

DOI: 10.13504/j.cnki.issn1008-2700.2024.03.004

数字技术赋能京津冀产业结构升级的效应研究

王韶华^{a,b}, 李璐^a, 张伟^a

(燕山大学 a. 经济管理学院; b. 区域经济发展研究中心, 河北 秦皇岛 066004)

摘要: 数字技术的应用与发展, 是现阶段中国经济高质量发展的需要, 是产业结构升级的重要技术支撑。以京津冀地区13市2011—2021年面板数据为基础, 运用双固定效应模型、中介效应模型、门槛效应模型等多种计量方法对数字技术对产业结构升级的影响进行实证分析。研究表明, 数字技术对产业结构升级具有促进效应; 在地区异质性分析中发现数字技术与产业结构升级的关系在资源型与非资源型城市间尚未产生显著性差异。进一步分维度来看, 数字技术对产业结构升级的促进作用主要源于数字技术应用; 随着产业结构升级分位点位置的上升, 数字技术对产业结构升级的促进效应呈现逐渐增强的特征, 使京津冀地区存在数字鸿沟的风险。此外, 数字技术对产业结构升级的影响具有经济发展水平的门槛特征, 当经济发展水平不断跨过门槛值时, 数字技术对产业结构升级的促进作用会增强; 数字技术可以通过投资拉动和金融发展效率促进产业结构升级, 而市场消费需求和人力资本结构高级化则在其影响中起到遮掩效应。

关键词: 数字技术; 产业结构升级; 京津冀; 资源型城市; 非资源型城市; 金融发展效率

中图分类号: F121.3 **文献标识码:** A **文章编号:** 1008-2700(2024)03-0038-19

一、问题提出

党的二十大报告指出, “高质量发展是全面建设社会主义现代化国家的首要任务”。产业结构升级是实现经济高质量发展的必要环节。随着中国经济结构战略性调整和转型升级加快推进, “三二一”的产业格局也得到了巩固。与此同时, 互联网、大数据、人工智能、5G、区块链等新一代信息技术快速发展, 催生了数字经济。习近平总书记强调: “发展数字经济意义重大, 是把握新一轮科技革命和产业变革新机遇的战略选择”。数字经济已然成为产业结构转型升级的新引擎^[1]。作为数字经济的核心, 一方面, 数字技术赋能实体经济, 促进传统产业数字化转型; 另一方面, 数字技术逐渐产品化、市场化^[2], 形成数字产业, 新发展格局下数字技术成为推动中国经济高质量发展和产业结构升级的新动力。此外, 区域协调发展是推动高质量发展的关键支撑。2022年政府工作报告强调要“推进区域协调发展”“推动高质量发展”。京津冀作为中国经济活力、创新能力和开放程度最高的地区之一, 是引领中国高质量发展的一个动

收稿日期: 2023-12-18; 修回日期: 2024-02-22

基金项目: 河北省社会科学发展研究重点课题“供给侧改革驱动京津冀制造业双化协同转型的机制研究”(20230102011); 河北省高等学校人文社会科学重点研究基地经费资助项目“制造服务业高质量发展对制造业双化协同转型的作用机制研究”(JJ2301)

作者简介: 王韶华(1986—), 男, 燕山大学经济管理学院教授、博士生导师; 李璐(1997—), 女, 燕山大学经济管理学院硕士研究生; 张伟(1983—), 女, 燕山大学经济管理学院教授。

力源。2023年《京津冀产业协同发展实施方案》明确提出,“到2025年,京津冀产业分工定位更加清晰,产业链创新链深度融合,……产业协同发展水平显著提升”。虽然京津冀地区产业结构升级初见成效,但还存在很大的进步空间^[3]。进一步优化京津冀产业结构对推动区域高质量发展具有重要意义。基于此,从京津冀区域性视角出发,在经济高质量发展过程中,数字技术对产业结构升级会产生什么样的影响?数字技术通过何种路径作用于产业结构升级?为推动京津冀协同发展迈上新台阶,实现京津冀地区经济高质量发展,需要进一步厘清京津冀地区数字技术与产业结构升级之间的关系。

数字经济是中国产业结构升级和经济高质量发展的重要抓手。数字技术作为数字经济时代的核心驱动力更是对产业结构升级有着很大的影响,已经引起了学者们的关注。数字技术在企业转型升级中扮演着重要角色,它使生产活动智能化,提升人力资本水平^[4],提高企业创新绩效^[5-6],促进产品升级和价值链的攀升^[7],为实现产业结构升级的质变创造条件。现有关于数字技术对产业结构升级影响的理论研究表明,发展数字技术是产业结构升级的必然选择,数字技术促进了中国生产力和全要素生产率的提高,是中国经济新旧动能转换的重要力量^[8-9],它形成了新的产业,催生新的模式,其与生产部门的融合促进了实体经济的数字化转型,推动经济高质量发展^[10]。现有关于数字经济影响产业结构升级的实证研究比较丰富,但是聚焦数字技术影响产业结构升级的实证研究较少。有限的实证检验表明,合理发展数字技术是促进生产效率提升的关键^[11],数字技术可以促进产业结构升级。而对其作用机制的研究目前多集中于资源配置、企业创新、融资约束等供给层面^[12-14]。资源错配是产业结构升级的拦路虎,而数字技术有助于解决这一问题。数字技术应用于传统产业,通过分析海量数据,促进供需匹配效率,改善资源错配现状,进而推动产业结构升级。数字技术可以加快企业内部碎片化创新资源的整合,重塑企业内部可利用创新资源生态系统,提高资源的使用效率,企业也能够更高效、便捷地获取市场需求信息,缓解供需两端信息不对称的问题,根据消费者需求及时调整发展战略,优化创新资源配置,提高创新效率和企业技术创新的市场适用性,规避企业技术创新可能产生沉没成本的风险,推动企业技术创新发展水平,数字技术还可以促进各产业间创新资源的流动与共享,从而提高企业创新水平,促进产业结构升级。融资难问题约束着中国产业结构升级的进程,数字技术通过在金融领域的应用,促进金融发展,优化金融配置,改善创新型企业、高新技术企业融资困难的窘境,进而为促进产业结构升级提供资金助力。

从现有研究结论来看,数字技术对产业结构升级有着很大的影响,数字技术对产业结构升级影响的研究内容颇丰,但是还存在很大的拓展空间。一方面,关于数字技术对产业结构升级的影响研究有限且多基于全国视角,忽略了不同区域间数字技术与产业结构升级的关系研究,尤其是作为中国三大战略发展区域之一的京津冀地区,经济发展水平、资源禀赋不同,产业结构的现状也不同,京津冀协同发展战略是否起到了不同于其他地区的作用,从而使数字技术与产业结构升级的关系有所变化?京津冀各市之间两者关系是否存在地区异质性?另一方面,数字技术对产业结构升级的影响机制多侧重于供给层面,而在影响产业结构升级的众多因素中,需求侧的因素对其影响不容忽视。因此,数字技术对产业结构升级的影响机制有进一步分析和挖掘的空间。

基于此,本文对京津冀13市2011—2021年数字技术对产业结构升级的影响展开研究。相比于以往研究,本文的边际贡献在于:第一,基于区域性视角,对京津冀数字技术与产业结构升级的关系进行研究,丰富了现有相关研究内容;第二,基于供需两个视角,通过市场消费需求、投资拉动、金融发展效率和人力资本结构高级化四个路径展开数字技术对产业结构升级影响的内在机制研究,拓宽了数字技术对产业结构升级的作用路径研究,并基于经济发展水平分析考察数字技术对产业结构升级的门槛效应。

二、文献综述与研究假设

(一) 数字技术对产业结构升级的促进作用分析

数字技术的广泛应用,为产业结构升级提供技术支持。产业结构升级不仅是产业间主导产业的更迭,也包括产业内部技术的进步和生产效率的提高。一方面,数字技术有利于提高生产效率,加快产业结构

