

数字并购的市场效应*

——基于创新与垄断的视角

李双燕 乔阳娇

(西安交通大学经济与金融学院, 陕西 西安 710061)



内容提要:加快推进企业数字化转型和高质量发展,是打造具有国际竞争力的数字产业集群的重要组成部分,数字并购作为企业数字化转型的重要方式之一,探讨其行为产生的市场效应具有重要意义。本文将 2010—2018 年沪深 A 股上市公司中制造业和信息传输、软件以及信息技术服务业中的数字并购事件作为一次正向冲击,在多时点倾向得分匹配—双重差分模型(PSM-DID)的实证框架下,基于创新与垄断的视角探讨了数字并购的市场效应。结果表明,数字并购显著提升了并购方企业的创新产出,但对企业垄断势力具有负向效应。机制分析表明,人力资本成本是把双刃剑,一方面激发了员工创新的动力,提高企业创新产出;另一方面由于人力资本成本压力的不完全转嫁,降低了企业垄断势力,且全要素生产率对企业创新具有正向促进作用,而数字资产的溢出效应不利于企业垄断势力的提升。基于异质性分析发现,股权非高度集中企业进行数字并购能够显著提升企业的创新产出,数字并购对数字经济企业、股权非高度集中企业和高技术密集型企业垄断势力的负向影响较为显著,反之则不显著。以上研究结论为探究企业通过数字并购进行数字化转型发展提供了新的经验证据,为推动企业高质量发展提供了现实依据。

关键词: 数字并购 创新产出 企业价格加成 协同效应 溢出效应

中图分类号: F272 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002—5766(2023)10—0049—21

一、引言

党的二十大报告提出要“推动经济高质量发展”,“加快发展数字经济,促进数字经济和实体经济深度融合,打造具有国际竞争力的数字产业集群”。当前通过数字化转型推动高质量发展已然成为企业发展的目标,而并购作为推动企业数字化转型的重要手段,其实施效果一直是学者们关注的重要问题。根据 Wind 数据库中行业并购交易的统计数据,从行业门类来看,2010—2018 年制造业和信息传输、软件以及信息技术服务业并购交易数量分别为 24492 件和 6987 件,可见该时期我国企业间的并购活动较为频繁。具体来看,2010—2018 年并购数量最多的行业大类为软件和信息信息技术服务业,其次是计算机、通信和其他电子设备制造业,并购数量分别为 4710 和 3912 件^①,可见

收稿日期:2023-04-09

* 基金项目:陕西省社会科学基金“深入学习贯彻党的二十大精神研究”重大项目“陕西省国有企业助力经济高质量发展的产业并购路径研究”(2023ZD10)。

作者简介:李双燕,女,教授,博士生导师,管理学博士,研究领域为公司金融与企业并购重组,电子邮箱:shuangyanli@mail.xjtu.edu.cn;乔阳娇,女,博士研究生,研究领域为数字经济与金融投资,电子邮箱:cassie_qiao@163.com。通讯作者:乔阳娇。

①根据 Wind 咨询统计,2010—2018 年软件和信息信息技术服务业的并购交易金额总计为 6435.32 亿元,计算机、通信和其他电子设备制造业并购交易金额为 12835.85 亿元。

该时期我国数字经济核心产业企业^①的并购活跃度较高,也反映出企业通过并购实现自身数字化转型进而推动高质量发展的紧迫性。企业并购本质上是资产控制权的转移,理论上来说,当资产控制权转移到更为有效率的管理者手中时,资源的使用效率会得到显著提升(Bloom等,2013)^[1]。具体来说,一方面,企业通过并购能够快速获得相关技术或资产,基于协同效应提升企业自身创新或者垄断势力;另一方面,企业间的频繁并购行为在一定程度上也能够激发市场活力,加速市场间资源流动,推动技术共享。但是,Cunningham等(2021)^[2]从垄断竞争视角提出了猎杀式并购(killer acquisitions),即并购方企业通过并购来终止并购标的企业某一创新项目的研发。由此可知,并购目的不同也会产生差异化的市场效应。

从现有关于企业并购效应的研究来看,一方面,基于企业创新视角,国内外大多数学者从不同角度分析了并购行为对企业创新的影响效应,主要分为创新激励论和创新抑制论。当前我国学者的相关研究中主要支持企业并购产生的创新激励作用(王宛秋等,2022)^[3],而近些年国外学者比较关注创新抑制论(Celik等,2022)^[4]。同样,基于企业垄断视角,国内现有研究中较为支持并购能够提升企业垄断势力(唐浩丹等,2022)^[5],而国外学者近年来比较关注猎杀式并购(Cunningham等,2021)^[2]。另一方面,相较于传统并购行为,基于数字经济的发展,学者们提出了数字并购(Hanelt等,2021^[6];唐浩丹和蒋殿春,2021^[7]),并对数字并购效应展开了相关研究。但现有关于数字并购的定义、识别和影响效应的研究尚处于初步探索阶段,并购方企业通过数字并购如何影响自身创新和垄断势力,有待进一步检验,而这一研究对企业数字化转型和高质量发展都具有较强的现实意义。

基于此,本文聚焦于制造业和信息传输、软件以及信息技术服务业两大行业门类企业的数字并购行为,基于创新和垄断的视角探讨数字并购对并购方企业的市场效应。首先,对数字并购进行重新界定;然后,基于创新和垄断的视角,检验数字并购对并购方企业的市场效应,并在进一步检验中,从成本理论、效率理论和溢出效应三个方面对数字并购市场效应的作用机制进行分析;最后,从企业类型、股权集中度和技术密集度三个角度进行异质性分析。

本文可能的边际贡献在于:一是重新界定了数字并购的识别标准。本文基于Hanelt等(2021)^[6]、唐浩丹和蒋殿春(2021)^[7]关于数字并购的定义,在数字并购界定中不再单方面通过并购标的企业是否为数字经济企业进行划分,而是更具体地从并购标的企业是否拥有专利、是否拥有软件著作权或是否属于数字经济核心产业企业三个方面进行界定。通过这样界定,能够包含基于不同并购目的进行数字并购的并购方企业,且本文提出的数字并购识别标准既是对现有数字并购识别的扩展和补充,也能够较为全面地捕捉数字并购的特征信息。二是构建了一个数字并购市场效应的分析框架。数字并购能够使得并购方企业获得人力资本和数字资产,基于协同效应,从生产效率、成本理论和溢出效应三个视角检验了数字并购对企业创新和垄断势力影响的内在作用机制。与既有关于数字并购对企业垄断势力的研究结果不同(唐浩丹等,2022)^[5],本文发现数字并购对企业垄断势力产生负向效应,分别从人力资本成本的上升和数字技术等无形资产溢出效应两个方面进行了检验。该分析框架为企业数字并购的市场效应分析提供了新的解释。

二、文献回顾

目前国内外关于并购的研究较为丰富,而关于数字并购的研究相对较少。虽然自20世纪90

^① 根据《数字经济及其核心产业统计分类(2021)》(国家统计局第33号),将数字经济产业分为五大类:01数字产业制造、02数字产业服务、03数字技术应用、04数字要素驱动业、05数字化效率提升业。其中,01~04为数字经济核心产业。具体而言,数字经济的核心产业主要包含国民经济行业分类中的计算机通信和其他电子设备制造业,电信广播电视和卫星传输服务,互联网和相关服务,软件和信息技术服务业4个大类行业。

年代以来,基于数字资源开发和利用的数字经济就已经开始发展起来,但是关于数字并购的研究近年来才开始引起学者们的关注。数字并购起源于数字经济的发展,而数字经济的发展伴随着相关数字技术的应用和发展。Bharadwaj等(2013)^[8]将数字技术定义为信息、计算机、通信和连通技术(如云计算、移动技术、社交媒体或者大数据)的集合,主要关注的是基于互联网技术发展带来的一系列技术变革。而近年来底层数字技术的迅速发展,如人工智能、大数据、云计算和区块链等,进一步丰富了数字技术的内涵和外延(Vial,2019)^[9]。

目前学术界关于数字并购的定义标准主要来自Hanelt等(2021)^[6]、唐浩丹和蒋殿春(2021)^[7],前者将数字并购定义为收购拥有数字技术并将其作为商业模式关键要素的企业,后者将其定义为企业为提高自身数字化能力的并购,且根据并购目的的不同,将数字并购分为技术获取型、服务获取型和市场获取型。在数字并购识别中,现有研究都是基于并购标的企业的数字特征进行划分,Hanelt等(2021)^[6]识别数字并购的标准为并购标的企业是否将数字技术作为其商业模式的核心要素;唐浩丹等(2022)^[5]筛选了13个与制造业企业相关的数字经济行业^①,如果并购标的企业属于这13个企业,则称为数字并购。现有其他研究都是基于二者的识别标准进行实证检验。在数字并购效果研究中,学者认为数字并购能够促进并购方企业创新(Hanelt等,2021^[6];方森辉等,2022^[10];伍晨和张帆,2023^[11]),提升并购方企业绩效(Hanelt等,2021^[6];Tang等,2022^[12])和垄断势力(唐浩丹等,2022)^[5]。而在数字并购通过哪些渠道影响并购方企业创新、绩效和垄断势力方面则存在差异,如方森辉等(2022)^[10]从知识存量、企业市盈率和息税折旧摊销前利润三个角度分析了数字并购对企业创新的影响机制;Tang等(2022)^[12]从创新和分析师报道两个渠道检验了数字并购对企业绩效的作用机制;唐浩丹等(2022)^[5]从生产率、人力资本结构和强化服务型制造三个渠道检验了数字并购对企业垄断势力的作用机制。另外,潘敏和徐琛卓(2023)^[13]从并购方企业本身数字属性出发(即并购方企业为数字经济企业),探讨其并购行为对企业创新的影响,该研究丰富和细化了数字经济发展下企业并购行为影响效应的相关研究。

