

引用格式:米瑞华,倪世龙,刘书敏.数字技术、经济效率与城市产业结构升级[J].技术经济,2024,43(5):107-116.

MI Ruihua, NI Shilong, LIU Shumin. Digital technology, economic efficiency, and urban industrial structure upgrading[J]. Journal of Technology Economics, 2024, 43(5): 107-116.

数字技术、经济效率与城市产业结构升级

米瑞华,倪世龙,刘书敏

(延安大学经济与管理学院,延安 716000)

摘要:在分析数字技术发展对我国城市产业结构升级的影响机制基础上,采用2011—2021年276个城市的面板数据,构建数字技术发展指数,运用双重固定效应模型和中介效应模型实证检验数字技术对城市产业结构的影响。研究表明,数字技术能够显著推动城市产业结构升级,促进城市产业结构实现高级化;经济效率是数字技术推动城市产业结构升级的中介变量,数字技术通过降低交易成本、提升交易效率,以及深化劳动分工等途径提升经济效率,进而对城市产业结构升级进程形成间接促进效应;数字技术对城市产业结构升级的影响存在区域异质性,对于中西部等相对落后地区的城市产业结构实现向高端化的跨越发展具有重要的推动作用。据此,建议加强数字化基础设施建设,着力构建完善的数据要素市场,弥合区域间“数字鸿沟”,因地制宜制定产业数字化政策,加快数字技术与实体经济融合发展,以充分发挥数字技术对城市产业结构高级化的正向促进效应,推进城市产业结构升级。

关键词:数字技术;产业结构升级;经济效率;交易成本;中介效应

中图分类号:F49;F293.1 **文献标志码:**A **文章编号:**1002-980X(2024)05-0107-10

DOI:10.12404/j.issn.1002-980X.J23112009

一、引言

数字技术作为新基建正快速下沉于各类应用场景。2023年2月,中共中央、国务院印发的《数字中国建设整体布局规划》,明确提出要夯实数字中国建设基础,赋能经济社会全面发展,不断做强做优做大我国数字经济,促进数字经济和实体经济深度融合。党的二十大报告也指出,要“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”。我国经济转向高质量发展阶段以来,产业结构调整日益成为经济增长的必要条件,更是经济高质量发展的重要前提^[1]。然而,产业结构升级是一个循序渐进的过程,通常由要素禀赋结构的变化所驱动^[2]。数字技术的发展,以及数字生产要素的涌现有望通过改变要素禀赋、提升经济效率而深刻影响我国城市的产业结构升级进程,改变长期以来存在的产业同质化、布局不协调、协作能力差等问题。深入探究数字技术对城市产业结构升级的影响机制并挖掘其政策含义,具有重要的理论和现实意义。

已有研究发现,科技创新^[3-4]、对外开放程度^[5-6]、居民消费水平^[7]、人力资本状况^[8]、市场化程度^[9]、现代基础设施建设^[10-11]以及产业发展政策^[12-13]等因素对城市产业结构升级具有重要影响。其中,数字技术由于在减少生产成本^[14]、提高劳动生产率^[15]、创造就业机会^[16]、增强企业创新能力^[17]及提高企业分工专业化^[18]等方面促进效应显著,越来越成为推动产业结构升级的关键力量。影响机制研究发现,数字技术可以

收稿日期:2023-11-20

基金项目:国家社会科学基金一般项目“数字技术驱动下的我国人口分布转型研究”(21BRK033);陕西省创新能力支撑计划项目“区块链+5G技术对陕西省人口空间结构的影响研究”(2021KRM169);陕西省社会科学基金项目“区块链技术对大西安人口空间结构的改造研究”(2020F005)

作者简介:米瑞华,博士,延安大学经济与管理学院副教授,硕士研究生导师,研究方向:人口经济,人口地理;倪世龙,延安大学经济与管理学院硕士研究生,研究方向:人口经济,人口地理;刘书敏,延安大学经济与管理学院硕士研究生,研究方向:人口经济,人口地理。

降低信息成本和交易成本,增强企业生产、协作和创新效率,推动产业结构服务化与扩大就业市场规模,助力企业实现规模经济、范围经济和长尾经济^[19-20];可以提升资源要素配置效率、突破资源配置的时间界限,提高供需匹配效率^[21-22];可以推动产业数字化与数字产业化,引发创新、关联与融合效应,实现传统产业的智能变革与新兴产业的快速成长^[23]。

既有成果为理解数字技术推动城市产业结构升级的内在机制奠定了重要基础,但仍存在改进空间。一方面,部分研究结论过度依赖数据、指标和模型,缺乏充分的理论和机制分析。另一方面,限于指标和数据获取难度等问题,以往的研究大多基于省级尺度,城市尺度的研究成果相对较少,且部分研究忽视了区域经济发展不平衡、地区数字鸿沟等区域异质性对模型的影响,致使研究结论的信度下降。本文主要的边际贡献在于:一是深入探讨数字技术推动城市产业结构升级的直接效应,并揭示了数字技术通过降低交易成本、提升交易效率和深化劳动分工等途径提升经济效率,对城市产业结构升级形成间接促进效应,系统探究了数字技术对城市产业结构升级的影响,是对已有研究的拓展和深化;二是使用2011—2021年276个城市面板数据展开研究,细化了研究的空间尺度,扩大了样本容量,提升了模型拟合精度,并充分考虑区域异质性对模型估计结果的影响,得到了可靠的实证研究结果和针对性的政策建议。