升级进程。数字技术凭借其开放性和可供性可以融入企业生产和经营管理的各个环节^[15],充分释放数据作为新要素在生产链条中的张力,能够及时了解市场动态,精准捕获市场信息,克服信息不对称问题,进而提高资源配置效率,降低生产成本^[16-17],有效提高生产效率,为产业结构升级创造有利条件。另一方面,数字技术促进产业融合,催生新业态,形成新产业。传统产业之间有着明显的界限和上下游关系,数字技术凭借其渗透性、替代性、协同性^[18]等特性打破传统产业之间的产业壁垒,促进不同产业之间相互融合,一二产业不断向第三产业延伸,形成新的产业形态。在此过程中,以数字技术为支撑的数字平台汇聚大量企业内外的可用资源,打破时空界限,为企业提供无边界合作空间,促进不同产业间、产业上下游和不同区域间资源的交流与共享,优化资源配置,推动低端产业向高端产业发展,进而促进产业结构优化升级^[19]。此外,数字技术促进传统产业数字化转型升级和数字产业化发展。数字技术赋能传统产业,推动传统资源型、劳动密集型等产业数字化转型升级,从而使传统产业焕发生机,在优胜劣汰的市场上拥有新的竞争力,进而为形成以技术密集型为主导产业的产业结构添砖加瓦。随着数字技术的发展,数字技术产品化、市场化,形成数字产业,而产业数字化和数字产业化本身就是推动产业向高技术型、环境友好型产业升级的体现^[10]。这些由数字技术催生的新产业、新业态推动企业实现价值链攀升,将会在产业生态系统中占据重要位置,从而带动产业结构升级^[20]。数字技术已经成为中国产业结构升级的重要引擎。基于此,本文提出以下研究假设:

假设1:数字技术对产业结构升级存在正向影响。

(二) 数字技术对产业结构升级的影响机制分析

为推动产业结构升级,需要需求和供给两手抓。因此,本文认为数字技术会通过市场消费需求、投资拉动、金融发展效率和人力资本结构高级化对产业结构升级产生影响。

1. 数字技术通过市场消费需求对产业结构升级产生影响

扩大内需对经济发展有着基础性的作用,而数字技术为提高消费需求增添新动力。一方面,数字技术创新消费模式,影响消费者消费行为,刺激消费需求。随着各大数字平台的出现,线上消费正成为新的消费增长点,并在消费市场中展现了其独特的优势,不仅使消费者可以实时满足自己的消费需求,各大线上销售平台也可以获得大量的消费者需求信息,从而通过大数据分析为消费者推送符合消费者潜在消费决策的产品组合,缓解消费市场信息不对称问题,让更多的产品进入大众视野,拓展消费者可选择产品的多样性和多质性,创造更大的消费空间。便捷高效的数字支付更是强化了消费者对支付金额的钝感,这不仅刺激了消费需求,也有利于进一步挖掘消费者的消费潜能和消费偏好,从而为拓展新商业模式、生产新产品、调整产业结构提供重要支撑。另一方面,数字技术促进消费结构升级。数字技术在不断扩大消费规模的同时,消费结构也会有所调整。首先,数字技术提高了产品的生产效率,降低了生产成本,实现线上线下联动,满足更多消费者个性化定制需求。其次,数字技术提高整个社会的经济效益,有助于提高居民收入,从而激发消费者高端消费的潜能。最后,消费者的消费心理会受到互联网的影响,逐渐追求更多精神层面的消费,增加对服务产品的消费,消费结构得以优化^[21],进而对产业结构升级产生需求牵引效应^[22]。

2. 数字技术通过投资拉动对产业结构升级产生影响

数字技术可以促进投资,推动产业结构升级。首先,在数字经济时代,数字技术的应用和发展顺应时代潮流,是在新一轮竞争中取胜的关键技术法宝,必然会带来新的投资需求。数字基础设施作为数字技术发展的物质基础,为充分释放数字技术红利,需要加大对新基建的投资。无论是新基建投资还是数字技术的研发投入都与第三产业联系更密切^[23],进而会带动投资向第三产业倾斜,促进产业结构升级。其次,数字技术可以增加消费需求,而消费市场需求规模的扩大能够激发投资主体增加投资,消费结构的升级会使投资强度也呈现高级化特征,即二三产业对投资需求增加,投资会更多地流向二三产业。获得投资多的产业有更多的资源用于加强技术研发、更新设备、生产新产品,为传统产业转型升级和培育新产业创造动力^[24],而数字技术又可以优化资源配置,提高资源配置效率和投资效率,加快产业结构升

级进程。

3. 数字技术通过金融发展效率对产业结构升级产生影响

企业的转型升级离不开资金的支持, 现今很多企业仍以银行信贷为产业升级的重要融资渠道^[13]。低金融发展效率将会降低资源配置效率, 影响产业结构升级的进程。中国金融信贷资源存在信息识别效率低、资源错配等问题。通过数字技术在传统金融业的应用, 可以对海量数据进行智能高效的分析。一方面, 通过更精准地获得市场信息和了解市场动态需求, 提高金融服务效率和资金利用率, 而逐利性的金融资本也会高效地流向具有潜力的高端产业, 为产业结构升级助力。另一方面, 数字技术搭建的金融科技平台有利于降低信息不对称以控制交易风险, 从而有助于增加借贷双方信任感, 进而构建稳定的供应链金融网络信任关系^[25], 促进金融机构对市场释放有效金融贷款。所释放的金融贷款可以通过两个途径对产业结构升级产生影响。一方面, 通过对消费者释放消费贷款, 从而促进消费结构升级, 倒逼产业结构升级。另一方面, 基于企业层面通过生产贷款对金融贷款重新进行分配, 从而对产业结构产生影响, 尤其考虑到政策性融资行为, 政府对金融资产的引导对产业结构升级有着很大的影响。银行会根据中国宏观经济政策, 与政府产业规划相协调, 通过贷款补贴、信贷配给等方式引导金融资产向政府扶持的产业倾斜, 使新兴产业不断茁壮成长, 同时也引导衰落产业逐渐退场。金融资本导向效应使不同产业部门在技术水平和规模结构方面有所差异, 产业结构为适应资源禀赋结构的变动而不断调整^[26], 从而形成新的产业结构。此外, 金融业本身属于第三产业, 数字技术提高其发展效率也直接促进了产业结构的升级。

4. 数字技术通过人力资本结构高级化对产业结构升级产生影响

数字技术的发展和运用会加大对技术型人才的需求, 进而促进人力资本结构高级化。数字技术带动了产业数字化和数字产业化, 推动产业结构的调整。这不仅为劳动力市场提供了新的岗位, 也对人力资本提出了新要求。在数字经济发展的浪潮下, 劳动者为了适应市场需求, 在新一轮激烈的岗位竞争中获得一席之地, 需要不断提高自己的数字技术能力^[27]。数字技术的发展, 又在人力资本结构高级化的过程中提供技术支持。一方面, 数字技术使知识共享更为便捷、高效、低成本, 劳动者可以从互联网学习相关数字技能, 从而加速人力资本结构高级化的进程。另一方面, 数字技术所催生的新事物、新发展, 为人力资本结构高级化创造条件。例如, 大学里计算机、软件工程等与数字技术相关的专业, 增设新的数字经济领域的课程和知识^[23], 新成立的大数据学院、数字经济研究院等都会培养出专业的数字技术型人才, 从而提高人力资本水平, 推动人力资本结构向高级化发展。

