-0.874 ** (-2.316)
控制变量	控制	控制
常数项	13.620 *** (15.633)	13.433 *** (15.501)
行业/年份固定效应	是	是
样本量	19700	19700
调整 R ²	0.233	0.235

3. 异质性检验

上文利用全样本数据分析了底层技术运用和技术实践应用层面数字化转型对企业融通创新的影响,并经过多种内生性和稳健性确定了它们之间的关系。但是数字化转型对企业融通创新的作用,可能因为企业属性不同存在非对称效果。由于融通创新是释放大企业创新活力、激发中小企业创新潜力的有效渠道(陈劲等,2020^[15];李彦宏,2021^[16]),而大企业和中小企业在资源基础、创新优势和特点等方面的明显差异,将导致数字化转型对企业融通创新的作用效果存在差别,因而有必要继续分析底层技术运用、技术实践应用对企业融通创新作用效果的企业规模异质性,以能够有针对性地提出推进企业融通创新的政策建议。

借鉴李琦等(2021)^[55]研究,本文使用企业总资产的对数衡量企业规模,并根据企业规模均值对全样本进行划分,大于均值则为大企业,小于等于均值则为中小企业,分组检验结果如表 11 所示。其中,第(1)列和第(2)列为中小企业样本的回归结果,第(3)列~第(5)列为大企业样本的回归结果。第(1)列中底层技术运用二次项(*Digtech*²)系数在 1% 水平上显著为负,通过 *utest* 检验,拐点(*Digtech* = 3.604)位于底层技术运用取值范围内。第(3)列中底层技术运用二次项(*Digtech*²)系数为负,但未通过 *utest* 检验,且拐点(*Digtech* = 7.756)超过底层技术运用的最大临界值。本文推断大企业底层技术运用对企业融通创新的影响可能仅表现为正向的促进作用,因此在第(4)列中进行了回归检验,可以发现底层技术运用(*Digtech*)系数在 1% 水平上显著为正,表明对于大企业而言,底层技术运用更能够促进企业融通创新,甚至是消除了负向作用。第(2)列和第(5)列中技术

实践应用(*Digbusi*)系数均在 1% 水平上显著为正,但是相较于大企业,中小企业技术实践应用的系数较小。另外,组间系数差异性检验的 *Chi2* 值分别为 171.83、52.34,且均在 1% 水平上显著。以上结果表明,相较于中小企业,大企业底层技术运用、技术实践应用层面数字化转型对企业融通创新的促进作用均更明显。

表 11 企业规模的对比

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>COinn</i>	<i>COinn</i>	<i>COinn</i>	<i>COinn</i>	<i>COinn</i>
	中小企业			大企业	
<i>Digtech</i>	0.933 *** (5.478)		2.175 *** (7.715)	1.747 *** (13.880)	
<i>Digtech</i> ²	-0.129 *** (-2.647)		-0.140 * (-1.695)		
<i>Digbusi</i>		0.639 *** (9.915)			1.597 *** (13.830)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	21.221 *** (24.243)	20.882 *** (23.872)	9.423 *** (5.719)	9.409 *** (5.711)	7.845 *** (4.749)
行业/年份固定效应	是	是	是	是	是
样本量	11070	11070	8630	8630	8630
调整 R ²	0.154	0.157	0.176	0.176	0.176

本文认为出现上述现象的原因在于,数字化转型需要企业投入资金、技术等资源(倪克金和刘修岩,2021)^[30],大企业经济实力雄厚且拥有更高的社会信誉,能够从外部网络中获取或调用更多的资源,由此将带来大企业的外部连接效应和创新效率提升效果比中小企业更明显。例如,海尔集团通过打造数字化的卡奥斯平台,以对内转型、对外赋能的模式进行全流程的业务数字化,构建资源、企业零距离对接的融通创新体系,形成了“大企业共建,小企业共享”的创新生态,助力中小企业发展。对底层技术运用而言,由于大企业组织结构复杂、管理层级多,存在内部协调成本高昂、经营决策权分散、信息传递链较长等现象。相较于中小企业,底层技术运用更能弥补大企业在这方面的不足(安同良和闻锐,2022)^[56],促使大企业内部管理、决策等流程更加灵活,进而有助于增强与其他创新主体间的连接与资源整合。对于技术实践应用而言,大企业拥有较为成熟的技术积累和实践经验,可以较为熟练地根据具体场景进行数字技术的深度融合,并通过打造创新生态圈,释放自身资源优势,为中小企业创新赋能。因此,相较于中小企业,无论是进行底层技术运用还是技术实践应用层面的数字化转型,大企业均更能够促进融通创新。

