

【数字经济】

数字产业集群、反鲍莫尔病与企业全要素生产率

——基于创新型产业集群试点的准自然实验

郭 晗 崔葆洪 王一贺

摘 要：数字产业集群是数字经济时代产业组织形态迭代的重要方向，更是新质生产力布局的空间载体。本文以科技部创新型产业集群试点政策作为外生冲击实验，研究数字产业集群对企业全要素生产率的影响，并进一步剖析其引致的“反鲍莫尔病”现象及内在逻辑。研究发现，数字产业集群显著提升了区域内企业全要素生产率，且对服务业企业全要素生产率的提升具有偏向性，证实了“反鲍莫尔病”现象的存在。从作用机制来看，数字产业集群政策通过推动创新要素集聚、促进关键核心技术突破提升企业全要素生产率，政府数字化服务水平在这一过程中发挥正向调节作用。将数字产业集群引致的数字技术应用区分为应用广度和应用深度两个维度后发现，“反鲍莫尔病”的发生主要依赖于数字技术应用广度的驱动，数字技术应用深度的作用效果弱于应用广度。进一步研究表明，企业组织惯性会制约数字产业集群政策对服务业企业全要素生产率的偏向性提升效应。本文为数字技术突破“鲍莫尔病”困境提供了产业集群层面的经验证据。

关键词：数字产业集群；全要素生产率；反鲍莫尔病；数字技术应用；创新要素集聚；企业组织惯性

作者简介：郭晗，西北大学经济管理学院教授、博士生导师，教育部人文社科重点研究基地——西北大学中国西部经济发展研究院研究员（西安 710127）；崔葆洪，西北大学经济管理学院（西安 710127）；王一贺，西北大学经济管理学院（西安 710127）

基金项目：国家社会科学基金重点项目“数据基础设施提升产业链韧性的机制及路径研究”（25AJL010）；中国博士后科学基金面上项目“数字经济赋能中国实现共同富裕的益贫式增长机制研究”（2023M741631）

DOI 编码：10.19941/j.cnki.CN31-1957/F.2026.01.004

在新一轮科技革命背景下，数字智能技术已成为重塑经济社会格局的关键力量。党的二十届三中全会审议通过的《中共中央关于进一步全面深化改革 推进中国式现代化的决定》提出，要“加快新一代信息技术全方位全链条普及应用，发展工业互联网，打造具有国际竞争力的数字产业集群”^①。党的二十届四中全会审议通过的《中共中央关于制

①《中共中央关于进一步全面深化改革 推进中国式现代化的决定》，《人民日报》2024年7月22日，第1版。

定国民经济和社会发展第十五个五年规划的建议》强调“深入推进数字中国建设”^①，为数字产业集群的战略定位与发展路径提供了更为清晰的政策指引。从现实情况来看，数字产业集群政策能够集聚相关的数字产业企业，形成规模庞大的区域合作创新链条，推动数字智能技术发展并渗透到企业生产全链条，从生产、管理到创新，系统激活企业全要素生产率的增长潜能。进入新时代以来，我国经济逐步迈入以服务业为主的发展阶段^②，服务业增加值占GDP比重自2015年超过50%后长期稳定在52%~55%，与此同时，经济增速逐步放缓。这种由服务业低效率导致的经济增长放缓，曾被学者们解释为“鲍莫尔病”现象^③，这一现象似乎成为工业化时代难以跨越的障碍。然而，在我国部分数字产业先行地区，出现了服务业全要素生产率（Total Factor Productivity, TFP）增速高于制造业的“反鲍莫尔病”现象^④。这表明随着数字产业集群政策的推进，各个行业的数字技术应用水平正发生着明显分化，对数字智能技术的适应程度也有所不同，这意味着服务业不再必然是经济增速的阻碍，甚至可能成为推动经济增长的新动力。在这一背景下，数字产业集群作为数字智能技术发展的空间载体与推动企业全要素生产率提升的有力政策工具，其对区域内行业影响的异质性及其可能带来的“反鲍莫尔病”现象值得深入探究，这对于企业全要素生产率提升、数字智能技术应用助力服务业突破增长魔咒以及区域产业结构重塑均具有重要的现实意义。

已有研究证实，传统产业集群可以通过知识溢出和分工深化提升区域内企业全要素生产率^⑤。在数字智能时代，以数据要素为核心的数字产业集群，通过利用数据要素的非竞争性、算法知识的高复用性以及数字平台的网络外部性，产生了更为明显的“技术溢出”效应^⑥。然而，这种溢出效应是否具有“偏向性”，即对服务业更显著，仍缺乏实证检验。有学者测度了信息技术革命在我国发生以来制造业与服务业全要素生产率的变化趋势，发现我国存在“反鲍莫尔病”现象，即我国服务业全要素生产率增速高于制造业^⑦，且在服务业内部，生产性服务业的更高开放程度有利于提升全行业的全要素生产率^⑧。也有学

① 《中共中央关于制定国民经济和社会发展第十五个五年规划的建议》，《人民日报》2025年10月29日，第1版。

② 江小涓、靳景：《数字技术提升经济效率：服务分工、产业协同和数实孪生》，《管理世界》2022年第12期，第9—26页。

③ Baumol W, “Macroeconomics of Unbalanced Growth: The Anatomy of Urban Crisis”, in *American Economic Review*, 1967, Vol.57, No.3, pp.415—426.

④ 史丹、孙光林：《数据要素与新质生产力：基于企业全要素生产率视角》，《经济理论与经济管理》2024年第4期，第12—30页。

⑤ Baptista R, Swann P, “Do Firms in Clusters Innovate More?”, in *Research Policy*, 1998, Vol.27, No.5, pp.525—540.

⑥ Brynjolfsson E, “ICT, Innovation and the E-economy”, in *EIB Papers*, 2011, Vol.16, No.2, pp.60—76.

⑦ 张培丽、徐奇舟：《技术进步、反鲍莫尔成本病与制造业占比》，《经济理论与经济管理》2024年第2期，第97—116页。

⑧ 张鹏杨、邢静萱、叶田等：《服务业开放与中国“鲍莫尔病”陷阱跨越》，《国际贸易问题》2025年第4期，第91—107页。

者基于广义可加型偏好的多部门多地区一般均衡模型，讨论工农业“鲍莫尔病”与服务业“鲍莫尔病”在区域间的发展差异^①。针对“鲍莫尔病”问题的解决方法，有学者研究发现，数字技术可以助力企业提升生产率，缩小服务业与工业间的差距^②；同时，促进服务业与制造业的融合也可以很好地缩小两大产业间的工资成本差距，并强化服务业的竞争效应、规模效应、创新效应，提升其全要素生产率^③；也有学者通过将经典的成本病模型与李嘉图模型相结合来构建一般均衡模型，发现通过促进贸易开放可以有效缓解我国劳动力向停滞部门集中的趋势，优化劳动力资源配置^④。此外，从技术创新的视角来看，动态优化研发效率与知识产权保护也可以通过优化产业结构及其技术进步率来缓解“鲍莫尔病”问题，助力长期的经济增长^⑤。

尽管已有研究在一定程度上揭示了数字产业集群对全要素生产率的促进作用以及产业结构变迁的趋势，但仍存在一些可供研究的空间。首先，现有研究多集中于数字技术本身对于全要素生产率变动的的影响，对于从数字产业集群政策影响数字智能行业角度出发并研究其内部微观作用机制的探讨相对较少，尤其是数字产业集群引致的数字技术应用在不同行业中的异质性影响。其次，对于“反鲍莫尔病”现象的解释多停留在描述性统计层面，缺乏深入的理论分析、因果识别与机制分析。因此，本研究选取政府推出的数字产业集群政策作为准自然实验，不仅探讨其对区域内企业全要素生产率的促进作用，同时也试图从分行业的视角探索技术变革所带来的差异化变动，为识别“反鲍莫尔病”的出现机制、判断效率逆转是否由技术变革而引发永久性转变提供经验证据。