不同产业对人力资本的需求不同。农业和工业多以劳动密集型和资本密集型为主, 而先进制造业、现代服务业以及第二、三产业融合发展等新业态则表现出知识密集型的产业发展特征^[28], 对高技术型人才需求更大, 产业结构在升级的过程中需要人力资本结构高级化与之相契合。一方面, 人力资本水平的提高, 使得劳动力综合素质得到提升, 学习能力增强, 在企业引进新技术、新设备时, 劳动者有更好的吸收、消化和再创新能力, 从而提高企业经营管理能力和生产效率, 有利于产业转型升级。另一方面, 随着人力资本水平的提高, 越来越多的高技术人才出现, 在一些城市会出现人才供不应求的情况, 于是人才的跨地区流动出现。京津冀地区人力资本分配不均衡, 北京、天津聚集更多的技术型人才, 而河北的高技术人才相对紧缺。当北京、天津的技术型人才供大于求, 就会产生人才溢出效应。在国家实施京津冀协同发展政策的背景下, 有助于促进人才向河北各地区流动, 从而为河北的产业结构升级提供相应的人才支撑。人才的流动, 会带动地区间信息和知识文化的交流, 促进技术进步, 为产业结构升级带来创新性、竞争性和持续性的经济活力。人力资本结构高级化所带来的人力资本红利以其高边际产出的正外部性为产业结构升级带来更多可能性^[29], 带动京津冀地区产业互补和产业链的延伸, 促进京津冀地区产业结构协同升级。

综上, 本文提出以下研究假设:

假设 2: 数字技术可以通过市场消费需求、投资拉动、金融发展效率和人力资本结构高级化间接对产业结构升级产生影响。

(三) 数字技术影响产业结构升级的门槛效应分析

京津冀地区各地级市之间经济发展水平存在地区异质性, 尤其是北京和天津与河北各地级市之间存在较大的差异。经济发展水平与产业结构升级息息相关, 经济发展水平是影响产业结构升级的重要基础。基于供给侧, 相对于经济不发达地区, 经济发达地区能够为产业结构升级提供更充足的资金、人力资源等生产要素和技术支持; 基于需求侧, 也会有更大的市场需求倒逼企业转型升级^[24]。数字技术的发展与应用离不开数字基础设施、数字创新资源等大量高端要素的投入^[30]。经济发展水平越高, 投资能力越大, 数字基础设施越完善、数字创新资源越丰富, 越有利于数字技术的发展与应用, 从而推动产业结构升级。因此, 本文认为数字技术对产业结构升级的影响基础很可能是区域经济发展水平。当区域经济发展水平超过某个门槛值时, 数字技术赋能产业结构升级的作用会有所不同。基于此, 本文提出如下研究假设:

假设3: 数字技术对产业结构升级的影响效果存在经济发展水平的门槛效应。

三、研究设计

(一) 模型构建

1. 面板回归模型

为考察数字技术对产业结构升级的总体影响效应, 构建以下基准计量模型:

$$\ln UIS_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln DT_{it} + \sum \alpha \ln X_{it} + u_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式(1)中, UIS_{it} 代表城市 i 在 t 时期的产业结构升级水平, DT_{it} 代表城市 i 在 t 时期的数字技术发展水平, X_{it} 代表一系列控制变量, u_i 表示城市 i 不随时间变化的个体固定效应, γ_t 表示控制时间固定效应, ε_{it} 表示随机扰动项, α_0 为截距项。为消除异方差, 将所有的变量进行取对数处理。

2. 中介效应模型

为研究市场消费需求、投资拉动、金融发展效率和人力资本结构高级化是否在数字技术影响京津冀产业结构升级中起中介效应, 本文借鉴温忠麟和叶宝娟(2014)^[31]的中介效应分析法, 构建中介效应模型, 具体如下:

$$\ln UIS_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln DT_{it} + \sum \alpha \ln X_{it} + u_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$\ln Z_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln DT_{it} + \sum \beta \ln X_{it} + u_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$\ln UIS_{it} = \lambda_0 + \lambda_1 \ln DT_{it} + \lambda_2 \ln Z_{it} + \sum \lambda \ln X_{it} + u_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

式(2)表示数字技术对产业结构升级的作用效果, 与式(1)相同; 式(3)表示数字技术对中介变量的作用效果, 式(4)表示数字技术和中介变量对产业结构升级的作用效果。其中, Z_{it} 表示中介变量, 分别为市场消费需求、投资拉动、金融发展效率和人力资本结构高级化, DT_{it} 代表城市 i 在 t 时期的数字技术发展水平, UIS_{it} 代表城市 i 在 t 时期的产业结构升级水平, X_{it} 代表一系列控制变量, u_i 表示城市 i 不随时间变化的个体固定效应, γ_t 表示控制时间固定效应, ε_{it} 表示随机扰动项, α_0 、 β_0 和 λ_0 为截距项。

3. 门槛效应模型

为检验数字技术对产业结构升级的影响是否存在结构突变的问题, 即是否在门槛变量达到特定值时引起数字技术对产业结构升级影响系数的变化, 本文借鉴门槛回归模型进一步具象化分析数字技术对产业结构升级的作用效果, 具体如下:

$$\ln UIS_{it} = \zeta_0 + \zeta_{11} \ln DT_{it} \cdot I(q_{it} \leq \eta_1) + \zeta_{12} \ln DT_{it} \cdot (\eta_1 < q_{it} \leq \eta_2) + \dots + \zeta_{1n} \ln DT_{it} \cdot I(q_{it} > \eta_n) + \sum \zeta \ln X_{it} + u_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

式(5)中, DT_{it} 代表城市 i 在 t 时期的数字技术发展水平, UIS_{it} 代表城市 i 在 t 时期的产业结构升级

水平, q_{it} 表示门槛变量, $\eta_1、\eta_2、\eta_3\dots\eta_n$ 表示门槛值, X_{it} 代表一系列控制变量, u_i 表示城市 i 不随时间变化的个体固定效应, γ_t 表示控制时间固定效应, ε_{it} 表示随机扰动项, ζ_0 为截距项。

(二) 变量说明

1. 核心被解释变量

本文的核心被解释变量是产业结构升级, 记为 UIS 。基于产业升级理论, 本文将产业结构升级定义为产业由低水平向高水平的演变, 随着社会经济的发展, 各产业的比例逐渐升级, 即主导产业由第一产业向第二产业转变、再向第三产业转变的动态演变过程。基于产业结构升级的定义, 在借鉴前人研究^[32]的基础上, 为了全面反映出主导产业由第一产业向第二产业转变, 再由第二产业向第三产业转变的产业结构高级化过程, 本文采用产业结构层次系数来衡量产业结构升级, 具体的公式如式 (6) 所示。

$$UIS = \sum_{i=3} i \cdot s_i \quad (6)$$

式 (6) 中, UIS 表示产业结构升级指数, s_i 表示第 i 个产业的产值占总产值的比重, UIS 为正值, 数值越大, 产业结构升级水平越高。 UIS 取值范围为 $1 \leq UIS \leq 3$, 当 UIS 值为 1 时, 表示产业结构处于最低层次, 国民经济中仅有第一产业; 当 UIS 值为 3 时, 表示产业结构服务化程度最高, 国民经济中仅有第三产业; 当国民经济中三个产业均占有一定比例时, UIS 值为 1~3。

2. 核心解释变量

本文的核心解释变量是数字技术, 记为 DT 。数字技术并非独立存在, 实现其生产力功能需要借助物理范畴的实体, 即数字技术通过借助一定的载体使其具有数字属性, 从而形成新的生产力。因此, 在测度数字技术时需要以某种方式将其映射在实物上。此外, 早期在对数字经济进行界定时, 侧重于涵盖数字技术生产力, 强调数字技术产业及其市场化应用, 例如通信设备制造业、信息技术服务行业、数字内容行业等^[33-34]。进一步地, 对数字经济的研究逐渐转移到对数字技术经济功能的解读以及数字技术对生产关系的变革^[2], 数字技术作为数字经济的核心内涵, 在对数字技术进行测度时, 可以参考数字经济的测度内容。