基于上述数字并购的相关研究可知,一方面,现有研究对于数字并购的识别标准都是基于特定的数字技术,虽然能够进行精准识别,但是由于识别标准的限制,使得识别出的研究样本仅涉及数字技术的一部分且数量较少,而忽视了其他与数字技术发展相关的要素;另一方面,现有关于数字并购作用机制和影响效应的研究中,即便是基于创新视角的研究,作用机制也存在差异,而影响效应的检验结果都表明数字并购能够对并购方企业产生积极影响,那么数字并购是否存在其他作用机制以及是否会对并购方企业产生不利影响值得进一步探索。综上可知,现有关于数字并购识别、机制检验和影响效应的研究尚不充分,同时,尚未有研究从人力资本成本和溢出效应两个渠道分析其作用机制。

三、理论机制与研究假说

本文基于创新与垄断的视角分析数字并购的市场效应,提出的理论分析逻辑如下:并购方企业通过数字并购能够获得并购标的企业拥有的人力资本和数字资产(包含数字技术等无形资产),进而推动企业的数字化转型。一方面,人力资本成本的上升有利于激发员工创新热情以及并购协同效应带来企业生产效率的提升,都有助于提高并购方企业创新产出;另一方面,由于高技术人才带来的人力资本成本上升和数字资产的溢出效应,可能都不利于并购方企业垄断势力提升。理论分析框架如图1所示。

① 13个数字经济行业分别为物联网、高端制造业、机器人与无人机、大数据、软件定制服务、人工智能与机器学习、网络安全、供应链技术、3D打印、云技术、虚拟现实、增强现实和营销技术。

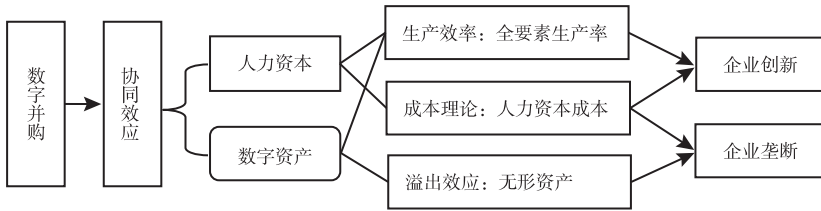


图1 理论分析框架

资料来源:作者整理

1. 数字并购与企业创新

数字化转型是企业高质量发展的必由之路。企业数字化转型路径主要有两种:一是企业内部需求作用机制下进行的数字化转型;二是依靠外部因素进行数字化转型即并购。随着全球数字经济的发展,企业数字化转型不断深入推进,数字并购如何影响企业创新和垄断势力是体现企业数字化转型效果的重要方面。本文主要基于数字并购的协同效应(Bena和Li,2014)^[14]展开研究,本质上来说数字并购不同于以往传统并购,主要由于数字技术本身作为一种颠覆性的技术变革,不仅创造了新的企业价值提升逻辑,而且也革新了企业经营模式和市场拓宽方式,进而使得数字并购能够更好地发挥协同效应。具体而言,数字并购如何赋能制造业和信息传输、软件以及信息技术服务业两大行业企业的数字化转型,主要体现在数字资产(包含数字技术等无形资产)和人力资本两个方面。

数字技术赋能企业科技创新。一方面,Bukht和Heeks(2018)^[15]将数字经济定义为三个层次:基础数字经济技术为核心层次;数字服务于平台经济为中间层,涉及数字技术的应用,如电子商业;算法驱动的经济活动等为最外层。数字并购赋能企业数字技术实际上包含以上三个层次中的任意一层技术,由于企业类型以及需求的差异,数字化转型的技术需求也存在差异。目前大部分数字技术都是无形技术,通过并购不仅能够实现并购双方技术的快速融合,而且能够避免其他形式交易产生的额外损失。另外,企业数字化转型作为一个动态发展的过程,数字技术的动态性、可扩展性与企业数字化转型相互融合,能够最大程度提升数字技术的应用效率。企业通过数字并购,不仅能够快速获取数字技术,而且通过相关技术的融合发展,能够进一步提升企业整体研发实力。另一方面,企业数字化转型中数字技术能够促进生产要素与新兴数字技术的融合,数据作为数字化转型中的重要要素,已成为企业生产要素的关键组成部分,渗透到企业价值创造的各个环节,数据获取也成为企业在某些行业占有有利地位的核心要素(马蔷等,2018)^[16]。企业通过数字并购,融合并购标的企业的数字技术,能够最大限度发挥自身的数字技术优势,数字技术的应用不仅能够提高企业的数据挖掘和计算能力,而且运用大数据技术对海量数据资源进行分析,缓解可能存在的不对称问题,从而提升企业的生产率(罗佳等,2023)^[17]。此外,企业通过数字并购在获得数字技术的同时,并购标的企业基于数字技术发展带来的创新型数字经营模式也能够为并购方企业带来附加效应,将并购标的企业的创新型数字经营模式与自身现有经营模式相融合,推动企业自身全要素生产率的提升。

科技人才赋能企业人力资本提升。企业数字化转型过程中,人力资本的专业化程度要求不断提高,科技人才作为高素质和专业化人才力量的代表,不仅能够改善企业的技术设计流程,而且能够降低生产和交易成本。张新春和董长瑞(2019)^[18]提出,随着人工智能的不断演化,已经对生产体系和技术范式产生了深刻影响,而劳动力将由操作性和技能型人才向知识型人才转变。同时,随着生产体系的智能化不断推进,更加需要具备研发能力、创新能力以及全面发展的现代知识型人才。企业数字化转型过程中,随着科技人才的流入,能够更好地发挥知识扩散效应(刘维刚和倪红福,2018)^[19],进而优化企业人力资本结构(李健等,2022)^[20],提升企业创新能力。Che和Zhang

(2018)^[21] 研究发现,人力资本的增加能够促使企业采用较为先进的技术,进而提升企业的生产率。在数字经济时代,数字技术的应用确实能够提升企业的生产率,而高技能员工与相应的数字技术形成互补效应(何小钢等,2019)^[22],更加能够发挥协同效应,进而提升企业的生产率。企业通过数字并购,虽然获得了相匹配的数字技术,但是如何实现并购方企业与并购标的企业在技术和人才方面的融合,充分发挥技术和人才优势,是企业并购后需要协调的关键问题。另外,虽然数字并购为企业积累了大量技术人才,但是人力资本成本压力是企业发展不可忽视的问题,尤其是数字技术更加需要高精尖的人才储备,企业提供的高薪资水平更加能够激发员工参与工作的热情,从而推动企业创新产出。

因此,本文提出以下假设:

H₁:数字并购能够提升并购方企业的创新产出。

H₂:数字并购对企业创新产出具有积极影响的原因可能在于工资水平上升激发员工创作热情和协同效应带来企业生产效率的提升。

2. 数字并购与企业垄断

基于上述分析,数字并购通过数字资产和人力资本赋能企业创新产出;同样,数字并购也可能通过这两个渠道影响企业垄断势力。具体而言,一方面,并购方企业通过数字并购获得数字资产(包含数字技术等无形资产),现有数字资产一般为无形资产,相较于有形资产而言,无形资产的溢出效应更大。在数字经济发展过程中,信息通信技术(ICT)作为数字经济发展的代表性数字资产,其具有的通用性和渗透效应(溢出效应)特性,使得相关数字技术被广泛应用于各个领域(蔡跃洲和张钧南,2015)^[23]。由于技术溢出效应不仅存在于行业内,而且行业间的溢出效应也较为明显(Suzumura,1992)^[24],使得 ICT 技术的溢出效应涉及范围更加广泛。特别是随着产业数字化的发展,数字技术等无形资产存在的溢出效应,不仅给初创企业创造了新的商业机会,而且进一步扩大了相关无形数字资产溢出规模和范围(Audretsch 和 Belitski,2020)^[25]。如数字经济企业(如平台企业等)对传统经济存在的技术溢出效应(Wallsten,2015^[26];许恒等,2020^[27]);数字知识和技术的溢出效应推动了数字创新型企业的成立和发展(Colombelli 等,2023)^[28]。但是,溢出效应存在两面性,一方面,数字资产的溢出效应有利于提升整个行业或者国家的经济增长;另一方面,对于数字资产的拥有者企业(或者国家)而言,由于相关数字知识和技术的溢出,可能反而不利于自身垄断势力的提升。具体到行业研究中,刘维林和程倩(2023)^[29]发现,当前全球六个主要国家数字产业^①的技术溢出均大于吸收的技术溢出。对于我国而言,由于相对溢出乘数^②远高于其他国家,说明数字产业的技术溢出能够推动其他行业相关技术的发展。由上述分析可知,虽然无形数字资产的溢出效应能够推动相关数字产业的发展,但却不利于数字资产拥有者(并购方企业)本身垄断势力的发展,原因在于,由于溢出效应的存在会使更多企业获得相关技术,加剧企业间竞争,使数字资产拥有者丧失主导地位,特别是当数字资产的溢出效应大于吸收的溢出效应时,企业通过数字并购获得数字资产带来的溢出效应可能不利于企业自身垄断势力的提升。

另一方面,虽然人力资本整体素质的提升是企业数字化转型的关键,但是人力资本成本是不可忽视的关键一环。Chen 等(2020)^[30]关于互联网发展、企业生产率以及员工的研究发现,互联网的高速发展显著提高了企业的生产率和工资水平,尤其是对于技术强度越高的行业和受教育程度越

① 六个主要国家为:中国、美国、日本、德国、法国和意大利;数字产业包含:计算机电子和光学产品,电气设备,电信业,信息技术和服务业。

② 相对溢出乘数为数字产业的技术溢出与自身技术进步的比值。

高的员工对应的估计系数就越高。柏培文和喻理(2021)^[31]研究了数字经济发展对企业价格加成的影响,研究发现,数字经济的发展显著降低了企业的价格加成,机制检验结果表明,其中一项传导路径是企业对成本压力的不完全转嫁,即人力资本成本上升较为显著,进而可知企业数字化转型过程中,人力资本成本具有明显的上升压力。并购方企业在数字并购后,当企业之间不同资源进行融合时,可能由于各种要素的融合而产生摩擦,其中,主要的摩擦可能来自人力资本融合所带的摩擦。结合现实,参与数字并购的双方企业本质上拥有的数字资产需要高水平人力资源相配套,但是在实际融合过程中,受到企业组织体系、利益关系以及沟通效率等问题的影响,可能导致融合成本上升而不利优化成本结构,进而加剧人力资本上升带来的成本压力,将会对并购方企业垄断势力产生负向效应。虽然数字并购能够使并购方企业获得数字资产和人力资本,但是由于数字资产的溢出效应以及人力资本成本压力的不完全转嫁,可能对企业垄断势力产生负向影响。因此,本文提出以下假设:

H₃:数字并购可能会降低并购方企业的垄断势力。

H₄:数字并购导致并购方企业垄断势力降低的原因可能在于人力资本成本压力的不完全转嫁和数字资产的溢出效应。

四、研究设计与变量说明

1. 变量测量

(1)解释变量:数字并购(DMA)。根据企业数字化转型测度问题的研究可知,企业数字化转型是一个动态过程(王鹏飞等,2023)^[32],而并购作为企业进行数字化转型的重要方式之一,如何准确识别数字并购是本文研究的核心内容之一。基于数字并购定义(唐浩丹和蒋殿春,2021)^[7]和中国数字经济核心产业创新创业指数(戴若尘等,2022)^[33],本文在实证分析中从并购标的企业的三个特征来识别数字并购:是否拥有专利、是否拥有软件著作权和是否属于数字经济核心产业企业。

具体而言,第一,是否拥有专利。技术并购(韩宝山,2017)^[34]是企业提升技术创新能力的重要手段之一,通过技术并购不仅能够使企业快速攫取相关技术,而且也能够实现企业内部资源的融合,实现协同效应。本文技术并购筛选条件基于 Ahuja 和 Katila(2001)^[35]的研究,是否属于技术并购满足下面标准中的一个即可:一是并购标的企业在过去五年内拥有专利技术;二是并购公告中声明以获得某项专利或者技术为并购目的。第二,是否拥有软件著作权。戴若尘等(2022)^[33]认为软件是数字产业赋能企业数字产业化的关键载体,而软件著作权是衡量企业数字化发展的有效指标,且根据中国版权保护中心官网^①,企业通过软件著作权登记,能够对其软件源代码进行保护,本质上说明企业拥有软件相关的数字资产,则本文选择并购标的企业是否拥有软件著作权作为衡量数字并购的依据之一。第三,是否属于数字经济核心产业企业。基于企业数字化发展关键词的演化,企业数字化转型的关键不仅依赖于企业互联化,更加依赖于自身数字技术的发展,并购标的企业是否属于数字经济核心产业企业,被作为数字并购的依据之一^②。

因此,本文将数字并购的筛选标准界定为:并购标的企业在满足技术并购的条件下,符合以下两个标准中的一个即可:一是并购标的企业被并购之前拥有软件著作权;二是并购标的企业本身属

① 软件著作权的相关登记即为电脑软件、嵌入式软件、APP 等软件申请著作权登记。

② 在筛选标准中,除了定义的数字经济核心产业企业外,在制造业的专用设备和通用设备中,如果研发产品涉及数字经济基础产业,如智能机器人的研发、软件开发,半导体相关部件的研发等,都可视为数字经济产业企业。

于数字经济核心产业企业。

(2)被解释变量:企业创新和企业垄断势力。第一,企业创新指标。本文采用创新产出 $PatentAf$ 衡量企业的创新能力。创新产出一般选择专利申请数作为代理变量(Hirshleifer 等, 2012^[36];沈国兵和袁征宇,2020^[37]),其中,专利申请数包含发明专利、实用新型专利和外观设计专利,本文选择最能代表企业创新能力的发明专利申请数作为创新产出的代理变量。第二,企业垄断势力指标。基于产业组织领域关于企业垄断力量的相关研究,采用企业价格加成(MKP)作为企业垄断势力的衡量指标(Lu 和 Yu,2015^[38])。借鉴 Lu 和 Yu(2015)^[38]、De Loecker 和 Warzynski(2012)^[39]的做法,运用 GMM 方法估计了超越对数生产函数的要素投入系数,将可变要素产出弹性与可变要素收入份额之比作为企业价格加成的衡量指数。在数据处理方面,参考聂辉华等(2012)^[40]的做法^①,并运用会计指标进行估算。而在具体指标选取方面,借鉴柏培文和喻理(2021)^[31]、唐浩丹等(2022)^[5]的做法^②。

(3)控制变量。根据学者关于并购对企业创新产出或者企业价格加成影响因素的研究(蒋冠宏,2021^[41];陈爱贞和张鹏飞,2023^[42])。本文从企业特征和公司治理两个方面选择相应的控制变量。其中,企业特征指标选择企业规模($\ln Sizep$)、企业成立年限($\ln Age$)、企业资产收益率(ROA)、企业资产负债率(LEV)和资本密集度($\ln Capint$);公司治理指标选择股权集中度($Tophr$)。

主要变量说明如表 1 所示:

表 1 变量说明

| 变量类型 | 变量名称 | 变量符号 | 变量说明 |
|-------|--------|--------------|------------------------|
| 被解释变量 | 企业创新产出 | $PatentAf$ | 发明专利申请数 |
| | 企业价格加成 | MKP | 运用超越对数生产函数估算,具体计算过程见上文 |
| 解释变量 | 数字并购 | DMA | 若为数字并购,则取值为 1,否则为 0 |
| 控制变量 | 企业规模 | $\ln Sizep$ | 企业员工人数加 1 取对数 |
| | 企业成立年限 | $\ln Age$ | 企业成立年限加 1 取对数 |
| | 资产收益率 | ROA | 净利润/总资产 |
| | 资产负债率 | LEV | 负债/总资产 |
| | 资本密集度 | $\ln Capint$ | 企业固定资产除以企业从业人数加 1 取对数 |
| | 股权集中度 | $Tophr$ | 企业最大股东占比 |

① 数据筛选过程:剔除缺乏重要财务指标的企业(主营业务收入、固定资产净值、从业人员数量等);剔除从业人数小于 8 人的企业;剔除财务指标与一般公认会计准则不相符的观测值;剔除营业收入小于 500 万元的企业并且只保留制造业和信息传输、软件以及信息技术服务业中的企业。

② 指标选取:企业产出(Y)选择营业收入的对数;资本投入(K)采用固定资产的对数值;劳动投入(L)采用企业员工数量的对数;中间投入(M)选择中间投入合计(中间投入合计 = 营业成本 + 销售费用 + 管理费用 + 财务费用 - 折旧摊销 - 支付给职工以及为职工支付的现金)。在估算过程中,考虑到价格因素的影响,对相应指标采用价格指数进行了平减,其中营业收入、中间投入合计和固定资产净额均以 2007 年为基年,分别按照国家统计局公布的工业品出厂价格指数、工业生产者购进价格指数和固定资产投资价格指数进行平减。由于固定资产投资价格指数到 2019 年停止更新,所以 2020 年和 2021 年的指数按照 GDP 平减指数的变化进行补充。

续表 1

| 变量类型 | 变量名称 | 变量符号 | 变量说明 |
|------|--------|-------------|----------------------------|
| 中介变量 | 平均工资 | $\ln Wage$ | 支付给职工以及为职工支付的现金与员工人数的比值取对数 |
| | 全要素生产率 | TFP | 运用柯布道格拉斯生产函数估算 |
| | 无形资产 | $\ln Intvs$ | 企业无形资产的对数 |

2. 样本选择与数据来源

本文根据《数字经济及其核心产业统计分类(2021)》(国家统计局第33号)和《证监会2012版行业分类》,选择制造业和信息传输、软件和信息技术服务业中A股上市公司的并购事件作为研究对象。并购数据来源于CSMAR数据库中的并购重组子库和Wind数据库中的全球并购库,为了确保数据的准确性和一致性,本文选择这两个数据库中同时出现的成功并购事件,保留了2010—2018年A股上市公司中进行数字并购的并购方企业(主并企业)作为研究样本。具体采用如下标准筛选并购事件:第一,保留上市公司为主并企业的并购交易样本,同时剔除非A股上市公司的并购交易样本以及ST类上市公司的交易样本;第二,剔除资产剥离、债务重组和资产置换的并购交易数据(陈仕华和王雅茹,2022)^[43];第三,结合数字并购界定标准,在并购成功的事件中进一步筛选出主并企业拥有并购标的企业51%以上的股权且至少保留三年以上的样本^①,进而保证主并企业能够利用并购标的企业的技术实现企业间的资源整合。另外,在上述筛选条件下,样本期选择2007—2021年^②,同时剔除ST类企业样本,剔除财务指标异常以及缺失的样本,并对相关变量进行1%缩尾处理。因此,根据上述条件、数字并购的界定以及数据可得性,共筛选出320家进行了数字并购的企业,其中,数字经济核心产业企业149家,制造业中非数字经济核心产业企业171家。

3. 模型设计

数字并购作为企业数字化转型的重要手段,本文基于Stiebale和Vencappa(2018)^[44]、唐浩丹等(2022)^[5]、陈爱贞和张鹏飞(2023)^[42]的研究,将数字并购作为一次冲击,运用多时点倾向得分匹配—双重差分模型(PSM-DID)以缓解由于选择偏差以及遗漏变量而产生的内生性问题。本文构建的模型如下:

$$Y_{it} = \alpha + \beta DMA_{it} + \gamma Control_{it} + FirmFE + YearFE + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, Y_{it} 表示企业创新产出和企业价格加成; DMA_{it} 表示企业是否进行数字并购,进行数字并购后的企业(处理组)取值为1,对照组和处理组数字并购之前取值为0; $Control_{it}$ 为控制变量集合; $FirmFE$ 为企业固定效应, $YearFE$ 为年份固定效应; ε_{it} 为随机误差项;估计系数 β 衡量了数字并购前后企业创新产出和企业价格加成的平均差异。在回归方法选择中,企业发明专利申请数为非负整数,属于计数变量,可选择面板泊松分布或者面板负二项分布进行回归。为了选择更加合适的分析方法,通过对企业发明专利申请数的数据特征进行分析,发现样本中企业发明专利申请数的均值为46.8875,标准差为258.1670,中位数为10,说明企业发明专利申请数过度分散,由于泊松分布要求期望和方差相等,故选择负二项分布回归。企业价格加成为连续型变量,采用双向固定效应模型进行回归。