本研究的主要贡献在于：第一，聚焦数字产业集群这一独特视角，深入探讨其对区域内企业全要素生产率的影响及其行业异质性，丰富了数字产业集群与全要素生产率关系的研究；第二，利用资本广化和资本深化的经典理论框架，分析数字产业集群促进企业全要素生产率提升的两种类型，进而对企业全要素生产率提升的行业异质性问题进行理论解释。第三，利用数字技术应用广度和应用深度数据进行实证检验，为理论阐释部分的“反鲍莫尔病”发生机制提供了新的经验证据，揭示了数字产业集群在不同行业中所产生的异质性影响，有助于深化对产业结构变迁的理解。

-
- ① 郭凯明、杭静、颜色：《资本深化、结构转型与技能溢价》，《经济研究》2020年第9期，第90—105页。
- ② 娜梅雅、逯海勇、宋培：《从缓解到根治：数字技术如何克服鲍莫尔病？》，《商业研究》2024年第4期，第74—83页。
- ③ 张鹏杨、叶田、乔小勇等：《服务业制造业融合与“鲍莫尔病”陷阱跨越：中国经验与世界规律》，《财贸经济》2024年第12期，第124—142页。
- ④ 张群、邱斌、孙少勤等：《鲍莫尔成本病再考察——基于开放经济与产业关联的视角》，《管理世界》2025年第5期，第78—100页。
- ⑤ 李田雨、盛长文、邢斐：《创新驱动能治愈“鲍莫尔病”吗？——基于技术创新视角的分析》，《商业经济与管理》2024年第5期，第68—80页。

一、理论与假说

在数字时代，“鲍莫尔病”问题出现了与传统工业时代不同的全要素生产率增长现象。原本被视为全要素生产率难以提升的行业（如服务业），借助数字智能技术实现了全要素生产率的突破性增长，打破了“停滞部门”的局限。在此背景下，解析数字产业集群赋能全要素生产率增长，需要以马克思“物化劳动替代活劳动”与李斯特“资本替代劳动力实现对自然力的大规模开发”理论为基础，从“资本广化”与“资本深化”双重视角切入，这为揭示数字产业集群通过数字技术创新与数字技术扩散提升区域内企业全要素生产率的复杂机制提供了经典理论框架。

资本广化的核心是资本通过对新生产要素的开发，实现对传统劳动过程的部分替代。这一过程在数字产业集群发展中呈现技术创新与技术扩散两个维度：在数字技术创新维度，数字产业集群通过支持关键核心技术的集群式攻关（如芯片研发、人工智能算法创新等），加速数字智能技术的颠覆式突破^①，使得以大模型为代表的新一代人工智能技术能够在一定程度上模拟可模式化的人类脑力劳动，且这一可模式化的范围随着算力、算法的突破而不断扩大，使得数据可以作为一种新生产要素被深度开发，杨格将该类新资源的发现视为“最有力加强规模报酬递增的力量”^②；在数字技术扩散维度，以数据要素为核心的数字产业集群，依托数据的非竞争性、算法知识的高复用性以及数字平台的网络外部性，形成显著的“技术溢出”效应，区域内企业通过引入智能设备与数字系统，将重复性高、标准化强的人工岗位替换为机器，实现固定资本对劳动力的大规模替代。

资本深化的核心是通过技术改进与分工细化提升资本品使用效率、深化对自然力的利用。数字产业集群在这一过程中的作用具体体现为：在数字技术深度创新维度，集群内企业通过挖掘数据要素的多元应用场景（如工业互联网中的设备预测性维护、服务业中的用户行为分析），形成“数据采集→算法训练→实时反馈”的智能化循环，推动数字技术持续创新，提升机器的作业精度与协同能力，实现生产设备从自动化执行向自主决策升级；在数字技术深度扩散维度，通过深化技术互通、数据互联、资本对接的高效协同网络，将区域内“企业的内部经济”转化为专业化程度更高的集群内“企业内部和外部经济”，以局部生产条件的改善推动整体设备能力提升。在该过程中，资本通过物联网技术、算法改进、算力强化等途径持续改进技术与设备，深化对自然力的挖掘与利用，使企业能够更好地生产、利用数据，实现对数据要素这一“新自然资源”的深度挖掘和高效利用，进而推动企业全要素生产率的提升。

数字产业集群对不同行业的影响差异，本质上是由技术特性与不同行业劳动特性的适配度决定的。从前资本主义到第二次工业革命，传统体力劳动逐步被以机器设备为代表的资本品所替代，劳动者就业结构向依赖知识、智慧、情感等能力的区别于机器生产

① 师磊、阳镇、钱贵明：《数字产业集群政策与关键核心技术突破式创新》，《中国工业经济》2025年第1期，第100—117页。

② 贾根良：《杨格定理与经济发展理论》，《经济社会体制比较》1996年第2期，第58—60页。

方式的服务业转移。随着计算机技术的发展，数据可以在一定程度上模拟完成可模式化的人类脑力劳动。随着算力、算法的不断突破，这一可模式化的范围不断扩大，数据作为一种新生产要素大规模融入现有社会生产体系。可以说，数据要素来源于人类自身被物化的、可被资本大规模开发的新“自然力”，人类的部分脑力劳动首次被资本所替代。从资本广化的视角来看，相较于完成重复性、规律性的体力劳动，人工智能和机器人技术更擅长处理一些可模式化、规律性的脑力劳动，如数据分析、图像识别等，有效提高了企业的服务效率和质量。服务业作为脑力与情感劳动集中的领域，其业务模式对人工依赖度高、生产流程标准化改造潜力大，成为数据要素替代劳动力的前沿阵地，推动服务业加速从“劳动密集”向“数据-资本密集”转型。在资本深化层面，资本通过物联网技术、算法改进、算力强化等途径不断深化对数据这一“自然力”的挖掘与利用，从而推动服务业企业全要素生产率的提升，突破“鲍莫尔病”对服务业全要素生产率的桎梏。相较之下，制造业因已具备自动化生产基础，劳动力可替代范围相对有限，“机器人”更多表现为存量设备的智能化改造（如传统生产线升级为智能生产线），其全要素生产率提升更依赖资本深化带来的设备效能优化（如工业互联网对生产流程的动态调度），而非资本广化的大规模劳动力替代，因此数字技术对制造业的影响效应显著弱于服务业。

综上，数字产业集群通过资本广化的“要素替代效应”与资本深化的“效能提升效应”，构建起数字智能技术驱动生产率增长的逻辑链。基于此，本研究提出以下两点假说。

假说 1：数字产业集群显著提升了区域内企业的全要素生产率。

假说 2：数字产业集群对服务业企业全要素生产率的提升效应，显著高于对制造业企业的效应。

从生产力提高的全过程来看，生产力的进步不仅仅依赖于技术创新，也取决于生产关系的反作用力。因此，从更广泛的视角来看，技术进步、商业模式创新和制度创新都会促进经济效率的提高^①。数字产业集群对区域内企业全要素生产率的提升依赖于创新要素集聚与数字技术创新，且政府数字化服务水平对数字产业集群的政策效果具有重要的调节作用。因此，本研究从创新要素集聚、颠覆式技术创新和政府数字化服务水平三个角度分析数字产业集群对企业全要素生产率的作用机制。

第一，数字产业集群凭借自身的吸引效应，成为创新资源跨区域集聚的“吸金石”。创新要素集聚促进了企业间创新资源的交流合作与协同创新，形成了良性的产业生态循环，进一步放大了要素集聚对全要素生产率的提升效应。一方面，集群内浓厚的创新氛围、前沿的技术场景以及完善的产业配套体系，吸引了来自人工智能、大数据、云计算等领域的高端人才。这些专业人才不仅带来了先进的技术理念和创新思维，还通过知识外溢效应，带动区域内企业员工素质整体提升，助力企业实现技术创新与管理优化。另一方面，数字产业集群的发展潜力也吸引了风险投资、产业基金等各类资本的关注。大量资金的