关于数字技术的测度尚未达成共识。本文为全面系统地反映数字技术发展水平, 在借鉴现有研究^[35-36]的基础上, 基于数字技术复杂的内涵, 秉承指标体系构建的科学性、系统性、简明性和数据可得性原则, 从数字技术基础、数字技术应用和数字技术创新三个一级指标对京津冀 13 市数字技术发展水平进行测度 (详细指标情况如表 1 所示), 并采用熵权法对京津冀 13 市数字技术发展水平进行测度。

表 1 数字技术发展水平评价指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	权重	指标性质
数字技术基础	互联网普及率	百人中互联网宽带接入用户数	0.099	正向指标
	移动电话普及率	百人中移动电话用户数	0.056	正向指标
	信息传输、计算机服务和软件业从业人数占比	信息传输、计算机服务和软件业从业人数与城镇单位从业人员的比值	0.236	正向指标
数字技术应用	人均电信业务收入	电信业务总收入/年末总人口	0.140	正向指标
	数字普惠金融指数	数字普惠金融总指数	0.058	正向指标
数字技术创新	数字技术相关专利	关键数字技术专利/年末总人口	0.411	正向指标

3. 中介变量

本文的中介变量是市场消费需求、投资拉动、金融发展效率和人力资本结构高级化, 分别记为 XF 、 GZ 、 FDE 和 RZ 。

(1) 市场消费需求 (XF)

本文采用社会零售额来衡量市场消费需求。

(2) 投资拉动 (GZ)

本文采用固定资产投资额占地区生产总值 (GDP) 的比重来衡量投资拉动。

(3) 金融发展效率 (FDE)

银行贷款依旧是企业融资的主要途径, 而银行的贷款又与银行的存款息息相关。参考已有研究^[37], 金融发展效率采用金融机构年末贷款余额与金融机构年末存款余额之比来衡量金融发展效率, 即存贷比。一方面, 存贷比反映了银行将储蓄转化为贷款的能力, 特别是以盈利为目的的银行, 贷款比重越大, 不仅为企业提供更多的融资, 也能提高其自身盈利水平, 并提高金融资源配置的效率。另一方面, 存贷比也反映了中国金融监管的水平, 稳定的、较低的存贷比是良好的金融风险控制水平的象征, 也意味着较高的金融效率^[26]。提高资金的使用效率, 才能促进金融发展的质量。金融发展效率指标值越大, 说明资金利用率越高。

(4) 人力资本结构高级化 (RZ)

借鉴前人研究^[38], 人力资本结构高级化采用向量夹角的方法来衡量。首先, 将各地区人口的受教育程度分为文盲半文盲、小学、中学、高中、大专及以上五种人力资本类型, 将每一类人力资本的比重作为5维人力资本空间向量 X_0 的一个分量; 然后, 将 $X_1 = (1, 0, 0, 0, 0)$ 、 $X_2 = (0, 1, 0, 0, 0)$ 、 $X_3 = (0, 0, 1, 0, 0)$ 、 $X_4 = (0, 0, 0, 1, 0)$ 、 $X_5 = (0, 0, 0, 0, 1)$ 五个单位基本向量作为基准向量, 计算 X_0 与它们的夹角 θ_j ($j=1, 2, 3, 4, 5$), 具体如下:

$$\theta_j = \arccos \left[\frac{\sum_{i=1}^5 (X_{j,i} \cdot X_{0,i})}{\left(\sum_{i=1}^5 X_{j,i}^2 \right)^{1/2} \left(\sum_{i=1}^5 X_{0,i}^2 \right)^{1/2}} \right] \quad (7)$$

式 (7) 中, $X_{j,i}$ 表示基本向量组 X_j 的第 i 个分量, $X_{0,i}$ 表示向量 X_0 的第 i 个分量, 基于夹角 θ_j 计算人力资本结构高级化指数, 具体如下:

$$HS = \sum_{j=1}^5 (w_j \cdot \theta_j) \quad (8)$$

式 (8) 中, w_j 表示权重, w_1 、 w_2 、 w_3 、 w_4 和 w_5 分别赋值 5、4、3、2、1。由于地级市数据受限, 借鉴现有研究^[39], 以各城市生产总值占国内生产总值的比重作为权重, 乘以省级层面人力资本结构高级化指数得到各市的人力资本结构高级化指数。

4. 门槛变量

人均 GDP ($PGDP$) 是本文的门槛变量。

5. 控制变量

为了保证结论的科学性, 更准确地估计数字技术对京津冀产业结构升级的影响效应, 本文借鉴已有研究, 对以下变量进行控制。

(1) 基础设施水平 (DL)

基础设施建设是产业结构升级的物质基础。本文采用人均城市道路面积来衡量。

(2) 外商投资 (WZ)

外商投资额会影响地区要素的流动, 从而会对产业结构升级产生影响。本文选取实际使用外资投资额占地方生产总值的比重来衡量。

(3) 政府科技支出 (ZF)

政府科学技术支出作为政府支出的一部分, 不仅具有偏向性, 是政策导向的一种信号, 会对市场产生干扰, 对要素配置产生影响, 也在一定程度上体现了一个地区的创新能力, 从而对产业结构升级产生

影响。本文采用地方政府科学技术支出占地方生产总值的比重来衡量。

(4) 经济发展水平 (PGDP)

一个地区的产业结构升级与其经济发展水平有着密切的联系, 经济发展水平高为产业结构转型提供了良好的经济基础。本文选取人均 GDP 来衡量经济发展水平。

(5) 城镇化水平 (CZ)

城镇化水平一定程度上代表着一个地区的物质和文化水平, 会影响产业结构升级的进程。本文用城镇人口占总人口的比重衡量城镇化水平。

(6) 环境污染 (HJ)

环境污染一方面可以倒逼产业结构升级, 另一方面又降低环境承载力, 会提高企业降污成本, 阻碍产业结构升级。本文采用工业烟(粉尘)排放量占地区总产值的比重来衡量环境污染。

(三) 数据来源与描述性统计

鉴于数据的可获取性和完整性, 选用 2011—2021 年京津冀 13 市的相关数据进行实证研究。其中, 互联网宽带接入用户、移动电话用户、信息传输、计算机服务和软件业从业人数、电信业务总收入、城镇单位从业人员、年末总人口的数据取自《中国城市统计年鉴》, 缺失的数据由《北京统计年鉴》《天津统计年鉴》《河北统计年鉴》进行填补, 第一、二和三产业的产值来自《北京统计年鉴》《天津统计年鉴》《河北统计年鉴》, 数字普惠金融指数来自北京大学数字金融研究中心, 数字技术相关专利则根据国家知识产权局出台的《关键数字技术专利分类体系(2023)》筛选出国际专利号, 在国家知识产权局进行数据收集。其中, 由于个别城市存在缺失值, 借鉴已有研究, 采用线性插值法进行补充。本文主要变量的描述性统计如表 2 所示。为缓解异方差所带来的影响, 对各变量进行取对数处理。

表 2 描述性统计

变量符号	变量名称	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
DT	数字技术	143	0.148	0.139	0.018	0.856
UIS	产业结构升级	143	2.365	0.170	2.099	2.836
XF	市场消费需求	143	2 159.353	2 893.040	303.880	15 063.650
GZ	投资拉动	143	0.838	0.244	0.209	1.309
FDE	金融发展效率	143	0.658	0.165	0.399	1.153
RZ	人力资本结构高级化	143	2.690	3.704	0.487	15.027
DL	基础设施水平	143	4.060	2.450	0.017	13.110
WZ	外商投资	143	0.021	0.017	0.001	0.114
ZF	政府科技支出	143	0.191	0.067	0.064	0.452
PGDP	经济发展水平	143	53 179	30 832	20 027	183 980
CZ	城镇化水平	143	0.580	0.132	0.403	0.876
HJ	环境污染	143	20.644	23.574	0.095	97.996