① 如果企业在样本期间发生多次数字并购行为,选择初次并购事件作为研究样本,进而减少前一次并购可能会对企业后期决策产生的影响。

② 样本期为2007—2021年数据是为了保证并购样本发生前后各有三年时间。

五、实证分析

1. 描述性统计

如表 2 所示,由于本文从企业创新产出和企业价格加成两个角度分析数字并购的影响,其中,企业发明专利申请数缺失较多,因此样本数上存在差距。本文估算的企业价格加成均值为 0.9368。虽然基于不同估算样本和指标数据的研究结果不能直接比较,但是根据李世刚等(2016)^[45]估算的分年份企业价格加成,其估算的 2008 年制造业企业价格加成均值为 1.16,且认为随着时间推移企业价格加成的分布越向 1 集中,进而说明文本的估算较为合理。

表 2 主要变量描述性统计

| 变量 | 样本数 | 均值 | 方差 | 最小值 | 中位数 | 最大值 |
|-----------------|-------|---------|----------|----------|---------|-----------|
| <i>PatentAf</i> | 17931 | 46.8875 | 258.1670 | 0.0000 | 10.0000 | 8727.0000 |
| <i>MKP</i> | 19705 | 0.9368 | 0.2442 | 0.5866 | 0.8923 | 2.2271 |
| <i>DMA</i> | 19705 | 0.1084 | 0.3110 | 0.0000 | 0.0000 | 1.0000 |
| <i>lnSizep</i> | 19705 | 7.5602 | 1.2046 | 2.3026 | 7.4719 | 13.0169 |
| <i>lnAge</i> | 19705 | 2.8758 | 0.3298 | 0.6931 | 2.8904 | 4.2047 |
| <i>lnCapint</i> | 19705 | 12.4578 | 1.0210 | 3.6965 | 12.4920 | 17.6565 |
| <i>ROA</i> | 19705 | 6.6449 | 7.4380 | -18.1845 | 6.0240 | 43.4051 |
| <i>LEV</i> | 19705 | 38.9416 | 20.2516 | 5.3472 | 37.4964 | 92.1583 |
| <i>Tophr</i> | 19705 | 33.7727 | 14.5294 | 2.4300 | 31.5300 | 100.0000 |
| <i>lnWage</i> | 19705 | 11.5075 | 0.5405 | 8.4491 | 11.5075 | 16.9718 |
| <i>TFP</i> | 19705 | 8.3757 | 0.4884 | 7.4706 | 8.3020 | 9.7785 |
| <i>lnIntvs</i> | 19568 | 18.3232 | 1.6356 | 7.0901 | 18.3437 | 24.5352 |

2. 全样本基准回归结果

全样本基准回归结果表 3 列示了数字并购对企业创新产出 (*PatentAf*) 和企业价格加成 (*MKP*) 的估计结果。在回归结果检验中,为了控制企业数字并购当年及前一期企业层面因素对估计结果的影响,在表 3 第(2)列和第(5)列分别加入控制变量,第(3)列和第(6)列分别加入控制变量的滞后一期项。从企业创新产出来看,数字并购的估计系数在 1% 显著性水平下都为正,说明数字并购能够提升企业的创新产出,这一结论与假设 H_1 相符合。从企业价格加成来看,数字并购的估计系数在加了控制变量后,均在 1% 显著性水平下为负,说明数字并购对企业价格加成产生负效应,这一结论与假设 H_3 相符合。另外,从控制变量的估计结果可知,企业规模越大越能够提升企业创新产出和价格加成;相反,企业负债越高会对企业创新产出和价格加成产生抑制作用,符合现实情况。

表 3 全样本基准回归

| 变量 | <i>PatentAf</i> | | | <i>MKP</i> | | |
|------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|---------------------|------------------------|------------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| <i>DMA</i> | 0.2670*** (0.0397) | 0.2224*** (0.0365) | 0.2385*** (0.0411) | -0.0068 (0.0049) | -0.0294*** (0.0094) | -0.0150*** (0.0054) |

续表 3

| 变量 | PatentAf | | | MKP | | |
|-------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|------------------------|-------------------------|-------------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| lnSizep | | 0.2326 *** (0.0196) | 0.2009 *** (0.0220) | | 0.0566 *** (0.0067) | 0.0367 *** (0.0039) |
| lnAge | | 0.0249 (0.0884) | 0.0952 (0.0873) | | -0.0377 (0.0342) | -0.0201 (0.0205) |
| lnCapint | | 0.0532 *** (0.0184) | 0.0357 (0.0230) | | 0.0116 (0.0072) | 0.0074 * (0.0039) |
| ROA | | 0.0031 ** (0.0013) | 0.0114 *** (0.0016) | | -0.0034 *** (0.0003) | -0.0013 *** (0.0003) |
| LEV | | -0.0021 ** (0.0010) | -0.0021 * (0.0011) | | -0.0013 *** (0.0002) | -0.0011 *** (0.0001) |
| Tophr | | -0.0012 (0.0016) | -0.0005 (0.0016) | | -0.0003 (0.0003) | -0.0002 (0.0002) |
| 常数项 | -0.3287 *** (0.0532) | -2.6761 *** (0.3138) | -2.3121 *** (0.3756) | 0.9344 *** (0.0010) | 0.5571 *** (0.1206) | 0.6820 *** (0.0774) |
| 企业固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 年度固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 观测值 | 17486 | 17486 | 14551 | 19309 | 19309 | 16568 |
| 调整 R ² | | | | 0.7897 | 0.8056 | 0.7824 |

注: PatentAf 回归系数标准误为通过 Bootstrap 抽样的聚类稳健标准误; MKP 回归系数第(5)列为企业层面的聚类稳健标准误, 其余为稳健标准误; *、** 和 *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平下显著; 下面表格中除非有说明, 括号中都为聚类到企业层面的聚类稳健标准误

3. 匹配后样本的实证检验

由于样本选择偏差可能导致内生性问题, 本文借鉴谢申祥等(2021)^[46]采用的逐期匹配方法(PSM)。逐期匹配方法虽然存在匹配对象前后不稳定问题, 但是能够解决截面匹配存在的自匹配问题且为现行条件下较为合适的方法。本文采用 1:1 倾向得分匹配后样本的估计结果作为基准检验, 并运用 1:3 倾向得分匹配进行稳健性检验。倾向得分匹配的方法选择卡尺近邻匹配方法, 通过运用 K 近邻匹配方法获得倾向得分的标准差之后乘以 0.25, 进而将卡尺范围确定为 0.02。逐期平衡性检验^①结果表明, 与逐期匹配前结果相比, 在 1:1 倾向得分匹配后, 各变量的系数都相对较小, 未通过 10% 的显著性检验且伪 R² 明显变小, 说明通过逐期平衡性检验。另外, 从密度函数图可知, 匹配后处理组和对照组的曲线和均值几乎重合, 也说明匹配效果较为理想。

表 4 第(1)列和第(3)列分别列示了企业创新产出和企业价格加成匹配后的基准结果。从第

① 限于篇幅, 逐期平衡性检验结果和核密度函数图结果未列示, 备索。

(1)列可知, *DMA* 的估计系数在 1% 水平上显著为正, 再次证明数字并购能够显著提升企业的创新产出, 与未发生数字并购的企业相比, 数字并购后企业的创新产出平均增加 0.1993, 表明数字并购对企业创新产出提升作用明显, 假设 H_1 得到验证。从第(3)列可知, *DMA* 的估计系数在 1% 水平上显著为负, 再次证明数字并购对企业价格加成具有抑制作用, 与未发生数字并购的企业相比, 数字并购后企业的价格加成平均减少 0.0273, 抑制程度较小, 假设 H_3 得到验证。另外, 当采用 1:3 倾向得分匹配^①进行检验时, 虽然会降低匹配精度, 但估计结果第(2)列和第(4)列的估计系数仍然在 1% 水平上显著, 再次证明了结果的稳健性。

表 4 匹配后回归结果

| 变量 | <i>PatentAf</i> | | <i>MKP</i> | |
|-------------------|-----------------------|-----------------------|------------------------|------------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| | 1:1 PSM | 1:3 PSM | 1:1 PSM | 1:3 PSM |
| <i>DMA</i> | 0.1993*** (0.0537) | 0.2202*** (0.0379) | -0.0273*** (0.0100) | -0.0270*** (0.0094) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 企业固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 年度固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 观测值 | 5207 | 9421 | 5308 | 9788 |
| 调整 R ² | | | 0.7756 | 0.7906 |

4. 平行趋势检验及动态效应分析

前文通过多时点 PSM - DID 方法检验了数字并购对企业创新产出和企业价格加成的平均处理效应, 并没有反映企业数字并购完成前后对创新产出和价格加成的差异化作用效果。采用多时点 DID 模型的前提是处理组和对照组在冲击前具有一致的变化趋势, 本文借鉴 Li 等 (2016)^[47] 的事件研究法, 将数字并购前后相对年份信息的虚拟变量纳入回归, 运用式 (2) 进行检验:

$$Y_{it} = \alpha + \beta_k \sum_{k \geq -3, k \neq -1}^{5+} D_k + \gamma Control_{it} + FirmFE + YearFE + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中, D_k 表示企业发生数字并购 -3、-2、0、1、2、3、4 和 5+ 年的时间虚拟变量。由于本文研究的样本期为 2007—2021 年, 而研究对象为 2010—2018 年间 A 股上市公司中进行数字并购的并购方企业, 最早进行数字并购的并购方企业为 2010 年, 即存在企业没有多于 -3 的样本值, 将 -3 之前时间虚拟变量剔除 (白俊红等, 2022)^[48]。在回归分析中, 将 $k = -1$ 即企业发生数字并购前一期作为基期 (Beck 等, 2010)^[49], 则式 (2) 中不包含 D_{-1} 虚拟变量。动态效应如图 2 所示, 结果表明, 无论是企业创新产出还是企业价格加成, 数字并购前三期相对时间虚拟变量系数均不显著且系数较小, 说明数字并购前, 处理组与对照组在创新产出和价格加成两个方面无显著差异, 即符合平行趋势假设^②。从数字并购的动态效应来看, 数字并购对企业创新产出具有长期持续的正向影响, 且在并购后三年呈上升趋势; 数字并购对企业价格加成具有显著的负效应, 但整体影响程度较小。假设 H_1 、假设 H_3 得到进一步验证。