^① 江小涓、靳景：《数字技术提升经济效率：服务分工、产业协同和数实孪生》，《管理世界》2022年第12期，第9—26页。

涌入,不仅为企业研发创新、设备升级提供了坚实的资金保障,还助力企业推进资源整合、供应链优化与市场拓展。随着人才、资金等要素的持续集聚与融合,有效推动企业全要素生产率提升。

第二,数字产业集群依托共建共享的数字平台,构建起专业协同创新体系,促进了区域内数字技术颠覆式创新^①。在此基础上,颠覆式技术创新通过技术扩散,为区域创新发展注入强劲动力,助力提升区域内企业全要素生产率与资源利用效率。具体而言,数字产业集群内的企业借助数字平台实现了生产、研发等多环节的数据共享与技术交流。企业能够获取来自不同领域、不同层次的数字技术知识,通过对这些知识的吸收、整合与再创新,不断拓展自身技术边界^②。企业间既相互竞争又协同合作,形成良性创新循环,不断催生新的专利技术。这些专利不仅是企业技术实力提升的体现,更是其创新能力的有力佐证。随着创新成果不断涌现并转化为实际生产力,企业生产效率显著提升。在区域层面,数字技术的扩散打破了地域限制,使区域内的企业都能受益于集群带来的技术溢出效应。原本技术相对落后的企业,可以通过与集群内先进企业的交流合作,快速引进适用技术,减少技术研发的时间和成本,实现技术的跨越式发展。

第三,政府数字化服务水平的提升,有助于推动地方公共数据开放、强化政府数字治理能力,对数字产业集群的政策效果具有正向调节作用。当地方政府完成数字化智能化转型升级后,可以将这些先进的数字产品和服务应用于政务管理,实现政务流程数字化、智能化,进而在推行数字产业集群政策过程中,有效推动区域内企业全要素生产率提升。具体而言,政府可以通过建立标准化的数据开放平台,将经过脱敏处理的数据有序开放给企业。已有研究表明,公共数据的开放显著促进了技术创新,并且对于数字技术创新的促进作用相对其他技术领域更强^③。同时,政府数字化转型会推动数字治理变革,间接激发企业数字创新活力^④,最终助力企业全要素生产率的提升。

基于此,本研究提出以下两点假说。

假说3:数字产业集群可通过创新要素集聚、颠覆式技术创新,进而提升区域内企业全要素生产率。

假说4:政府数字化服务水平的提升对数字产业集群促进区域内企业全要素生产率的提升具有正向调节作用。

① 师磊、阳镇、钱贵明:《数字产业集群政策与关键核心技术突破式创新》,《中国工业经济》2025年第1期,第100—117页。

② 李玉花、林雨昕、李丹丹:《人工智能技术应用如何影响企业创新》,《中国工业经济》2024年第10期,第155—173页。

③ 沈坤荣、林剑威:《链“岛”成“陆”:公共数据开放的技术创新效应研究》,《管理世界》2025年第2期,第83—104页。

④ 李雪琴、郑酌基、韩先锋:《乘“数”而上:政府数据治理赋能企业数字创新》,《数量经济技术经济研究》2024年第12期,第68—88页。

二、研究设计

（一）模型设定与变量定义

本研究参考师磊等的研究^①，借助科技部 2013—2017 年公布的三轮创新型产业集群试点，筛选得出数字产业集群试点城市，以此作为准自然实验的外生冲击，利用双重差分法研究数字产业集群的全要素生产率效应。根据 2013 年发布的《创新型产业集群试点认定管理办法》，集群认定首先要求集群所在地政府（原则上为地级以上政府）制定促进集群产业发展的政策措施，且当地已初步形成政府引导下的集群产业链协同机制，并设立了试点工作管理机构。因此，本研究以地级市作为集群认定区域：一方面，这与产业集群辐射范围更为一致，更有助于观察数字产业集群对于区域内企业全要素生产率的影响；另一方面，政策的选取层级为地级市，与上市企业的个体特征不存在直接关联，有助于在一定程度上缓解模型的内生性问题。本研究的回归模型设定如下：

$$TFP_LP_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 DID_{it} + \gamma Controls_{it} + \mu_i + \lambda_t + \phi_c + \sigma_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式中：下标 i 表示企业， t 表示年份， c 表示企业所在地级市；因变量 TFP_LP_{it} 表示企业 i 在 t 年的全要素生产率水平，为了避免测度方式差异影响实证结果的可信度，借鉴相关文献^②，统一采用 LP 方法测度企业全要素生产率；核心解释变量 DID_{it} 表示上市企业 i 所在地级市第 t 年是否被认定为数字产业集群试点地区，1 表示被认定为试点地区，0 表示未被认定；系数 α_1 能够衡量相较于非试点地区，数字产业集群对试点地区上市企业全要素生产率的影响； $Controls_{it}$ 表示一系列控制变量，借鉴已有研究，企业层面控制变量选取了企业规模（ $Size$ ，以企业总人数取对数表示）、资产负债率（ Lev ）、净资产收益率（ ROE ）、固定资产投资占总资产比重（ $Fixed$ ）、企业当年是否亏损（ $Loss$ ）、第一大股东持股比例（ $Top1$ ）、独立董事占董事会总人数比例（ $Indep$ ），城市层面控制变量包括地区 GDP（ GDP ，以地级市地区生产总值的对数衡量）、教育水平（ Edu ，普通高等学校在校学生数/年末总人口）、第三产业增加值占当年 GDP 比值（ Ins ）；为进一步控制其他混淆因素所产生的估计偏误，本研究从个体、年份、城市、个体与年份交乘四个层面对其他混淆因素进行控制， μ_i 、 λ_t 、 ϕ_c 、 σ_{it} 和 ε_{it} 分别表示企业个体固定效应、年份固定效应、所在地级市固定效应、个体与年份交乘固定效应和残差项，这在一定程度上缓解了遗漏变量偏误的问题。同时，本研究进一步将聚类稳健标准误控制在企业个体和行业两个层面。

（二）数据来源

本研究城市层面数据主要来源于相关年份的《中国城市统计年鉴》，上市公司数据

① 师磊、阳镇、钱贵明：《数字产业集群政策与关键核心技术突破式创新》，《中国工业经济》2025 年第 1 期，第 100—117 页。

② Levinsohn J, Petrin A, “Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables”, in *The Review of Economic Studies*, 2003, Vol.70, No.2, pp.317—341；石大千、李格、刘建江：《信息化冲击、交易成本与企业 TFP——基于国家智慧城市建设的自然实验》，《财贸经济》2020 年第 3 期，第 117—130 页。

使用2007—2023年中国沪深A股上市公司的数据，其中，企业数据主要来源于企业历年财务报表披露数据。为剔除异常样本以降低对估计结果的干扰、提高模型估计精度，本研究对原始样本进行如下处理：①剔除ST、*ST类企业；②考虑到金融企业的特殊性，剔除金融行业企业；③剔除企业样本观测值小于5年的企业个体；④剔除企业上市年龄异常（如负数）的样本；⑤剔除被解释变量缺失的样本；⑥对企业控制变量所存在的缺失值，利用线性外推法进行补齐，对补齐后为负数的值进行归0处理。经过处理后变量的描述性统计结果如表1所示。