四、实证研究

(一) 基准回归分析

在进行基准回归之前, 本文先对 2011—2021 年京津冀 13 市数据进行豪斯曼 (Hausman) 检验。结果显示, 固定效应模型优于随机效应模型。因此, 本文采用双固定效应模型进行回归, 回归结果如

表 3 所示。

表 3 数字技术对京津冀产业结构升级影响的基准回归

变量	(1)	(2)
$\ln DT$	0.043*** (0.010)	0.028*** (0.011)
$\ln DL$		-0.000 (0.003)
$\ln WZ$		-0.004 (0.003)
$\ln ZF$		0.011** (0.005)
$\ln PGDP$		0.011 (0.018)
$\ln CZ$		0.130*** (0.032)
$\ln HJ$		-0.003 (0.003)
常数项	5.557*** (0.022)	5.553*** (0.186)
时间固定效应	控制	控制
个体固定效应	控制	控制
R^2	0.848	0.883

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 水平下显著; 括号内为标准误, 后表同。

由表 3 可知, 列 (1) 基础准回归结果表明, 产业结构升级与数字技术正相关, 说明数字技术能够促进产业结构升级。列 (2) 表示加入各控制变量后的固定效应回归, 结果表明在加入控制变量后产业结构升级仍与数字技术正相关。控制变量中, 产业结构升级与基础设施水平的回归系数为正, 但未通过显著性检验, 说明现有基础设施水平尚未对京津冀地区产业结构升级产生促进作用; 外商投资的系数为负, 但未通过显著性检验, 说明外商投资未对京津冀地区产业结构升级产生影响; 政府科技支出对产业结构升级的影响显著为正, 说明政府科技支出已成为京津冀产业结构升级的驱动力; 产业结构升级与经济发展水平的相关系数虽为正, 但未通过显著性检验, 说明京津冀地区经济发展水平处于未推动产业结构升级的阶段, 尤其是河北地区, 工业化程度较低, 经济增长仍比较依赖传统工业的拉动, 所以京津冀地区需要推动协同发展, 进一步提高经济发展水平, 调整产业结构, 推动产业结构升级; 产业结构升级与城镇化水平正相关, 说明城镇化发展有利于促进京津冀地区产业结构升级; 环境污染对产业结构升级的影响为负, 但未通过显著性检验, 说明环境污染尚未对京津冀产业结构升级产生不利影响。

(二) 稳健性检验

为了进一步验证本文的基准回归结果是否具有稳健性, 本文采用替换被解释变量和缩尾处理的检验方法进行稳健性检验。其中, 更换被解释变量采用第三产业和第二产业产值之比作为衡量产业结构升级的代理变量, 缩尾处理是对原数据进行 1% 的缩尾处理, 回归结果如表 4 和表 5 所示。

表4 数字技术对京津冀产业结构升级影响的稳健性检验：替换被解释变量

变量	(1)	(2)
lnDT	0.320*** (0.087)	0.174** (0.091)
lnDL		0.015 (0.023)
lnWZ		-0.024 (0.026)
lnZF		0.088** (0.043)
lnPGDP		0.199 (0.148)
lnCZ		1.064*** (0.276)
lnHJ		0.044 (0.029)
常数项	0.713*** (0.269)	-0.747 (1.578)
时间固定效应	控制	控制
个体固定效应	控制	控制
R ²	0.873	0.901

在保持相同控制变量的前提下，将计算所得的产业结构升级与前文测度的数字技术发展水平进行实证回归，回归结果如表4所示。由列（1）可知，在不加入控制变量的情况下，数字技术对产业结构升级的影响系数在1%的水平下显著为正；由列（2）可知，加入控制变量后，数字技术对产业结构升级的影响系数仍在5%的水平下显著为正。

将缩尾1%后的数据进行回归，结果由表5所示。由列（1）可知，在不加入控制变量的情况下，数字技术对产业结构升级的影响系数在1%的水平下显著为正。由列（2）可知，加入控制变量后，数字技术对产业结构升级的影响系数仍在5%的水平下显著为正。由此可知，在替换被解释变量和对原数据做缩尾处理后，数字技术仍能够对产业结构升级产生正向影响，验证了前文结论的稳健性。

表5 数字技术对京津冀产业结构升级影响的稳健性检验：缩尾处理

变量	(1)	(2)
lnDT	0.045*** (0.010)	0.029*** (0.011)
lnDL		-0.007 (0.011)
lnWZ		-0.005 (0.003)

表5(续)

变量	(1)	(2)
$\ln ZF$		0.012 ** (0.005)
$\ln PGDP$		0.008 (0.018)
$\ln CZ$		0.129 *** (0.032)
$\ln HJ$		-0.003 (0.003)
常数项	5.561 *** (0.032)	5.596 *** (0.190)
时间固定效应	控制	控制
个体固定效应	控制	控制
R^2	0.850	0.885

(三) 内生性分析

内生性是研究影响关系时不可忽视的一个问题,一般来说,测量误差、遗漏变量、双向因果等问题都可能导致内生性问题的出现。为解决模型中可能存在的内生性问题,本文将利用工具变量,采用工具变量—两阶段最小二乘(IV-2SLS)法来缓解这一问题。

借鉴前人研究^[12],首先,本文选取数字技术的滞后一期作为工具变量来进行两阶段回归。滞后一期的数字技术与当期有很强的相关性且被解释变量对前一期的数字技术没有影响。因此,该指标既具有相关性又具有排他性,符合工具变量的选取。其次,选取1984年每万人固定电话数量作为工具变量^[40]。由于固定电话数量为截面数据,无法进行面板分析,本文参考已有研究^[41],引入上一年全国互联网用户数,与1984年每万人固定电话数量形成交互项,作为最终的工具变量。固定电话作为传统通信工具,互联网的发展基于固定电话并受其影响,进而影响数字技术的发展。随着新一代信息技术的发展,固定电话在经济发展过程中对产业结构升级的影响式微。因此,该指标既具有相关性又具有排他性,符合工具变量的选取要求。回归结果如表6所示。

表6 数字技术对京津冀产业结构升级影响的两阶段最小二乘法回归

变量	滞后一阶数字技术为工具变量	人均固定电话数量为工具变量
$\ln DT$	0.057 *** (0.012)	0.039 *** (0.013)
控制变量	控制	控制
时间固定效应	控制	控制
个体固定效应	控制	控制
Kleibergen-Paap rk LM	67.467 ***	46.406 ***

表6(续)

变量	滞后一阶数字技术为工具变量	人均固定电话数量为工具变量
Kleibergen-Paap rk Wald F	149.826	68.281
Stock-Yogo 10%临界值	16.380	16.380
R^2	0.814	0.825

本文对所选工具变量的合理性进行了检验。过度识别 (Hansen J) 检验结果显示本文的工具变量数量与内生变量数量一致, 并且两个模型 Kleibergen-Paap rk LM 统计量的 P 值均为 0.000, 表明所用的工具变量通过不可识别检验, 不存在识别不足的问题; Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量分别为 149.826 和 68.281, 均大于 10% 的临界值 16.380, 表明不存在弱工具变量问题, 以上两个工具变量均有效。从第二阶段回归结果来看, 数字技术对产业结构升级的影响系数分别为 0.057 和 0.039, 且都在 1% 的水平下显著, 表明在运用 IV-2SLS 模型处理内生性问题后, 数字技术对产业结构升级的影响系数仍显著为正, 表明前文回归结果较为稳健。

(四) 地区异质性分析

由于京津冀地区各市之间城市等级、资源禀赋、经济发展水平等不同, 数字技术和产业结构升级水平也存在差距, 数字技术对产业结构升级的影响可能存在地区异质性。为进一步分析这种地区异质性, 根据国务院印发的《全国资源型城市可持续发展规划 (2013—2020 年)》中的全国资源型城市名单, 将京津冀 13 市分为资源型城市 (张家口、承德、唐山、邢台和邯郸) 和非资源型城市 (北京、天津、石家庄、秦皇岛、衡水、沧州、廊坊和保定), 分别进行异质性分析, 回归结果如表 7 所示。