① 限于篇幅, 逐期平衡性检验结果和核密度函数图结果未列示, 备案。

② 限于篇幅, 动态效应回归结果未列示, 备案。

5. 稳健性检验

(1) 安慰剂检验。虽然本文在匹配后样本回归中已经控制了数字并购以外的企业特征层面的因素, 但仍然可能存在其他不可观测因素会对估计结果产生影响。借鉴白俊红等(2022)^[48]做法, 本文通过随机分配处理组和数字并购年份进行安慰剂检验, 即同时生成伪处理组虚拟变量 $Treated^{random}$ 和伪数字并购冲击时间虚拟变量 $Post^{random}$ 。具体操作步骤: 为保证数字并购无法对企业创新产出和价格加成产生实际影响, 通过构造伪数字并购时间对 960 个样本企业的 2000 次随机冲击, 每次随机抽取 320 个企业作为处理组且冲击时间随机给出, 进而获得 2000 组虚拟变量 $DMA^{random} (Treated^{random} \times Post^{random})$, 2000 个 β^{Random} 的核密度以及 P 值分布如图 3 所示。结果表明, 随机处理过程中生成的 β^{Random} 主要集中于 0 附近, P 值绝大多数都高于 0.1, 且随机估计系数基本位于实际估计系数 0.1993 (企业创新产出) 左侧和 -0.0273 (企业价格加成) 右侧, 表明本文的实际估计系数属于随机抽样过程中的异常值, 结果稳健。

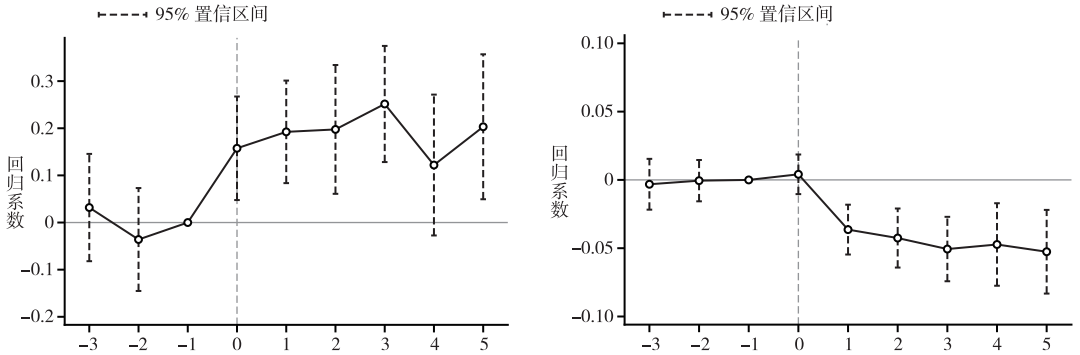


图 2 企业创新产出和企业价格加成的动态效应分析

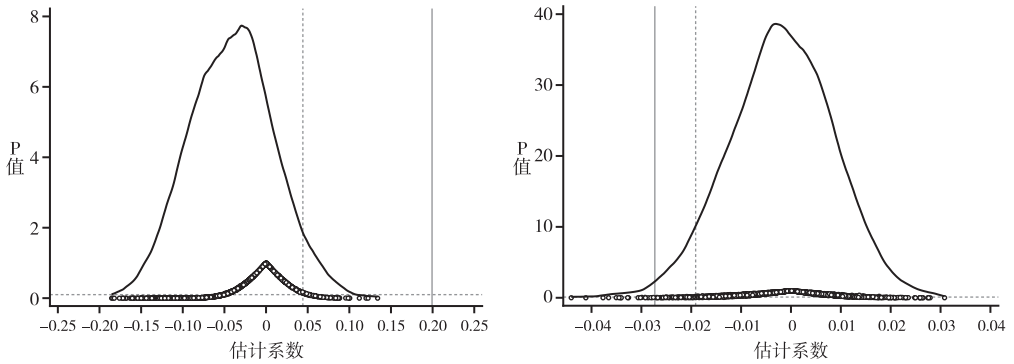


图 3 企业创新产出和企业价格加成的安慰剂检验结果

注: 实线曲线为估计系数的核密度分布; 空圈为估计系数的 P 值; 实线垂线为实际估计系数; 虚线垂线为 β^{Random} 的 95% 分位数位置

(2) 数字并购时滞效应分析。根据前文动态效应分析结果, 考虑到数字并购对企业创新产出和价格加成的影响可能存时滞效应, 本文对全样本基准回归模型中数字并购和控制变量分别滞后 1、2 和 3 期, 回归结果如表 5 所示。表 5 第(1)列和第(2)列表明, 数字并购对企业创新产出具有正向影响但影响程度逐渐弱化, 可能由于并购方企业在获得并购标的企业的数字资产后, 能够快速与自身数字资产相融合, 进而提升企业自身创新产出, 但随着时间推移, 边际效应会逐渐弱化。表 5 第(4)和第(5)列表明, 随着时间推移, 数字并购对企业价格加成的负向影响逐渐弱化, 由于企业数字化转型是一个渐进式过程, 而且对于 A 股上市企业来说, 进行数字化转型虽然是必要的, 但是数字化涉及的领域范围较广, 人力资本成本压力或者数字资产等无形资产溢出效应较高, 短期内可能不利于并购方企业垄断势力的提升。

表 5 时滞效应回归结果

| 变量 | PatentAf | | | MKP | | |
|-------------------|------------------------------------|------------------------------------|-----------------------------------|------------------------------------|------------------------------------|-----------------------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| DMA | 0.1907 ^{***} (0.0417) | 0.1271 ^{***} (0.0427) | 0.0636 (0.0451) | -0.0244 ^{***} (0.0094) | -0.0093 [*] (0.0051) | 0.0016 (0.0054) |
| lnSizep | 0.1996 ^{***} (0.0222) | 0.1657 ^{***} (0.0232) | 0.0987 ^{***} (0.0242) | 0.0377 ^{***} (0.0066) | 0.0243 ^{***} (0.0043) | 0.0140 ^{***} (0.0045) |
| lnAge | 0.0834 (0.0866) | 0.0855 (0.0809) | 0.1099 (0.1263) | -0.0188 (0.0351) | -0.0066 (0.0215) | 0.0102 (0.0232) |
| lnCapint | 0.0348 (0.0233) | 0.0179 (0.0238) | 0.0101 (0.0218) | 0.0074 (0.0065) | 0.0055 (0.0040) | 0.0016 (0.0038) |
| ROA | 0.0114 ^{***} (0.0016) | 0.0102 ^{***} (0.0017) | 0.0096 ^{***} (0.0018) | -0.0013 ^{***} (0.0003) | -0.0007 ^{**} (0.0003) | -0.0003 (0.0003) |
| LEV | -0.0021 [*] (0.0011) | -0.0027 ^{**} (0.0012) | -0.0022 [*] (0.0012) | -0.0011 ^{***} (0.0002) | -0.0004 ^{***} (0.0001) | -0.0001 (0.0001) |
| Tophr | -0.0005 (0.0016) | -0.0007 (0.0016) | 0.0001 (0.0019) | -0.0003 (0.0003) | -0.0002 (0.0002) | -0.0002 (0.0002) |
| 常数项 | -2.2521 ^{***} (0.3804) | -1.5540 ^{***} (0.3733) | -0.8243 ^{**} (0.4057) | 0.6724 ^{***} (0.1221) | 0.7287 ^{***} (0.0801) | 0.7958 ^{***} (0.0855) |
| 企业固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 年度固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 观测值 | 14551 | 12570 | 10805 | 16568 | 14400 | 12520 |
| 调整 R ² | | | | 0.7826 | 0.7749 | 0.7752 |

注:PatentAf 回归系数标准误为通过 Bootstrap 抽样的聚类稳健标准误;MKP 回归系数第(4)列为企业层面的聚类稳健标准误,其余为稳健标准误

(3) 变量替换。如前文所述,根据数字并购界定的标准,进一步将并购标的企业在属于技术并购的同时也是数字经济核心产业企业的数字并购定义为数字技术并购(DTMA),将 DTMA 作为核心解释的替代变量进行稳健性检验,结果见表 6 第(1)列和第(2)列。另外,分别选择创新投入(企业研发产出加 1 取对数)和运用柯布道格拉斯生产函数计算的企业价格加成作为两个被解释变量的替代变量进行稳健性检验,结果见表 6 第(3)列和第(4)列。由结果可知,无论是替换核心解释变量还是被解释变量,创新投入和创新产出的系数为正,企业价格加成的系数为负,说明数字并购对企业创新具有正向效应,而对企业价格加成具有负向效应,结果仍然稳健。

表 6 变量替换回归结果

| 变量 | PatentAf | MKP | lnRD | MKP_cd |
|-----|----------|-----|----------------------------------|------------------------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| DMA | | | 0.0817 ^{**} (0.0406) | -0.0302 ^{***} (0.0099) |

续表 6

| 变量 | <i>PatentAf</i> | <i>MKP</i> | <i>lnRD</i> | <i>MKP_cd</i> |
|-------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| <i>DTMA</i> | 0.2238 *** (0.0452) | -0.0367 *** (0.0111) | | |
| <i>lnSizep</i> | 0.2341 *** (0.0194) | 0.0566 *** (0.0067) | 0.7689 *** (0.0336) | 0.0132 * (0.0071) |
| <i>lnAge</i> | 0.0250 (0.0885) | -0.0354 (0.0342) | -0.7701 *** (0.1851) | -0.0372 (0.0355) |
| <i>lnCapint</i> | 0.0547 *** (0.0184) | 0.0113 (0.0072) | 0.1610 *** (0.0241) | -0.0021 (0.0077) |
| <i>ROA</i> | 0.0030 ** (0.0013) | -0.0034 *** (0.0003) | 0.0134 *** (0.0014) | -0.0036 *** (0.0004) |
| <i>LEV</i> | -0.0021 ** (0.0010) | -0.0013 *** (0.0002) | -0.0044 *** (0.0010) | -0.0014 *** (0.0002) |
| <i>Tophr</i> | -0.0014 (0.0016) | -0.0003 (0.0003) | 0.0007 (0.0019) | -0.0003 (0.0003) |
| 常数项 | -2.7007 *** (0.3073) | 0.5529 *** (0.1206) | 12.3782 *** (0.6462) | 0.9490 *** (0.1283) |
| 企业固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 年度固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 观测值 | 17486 | 19309 | 16746 | 19309 |
| 调整 R ² | | 0.8058 | 0.8569 | 0.8035 |