表1 描述性统计结果

变量名称	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值
<i>TFP_LP</i>	36 614	8.628	1.145	-1.767	13.754
<i>Size</i>	36 614	7.711	1.320	1.946	13.464
<i>Lev</i>	36 614	0.447	0.209	0	2.529
<i>ROE</i>	36 614	0.043	0.716	-85.647	8.557
<i>Fixed</i>	36 614	0.211	0.162	0	1.018
<i>Loss</i>	36 614	0.132	0.339	0	1
<i>Top1</i>	36 614	0.34	0.152	0	1.381
<i>Indep</i>	36 614	37.583	5.841	0	140.050
<i>GDP</i>	36 614	11.406	0.605	8.377	14.340
<i>Edu</i>	36 614	0.045	0.035	0	0.437
<i>Ins</i>	36 614	0.549	0.134	0	1.267

三、基准回归结果及分析

（一）基准回归结果

表2展示了数字产业集群政策对企业全要素生产率影响的回归结果。在基准回归模型中，本研究采用逐步加入控制变量的估计策略。列（1）模型仅包含政策冲击、个体固定效应和时间固定效应，结果显示，数字产业集群政策的回归系数为0.085，且在1%的统计水平上显著，这表明数字产业集群政策显著提升了试点地区企业的全要素生产率水平。列（2）在列（1）的基础上对企业层面和城市层面的特征进行了控制，可见数字产业集群政策的回归系数仍然在5%的统计水平上显著为正，但系数值有较大幅度的下降，说明未控制企业和城市层面特征对本研究估计结果的干扰较大。列（3）和列（4）则进一步加入了城市固定效应和个体特征与时间趋势的交乘项，结果显示，数字产业集群政策的回归系数分别在5%和1%的统计水平上显著为正。从城市层面控制变量的估计结果来看，地区经济发展水平虽然与企业全要素生产率正相关，但在未控制城市个体特征时并不显著。因此，本研究后续所有实证分析均保持了对企业特征、时间趋势和城市特征的控制。综上，数字产业集群政策能够有效提升试点地区企业的当期全要素生产率。

表 2 基准回归结果

变量	TFP_LP			
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>DID</i>	0.085*** (0.023)	0.054** (0.022)	0.061** (0.021)	0.060*** (0.014)
<i>Size</i>	—	0.346*** (0.039)	0.350*** (0.040)	0.273*** (0.032)
<i>Lev</i>	—	0.573*** (0.131)	0.583*** (0.131)	0.388*** (0.091)
<i>ROE</i>	—	0.032*** (0.010)	0.032*** (0.010)	0.016 (0.011)
<i>Fixed</i>	—	-1.396*** (0.151)	-1.413*** (0.153)	-1.469*** (0.145)
<i>Loss</i>	—	-0.248*** (0.049)	-0.245*** (0.049)	-0.222*** (0.033)
<i>Top1</i>	—	0.126 (0.121)	0.111 (0.119)	0.367*** (0.094)
<i>Indep</i>	—	0.001 (0.002)	-0.000 (0.001)	-0.001 (0.001)
<i>GDP</i>	—	0.047 (0.033)	0.034* (0.019)	0.002 (0.019)
<i>Edu</i>	—	0.682 (0.448)	0.549 (0.377)	0.258 (0.853)
<i>Ins</i>	—	-0.126 (0.156)	-0.272** (0.122)	-0.248* (0.132)
常数项	8.603*** (0.012)	5.450*** (0.336)	5.682*** (0.221)	6.673*** (0.405)
个体固定	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是
城市固定	否	否	是	是
个体-时间交互固定	否	否	否	是
样本量	36 610	36 610	36 603	36 603
调整的 R^2	0.818	0.864	0.868	0.912

注：***、**和*分别表示回归系数在1%、5%和10%的统计水平上显著；括号内为聚类稳健标准误；下述结果非特殊说明则保持一致。

(二) 平行趋势检验

使用双重差分法进行因果推断的前提是，政策实施前的实验组与对照组的被解释变量不存在系统性趋势差异。本研究采用事件研究法来验证实验组和对照组在事前的平行趋势条件是否被满足。若政策实施前各期估计系数在统计上无法拒绝与0不存在显著差异，则表明实施数字产业集群政策的处理组与未实施该政策的对照组在事前遵循相同变化趋势，满足平行趋势假定。构造动态回归模型如下：

$$TFP_LP_{it} = \alpha_0 + \sum_{k=-5}^{k=5} \alpha_k D^k \times Treated_j + \gamma Controls_{it} + \mu_i + \lambda_t + \phi_c + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

模型(2)中,以年份虚拟变量 D^k 与处理组虚拟变量 $Treated_j$ 的交互项替代原模型核心解释变量 DID_{it} 。式中: k 为第 t 年与数字产业集群政策实施年份的差值,即数字产业集群试点区设立后的第 k 年,时间窗口设定为 $[-5, 5]$ (政策实施前5年至实施后5年)。为避免多重共线性,将政策实施前1年(-1期)作为基期; $Treated_j$ 为处理组虚拟变量,1表示样本属于试点城市企业,0表示非试点城市企业;系数 α_k 反映相较于基期(-1期),数字产业集群确立第 k 年处理组与对照组企业全要素生产率的差异。为了尽可能消除事前趋势干扰,参考Beck等的处理方法^①,首先计算出事件发生前各期系数的均值,然后对所有期数的估计系数和置信区间取均值并绘图。图1展示了平行趋势检验结果,可见在数字产业集群政策实施之前,处理组与对照组企业的全要素生产率变化没有系统性显著差异,满足平行趋势假定;政策实施后,系数 α_k 显著为正,说明试点地区的企业全要素生产率水平显著高于非试点地区,且估计系数随着时间的推移先上升后波动下降,体现出数字产业集群的设立对企业全要素生产率的提升具有长期动态特征。

考虑到地级市设立数字产业集群可能存在“为缓解地区企业全要素生产率下降趋势而实施的”选择性偏差,本研究进一步进行阿申费尔特(Ashenfelter)沉降检验。参考Berger等的研究^②,在基准模型中引入被解释变量前两年的趋势项($TFP_LP_{i,t-1} - TFP_LP_{i,t-3}$)(即 $t-1$ 期与 $t-3$ 期全要素生产率的差值,用于捕捉前期趋势影响),以剔除沉降效应。回归结果显示,政策冲击估计系数为0.06,且在1%的统计水平上显著,与基准回归结果一致,表明在控制阿申费尔特沉降效应后,本研究结论依然成立^③。

(三) 安慰剂检验

为排除其他混淆因素对实证结果的干扰,本研究采用安慰剂检验验证结论的可靠性。若存在与数字产业集群设立、企业全要素生产率提升同时相关且具有长期效应的混淆因素,则即便没有实际政策冲击,企业全要素生产率仍可能出现增长。因此,参考陈强等的研究^④,本研究固定组群后,随机分配数字产业集群政策的实施年份和试点城市,重复随机抽样500次,每次均依据基准模型进行回归,完成安慰剂检验。图2展示了政策冲击的估计系数及对应 P 值的核密度分布,可见估计系数的核密度分布近似于均值为0的正态分布,绝大多数估计系数的 P 值在10%的统计水平上不显著。右侧检验中, P 值小于0.0001,且所有随机模拟的估计系数均未超过基准回归系数。这表明数字产业集群政策对企业全要素生产率的提升并非由随机因素驱动,模型通过了安慰剂检验。

① Beck T, Levine R, Levkov A, “Big Bad Banks? The Winners and Losers from Bank Deregulation in the United States”, in *The Journal of Finance*, 2010, Vol.65, No.5, pp.1637—1667.

② Berger D, Easterly W, Nunn N, et al., “Commercial Imperialism? Political Influence and Trade during the Cold War”, in *American Economic Review*, 2013, Vol.103, No.2, pp.863—896.