六、结 论

1. 研究结论

数字经济时代,创新要素联接更加紧密,流动更快,企业的数字化转型更是加速了这一过程,催生更多主体、种群间多样化和深层次的互通互联需求,因而为实现融通创新带来了新机遇。本文以 2008—2020 年沪深 A 股上市公司为研究样本,并构建了更为全面的指标衡量企业融通创新,实证检验了底层技术运用、技术实践应用对企业融通创新的差异化影响,以及企业规模异质性和地区知

识产权保护的调节作用,主要得到以下结论:(1)数字化转型有利于企业融通创新,企业在技术实践应用层面的数字化转型正向促进融通创新,底层技术运用则表现为先扬后抑的倒U型作用。这是由于过度底层技术运用将耗费企业较多的资源,挤占了企业的创新投入,因而不利于融通创新,但是这一不利影响能够在企业中得以消除。同时,相较于中小企业,技术实践应用对融通创新的促进作用亦在大企业更为明显。(2)机制路径分析发现,底层技术运用通过影响经营风险、全要素生产率作用于企业融通创新,而技术实践应用则通过提升动态能力、降低信息不对称促进企业融通创新。(3)地区知识产权保护对于两个层面数字化转型都具有调节作用,其强化了底层技术运用对企业融通创新的倒U型作用,减弱了技术实践应用的促进作用。

2. 政策建议与管理启示

政府应通过政策引领、机制完善等,保障数字化转型对企业融通创新正向促进效应的有效发挥。具体而言:(1)通过财政补贴、专项资金和政策倾斜等方式,支持企业进行数字化转型,以进一步促进融通创新。同时,在鼓励企业进行底层技术运用层面数字化转型时,应把握适度原则,建立科学有效的评价体系,减少企业因过度数字技术投入导致失配于自身资源和能力而产生的问题,更加健康、可持续地推进企业数字化转型。另外,政府应不断加快5G网络、工业互联网、数据中心等数字基础设施建设步伐,筑牢企业数字化转型底座,为企业利用数字技术融合各类社会经济场景提供基础保障。(2)政府在制定政策时应充分遵循企业的资源禀赋优势,避免“一刀切”。不同规模企业的资源与能力基础、创新意愿等存在差异性,而本文证实了大企业数字化转型对企业融通创新的促进作用相较于中小企业更明显。因此,可以鼓励大企业在底层技术运用和技术实践应用方面发挥引领和支撑性作用,引导资源充足和有条件的大企业建设共享、共生、共担、共赢的产业共同体、创新联合体等融通创新特色载体,带动中小企业成长与发展;同时,积极部署与开展中小企业数字化转型试点工作,通过设立中小企业数字化转型专项资金、加强中小企业专利技术保护力度等方式,鼓励中小企业积极融入大企业生态圈。(3)企业与其他创新主体间的合作可能面临着知识、技术、数据等核心要素泄露或被模仿的风险,而地区知识产权保护能够有效减少上述现象的存在,但也有可能限制了数字化转型带来资源融合和畅通效应的发挥。为避免企业因此降低融通创新的意愿,政府应从“降低侵犯风险”出发,制定数据和技术确权、引用、交易等相关制度及监管规定,为充分释放底层技术运用对企业融通创新促进作用提供保障;从“保障知识溢出”出发,鼓励企业联合建立知识、技术共享平台,降低知识产权保护对技术实践应用促进企业融通创新的抑制作用。