表 7 数字技术对京津冀产业结构升级影响的地区异质性回归

变量	非资源型城市	资源型城市
$\ln DT$	0.029*	0.033***
	(0.015)	(0.011)
控制变量	控制	控制
常数项	5.709***	5.727***
	(0.232)	(0.346)
时间固定效应	控制	控制
个体固定效应	控制	控制
R^2	0.902	0.966
费舍尔组合检验系数差异		-0.004

由表 7 可知, 无论是资源型城市还是非资源型城市, 数字技术都对产业结构升级产生促进作用, 且对资源型城市的产业结构升级促进作用更大。从系数差异显著性来看, 费舍尔组合检验系数差异不显著, 即数字地区技术与城市产业结构升级的关系在两类样本中不存在差异, 表明数字技术的发展尚不能显著缩小京津冀地区资源型城市和非资源型城市间产业结构升级水平的差距。

(五) 分维度回归

为进一步解析数字技术对京津冀产业结构升级的影响来源, 本文将数字技术分为数字技术基础 (DT_1)、数字技术应用 (DT_2) 和数字技术创新 (DT_3) 三个维度进行双固定效应模型回归, 回归结果如表 8 所示。

表8 数字技术对京津冀产业结构升级影响的分维度回归

变量	(1)	(2)	(3)
$\ln DT_1$	0.010 (0.006)		
$\ln DT_2$		0.020** (0.009)	
$\ln DT_3$			0.001 (0.001)
$\ln DL$	0.001 (0.003)	0.001 (0.003)	0.001 (0.008)
$\ln WZ$	-0.003 (0.003)	-0.004 (0.003)	-0.002 (0.003)
$\ln ZF$	0.013*** (0.005)	0.012** (0.005)	0.015*** (0.005)
$\ln PCGDP$	0.007 (0.018)	0.014 (0.018)	0.007 (0.018)
$\ln CZ$	0.013*** (0.033)	0.118*** (0.034)	0.136*** (0.034)
$\ln HJ$	-0.002 (0.003)	-0.001 (0.003)	-0.002 (0.004)
常数项	5.558*** (0.189)	5.509*** (0.188)	5.555*** (0.192)
时间固定效应	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制
R^2	0.878	0.881	0.882

由表8可知,数字技术基础和数字技术创新对产业结构升级的回归系数不显著,数字技术应用对产业结构升级的回归系数显著为正,表明数字技术对产业结构升级的促进作用主要来自数字技术应用。

(六) 分位数回归

以上回归结果均是以数字技术对京津冀产业结构升级的整体影响进行分析的,无法准确反映数字技术对产业结构升级的变化范围所产生的影响,且容易受到极端值的干扰,而分位数回归具有排除极端值干扰、更全面地描述产业结构升级条件分布全貌的特点,有助于对影响效应进行更为具体的刻画。因此,本文选取25%、50%、75%这三个具有代表性的分位点对不同的产业结构升级水平进行回归,回归结果如表9所示。

表9 分位数回归

变量	25%	50%	75%
$\ln DT$	0.042*** (0.013)	0.048*** (0.016)	0.051*** (0.011)
控制变量	控制	控制	控制
常数项	5.578*** (0.243)	5.823*** (0.295)	5.853*** (0.207)
时间固定效应	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制
R^2	0.829	0.843	0.885

由表9可知,数字技术对产业结构升级的回归系数均显著为正,依次为0.042、0.048、0.051,再次验证了数字技术对产业结构升级具有正向影响的结论。此外,由数字技术对产业结构升级的影响系数可以发现,随着分位点位置的上升,影响系数呈现逐渐增加的趋势,这表明数字技术对产业结构升级高水平的地区有更大的推动力,而对产业结构升级水平低的地区推动力则较小,使京津冀地区存在数字鸿沟的风险。

(七) 机制检验

本文通过构建中介效应模型对数字技术影响产业结构升级的市场消费需求、投资拉动、金融发展效率和人力资本结构高级化四个路径机制进行实证检验,回归结果如表10所示。

根据表10列(1)—列(3),数字技术与产业结构升级的回归系数显著为正,表明产业结构与数字技术升级之间存在正向关系,数字技术与市场消费需求的回归系数显著为负,表明数字技术发展抑制了市场消费需求。原因在于,数字技术发展初期,不仅处于融入传统消费模式的磨合期,对传统消费市场造成了冲击,且新型消费模式不成熟,尚未形成有效的新消费经济增长点^[42],因此抑制了市场消费需求;将市场消费需求代入基准回归模型后可以发现,数字技术对产业结构升级的回归系数显著为正,市场消费需求对产业结构升级的回归系数显著为正,可知加入市场消费需求弱化了数字技术对产业结构升级的正向效应,市场消费需求呈现遮掩效应。

由表10列(1)、列(4)、列(5)可知,投资拉动与数字技术的回归系数显著为正,表明数字技术的发展有助于拉动投资需求;将投资拉动代入基准回归模型后可以发现,数字技术和投资拉动对产业结构升级的回归系数均显著为正。由此可知,投资拉动存在部分中介效应,表明数字技术可以通过提高投资拉动促进产业结构升级。

由表11列(1)、列(2)、列(3)可知,金融发展效率与数字技术的回归系数在10%的水平下显著为正,表明数字技术的发展有助于提高金融发展效率;将金融发展效率代入基准回归模型后可以发现,数字技术对产业结构升级的回归系数显著为正,金融发展效率对产业结构升级的回归系数在1%的水平上显著为正。由此可知,金融发展效率存在部分中介效应,表明数字技术可以通过提高金融发展效率促进产业结构升级。

由表11列(1)、列(4)、列(5)结果可知,人力资本结构高级化与数字技术的回归系数在5%的水平下显著为负。由此可知,数字技术的发展会在一定时期对人力资本结构高级化产生抑制作用。一方面,数字技术对人力资本结构高级化的影响会受到其他因素的干扰,如京津冀地区经济发展水平、产业结构升级水平等发展不均衡,会影响对数字技术的吸收能力和经济效率,有可能会阻碍人力资本

结构高级化^[43]; 另一方面, 京津冀地区数字技术处于发力阶段, 其中河北各地级市数字技术发展相对比较落后, 产业数字化和数字产业化基础薄弱, 虽然对高端技术人才的需求增加, 但其对人力资本的深化效应是有限的。此外, 虽然数字技术的应用与发展创造了一批新的岗位, 但这批新的岗位针对的是各级人力资本, 不只是高技术型岗位, 且高技术型岗位占比可能要少于中低端人力资本型岗位占比, 例如快递员、网约车司机等对学历的要求并没不高, 而京津地区随着数字技术的发展使得技能替代成本下降, 劳动力成本上升, 也会抑制人力资本结构高级化^[40]。将人力资本结构高级化代入基准回归模型, 结果表明, 产业结构升级与数字技术的回归系数在 1% 的水平上显著, 但产业结构升级与人力资本结构高级化的回归系数不显著, 因此进行自抽样 (Bootstrap) 检验, 检验结果显示间接效应的系数在 1% 的水平上显著为负, 约为 -0.016, 95% 的置信区间为 [-0.026, -0.005]。上述结果表明, 加入人力资本结构高级化弱化了数字技术对产业结构升级的正向效应, 因此, 人力资本结构高级化呈现遮掩效应。

综合以上分析, 可以认为数字技术通过影响投资拉动和金融发展效率促进京津冀产业结构升级, 但数字技术通过市场消费需求和人力资本结构高级化对产业结构升级存在遮掩效应。