③ 回归结果留存备索。

④ 陈强、齐霁、颜冠鹏:《双重差分法的安慰剂检验:一个实践的指南》,《管理世界》2025年第2期,第181—220页。

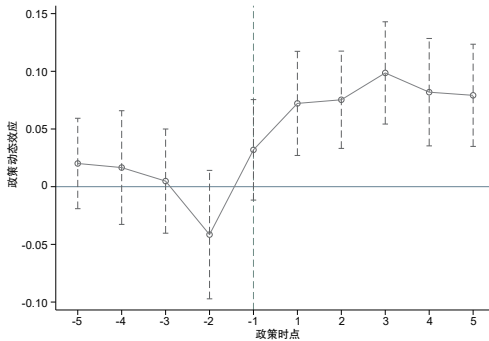


图 1 平行趋势检验结果

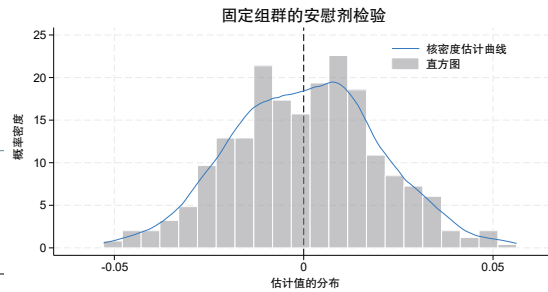


图 2 安慰剂检验结果

(四) 异质性处理效应

计量经济学最新研究发现，除非处理效应具有同质性，否则采用双向固定效应模型估计交叠双重差分(DID)法易产生估计偏误。本研究在基准回归模型的基础上，通过“培根分解”进行模型检验，将样本分为四类标准双重差分比较场景，如表3所示。其中，以从未接受处理组作为对照组的权重接近0.8，估计值为0.095，与表2列(1)的基准回归结果相近；政策实施后进入处理的个体为对照组的权重为0.121，会对整体估计结果产生一定程度的干扰。因此，出于稳健性考虑，本研究进一步采用两种方法检验双重差分异质性处理效应：一是参考Sun和Abraham的研究^①，采用组别-时期平均处理效应，将标准误聚类至个体和行业层面，回归结果如表4所示，平均处理效应为0.083， P 值为0.011；二是参考Borusyak等的研究^②，采用插补估计量方法，得到平均处理效应为0.075， P 值为0.001。两种方法均控制了企业层面和城市层面的特征变量，同时控制了企业固定效应、时间固定效应和城市固定效应。估计值高于表2列(3)的基准回归结果，与“培根分解”结论基本一致。综上可见，即使考虑了双重差分法的异质性处理效应，实证结果仍表明数字产业集群政策显著促进了企业全要素生产率提升。

表 3 “培根分解”检验结果

双重差分法比较场景	权重	平均双重差分估计值
较早接受处理 vs. 较晚接受处理	0.032	0.046
较晚接受处理 vs. 较早接受处理	0.053	0.064
处理组 vs. 从未接受处理组	0.794	0.095
处理组 vs. 政策后进入处理的个体	0.121	0.051

^① Sun L, Abraham S, “Estimating Dynamic Treatment Effects in Event Studies with Heterogeneous Treatment Effects”, in *Journal of Econometrics*, 2021, Vol.225, No.2, pp.175—199.

^② Borusyak K, Jaravel X, Spiess J, “Revisiting Event-Study Designs: Robust and Efficient Estimation”, in *Review of Economic Studies*, 2024, Vol.91, No.6, pp.3253—3285.

表4 异质性处理效应的稳健性检验结果

异质性处理效应检验方法	平均处理效应	标准误	P 值	95% 置信区间
组别 - 时期平均处理效应	0.083	0.033	0.011	[0.019, 0.147]
插补估计量方法	0.075	0.023	0.001	[0.030, 0.120]

(五) 排除混淆政策干扰

在样本期内，除了数字产业集群试点政策外，政府还出台了一些其他和数字领域相关的政策，这些政策可能产生与数字产业集群政策类似的经济效应，或影响试点城市的选取，进而影响本研究结论的可靠性。为此，本研究在模型（1）中进一步控制了地级市层面三类同期数字相关的政策变量，以排除混淆效应，具体包括：（1）“宽带中国”战略2014—2015年城市试点（*Broadband*）；（2）公共数据开放（*Public_City*）；（3）“中国制造2025”试点示范城市（*Intell_Manufact*）。这些政策的经济效应已在现有研究中得到了充分探讨，本研究不再赘述。表5列（1）~（3）报告了控制上述政策后的估计结果。结果显示，在控制了这些政策变量后，核心解释变量的回归系数仍然在5%的统计水平上显著为正，且系数大小与基准回归结果基本一致，表明本研究实证结论具有稳健性，数字产业集群政策对企业全要素生产率的拉升效应独立于其他同期政策，结论可靠。

表5 排除其他政策干扰回归结果

变量	TFP_LP		
	(1)	(2)	(3)
<i>DID</i>	0.059** (0.022)	0.065*** (0.022)	0.061*** (0.021)
<i>Public_City</i>	0.017 (0.014)	—	—
<i>Broadband</i>	—	-0.026 (0.023)	—
<i>Intell_Manufact</i>	—	—	-0.002 (0.024)
<i>Size</i>	0.350*** (0.040)	0.350*** (0.040)	0.350*** (0.040)
<i>Lev</i>	0.582*** (0.131)	0.584*** (0.131)	0.583*** (0.131)
<i>ROE</i>	0.032*** (0.010)	0.032*** (0.010)	0.032*** (0.010)
<i>Fixed</i>	-1.411*** (0.152)	-1.413*** (0.153)	-1.413*** (0.153)
<i>Loss</i>	-0.245*** (0.049)	-0.245*** (0.049)	-0.245*** (0.049)
<i>Top1</i>	0.110 (0.119)	0.110 (0.119)	0.111 (0.119)
<i>Indep</i>	-0.000 (0.001)	-0.000 (0.001)	-0.000 (0.001)

(续表 5)

变量	TFP_LP		
	(1)	(2)	(3)
<i>GDP</i>	0.038* (0.020)	0.030* (0.017)	0.034* (0.019)
<i>Edu</i>	0.551 (0.380)	0.563 (0.379)	0.550 (0.385)
<i>Ins</i>	-0.281** (0.124)	-0.269** (0.121)	-0.272** (0.120)
常数项	5.646*** (0.217)	5.742*** (0.237)	5.682*** (0.222)
个体固定	是	是	是
时间固定	是	是	是
城市固定	是	是	是
样本量	36 603	36 603	36 603
调整的 R^2	0.868	0.868	0.868

四、机制检验

前文通过严谨的实证设计，证实了数字产业集群政策对企业全要素生产率的提升作用。理论分析表明，数字产业集群政策通过创新要素集聚和颠覆式技术创新两条路径推动企业全要素生产率提升，同时与政府数字化基础公共服务形成协同效应，共同赋能企业全要素生产率提升。本节从以上三个方面实证考察数字产业集群促进企业全要素生产率提升的作用机制。

（一）创新要素集聚

数字产业集群有利于吸引创新要素集聚，形成创新要素使用的规模效应，降低企业获取生产要素的边际成本。新创企业作为创新要素聚合的载体，为衡量地区要素集聚水平提供了有效的观测视角，而一个地区的人工智能企业数量，更能精准反映该地区数字创新要素集聚水平，人工智能企业数量越多，越有利于当地上市公司借助人工智能技术提升企业全要素生产率。因此，本研究参考胡晟明等的研究^①，利用关键词从“天眼查”企业数据库中筛选人工智能企业，以各城市人工智能企业数量对数作为创新要素集聚水平的代理变量（*AI_Level*）。在模型选择上，考虑到城市特征已充分包含了创新要素集聚的潜在影响，因此仅控制企业个体固定效应与年份时间固定效应。表6列（1）和列（2）汇报了估计结果，可以看到，数字产业集群政策在1%的统计水平上显著提升了地区创新要素集聚水平；将创新要素集聚水平纳入基准模型后，数字产业集群政策在5%、创新要素集聚水平在10%的统计水平上显著提升了企业全要素生产率，证实创新要素集聚的中介效应成立。