企业应兼顾差异化和系统性制定数字化转型及创新战略。具体而言:(1)底层技术运用、技术实践应用对企业融通创新的影响效果及作用机制存在差异,因此企业应当在综合考虑自身资源和能力基础、需求与发展痛点、外部环境等特点的基础上,选择最为合适的数字化转型方案。虽然底层技术运用可以促进企业融通创新发展,但是投入过多的智能设备、数字技术将挤出企业的创新投入,因此要把握适当的底层技术运用水平,尤其是中小企业更应谨慎决策。(2)创新范式已经发生了深刻变化,融通创新将成为企业未来实现新增长点的源泉,因此企业应当跳出自身单点思维,积极加入融通创新行列。各类创新主体的创新基础与意愿存在差异性,一方面,企业应当主动寻找潜在的合作创新主体,有效融合创新要素,增强融通创新的可能;另一方面,有条件的企业可以通过开发与应用大数据、云计算技术建立统一的数据平台,为其他企业跨界合作或创新提供服务,确保融通创新活动的顺利进行。(3)企业应当在数字化转型过程中优化对各类资源的管理,进一步促成融通创新。一方面,底层技术运用将改变企业资源基础,因而企业可以通过建立数据中台或利用数智化平台等,实现对包括数据在内的资源全过程管理,在提高资源利用效率的同时,提升资源共享度,促进与其他创新主体之间创新资源的融合与畅通;另一方面,技术实践应用能够增强企业获取外部资源、信息的机会和能力,因而企业应当充分利用数字技术渗透性特点,融合各类经济社会

场景,在增加企业的资源储备的同时,有效整合其他创新主体的资源,拓宽企业资源池。

值得注意的是,本文从数字化转型视角分析了融通创新的影响因素,尚未考虑融通创新实现的动态过程,因此未来可尝试通过多案例、动态仿真等方式,更为深入地探究数字化转型对企业融通创新的动态作用机制。另外,本文仅研究了融通创新的影响因素,尚未讨论数字化转型影响企业融通创新而产生的价值或经济后果,而融通创新是我国迈进创新型国家前列的重要助力器,其经济效果值得未来进一步探索。

参考文献

[1] 崔维军,孙成,陈光. 距离产生美? 政企关系对企业融通创新的影响[J]. 天津: 科学学与科学技术管理, 2021, (6): 81 - 101.

[2] 戚聿东,肖旭. 数字经济时代的企业管理变革[J]. 北京: 管理世界, 2020, (6): 135 - 152, 250.

[3] 袁淳,肖土盛,耿春晓,盛誉. 数字化转型与企业分工: 专业化还是纵向一体化[J]. 北京: 中国工业经济, 2021, (9): 137 - 155.

[4] Nambisan, S., M. Wright, and M. Feldman. The Digital Transformation of Innovation and Entrepreneurship: Progress, Challenges and Key Themes[J]. Research Policy, 2019, 48, (8): 1 - 9.

[5] 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.

[6] 池毛毛,叶丁菱,王俊晶,翟姗姗. 我国中小制造企业如何提升新产品开发绩效——基于数字化赋能的视角[J]. 天津: 南开管理评论, 2020, (3): 63 - 75.

[7] Verhoef, P. C., T. Broekhuizen, Y. Bart, A. Bhattacharya, J. Q. Dong, N. Fabian, and M. Haenlein. Digital Transformation: A Multidisciplinary Reflection and Research Agenda[J]. Journal of Business Research, 2021, 122, (1): 889 - 901.

[8] 余菲菲,曹佳玉,杜红艳. 数字化悖论: 企业数字化对创新绩效的双刃剑效应[J]. 上海: 研究与发展管理, 2022, (2): 1 - 12.

[9] 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]. 北京: 管理世界, 2021, (5): 170 - 190, 13.

[10] 张国胜,杜鹏飞. 数字化转型对我国企业技术创新的影响: 增量还是提质? [J] 北京: 经济管理, 2022, (6): 82 - 96.