六、机制与异质性分析

1. 机制分析

上述实证分析回答了数字并购对企业创新产出和价格加成的影响,分析发现企业通过数字并购对企业创新产出具有正向影响,而对企业价格加成具有负向效应。基于前文理论机制分析,本文选择中介效应模型对该机制进行检验,其中,*Mediator* 代表中介变量。构建的模型如下:

$$Y_1 = \alpha_1 + \beta_1 DMA_{it} + \gamma_1 Control_{it} + FirmFE + YearFE + \varepsilon_{Y_1} \quad (3)$$

$$Y_2 = \alpha_2 + \beta_2 DMA_{it} + \theta_2 Mediator_{it} + \gamma_2 Control_{it} + FirmFE + YearFE + \varepsilon_{Y_2} \quad (4)$$

$$Mediator_{it} = \alpha_3 + \beta_3 DMA_{it} + \gamma_3 Control_{it} + FirmFE + YearFE + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

(1) 数字并购对企业创新产出的机制检验。基于前文数字并购与企业创新产出的理论机制分析,人力资本成本的正面效应,即人力资本成本的上升对于员工来说即工资的提高,可能更加能够激发员工参与工作的热情,激发创新潜力,进而提升并购方企业创新产出;基于协同效应,并购方企业能够充分利用获得的人力资本和数字资产,进而提升自身企业的全要素生产率,提高企业创新产出。

基于人力资本成本的中介机制检验。在回归模型部分,运用企业现金流量表中支付给职工以及为职工支付的现金与员工人数的比值作为企业平均工资($\ln Wage$)的代理变量(柏培文和喻理,2021)^[31],将企业发明专利申请数加1取对数后($\ln PatentAf$)作为企业创新产出的代理变量,结果如表7所示。第(1)列为企业创新产出的基准回归结果;第(2)列数字并购的系数在5%水平上显著为正,说明数字并购提升了并购方企业的人力资本成本;第(3)列说明数字并购提升人力资本成本的同时更加能够激发员工的创新活力,进而导致企业创新产出的提高,假设 H_2 得到验证。

表7 数字并购对企业创新产出的机制检验

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|------------|------------------------|-----------------------|------------------------|------------------------|----------------------|------------------------|
| | $\ln PatentAf$ | $\ln Wage$ | $\ln PatentAf$ | $\ln PatentAf$ | TFP | $\ln PatentAf$ |
| DMA | 0.1968 *** (0.0569) | 0.0384 ** (0.0186) | 0.1775 *** (0.0550) | 0.2015 *** (0.0567) | 0.0144 * (0.0075) | 0.1955 *** (0.0568) |
| $\ln Wage$ | | | 0.5029 *** (0.0914) | | | |
| TFP | | | | | | 0.4197 ** (0.1694) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 企业固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 年度固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 观测值 | 5215 | 5215 | 5215 | 5063 | 5063 | 5063 |
| 调整 R^2 | 0.7464 | 0.8271 | 0.7521 | 0.7505 | 0.9446 | 0.7515 |

注:回归系数第(5)列为稳健标准误,其余为企业层面的聚类稳健标准误

基于全要素生产率的中介机制检验。企业通过数字并购获得数字资产和人力资本,通过协同效应的发挥不仅提升了企业数字资本的应用效率,而且优化了企业的人力资本结构,这些作用机制的发挥最终都体现在企业生产效率的提升,而企业生产率的提升进一步对企业创新产出产生影响。采用柯布道格拉斯生产函数法对全要素生产率进行估算^①。依据中介效应模型,进一步对全要素生产率的中介效应进行检验,结果如表7所示。第(4)列为企业创新产出的基准回归结果;第(5)列数字并购的系数在10%水平上显著为正,说明数字并购提升了企业的全要素生产率;第(6)列说明数字并购提升企业全要素生产率的同时激发了企业整体的创新活力,进而推动企业创新产出的提高,假设 H_2 得到验证。

(2)数字并购对企业价格加成的机制检验。基于前文数字并购与企业价格加成的理论机制分析,人力资本成本的负面效应,即人力资本成本的上升可能导致企业成本增加,由于企业不能够完全转嫁人力资本成本上升带来的压力,从而降低了企业价格加成;数字技术等无形数字资产的增加,产生的溢出效应可能也会对企业价格加成产生负向效应。

基于人力资本成本的中介机制检验。结果如表8所示。第(1)列企业价格加成的基准回归结果;第(2)列数字并购的系数在5%水平上显著为正,说明数字并购提升了企业的人力资本成本;第(3)列说明数字并购通过提升企业人力资本成本降低了企业价格加成,说明了人力资本成本在数

① 其中,产出、资本、劳动和中间投入指标的计算指标采用前文企业价格加成的计算指标。

字并购和企业价格加成之间存在中介效应,另外也说明了企业数字化转型过程中人力资本的关键作用,且人力资本成本已成为企业发展不可忽视的重要方面。

表 8 数字并购对企业价格加成的机制检验

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|-------------------|-------------------------|-----------------------|-------------------------|-------------------------|------------------------|-------------------------|
| | <i>MKP</i> | $\ln Wage$ | <i>MKP</i> | <i>MKP</i> | $\ln Intvs$ | <i>MKP</i> |
| <i>DMA</i> | -0.0273 *** (0.0100) | 0.0398 ** (0.0183) | -0.0223 ** (0.0096) | -0.0296 *** (0.0098) | 0.2677 *** (0.0641) | -0.0264 *** (0.0098) |
| $\ln Wage$ | | | -0.1256 *** (0.0126) | | | |
| $\ln Intvs$ | | | | | | -0.0116 ** (0.0045) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 企业固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 年度固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 观测值 | 5308 | 5308 | 5308 | 5279 | 5279 | 5279 |
| 调整 R ² | 0.7756 | 0.8151 | 0.7908 | 0.7836 | 0.8167 | 0.7847 |

基于无形资产的中介机制检验。本文采用我国会计指标中无形资产 ($\ln Intvs$) 的对数作为代理变量,另外借鉴 Döttling 和 Ratnovski (2023)^[50] 关于企业无形资产投资的计算,采用企业研发投入和 30% 的销售、行政及一般费用两者之和的对数作为企业无形资产的代理变量进行稳健性检验,结果依然稳健。结果如表 8 所示。第(4)列为企业价格加成的基准回归结果;第(5)列数字并购的系数在 1% 水平上显著为正,说明数字并购使得企业无形资产增加;第(6)列说明数字并购提升企业数字资产等无形资产的同时由于溢出效应的存在,降低了企业价格加成,虽然溢出效应的存在可能有利于整个行业生产率水平的提升,但是不利于并购方企业自身价格加成的提升。综上,假设 H_4 得到验证。

2. 异质性分析

本文在上述分析中主要分析了数字并购增加了企业创新产出,降低了企业价格加成以及潜在的影响机制。基于异质性考虑,本文从并购方企业类型、股权集中度以及技术密集度三个方面进一步分析数字并购对并购方企业创新产出和价格加成的差异化影响效果。通过异质性分析能够对本文的核心结论进行进一步的验证。

(1) 并购方企业类型的异质性分析。按照数字经济核心产业企业分类,将研究样本分为数字经济企业 and 非数字经济企业,分别从创新产出和企业价格加成两个角度进行分析。表 9 第(1)列和第(2)列为创新产出的回归结果,数字并购能够显著提升非数字经济企业的创新产出,对数字经济企业的创新产出影响不显著,且未通过 *DMA* 组间系数差异检验。可能的原因在于,与数字经济产业相比,非数字经济企业为传统制造业企业,本身就比较重视产品研发,在数字并购过程中更加注重专利,而数字经济企业通过数字并购可能更加注重数字资产相关的数字技术和软件著作权等无形资产。企业价格加成的结果如表 10 第(1)列和第(2)列所示,数字并购显著降低了数字经济企业的价格加成,进而使得数字经济相关行业更加活跃,而非数字经济企业影响并不显著且系数较小,且通过了 *DMA* 组间系数差异检验。可能由于数字经济企业拥有较多的数字技术等无形资产,由于溢出效应的存在不利于企业垄断势力的提升;而非数字经济企业多为传统制造业企业,规

模相对较大,通过数字并购只是为了获得数字化转型所需的相关技术,而并购行为本身可能并不会对企业价格加成产生影响。简言之,数字并购能够显著提升非数字经济企业的创新产出,降低了数字经济企业的价格加成,其他影响并不显著。

表 9 企业创新产出的异质性分析结果

| 变量 | lnPatentAf | | | | | |
|-------------------------------|--------------------|-----------------------|---------------------|-----------------------|----------------------|-----------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| | 数字经济企业 | 非数字经济企业 | 股权高度集中 | 股权非高度集中 | 高技术密集型企业 | 非高技术密集型企业 |
| <i>DMA</i> | 0.0918 (0.0916) | 0.2641*** (0.0718) | -0.0744 (0.1420) | 0.2577*** (0.0611) | 0.2110** (0.0972) | 0.1688*** (0.0631) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 企业固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 年度固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 观测值 | 1847 | 3384 | 543 | 4612 | 1269 | 3663 |
| 调整 R ² | 0.7744 | 0.7176 | 0.8251 | 0.7446 | 0.8300 | 0.7432 |
| <i>DMA</i> 组间系数 差异检验 [P 值] | -0.172 [0.159] | | -0.332** [0.015] | | 0.042 [0.246] | |