（二）颠覆式技术创新

若创新要素集聚只是降低了企业要素使用成本，其驱动的全要素生产率提升难以具

^① 胡晟明、王林辉、赵贺：《人工智能应用、人机协作与劳动生产率》，《中国人口科学》2021年第5期，第48—62+127页。

表6 影响机制检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>AI_Level</i>	<i>TFP_LP</i>	<i>lnPatent</i>	<i>TFP_LP</i>	<i>TFP_LP</i>
<i>DID</i>	0.119*** (0.016)	0.046** (0.021)	0.104** (0.039)	0.057** (0.021)	0.026* (0.014)
<i>AI_Level</i>	—	0.083* (0.044)	—	—	—
<i>lnPatent</i>	—	—	—	0.036*** (0.007)	—
<i>Digit_Gov_Level</i>	—	—	—	—	0.075*** (0.020)
<i>Size</i>	-0.008 (0.007)	0.347*** (0.039)	0.211*** (0.053)	0.342*** (0.039)	0.350*** (0.008)
<i>Lev</i>	0.044* (0.024)	0.596*** (0.128)	0.012 (0.057)	0.583*** (0.132)	0.582*** (0.038)
<i>ROE</i>	-0.004 (0.003)	0.032*** (0.010)	0.004 (0.003)	0.031*** (0.010)	0.032** (0.014)
<i>Fixed</i>	-0.064 (0.046)	-1.398*** (0.155)	0.004 (0.049)	-1.413*** (0.153)	-1.414*** (0.046)
<i>Loss</i>	-0.018** (0.007)	-0.245*** (0.049)	-0.024** (0.010)	-0.244*** (0.048)	-0.245*** (0.019)
<i>Top1</i>	-0.017 (0.082)	0.136 (0.125)	-0.240*** (0.075)	0.120 (0.121)	0.114** (0.045)
<i>Indep</i>	0.000 (0.001)	0.001 (0.002)	-0.000 (0.001)	-0.000 (0.001)	-0.000 (0.001)
<i>GDP</i>	0.421*** (0.045)	0.020 (0.024)	-0.003 (0.023)	0.035* (0.019)	0.032* (0.017)
<i>Edu</i>	5.156*** (0.474)	0.265 (0.393)	-0.243 (0.485)	0.558 (0.378)	0.561** (0.267)
<i>Ins</i>	2.942*** (0.160)	-0.384** (0.151)	-0.082 (0.174)	-0.269** (0.120)	-0.244*** (0.083)
常数项	0.990* (0.490)	5.269*** (0.419)	-0.942 (0.572)	5.716*** (0.214)	5.690*** (0.216)
个体固定	是	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是	是
城市固定	否	否	是	是	是
样本量	36 432	36 432	36 603	36 603	36 603
调整的 R^2	0.985	0.864	0.612	0.868	0.868

有持久性，而科技创新能力为企业全要素生产率的持续提升提供了技术支撑。现有研究证实，数字产业集群政策显著提高了区域颠覆性技术创新水平^①，因此本研究从企业层面对这一机制进行考察。具体而言，参考郑世林等对上市公司关键核心技术突破的度

① 师磊、阳镇、钱贵明：《数字产业集群政策与关键核心技术突破式创新》，《中国工业经济》2025年第1期，第100—117页。

量方法^①，搜集上市公司关键核心专利申请总数，取对数后作为中介变量纳入中介模型（*lnPatent*）。表6列（3）和列（4）汇报了估计结果，估计结果显示，数字产业集群政策在5%的统计水平上显著为正，表明其能显著促进上市公司关键核心技术突破，从微观层面为数字产业集群政策促进颠覆式技术创新提供了证据。将*lnPatent*作为中介变量纳入模型后，数字产业集群政策和上市公司颠覆式技术创新的回归系数均显著为正，结论与前文一致，颠覆式创新的中介效应成立。

（三）政府数字化服务

相较于创新要素集聚与颠覆式技术创新，数字产业集群、政府数字化服务与企业全要素生产率之间的关系更为复杂：一方面，数字产业集群与政府数字化服务存在明显的双向协同效应，相互促进，互为支撑；另一方面，政府数字化服务不直接参与生产活动，难以形成对企业全要素生产率的直接作用路径。因此，本研究从调节效应的角度考察三者之间的关系。现有文献关于政府数字化服务的度量尚处于起步阶段，多数第三方评价数据始于2018年。因此，考虑到数据可得性，本研究参考沈坤荣和林剑威的研究^②，利用复旦大学数字与移动治理实验室所构建的“中国开放数林指数”，以样本期内该指数平均得分划分组别：前10名城市评分跨度为82.47~90.48，第10~50名评分仅降至77.81，考虑到10名之后的城市评分差异较小，因此将前10名城市划分为政府数字化服务高质量组，其余均为政府数字化服务质量待提升组（*Digit_Gov_Level*）。构建调节效应模型后估计结果如表6列（5）所示，可见核心解释变量的回归系数仍在10%的统计水平上显著为正，政府数字化服务水平的回归系数为0.075且在1%的统计水平上显著，表明政府数字化服务水平发挥了显著的正向调节效应，对数字产业集群政策的实施效果具有重要影响。

五、进一步分析：数字产业集群与反鲍莫尔病

进一步从全要素生产率增长的异质性视角切入，如前文理论分析所述，数字产业集群对服务业全要素生产率的提升效应相较于其他行业更为显著。本节对此展开具体的分析和检验，分三步进行：首先，从直观视角考察“反鲍莫尔病”是否发生，在前文基础上通过分组比较估计系数的异质性分析，判断数字产业集群政策对服务业全要素生产率的提升是否具有偏向性；其次，采用三重差分（DDD）模型进行条件更为严格的异质性检验；最后，结合前文理论分析，从数字技术应用广度与深度、企业组织惯性两个视角验证“反鲍莫尔病”的发生机制。

（一）“反鲍莫尔病”识别

前文研究中，本研究通过控制一系列固定效应，并结合平行趋势检验、安慰剂检验

① 郑世林、汉馨语、郭锡栋等：《国家战略科技力量与企业关键核心技术突破——来自国家和省级重点实验室的证据》，《中国工业经济》2024年第9期，第62—80页。

② 沈坤荣、林剑威：《链“岛”成“陆”：公共数据开放的技术创新效应研究》，《管理世界》2025年第2期，第83—104页。

以及系列稳健性检验，在较大程度上排除了内生性问题对实证结果的干扰，验证了数字产业集群政策作为外生冲击能够显著提升当地企业的全要素生产率。这为我们利用试点政策，从异质性角度识别“反鲍莫尔病”是否真实发生提供了实证工具支撑。选择数字产业集群和上市企业作为研究对象，主要基于两点考量：一方面，数字产业集群兼具“新技术范式”和“新技术集中孵化”两重特征，为我们观察数字技术的长期冲击提供了天然窗口，有助于理解数字智能技术作为一种“新技术范式”的经济影响；另一方面，上市企业通常是各行业的龙头企业，其发展在一定程度上代表了所在行业的技术发展方向和企业组织变革趋势。因此，利用数字产业集群政策试点，聚焦其对上市公司全要素生产率的异质性影响，能够更精准地探究“反鲍莫尔病”是否真实发生。

本研究首先在基准模型的基础上，按是否为服务业进行分样本回归。回归结果如表7列(1)和列(2)所示，其中列(1)为服务业企业样本的回归结果，列(2)为非服务业企业样本的回归结果。结果显示，核心解释变量的回归系数均在5%的统计水平上显著为正，且服务业企业样本的回归系数为0.132，显著大于非服务业企业样本的0.046，表明数字产业集群政策对服务业企业全要素生产率的提升具有更明显的偏向性。