[11] 杜明威,耿景珠,崔岩. 企业数字化转型与出口: 来自中国上市公司的微观证据[J]. 上海: 世界经济研究, 2022, (9): 119 - 134, 137.

[12] 陈劲,张月遥,阳镇. 共同富裕战略下企业创新范式的转型与重构[J]. 天津: 科学学与科学技术管理, 2022, (2): 49 - 67.

[13] 陈劲,阳镇. 融通创新视角下关键核心技术的突破: 理论框架与实现路径[J]. 上海: 社会科学, 2021, (5): 58 - 69.

[14] Lee, S. M., D. L. Olson, and S. Trimi. Co-innovation: Convergenomics, Collaboration, and Co-creation for Organizational Values [J]. Management Decision, 2012, 50, (5): 817 - 831.

[15] 陈劲,阳银娟,刘畅. 面向 2035 年的中国科技创新范式探索: 融通创新[J]. 北京: 中国科技论坛, 2020, (10): 7 - 10.

[16] 李彦宏. 以融通创新助力高质量发展(新论)[N]. 北京: 人民日报, 2021 - 3 - 2(5).

[17] 陈敬全,庞鹏沙,谷敏,王莹. 立足新时代大力推进融通创新加快建设创新型国家的思考[J]. 北京交通大学学报(社会科学版), 2018, (2): 12 - 17.

[18] 华若筠,龙海波. 推动融通创新要把握两个关键[N]. 北京: 经济日报, 2020 - 3 - 2(11).

[19] 陈春花,朱丽,刘超,徐石. 协同共生论: 数字时代的新管理范式[J]. 上海: 外国经济与管理, 2022, (1): 68 - 83.

[20] 肖静华. 企业跨体系数字化转型与管理适应性变革[J]. 重庆: 改革, 2020, (4): 37 - 49.

[21] 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, 220.

[22] 贾西猛,李丽萍,王涛,陈启胜. 企业数字化转型对开放式创新的影响[J]. 天津: 科学学与科学技术管理, 2022, (11): 19 - 36.

[23] Haefner, N., J. Wincent, V. Parida, and O. Gassmann. Artificial Intelligence and Innovation Management: A Review, Framework, and Research Agenda[J]. Technological Forecasting and Social Change, 2021, 162, (1): 1 - 10.

[24] 胡海峰,宋肖肖,窦斌. 数字化在危机期间的价值: 来自企业韧性的证据[J]. 北京: 财贸经济, 2022, (7): 134 - 148.

[25] 周琪,苏敬勤,长青,张璐. 战略导向对企业绩效的作用机制研究: 商业模式创新视角[J]. 天津: 科学学与科学技术管理, 2020, (10): 74 - 92.

[26] 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.

[27] 张骞,李长英. 信息化对区域创新绩效的直接效应和间接效应——兼论人力资本非线性中介作用[J]. 南京: 现代经济探

讨,2019,(2):113-121.

[28]丛屹,陈琦.产业数字化降低了劳动报酬占比吗?——技术变革和业务转型的双重视角[J].现代财经(天津财经大学学报),2022,(10):3-19.

[29]Kohtamäki, M., V. Parida, P. Oghazi, H. Gebauer, and T. Baines. Digital Servitization Business Models in Ecosystems: A Theory of the Firm[J]. Journal of Business Research, 2019, 104, (11): 380-392.

[30]倪克金,刘修岩.数字化转型与企业成长:理论逻辑与中国实践[J].北京:经济管理,2021,(12):79-97.

[31]施炳展,李建桐.互联网是否促进了分工:来自中国制造业企业的证据[J].北京:管理世界,2020,(4):130-149.

[32]杜勇,娄靖.数字化转型对企业升级的影响及溢出效应[J].武汉:中南财经政法大学学报,2022,(5):119-133.

[33]赵宸宇,王文春,李雪松.数字化转型如何影响企业全要素生产率[J].北京:财贸经济,2021,(7):114-129.