表 10 数字技术对京津冀产业结构升级影响的中介效应回归: 基于需求侧

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
lnDT	0.028*** (0.011)	-0.333*** (0.081)	0.039*** (0.011)	0.230** (0.099)	0.023** (0.011)
lnXF			0.035*** (0.012)		
lnGZ					0.029*** (0.010)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	5.553*** (0.186)	6.504*** (1.460)	5.360*** (0.209)	4.761 (1.778)	5.393*** (0.206)
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
R ²	0.883	0.991	0.976	0.920	0.976

注: 列 (1)、列 (3) 和列 (5) 的被解释变量为 lnUIS, 列 (2) 的被解释变量为 lnXF, 列 (4) 的被解释变量为 lnGZ。

表 11 数字技术对京津冀产业结构升级影响的中介效应回归: 基于供给侧

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
lnDT	0.028*** (0.011)	0.132* (0.070)	0.017* (0.009)	-0.145** (0.061)	0.032*** (0.011)
lnFDE			0.085*** (0.012)		
lnRZ					0.025 (0.016)

表11(续)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	5.553 *** (0.186)	-2.218 * (1.266)	5.778 *** (0.170)	-3.501 *** (1.164)	5.669 *** (0.209)
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
R^2	0.883	0.906	0.983	0.996	0.975

注：列(1)、列(3)和列(5)的被解释变量为 $\ln UIS$ ，列(2)的被解释变量为 $\ln FDE$ ，列(4)的被解释变量为 $\ln RZ$ 。

(八) 门槛效应

为验证经济发展水平是否在数字技术对产业结构升级的影响中起到门槛作用，本文利用门槛模型，以经济发展水平作为门槛变量，进行门槛效应检验，结果如表12所示。

表12 数字技术对京津冀产业结构升级影响的门槛效应检验

门槛变量	假设检验	F 值	P 值	临界值		
				1%	5%	10%
$\ln GDP$	单一门槛	17.690	0.168	31.340	25.491	20.992
	双重门槛	16.480	0.094	32.089	19.975	16.127
	三重门槛	13.560	0.464	38.185	29.290	25.662

本文对门槛效应和门槛数进行检验，通过500次Bootstrap自抽样估计得到 F 值和 P 值。由表12门槛效应检验结果可知，当门槛变量为经济发展水平时，数字技术对产业结构升级的影响存在双门槛效应。

如表13所示，当经济发展水平作为门槛时，在达到第一门槛值10.559之前，数字技术与产业结构升级正相关，系数约为0.028；当经济发展水平跨过第一门槛值而尚未跨过第二门槛值时，数字技术仍与产业结构升级正相关，系数约为0.034，要大于未跨越第一门槛值时的系数；当经济发展水平跨过第二门槛值时，数字技术对产业结构升级的影响系数约为0.041，表明虽然数字技术在两个门槛值前后都能促进产业结构升级，但当经济发展水平达到一定程度时，数字技术对产业结构升级的促进作用会更大。

表13 数字技术对京津冀产业结构升级影响的门槛效应回归

变量	$\ln UIS$
$\ln DT (\ln GDP < 10.559)$	0.028 ** (0.011)
$\ln DT (10.559 \leq \ln GDP < 10.985)$	0.034 *** (0.011)
$\ln DT (\ln GDP \geq 10.985)$	0.041 *** (0.011)
控制变量	控制

五、研究结论与政策建议

本文以2011—2021年京津冀13市数据建立双固定效应模型,研究了数字技术对产业结构升级的影响,得出了以下结论:第一,数字技术能够促进产业结构升级,且存在地区异质性。将京津冀13市划分为资源型城市和非资源型城市,地区异质性回归结果表明,数字技术对资源型城市和非资源型城市的产业结构升级都产生正向影响,但其正向影响在两类城市中无差异。此外,分维度回归结果显示,数字技术对产业结构升级的正向效应主要源于数字技术应用;分位数回归结果显示,随着产业结构升级分位点位置的提升,这种促进作用呈现逐渐增强的趋势,表明数字技术会加快促进中高水平地区的产业结构升级进程,形成数字鸿沟,不利于京津冀产业结构升级的长远发展和协同发展。第二,中介效应检验结果表明,数字技术能够通过投资拉动和金融发展效率对产业结构升级产生促进作用,但市场消费需求和人力资本结构高级化削弱了数字技术对产业结构升级的促进作用。第三,门槛效应检验结果表明,数字技术对产业结构升级的影响具有经济发展水平的双门槛特征。随着经济发展水平不断提高,数字技术对产业结构升级的促进作用会增强。

基于研究结论,本文提出以下政策建议:

第一,为加快促进京津冀产业结构升级,需要继续稳步推进数字技术的发展与应用,不仅要加大数字基础设施建设,更要不断提高数字技术创新的水平,加大已有数字技术专利的应用,使其市场化,充分发挥其价值,推动数字技术与社会经济的融合,使数字技术价值化,打造京津冀共享平台,整合区域间创新资源,提高创新能力,协调新兴消费与传统消费之间的关系,促进数字技术与金融业的融合发展,提高金融发展效率,要重视技术型人才的培育,为产业结构升级储备充足的人力资源,从而为数字技术赋能产业结构升级创造有利条件。

第二,政府在推进数字技术时要注意因城施策,避免造成地区间数字鸿沟,充分释放数字技术对不同地区产业结构升级的驱动力。例如,资源型城市对资源的依赖性较强,产业结构较为单一,难以脱离传统的发展路径,故数字技术对其产业结构升级的促进作用相对于非资源型城市存在一定的局限性,要充分挖掘数字技术在资源型城市中的优势,缩小资源型城市与非资源型城市间产业结构升级水平的差距,促进京津冀地区协调发展。

第三,加强京津冀地区间交流合作,发挥京津的经济带动作用,促进河北各地级市经济发展水平,增加居民可支配收入,刺激消费,从而进一步发挥数字技术对产业结构升级的正向效应,推动京津冀地区产业联动,促进产业数字化转型,并将数字产业培育成新的经济增长点,带动更多的投资需求。推动京津冀地区产业向高端价值链攀升,不但能提供低技术型岗位,也能创造更多的技术型岗位,进而提高人力资本水平,挖掘人力资本结构高级化带动产业结构转型升级的潜能。

参考文献:

- [1]田秀娟,李睿.数字技术赋能实体经济转型发展——基于熊彼特内生增长理论的分析框架[J].管理世界,2022,38(5):56-74.
- [2]陈晓红,李杨扬,宋丽洁,等.数字经济理论体系与研究展望[J].管理世界,2022,38(2):208-224.
- [3]廖正方,王丽.金融科技与京津冀地区产业结构升级[J].北京社会科学,2023(5):22-32.
- [4]高文书.数字经济的人力资本需求特征研究[J].贵州社会科学,2021(3):114-120.
- [5]FRISHAMMAR J, ÅKE HÖRTE S. Managing external information in manufacturing firms: the impact on innovation performance[J]. Journal of Product Innovation Management, 2005, 22(3): 251-266.
- [6]张亚明,刘保冰,刘伟岩.数字经济提升高技术产业创新绩效研究——基于中介效应和门槛效应的分析[J].燕山大学学报(哲学社会科学版),2023,24(6):1-10.
- [7]BANGA K. Digital technologies and product upgrading in global value chains: empirical evidence from Indian manufacturing firms[J]. The European Journal of Development Research, 2022, 34(1): 77-102.