表 10 企业价格加成的异质性分析结果

| 变量 | MKP | | | | | |
|-------------------------------|------------------------|---------------------|--------------------|-----------------------|----------------------|---------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| | 数字经济企业 | 非数字经济企业 | 股权高度集中 | 股权非高度集中 | 高技术密集型企业 | 非高技术密集型企业 |
| <i>DMA</i> | -0.0586*** (0.0191) | -0.0092 (0.0095) | 0.0134 (0.0233) | -0.0285** (0.0115) | -0.0443* (0.0262) | -0.0066 (0.0083) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 企业固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 年度固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 观测值 | 1947 | 3361 | 561 | 4663 | 1152 | 3466 |
| 调整 R ² | 0.7748 | 0.7688 | 0.8561 | 0.7748 | 0.7685 | 0.8101 |
| <i>DMA</i> 组间系数 差异检验 [P 值] | -0.049*** [0.001] | | 0.042** [0.032] | | -0.038** [0.016] | |

(2)企业股权集中度的异质性分析。从企业股权集中度的异质性分析来看,根据第一大股东占比情况,将占比大于等于 50%的称为股权高度集中企业,其余为股权非高度集中企业。表 9 第(3)列和第(4)列为创新产出的回归结果,数字并购能够显著提升股权非高度集中企业的创新产出,而对股权高度集中企业创新产出的影响不显著,且通过了 *DMA* 组间系数差异检验。原因可能在于相较于股权高度集中企业而言,股权较为分散更有利于激发企业创新活力。企业价格加成的回归结果如表 10 第(3)列和第(4)列所示,数字并购降低了股权非高度集中企业的价格加成,但却

对股权高度集中企业的影响不显著,且通过了 *DMA* 组间系数差异检验。可能的原因在于当公司股权较为分散时,企业进行数字并购的行为可能基于多方利益的权衡,加上溢出效应的存在,不利于企业垄断势力的提升。但相较于股权高度集中企业而言,数字并购行为可能更加集中于企业主营业务的数字化,反而能够提升企业的垄断势力,尽管效果不显著。

(3)企业技术密集度的异质性分析。本文将企业发明专利申请数占专利申请总数的比例作为企业技术密集度衡量指标,将比例超过 60% 的企业定义为高技术密集度企业,其余为非高技术密集度企业。表 9 第(5)列和第(6)列可看出,无论是高技术密集型企业还是非高技术密集度企业,数字并购能够显著提升其创新产出,但未通过 *DMA* 组间系数差异检验。可能的原因在于并购方企业本身都比较注重自身数字技术创新的发展,因此数字并购对不同技术密集度企业的影响差异较小。由表 10 第(5)列和第(6)列可知,数字并购对高技术密集型企业价格加成的负效应影响显著,而对非高技术密集度企业的负效应影响不显著,且通过了 *DMA* 组间系数差异检验。存在的原因在于高技术密集度企业更加依赖人力资本和数字技术等无形资产,由于人力资本成本的不完全转嫁和无形资产的溢出效应,都会对企业价格加成产生负向效应。

七、结论及启示

企业加快推进自身数字化转型是当前企业高质量发展的必然选择。上市公司作为企业数字化转型的主力军,其数字化发展实践对其他企业具有重要的参考价值。本文选择 A 股上市公司中制造业和信息传输、软件以及信息技术服务业的企业并购事件作为研究样本,基于创新与垄断的视角,分析了数字并购对并购方企业创新产出和价格加成的影响,并检验了相关理论机制。实证结果表明:数字并购显著提升了企业创新产出,但不利于企业垄断势力的提升,运用多时点 PSM-DID 模型、事件研究法、安慰剂检验等方法进行检验后结果稳健。在机制检验中发现,人力资本成本上升是把双刃剑,从员工角度来说,数字并购提升了人力资本成本即提升了员工工资水平,更好地激发员工参与工作的热情,进而推动企业创新产出;从企业角度来说,由于人力资本成本上升压力的不完全转嫁,可能导致企业价格加成的降低。另外,基于并购协同效应使得企业全要素生产率的提升,能够对企业创新产生正向影响;而数字并购导致企业数字资产等无形资产的增加,由于无形资产的溢出效应,可能会对企业价格加成产生负向效应。此外,在异质性分析中发现,非数字经济企业、股权非高度集中企业、高技术密集度企业和非高技术密集度企业的数字并购能够提升企业创新产出,但仅有股权集中度分类通过了 *DMA* 组间系数差异检验;数字经济企业、股权非高度集中企业和高技术密集型企业的数字并购降低了企业价格加成,且都通过了 *DMA* 组间系数差异检验。

基于上述研究发现,本文有以下两点启示:

第一,从企业层面来说。一方面,数字化转型作为企业高质量发展的关键环节,对提升企业整体创新水平发挥着重要作用。企业通过数字并购不仅能够快速实现技术和资源的协同效应,而且能够提升企业的整体竞争力。企业应在不断提升自身创新能力的水平上,通过数字并购方式更好地融合并购标的企业的数字资本、人力资本以及创新组织模式,结合自身发展实际,同时要合理运用现有的优惠政策,积极融入数字化生态转型系统。此外,企业应积极吸收数字经济技术融合发展带来的溢出效应,充分利用现有数字经济发展带来的机遇,提升自身发展潜力。另一方面,企业应明确数字化转型是一个动态过程,切不可操之过急。在并购过程中,如果并购方企业不能够将本企业的数字资源与并购标的企业对应的数字资源相融合,不仅会导致数字资源的低效利用,而且由于融合过程中多方问题的存在,可能会阻碍企业本身数字化转型的步伐。所以企业切不可盲目跟风进行低效并购活动。

第二,从政府层面来说,一方面,需要不同部门间将创新政策和并购政策更好地融合,借鉴国外针对企业数字化转型的政策,如西班牙的“数据工具包”计划、德国的“中小企业数字化”项目以及日本的“互联工业”等,充分利用政产学研各方优势,积极推动企业的数字化转型,为企业进行数字并购提供良好的市场环境。另一方面,虽然现有研究中提出数字技术溢出效应的存在有益于实现技术共享,推动市场竞争,但是该溢出效应的存在对于数字技术拥有者而言可能不太有利,所以政府相关政策制定者应权衡利弊,完善相应的法律法规,切实保护企业的相应权益。此外,政策制定者也应未雨绸缪,谨防数字化转型过程中垄断势力的发展。鉴于当前较为活跃的并购市场,政策制定者应顺应时势制定相应的监管政策,谨防猎杀式并购行为的发生。猎杀式并购行为不仅会导致行业垄断,而且对企业创新会产生一定的抑制作用,不利于为企业数字化转型提供良好的市场竞争环境。总之,政策制定者仍应继续改善企业的经营环境,有效降低市场壁垒,为企业创造一个公平竞争的营商环境。

参考文献

- [1] Bloom, N. , B. Eifert, A. Mahajan, D. McKenzie, and J. Roberts. Does Management Matter? Evidenced from India[J]. The Quarterly Journal of Economics, 2013, 128, (1) :1 - 51.
- [2] Cunningham, C. , F. Ederer, and S. Ma. Killer Acquisitions[J]. Journal of Political Economy, 2021, 129, (3) :649 - 702.
- [3] 王宛秋, 王雪晴, 刘晓燕, 龚慧敏, 唐中君. 基于 TOE 框架的企业跨界技术并购绩效的提升策略研究——一项模糊集的定性比较分析[J]. 天津:南开管理评论, 2022, (2) :136 - 148.
- [4] Celik, M. A. , X. Tian, and W. Wang. Acquiring Innovation under Information Frictions[J]. The Review of Financial Studies, 2022, 35, (10) :4474 - 4517.
- [5] 唐浩丹, 方森辉, 蒋殿春. 数字化转型的市场绩效:数字并购能提升制造业企业市场势力吗? [J]. 北京:数量经济技术经济研究, 2022, (12) :90 - 110.
- [6] Hanelt, A. , S. Firk, B. Hildebrandt, and L. M. Kolbe. Digital M&A, Digital Innovation, and Firm Performance: An Empirical Investigation[J]. European Journal of Information Systems, 2021, 30, (1) :3 - 26.
- [7] 唐浩丹, 蒋殿春. 数字并购与企业数字化转型:内涵、事实与经验[J]. 成都:经济学家, 2021, (4) :22 - 29.
- [8] Bharadwaj, A. , O. A. El Sawy, P. A. Pavlou, and N. Venkatraman. Digital Business Strategy: Toward a Next Generation of Insights [J]. MIS Quarterly, 2013, 37, (2) :471 - 482.
- [9] Vial, G. Understanding Digital Transformation: A Review and a Research Agenda[J]. The Journal of Strategic Information Systems, 2019, 28, (2) :118 - 144.
- [10] 方森辉, 唐浩丹, 蒋殿春. 数字并购与企业创新——来自中国上市企业的经验证据[J]. 哈尔滨:管理科学, 2022, (6) :83 - 96.
- [11] 伍晨, 张帆. 数字并购、数字化转型与企业创新[J]. 天津:现代财经(天津财经大学学报), 2023, (3) :21 - 38.
- [12] Tang, H. , S. Fang, and D. Jiang. The Market Value Effect of Digital Mergers and Acquisitions: Evidence from China[J]. Economic Modelling, 2022, 116, (11) :1 - 17.
- [13] 潘敏, 徐卓琛. 我国数字经济企业并购是否有利于促进创新? [J]. 武汉:学习与实践, 2023, (4) :52 - 63.
- [14] Bena, J. , and K. Li. Corporate Innovations and Mergers and Acquisitions[J]. The Journal of Finance, 2014, 69, (5) :1923 - 1960.
- [15] Bukht, R. , and R. Heeks. Defining, Conceptualising and Measuring the Digital Economy[J]. International Organisations Research Journal, 2018, 13, (2) :143 - 172.
- [16] 马蕾, 李雪灵, 刘京, 景涛. 数据资源对企业竞合战略选择的影响机理研究——基于平台理论的多案例研究[J]. 北京:经济管理, 2018, (2) :37 - 54.
- [17] 罗佳, 张蛟蛟, 李科. 数字技术创新如何驱动制造业企业全要素生产率? ——来自上市公司专利数据的证据[J]. 上海:财经研究, 2023, (2) :95 - 109, 124.
- [18] 张新春, 董长瑞. 人工智能技术条件下“人的全面发展”向何处去——兼论新技术下劳动的一般特征[J]. 成都:经济学家, 2019, (1) :43 - 52.
- [19] 刘维刚, 倪红福. 制造业投入服务化与企业技术进步:效应及作用机制[J]. 北京:财贸经济, 2018, (8) :126 - 140.
- [20] 李健, 张金林, 董小凡. 数字经济如何影响企业创新能力:内在机制与经验证据[J]. 北京:经济管理, 2022, (8) :5 - 22.