[34]武常岐,张昆贤,周欣雨,周梓洵.数字化转型、竞争战略选择与企业高质量发展——基于机器学习与文本分析的证据[J].北京:经济管理,2022,(4):5-22.

[35]Gebauer, H., E. Fleisch, C. Lamprecht, and F. Wortmann. Growth Paths for Overcoming the Digitalization Paradox[J]. Business Horizons, 2020, 63, (3): 313-323.

[36]Tian, G., B. Li, and Y. Cheng. Does Digital Transformation Matter for Corporate Risk-taking? [J]. Finance Research Letters, 2022, 49, (6): 103107.

[37]Frank, A. G., L. S. Dalenogare, and N. F. Ayala. Industry 4.0 Technologies: Implementation Patterns in Manufacturing Companies [J]. International Journal of Production Economics, 2019, 210, (4): 15-26.

[38]Wamba, S. F., A. Gunasekaran, S. Akter, S. J. F. Ren, R. Dubey, and S. J. Childe. Big Data Analytics and Firm Performance: Effects of Dynamic Capabilities[J]. Journal of Business Research, 2017, 70, (1): 356-365.

[39]陈剑,黄朔,刘运辉.从赋能到使能——数字化环境下的企业运营管理[J].北京:管理世界,2020,(2):117-128,222.

[40]张媛,孙新波,钱雨.传统制造企业数字化转型中的价值创造与演化——资源编排视角的纵向单案例研究[J].北京:经济管理,2022,(4):116-133.

[41]Karahde, P., and J. Q. Dong. Innovation Outcomes of Digitally Enabled Collaborative Problemistic Search Capability [J]. MIS Quarterly, 2021, 45, (2): 693-718.

[42]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.

[43]焦豪,杨季枫,王培暖,李倩.数据驱动的企业动态能力作用机制研究——基于数据全生命周期管理的数字化转型过程分析[J].北京:中国工业经济,2021,(11):174-192.

[44]Arias-Pérez, J., N. Lozada, and E. Henao-García. When It Comes to the Impact of Absorptive Capacity on Co-innovation, How Really Harmful is Knowledge Leakage? [J]. Journal of Knowledge Management, 2020, 24, (8): 1841-1857.

[45]Jiao, H., J. Yang, J. Zhou, and J. Li. Commercial Partnerships and Collaborative Innovation in China: The Moderating Effect of Technological Uncertainty and Dynamic Capabilities [J]. Journal of Knowledge Management, 2019, 23, (2): 1429-1454.

[46]毕晓方,翟淑萍,何琼枝.财务冗余降低了企业的创新效率吗?——兼议股权制衡的治理作用[J].上海:研究与发展管理,2017,(2):82-92.

[47]Lind, J. T., and H. Mehlum. With or Without U? The Appropriate Test for a U-shaped Relationship [J]. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 2010, 72, (1): 109-118.

[48]温忠麟,叶宝娟.中介效应分析:方法和模型发展[J].北京:心理科学进展,2014,(5):731-745.

[49]余明桂,李文贵,潘红波.管理者过度自信与企业风险承担[J].北京:金融研究,2013,(1):149-163.

[50]杨林,和欣,顾红芳.高管团队经验、动态能力与企业战略突变:管理自主权的调节效应[J].北京:管理世界,2020,(6):168-188,201,252.

[51]杨震宁,赵红.中国企业的开放式创新:制度环境、“竞合”关系与创新绩效[J].北京:管理世界,2020,(2):139-160,224.

[52]吴超鹏,唐韵.知识产权保护执法力度、技术创新与企业绩效——来自中国上市公司的证据[J].北京:经济研究,2016,(11):125-139.

[53]韩剑,许亚云.知识产权保护与利用外资[J].北京:经济管理,2021,(4):5-20.

[54]Chen, W., Y. Wu. Does Intellectual Property Protection Stimulate Digital Economy Development? [J]. Journal of Applied Economics, 2022, 25, (1): 723-730.