- [8] 王右文,董生忠.以数字技术应用促进我国经济高质量发展研究[J].学习与探索,2021(11):128-134.
- [9] 杜传忠,刘书彤.数字经济赋能中国制造业全要素生产率的效应测度及路径分析[J].经济与管理研究,2023,44(9):43-65.
- [10] 李晓华.数字经济新特征与数字经济新动能的形成机制[J].改革,2019(11):40-51.
- [11] 钟世川,毛艳华.数字技术驱动生产率提升的效应识别及特征研究[J].科学学研究,2023,41(4):643-650.
- [12] 方湖柳,潘娴,马九杰.数字技术对长三角产业结构升级的影响研究[J].浙江社会科学,2022(4):25-35.
- [13] 方岚.数字技术如何赋能产业结构升级:异质性分析与机制检验[J].云南财经大学学报,2022,38(12):33-47.
- [14] 韩健,李江宇.数字经济发展对产业结构升级的影响机制研究[J].统计与信息论坛,2022,37(7):13-25.
- [15] 程聪,陈锋,杨泽,等.数字技术的逆向塑造:论数字技术的张力[J].科学学研究,2023,41(2):202-211.
- [16] GOLDFARB A, TUCKER C. Digital economics[J]. Journal of Economic Literature, 2019, 57(1): 3-43.
- [17] 唐任伍,武天鑫,温馨.数字技术赋能共同富裕实现的内在机理、深层逻辑和路径选择[J].首都经济贸易大学学报,2022,24(5):3-13.
- [18] 蔡跃洲,牛新星.中国数字经济增加值规模测算及结构分析[J].中国社会科学,2021(11):4-30.
- [19] LEE S, KIM M S, PARK Y. ICT co-evolution and Korean ICT strategy—an analysis based on patent data[J]. Telecommunications Policy, 2009, 33(5/6): 253-271.
- [20] 马晓君,李艺婵,傅治,等.空间效应视角下数字经济对产业结构升级的影响[J].统计与信息论坛,2022,37(11):14-25.
- [21] 张驰,王满仓.数字经济对居民消费升级的影响效果及作用机制检验[J].统计与决策,2023,39(7):11-16.
- [22] 叶胥,王鹏帆,毛中根.消费升级的产业结构升级效应研究[J].统计与信息论坛,2023,38(11):17-31.
- [23] 刘家旗,薛飞,付雅梅.数字经济的产业结构升级效应研究——基于供给与需求双重视角[J].统计与决策,2023,39(18):125-128.
- [24] 赵政楠,茹少峰,张青.市场规模变化如何影响产业结构升级?——基于需求侧和供给侧双重视角的经验分析[J].经济体制改革,2023(3):192-200.
- [25] 宋华,韩思齐,刘文诣.数字技术如何构建供应链金融网络信任关系? [J]. 管理世界,2022,38(3):182-200.
- [26] 王立国,赵婉妤.我国金融发展与产业结构升级研究[J].财经问题研究,2015(1):22-29.
- [27] 杨伟国,邱子童,吴清军.人工智能应用的就业效应研究综述[J].中国人口科学,2018(5):109-119.
- [28] 俞伯阳,丛屹.数字经济、人力资本红利与产业结构高级化[J].财经理论与实践,2021,42(3):124-131.
- [29] 吕洪燕,于翠华,孙喜峰,等.人力资本结构高级化对科技创新绩效的影响[J].科技进步与对策,2020,37(3):133-141.
- [30] 金灿阳,徐蔼婷,邱可阳.中国省域数字经济发展水平测度及其空间关联研究[J].统计与信息论坛,2022,37(6):11-21.
- [31] 温忠麟,叶宝娟.中介效应分析:方法和模型发展[J].心理科学进展,2014,22(5):731-745.
- [32] 徐敏,姜勇.中国产业结构升级能缩小城乡消费差距吗? [J]. 数量经济技术经济研究,2015,32(3):3-21.
- [33] LANDEFELD J S, FRAUMENI B M. Measuring the new economy[J]. Survey of Current Business, 2001, 81(3): 23-44.
- [34] Organisation for Economic Co-operation and Development. Measuring the digital economy: a new perspective[R]. Paris: OECD, 2014.
- [35] 刘婧玲,陈艳莹.数字技术发展、时空动态效应与区域碳排放[J].科学学研究,2023,41(5):841-853.
- [36] 赵涛,张智,梁上坤.数字经济、创业活跃度与高质量发展——来自中国城市的经验证据[J].管理世界,2020,36(10):65-76.
- [37] 许泽想,张龙.区域金融发展对经济增长影响机制的“非线性”迁移特征分析[J].经济问题探索,2023(5):113-125.
- [38] 刘智勇,李海峥,胡永远,等.人力资本结构高级化与经济增长——兼论东中西部地区差距的形成和缩小[J].经济研究,2018,53(3):50-63.
- [39] 李梦娜,周云波.数字经济发展的人力资本结构效应研究[J].经济与管理研究,2022,43(1):23-38.
- [40] 黄群慧,余泳泽,张松林.互联网发展与制造业生产率提升:内在机制与中国经验[J].中国工业经济,2019(8):5-23.
- [41] NUNN N, QIAN N. US food aid and civil conflict[J]. American Economic Review, 2014, 104(6): 1630-1666.
- [42] 黄志,程翔,邓翔.数字经济如何影响我国消费型经济增长水平[J].山西财经大学学报,2022,44(4):69-83.
- [43] 汪海玲.数字技术创新对就业技能结构优化的影响[J].技术经济与管理研究,2023(3):50-54.

Digital Technology Empowering Industrial Structure Upgrading in the Beijing-Tianjin-Hebei Region

WANG Shaohua, LI Lu, ZHANG Wei
(Yanshan University, Qinhuangdao 066004)

Abstract: The application of digital technology is the need for high-quality economic development in China, and an important technical support for the upgrading of the industrial structure. On the one hand, research on the impact of digital technology on industrial structure upgrading is mostly from the national perspective but ignores the regional perspective; on the other hand, research on the impact mechanism of digital technology focuses on the supply side, ignoring the influencing factors of the demand side, so there is room for further study. Additionally, further optimizing the industrial structure of the Beijing-Tianjin-Hebei region is of great significance in promoting regional high-quality development. Therefore, this paper studies the impact of digital technology on industrial structure upgrading based on the Beijing-Tianjin-Hebei region, and studies its impact mechanism through both supply and demand sides. This paper provides reference for promoting industrial structure upgrading and achieving high-quality development in the Beijing-Tianjin-Hebei region.

Based on the panel data of 13 cities in the Beijing-Tianjin-Hebei region from 2011 to 2021, this paper empirically analyzes the impact of digital technology on industrial structure upgrading by using double fixed effects model, intermediary effect model, and threshold effect model. The results show that digital technology has a promoting effect on industrial structure upgrading, and regional heterogeneity analysis shows that there is no significant difference in the relationship between digital technology and industrial structure upgrading between resource-based and non-resource-based cities. Further analysis shows that the promotion of digital technology in the upgrading of industrial structure mainly stems from the application of digital technology. With the rise of the quantile position of industrial structure upgrading, the promoting effect of digital technology on industrial structure upgrading gradually increases, which makes the Beijing-Tianjin-Hebei region have the risk of digital divides. In addition, the impact of digital technology on the upgrading of industrial structure has the threshold of economic development level. When the economic development level continuously crosses the threshold, the promotion effect of digital technology on industrial structure upgrading is enhanced. Digital technology can promote the upgrading of industrial structure through investment-driven and financial development efficiency, while market consumption demand and the upgrading of human capital structure play a masking effect.

Policy recommendations are as follows. First, it is necessary to accelerate the development of digital technology and create favorable conditions for digital technology to empower the upgrading of the industrial structure of the Beijing-Tianjin-Hebei region from both the supply and demand ends. Second, we should consider local conditions when promoting digital technology, avoiding causing digital divides, and fully releasing the driving force of digital technology for the upgrading of industrial structure. Third, exchanges and cooperation in the Beijing-Tianjin-Hebei region should be strengthened to give full play to the economic driving role of Beijing and Tianjin.

Keywords: digital technology; industrial structure upgrading; Beijing-Tianjin-Hebei region; resource-based cities; non-resource-based cities; financial development efficiency

(责任编辑: 宛恬伊)