在此基础上，本研究采用三重差分模型进行更为严格的异质性分析。构建模型如下：

$$TFP_LP_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 DID_{it} + \alpha_2 DID_{it} \times Service_i + \gamma Controls_{it} + \mu_i + \lambda_t + \phi_{jc} + \sigma_{jt} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

式中： $Service_i$ 表示企业所属行业，属于服务业赋值为1，非服务业赋值为0； $DID_{it} \times Service_i$ 在回归结果中统一用 $did2$ 表示； j 表示行业， ϕ_{jc} 为行业-城市交互固定效应， σ_{jt} 为行业-时间交互固定效应。三重差分回归结果如表7列(3)所示，结果显示，在控制行业异质性后，核心解释变量的回归系数仍显著为正，且交互项 $did2$ 的估计系数为0.114，在5%的统计水平上显著为正，表明服务业企业的政策冲击效果显著优于非服务业企业。综上，数字产业集群对当地上市公司的冲击已呈现“反鲍莫尔病”效应：数字智能技术对服务业企业全要素生产率的提升更为明显，使得服务业企业全要素生产率增长趋势反超非服务业企业。

表7 “反鲍莫尔病”识别回归结果

变量	TFP_LP		
	(1)	(2)	(3)
<i>DID</i>	0.132** (0.060)	0.046** (0.010)	0.040* (0.023)
<i>did2</i>	—	—	0.114** (0.046)
<i>Size</i>	0.280*** (0.040)	0.397*** (0.025)	0.365*** (0.017)
<i>Lev</i>	0.805*** (0.185)	0.364*** (0.051)	0.491*** (0.063)

(续表 7)

变量	TFP_LP		
	(1)	(2)	(3)
<i>ROE</i>	0.033 (0.023)	0.023* (0.009)	0.029** (0.012)
<i>Fixed</i>	-1.774*** (0.363)	-1.228*** (0.168)	-1.379*** (0.085)
<i>Loss</i>	-0.182 (0.107)	-0.245*** (0.018)	-0.231*** (0.034)
<i>Top1</i>	-0.013 (0.256)	0.083 (0.108)	0.072 (0.086)
<i>Indep</i>	0.001 (0.003)	-0.001 (0.001)	-0.000 (0.001)
<i>GDP</i>	0.018 (0.045)	0.040 (0.017)	0.015 (0.026)
<i>Edu</i>	-0.561 (0.553)	0.479 (0.631)	0.514 (0.546)
<i>Ins</i>	-0.767 (0.450)	-0.074 (0.123)	-0.185 (0.128)
常数项	6.797*** (0.593)	5.202*** (0.161)	5.794*** (0.332)
个体固定	是	是	是
时间固定	是	是	是
城市固定	是	是	否
行业-城市交互固定	否	否	是
行业-时间交互固定	否	否	是
样本量	10 216	25 881	35 948
调整的 R^2	0.852	0.904	0.890

(二) 进一步分析

1. 数字技术应用

进一步地，如果数字产业集群对服务业企业全要素生产率的提升效应相较于非服务业企业更强这一逻辑成立，且该逻辑与前文理论分析的传导机制一致，那么从数字技术应用广度与深度的视角可以观察到：服务业企业全要素生产率超过制造业的部分，更多是由数字技术应用广度 (*Breadth*) 贡献的；由于数字技术应用深度 (*Depth*) 以应用广度为基础，因此服务业企业的数字技术应用深度也应高于制造业，为“反鲍莫尔病”的发生提供技术支撑。然而，考虑到数字技术应用深度仍有较大拓展空间，其对“反鲍莫尔病”的作用强度应弱于应用广度。在模型设计上，首先使用与基准回归模型相同的设计，检验数字产业集群对企业数字技术应用广度和深度的影响；在此基础上，将数字技术应用广度和深度纳入三重差分模型，通过对比数字技术应用广度与应用深度的系数大小与显著性水平，判断二者作为中介效应的差异。

参考杨鹏和孙伟增对数字技术应用广度和应用深度的测度方式^①，本研究采用文本分析方法对上市公司年报中与“数字技术”相关的关键词按照应用广度和应用深度两个维度进行词频统计，再将两个维度的词频数分别除以公司年报取对数后的总词频数，得到数字技术应用广度和应用深度的代理变量，模型估计结果如表8所示。表8列（1）和列（3）显示，数字产业集群提升了当地企业的数字技术应用广度和数字技术应用深度，且对于数字技术应用广度的影响无论是系数大小还是显著性水平都更为明显。表8列（2）和列（4）显示，将数字技术应用广度和应用深度加入三重差分模型后，核心解释变量 *DID* 与交互 *did2* 的回归系数仍然显著，且数字技术应用广度的回归系数（0.012）大于数字技术应用深度的（0.008），显著性也更高。因此，上述理论分析得以证实。

2. 企业组织惯性

在此基础上，本研究进一步从企业组织惯性视角考察“反鲍莫尔病”的发生机制。具体而言，相较于通过技术升级提升机器效率，企业以“机器代人”方式提升企业全要素生产率的过程，会受到企业组织惯性的影响，且企业组织惯性越强，越会制约企业组织结构的调整，“机器代人”的阻力就越大；反之，企业组织惯性越低，企业越能快速调整组织架构、适应新技术，进而提升企业全要素生产率。因此，企业组织惯性在资本广化的背景下具有重要调节作用。如果企业组织惯性的估计系数为负数，那么意味着企业组织惯性越大，越会阻碍“反鲍莫尔病”的发生。

模型设计上，本研究在基准回归模型的基础上，将政策驱动变量从数字产业集群政策替换为数字产业集群政策与服务业企业的交乘项 *did2*，并加入其与企业组织惯性的交乘项以及企业组织惯性代理变量。参考孙慧和任鸽的研究^②，企业组织惯性（*OI*）的测度通过将员工规模和企业年龄两个指标分别标准化后求和获得；同时，将控制变量中的企业规模调整至与企业组织惯性在统计水平上显著负相关的指标。表8列（5）结果显示，企业组织惯性越强，越会制约数字产业集群政策对服务业企业全要素生产率的偏向性提升效应，与理论预期一致。

表8 反鲍莫尔病影响机制回归结果

变量	<i>Breadth</i>	<i>TFP_LP</i>	<i>Depth</i>	<i>TFP_LP</i>	<i>TFP_LP</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>DID</i>	0.264*** (0.079)	0.041* (0.023)	0.070* (0.037)	0.043* (0.023)	—
<i>did2</i>	—	0.102** (0.045)	—	0.102** (0.045)	0.058*** (0.020)

① 杨鹏、孙伟增：《企业数字技术应用对绿色创新质量的影响研究》，《管理学报》2024年第2期，第232—239页。

② 孙慧、任鸽：《高管团队垂直薪酬差距、国际化战略与企业创新绩效——组织惯性的调节作用》，《经济与管理评论》2020年第2期，第44—55页。

(续表 8)