[55]李琦,刘力钢,邵剑兵.数字化转型、供应链集成与企业绩效——企业家精神的调节效应[J].北京:经济管理,2021,(10):5-23.

[56]安同良,闻锐.中国企业数字化转型对创新的影响机制及实证[J].南京:现代经济探讨,2022,(5):1-14.

How does Digital Transformation Influence Enterprise Co-innovation?

LI Xiao-xiang¹, ZHANG Shu-han²

(1. School of Business, Anhui University, Hefei, Anhui, 230601, China;

2. School of Economics, Anhui University, Hefei, Anhui, 230601, China)

Abstract: Co-innovation is a deep-level cooperative innovation paradigm with deep integration and high smoothness of resources between enterprises and other innovation entities, which is of great significance for overcoming the insufficient innovation ability of a single entity and realizing the goal of systematic innovation. Therefore, how to drive the co-innovation of enterprises and give full play to the respective innovation advantages of large enterprises and small and medium-sized enterprises has become a key issue for China to further enhance the innovation capability of enterprises and step into the forefront of innovative countries. At the same time, with the continuous upgrading and rapid popularization of digital technology and the increasingly deep integration of the digital economy and the real economy, digital transformation has become a key strategy for enterprises' survival and long-term development. Digital transformation plays an important role in breaking through enterprise boundaries and promoting cross-border collaboration and integration. So, can digital transformation help to realize the co-innovation which is urgently promoted by China? In addition, digital transformation involves two different levels of underlying technology application and practical digital technology application. Do they have a differentiated impact and mechanism on enterprise co-innovation?

On the basis of theoretical analysis, and using A-share listed companies in Shanghai and Shenzhen stock exchanges from 2008 to 2020 as research samples, this paper empirically tests the differential impact and mechanism of digital transformation on enterprise co-innovation at the level of underlying technology application and practical digital technology application. The result shows that underlying technology application and practical digital technology application have inverted U-shaped and positive effects on enterprise co-innovation respectively. And compared with small and medium-sized enterprises, the digital transformation of large enterprises can promote enterprise co-innovation more. The mechanism test shows that underlying technology application affects enterprise co-innovation by influencing business risk and total factor productivity, while practical digital technology application affects co-innovation by improving dynamic capabilities and reducing information asymmetry. At the same time, the regional intellectual property protection positively regulates the relationship between underlying technology application and co-innovation, and negatively regulates the relationship between practical digital technology application and co-innovation. That is to say, the higher the intensity of intellectual property protection, the more "convex" the impact of underlying technology application on enterprise co-innovation, and the weaker the promotion effect of practical digital technology application.

The marginal contributions of this paper are as follows. (1) This paper constructs a multi-dimensional index of co-innovation, which reflects the degree of enterprise co-innovation more comprehensively and objectively, and provides a useful reference for evaluating enterprise co-innovation and exploring its important factors. (2) As for enterprise co-innovation, existing researches mainly focus on its connotation, characteristics and effectiveness, and few studies focus on its influencing factors. Based on the perspective of digital transformation, this paper explores the antecedents of enterprise co-innovation, provides new ideas for the realization of co-innovation in the era of digital economy, and clarifies the role boundary of digital transformation, a key factor, from the perspective of scale and intellectual property protection. (3) By distinguishing the differentiated impacts of digital transformation on enterprise co-innovation at two different levels, namely the underlying technology application and the practical digital technology application, this paper not only enrich the research on the effects of digital transformation, but also helps to coordinate the current controversy about the impact of digital transformation on enterprise innovation. The research of this paper deepens the understanding of the enabling role of digital transformation in theory, and provides an important reference for the government to formulate relevant policies to promote enterprise co-innovation in the era of the digital economy in practice.

Key Words: digital transformation; co-innovation; underlying technology application; practical digital technology application; intellectual property protection

JEL Classification: M10, O14, O32

DOI: 10.19616/j.cnki.bmj.2023.04.003

(责任编辑:李先军)