- [21] Che, Y., and L. Zhang. Human Capital, Technology Adoption and Firm Performance: Impacts of China's Higher Education Expansion in the Late 1990s[J]. *The Economic Journal*, 2018, 128, (614): 2282 - 2320.
- [22] 何小钢, 梁权熙, 王善骞. 信息技术、劳动力结构与企业生产率——破解“信息技术生产率悖论”之谜[J]. *管理世界*, 2019, (9): 65 - 80.
- [23] 蔡跃洲, 张钧南. 信息通信技术对中国经济增长的替代效应与渗透效应[J]. *北京: 经济研究*, 2015, (12): 100 - 114.
- [24] Suzumura, K. Cooperative and Noncooperative R&D in an Oligopoly with Spillovers[J]. *The American Economic Review*, 1992, 82, (5): 1307 - 1320.
- [25] Audretsch, D. B., and M. Belitski. The Role of R&D and Knowledge Spillovers in Innovation and Productivity[J]. *European Economic Review*, 2020, 123, (4): 1 - 24.
- [26] Wallsten, S. The Competitive Effects of the Sharing Economy: How is Uber Changing Taxis? [R]. New York: Technology Policy Institute, 2015.
- [27] 许恒, 张一林, 曹雨佳. 数字经济、技术溢出与动态竞合政策[J]. *北京: 管理世界*, 2020, (11): 63 - 84.
- [28] Colombelli, A., E. Paolucci, E. Raguseo, and G. Elia. The Creation of Digital Innovative Start-ups: the Role of Digital Knowledge Spillovers and Digital Skill Endowment[EB/OL]. *Small Business Economics*, 2023 - 06 - 08, <https://doi.org/10.1007/s11187-023-00789-9>.
- [29] 刘维林, 程倩. 数字产业渗透、全球生产网络与非对称技术溢出[J]. *北京: 中国工业经济*, 2023, (3): 96 - 114.
- [30] Chen, S., W. Liu, and H. Song. Broadband Internet, Firm Performance, and Worker Welfare: Evidence and Mechanism[J]. *Economic Inquiry*, 2020, 58, (3): 1146 - 1166.
- [31] 柏培文, 喻理. 数字经济发展与企业价格加成: 理论机制与经验事实[J]. *北京: 中国工业经济*, 2021, (11): 59 - 77.
- [32] 王鹏飞, 刘海波, 陈鹏. 企业数字化、环境不确定性与全要素生产率[J]. *北京: 经济管理*, 2023, (1): 43 - 66.
- [33] 戴若尘, 王艾昭, 陈斌开. 中国数字经济核心产业创新创业: 典型事实与指数编制[J]. *北京: 经济学动态*, 2022, (4): 29 - 48.
- [34] 韩宝山. 技术并购与创新: 文献综述及研究展望[J]. *北京: 经济管理*, 2017, (9): 195 - 208.
- [35] Ahuja, G., and R. Katila. Technological Acquisitions and the Innovation Performance of Acquiring Firms: A Longitudinal Study[J]. *Strategic Management Journal*, 2001, 22, (3): 197 - 220.
- [36] Hirshleifer, D., A. Low, and S. H. Teoh. Are Overconfident CEOs Better Innovators? [J]. *The Journal of Finance*, 2012, 67, (4): 1457 - 1498.
- [37] 沈国兵, 袁征宇. 企业互联网化对中国企业创新及出口的影响[J]. *北京: 经济研究*, 2020, (1): 33 - 48.
- [38] Lu, Y., and L. Yu. Trade Liberalization and Markup Dispersion: Evidence from China's WTO Accession[J]. *American Economic Journal: Applied Economics*, 2015, 7, (4): 221 - 253.
- [39] De Loecker, J., and F. Warzynski. Markups and Firm-Level Export Status[J]. *The American Economic Review*, 2012, 102, (6): 2437 - 2471.
- [40] 聂辉华, 江艇, 杨汝岱. 中国工业企业数据库的使用现状和潜在问题[J]. *北京: 世界经济*, 2012, (5): 142 - 158.
- [41] 蒋冠宏. 并购如何提升企业市场势力——来自中国企业的证据[J]. *北京: 中国工业经济*, 2021, (5): 170 - 188.
- [42] 陈爱贞, 张鹏飞. 并购、资源重组与目标企业增长[J]. *北京: 世界经济*, 2023, (4): 220 - 248.
- [43] 陈仕华, 王雅茹. 企业并购依赖的缘由和后果: 基于知识基础理论和成长压力理论的研究[J]. *北京: 管理世界*, 2022, (5): 156 - 175.
- [44] Stiebale, J., and D. Vencappa. Acquisitions, Markups, Efficiency, and Product Quality: Evidence from India[J]. *Journal of International Economics*, 2018, 112, (5): 70 - 87.
- [45] 李世刚, 杨龙见, 尹恒. 异质性企业市场势力的测算及其影响因素分析[J]. *北京: 经济学报*, 2016, (2): 69 - 89.
- [46] 谢申祥, 范鹏飞, 宛圆圆. 传统 PSM-DID 模型的改进与应用[J]. *北京: 统计研究*, 2021, (2): 146 - 160.
- [47] Li, P., Y. Lu, and J. Wang. Does Flattening Government Improve Economic Performance? Evidence from China[J]. *Journal of Development Economics*, 2016, 123: 18 - 37.
- [48] 白俊红, 张艺璇, 卞元超. 创新驱动政策是否提升城市创业活跃度——来自国家创新型城市试点政策的经验证据[J]. *北京: 中国工业经济*, 2022, (6): 61 - 78.
- [49] Beck, T., R. Levine, and A. Levkov. Big Bad Banks? The Winners and Losers from Bank Deregulation in the United States[J]. *The Journal of Finance*, 2010, 65: 1637 - 1667.
- [50] Döttling, R., and L. Ratnovski. Monetary Policy and Intangible Investment[J]. *Journal of Monetary Economics*, 2023, 134: 53 - 72.

The Market Effect of Digital Mergers and Acquisitions: Based on the Perspective of Innovation and Monopoly

LI Shuang-yan, QIAO Yang-jiao

(The School of Economics and Finance, Xi'an Jiaotong University, Xi'an, Shaanxi, 710061, China)

Abstract: The 20th National Congress of the Communist Party of China proposes “promoting high-quality economic development” and “accelerating the development of the digital economy, promoting the deep integration of the digital economy and the real economy, and creating a digital industry cluster with international competitiveness”. At present, it has become the goal of enterprise development to promote high-quality development through digital transformation. As an important means to promote the firm digital transformation, the market effect of mergers and acquisitions (M&A) has been an important issue for scholars. According to the statistics data of the industry M&A transactions in the Wind database, the software and information technology services industry had the largest number of M&As from 2010 to 2018, followed by the computer, communication and other electronic equipment manufacturing industry. The number of M&As is 4710 and 3912 respectively. It can be seen that the M&As of the core industries of China’s digital economy are very frequent. Theoretically, the efficiency of resource use is significantly improved when the rights to control assets are transferred to more efficient managers. However, there is little literature on the market effects of digital M&A.

In this paper, the digital M&A in the manufacturing industry, information transmission, software and information technology service industry of Shanghai and Shenzhen A-share listed companies from 2010 to 2018 is taken as a positive impact. Based on the empirical framework of multi-time-point propensity score matching-difference in difference model (PSM-DID), this paper discusses the market effect of digital M&A from the perspective of innovation and monopoly. The results show that digital M&A significantly increases the innovation output of the acquiring firm, but has a negative effect on the Makeups. Mechanism analysis shows that the human cost of enterprises is a double-edged sword. On the one hand, it stimulates the innovation motivation of employee and improves the acquirer’s innovation output. On the other hand, due to the incomplete transfer of human cost pressure, it reduces the makeup, and the total factor productivity has a positive adjustment effect on the acquirer’s innovation, while the technology spillover effect if intangibles is not conducive to promoting acquirer’s monopoly power. Based on the heterogeneity analysis, it is found that digital M&A can significantly improve the innovation output of acquirers with non-high equity concentration, and the negative impact of digital M&A on the mark-up of digital economy enterprises, non-high equity concentration enterprises and high-tech intensive enterprises is more significant, while the reverse is not significant. The conclusions provide new empirical evidence for exploring the digital transformation and development of enterprises through digital M&A, and provide a practical basis for promoting high-quality development of enterprises. The above research provides a new experience evidence for exploring enterprises to develop digital transformation and development through digital mergers and acquisitions, and provide a realistic basis for promoting the high-quality development of enterprises.

The possible marginal contributions of this paper: (1) The identification standard of digital M&A is redefined. This paper will no longer unilaterally classify whether the acquired firm is a digital economy enterprise in the specific definition. Instead, it is defined by whether the acquirer owns patents, software Copyrights or belongs to the core industrial firms of the digital economy. (2) This paper develops a theoretical research framework for the market impact of digital M&A. Based on the synergy effect, this paper examines the internal mechanism of the impact of digital M&A on the acquirer’s innovation and monopoly power from the perspectives of production efficiency, cost theory and spillover effect. (3) We find that the transmission mechanism of digital M&A affects the acquirer’s innovation output and markup. Contrary to the existing research results on the impact of digital M&A on the makeup, this paper finds that digital M&A reduces the acquirer’s markups.

Key Words: digital M&A; innovation output; makeups; synergistic effect; spillover effect

JEL Classification: D22, G34, O32

DOI:10.19616/j.cnki.bmj.2023.10.003

(责任编辑:张任之)