变量	<i>Breadth</i>	<i>TFP_LP</i>	<i>Depth</i>	<i>TFP_LP</i>	<i>TFP_LP</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>Breadth</i>	—	0.012*** (0.003)	—	—	—
<i>Depth</i>	—	—	—	0.008* (0.004)	—
<i>OI_did2</i>	—	—	—	—	-0.047*** (0.011)
<i>OI</i>	—	—	—	—	0.138*** (0.010)
<i>Size</i>	0.250*** (0.038)	0.356*** (0.017)	0.131*** (0.019)	0.357*** (0.017)	0.500*** (0.009)
<i>Lev</i>	0.430*** (0.138)	0.539*** (0.054)	0.282*** (0.077)	0.541*** (0.054)	0.230*** (0.033)
<i>ROE</i>	0.007 (0.010)	0.027** (0.011)	0.011*** (0.003)	0.026** (0.011)	0.017 (0.011)
<i>Fixed</i>	-0.291* (0.170)	-1.360*** (0.084)	-0.171 (0.110)	-1.360*** (0.084)	-1.115*** (0.040)
<i>Loss</i>	0.086*** (0.032)	-0.276*** (0.011)	-0.011 (0.021)	-0.276*** (0.011)	-0.169*** (0.018)
<i>Top1</i>	-1.643*** (0.259)	0.075 (0.086)	-0.509*** (0.173)	0.064 (0.086)	0.083** (0.041)
<i>Indep</i>	-0.005* (0.003)	-0.000 (0.001)	-0.004** (0.002)	-0.000 (0.001)	-0.001 (0.001)
<i>GDP</i>	-0.094 (0.104)	0.021 (0.026)	-0.031 (0.081)	0.020 (0.026)	0.004 (0.015)
<i>Edu</i>	-3.116** (1.434)	0.488 (0.544)	-2.336*** (0.883)	0.476 (0.545)	0.335 (0.240)
<i>Ins</i>	-0.532 (0.529)	-0.148 (0.127)	0.031 (0.280)	-0.152 (0.127)	-0.233*** (0.076)
常数项	0.999 (1.320)	5.735*** (0.330)	0.259 (0.948)	5.738*** (0.331)	-2.320*** (0.269)
个体固定	是	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是	是
城市固定	是	否	是	否	是
行业-城市交互固定	否	是	否	是	否
行业-时间交互固定	否	是	否	是	否
样本量	36 378	35 740	36 378	35 740	35 980
调整的 R^2	0.683	0.892	0.803	0.891	0.895

六、结论与启示

在数字智能技术与实体经济深度融合的大背景下，数字产业集群正逐渐成为提升企业全要素生产率、重塑产业格局与突破传统增长困境的关键政策抓手。本研究以数字产

业集群试点政策为外生冲击,探究数字产业集群对企业全要素生产率的影响,同时通过事件研究法、安慰剂检验、培根分解等方法进行稳健性检验,借助中介效应、调节效应模型剖析作用机制,采用分组回归、三重差分模型识别“反鲍莫尔病”现象及内在逻辑。实证结果表明:(1)数字产业集群政策显著提升了当地企业全要素生产率;(2)数字产业集群通过创新要素集聚、颠覆式技术创新两条路径促进企业全要素生产率提升;(3)政府数字化服务水平对数字产业集群的政策效果具有正向调节作用,高质量的政府数字化服务能够强化数字产业集群对企业全要素生产率的提升效应;(4)数字产业集群对企业全要素生产率的提升效应存在行业异质性与“反鲍莫尔病”现象,凸显了数字智能技术对服务业的适配性优势;(5)数字技术应用特征与企业组织惯性是解释“反鲍莫尔病”发生的关键逻辑。从数字技术应用维度来看,应用广度和应用深度均助力服务业企业全要素生产率增速超越制造业,且应用广度的作用更突出;从企业组织惯性维度来看,服务业相对较低的组织惯性更适配数字化转型需求,而组织惯性越强则越会制约数字产业集群对服务业全要素生产率的偏向性提升效应,这为“反鲍莫尔病”现象的出现提供了微观视角的解释。基于上述研究发现,本研究提出以下对策建议。

第一,完善数字产业集群政策支持体系,推进集群政策在适宜地区落地实施。地方政府要结合实际情况,分层细化数字产业集群政策的设计与落地实施,助力区域内企业全要素生产率提升。建议对于不同发展阶段的数字产业集群提供差异化扶持:如针对起步期集群,要简化企业数字技术采购审批流程,并给予一定程度的补贴;对于成熟期集群,应重点引导集群推动区域内企业共享数据平台、技术工具等资源,减少重复性投入。同时,应建立集群企业全要素生产率动态跟踪机制,构建从金融补贴到技术对接的全流程动态支持体系。

第二,实施分产业的差异化支持政策,加快服务业数字化进程。应瞄准当前服务业数字化转型的核心薄弱环节,如商贸、物流等领域,推动集群内企业开放数据接口,接入行业共用数字平台,通过企业间协作提升效率。针对设计、检测等生产性服务业,应牵线对接相关技术企业,助力其推动数智化工具与企业系统的深度融合。针对已出现“反鲍莫尔病”增长特征的集群,出台税费减免等激励政策,进一步稳住增长势头。

第三,出台多元化的人才支持政策与金融服务产品,吸引创新要素集聚。面对当前数字技术人才与创新资源的竞争局面,出台如提供科研经费、解决家属就业入学、提供人才住房等人才补贴政策,以及减免税收、设立专项产业基金、简化融资流程等针对性金融政策,吸引高端人才与优质企业在区域内集聚,提升区域创新要素供给能力。

第四,建设“政企数据共享中心”,提升政府数字化服务的精确度,推动政府服务更贴近企业实际需求。可通过智能化平台,对集群内企业的业务类型、财务状况等进行分类施策与精准指导,助力集群内企业实现政策的自动化精准适配,全面知晓政策性优惠待遇,实现政务办事少跑腿,间接提升数字产业集群的运行效率。同时,还应建立数字产业集群属地官员的动态考核机制,从创新要素集聚度、关键技术突破成效、政府数字化服务效率等维度进行定期量化考核,将考核结果纳入政绩考核体系,倒逼政府加快数字化服务转型。

第五,鼓励企业积极推进数字化转型,并优化企业组织架构。应引导企业加快数智

化转型,构建适配数字经济时代的技术与组织架构。企业需全面评估自身发展状况,梳理内部流程冗余、数据共享梗阻、技术方向适配性等问题。要依托数字技术搭建数字化管理平台与决策咨询系统,减少结构冗余,推行扁平化管理模式,持续优化企业组织架构,通过降低组织惯性适配数字化转型发展需求。同时在数字化投资中要注意平衡技术应用的广度与深度,优先保障应用广度的覆盖,如短期内优先扩大数字技术在生产环节中的覆盖范围,推广低成本、易操作的数字化工具,快速提升生产运营效率,中长期逐步向技术应用深度延伸,避免因过度追求技术复杂度引发资金短缺等负面效应。

Digital Industry Clusters, Anti-Baumol's Disease, and Total Factor Productivity of Enterprises: A Quasi-natural Experiment Based on Pilot Projects of Innovative Industry Clusters

GUO Han, CUI Baohong, WANG Yihe

Abstract: Digital industry clusters represent a key direction for the evolution of industrial organization in the digital economy era and serve as the spatial carriers for the layout of new productive forces. This paper takes the pilot policy of innovative industry clusters launched by the Ministry of Science and Technology as an exogenous shock to explore the impact of digital industry clusters on the total factor productivity (TFP) of enterprises, and further analyzes the inherent logic of the subsequently emerging “anti-Baumol’s disease” phenomenon. The study finds that digital industry clusters significantly boost the TFP of regional enterprises and shows a biased promoting effect on the TFP of service enterprises, thereby confirming the existence of the “anti-Baumol’s disease” phenomenon. In terms of the action mechanism, the digital industry cluster pilot policy improves enterprise TFP by promoting the agglomeration of innovative factors and breakthroughs in key core technologies, with the government’s digital service quality playing a positive moderating role in this process. By distinguishing the digital technology applications induced by digital industry clusters into two dimensions: application breadth and application depth, it is found that the mechanism of “anti-Baumol’s disease” is mainly driven by the breadth of digital technology application, while the effect of the depth of digital technology application is weaker than that of the breadth. Further research indicates that enterprise organizational inertia constrains the biased promoting effect of the digital industry cluster policy on the TFP of service enterprises. This study provides empirical evidence from the industrial cluster perspective for digital technology to overcome “Baumol’s disease”.

Keywords: digital industry clusters; total factor productivity; anti-Baumol’s disease; digital technology application; innovative factor agglomeration; enterprise organizational inertia

(责任编辑:李 玲)