二、理论机制与研究假说

(一) 数字技术推动城市产业结构升级的直接效应

数字技术以信息化、自动化与智能化的发展方向逐渐渗透到社会生产的全过程,不仅直接作用于产业整体部门,还从产业结构内部进行深层次变革。数字技术推动产业结构升级主要体现在产业数字化和数字产业化两个方面。首先,传统产业依托互联网、大数据和云计算等数字技术,实现了全方位、多角度、全链条改造和数字化转型,重构了传统产业的生产、运营、管理和销售等诸多环节。且产业数字化有效推动了产业链上下游间的信息共享和交换,加快了不同产业的相互渗透与融合发展,拓展了行业价值空间,低端产业不仅能够摆脱程式化工作的“成本病”,还破解了产业结构的“低端锁定”,企业借助数字技术实现向产业高端化的跨越发展,进而推动产业的价值重塑向价值创造的转变^[24-25]。其次,数字技术培育和塑造了数字农业、智能工业和数字服务业等新业态,新兴产业以数字化信息和知识为核心生产要素,代表着先进生产力和创新发展方向,具有更强的知识与技术溢出效应,从而提升产业内部效率,创新产业组织形态,推动城市产业结构向附加值更高的领域演进发展^[20]。最后,产业结构升级不是一蹴而就的。由于区域间经济社会发展水平、数字化基础设施建设程度,以及“数字鸿沟”等差异的客观存在,数字技术对城市产业结构升级的赋能效应可能存在区域异质性。

基于此,本文提出研究假设1:

数字技术对城市产业结构升级具有正向影响,能够显著推动城市产业结构高级化,且这种影响可能存在区域异质性(H1)。

(二) 数字技术推动城市产业结构升级的中介效应

数字技术作为经济发展的新动力、新引擎,能够显著提高经济社会运行效率。数字技术通过降低交易成本、提升交易效率和深化劳动分工等提升经济效率的方式,发挥对城市产业结构升级的间接促进效应。

1. 降低交易成本

数字技术能够引致交易成本降低,为城市产业结构升级奠定基础。科斯认为,交易成本是市场上发生的每一笔交易的谈判和签约费用,以及价格机制产生的其他方面的成本。交易成本影响着企业的最优生产决策,是企业实现规模报酬的关键因素。从交易成本的传导机制来看,首先,数字支付和电子货币的出现大大降低了企业交易的时间成本和复杂性,交易环节变得更加畅通,企业借助于数字市场能够建立高效持续、实时共享的信息传递机制,提升行业的规模报酬和贸易效率,打破行业间的“信息孤岛”效应,改善企业由于信息不对称所带来的交易风险,减少信息不充分引致的市场失灵现象,最终降低企业交易过程中的搜寻成本、履约成本和议价成本^[26],从而有助于产业结构的稳定发展。其次,以数字技术为基础的5G、互联网、云计算等应用的发展在提高企业获取、存储、分析数据的能力,改善资源要素的错配情况,提升企业的生产和

供应链管理效率的同时,还能够帮助企业根据用户画像进行精准化生产,实现消费群体的精确化,节约生产成本,厂商与客户之间能够更加轻松地实现供需匹配,从而降低交易费用,推动生产和服务体系向智能化升级^[27]。而且,数据要素作为数字经济发展的核心引擎,在生产、经营、销售等各个环节的充分流动,降低了要素投入成本,有助于提升产业的集聚效应和一体化水平^[28],推动城市产业结构升级。

2. 提升交易效率

数字技术发展能够提升交易效率,为城市产业结构升级提供动力。交易效率是经济活力的重要组成部分,是一定时间内一国经济体中交易或业务活动的速度快慢或效率高低。如果没有较高的交易效率,产品、要素与劳动市场就难以实现规模经济,就可能延缓产业结构升级进程^[29]。数字技术能够通过改善交易的硬条件和软条件,推动交易效率上升,来实现对城市产业结构升级的间接促进效应。首先,数字技术通过影响社会信任机制和政府管理方式改善交易的软条件。区块链时代的信息共享、隔离见证与分布式存储促进了陌生人之间的广泛信任和频繁交易,提高社会信任度;数字化公共服务促进公众广泛参与社会治理和履行监督职责的积极性;数字化治理减少了政府在决策和执行过程中的信息收集成本^[30],提高政府的数字化服务水平,从而有效保障城市交易效率,加快产业的数字化转型。其次,数字技术改善城市交通设施水平和通信能力等城市内部交易的硬条件。数字技术作为一种新型的生产工具,其信息化与网络化特点能够最大程度发挥网络拓扑效应,弥补传统交易条件的时空缺陷,为传统产业和市场主体提供更高效率的数字化交易平台;通过重构传统产业生态,加快信息服务业向第一、第二产业的扩张速度,实现传统制造业与现代服务业的产业融通发展,并且随着数字技术与不同区域、不同产业的关联和协同程度加深,进一步加快产业结构由中低端向中高端迈进的步伐^[24]。

3. 深化劳动分工

数字技术有利于促进劳动分工深化,为城市产业结构升级提供人力储备。首先,数字技术作为一种新的生产要素,通过人、机、物、系统等的全面连接和协作,对劳动力需求产生替代效应。在对传统企业的智能化改造升级过程中,以“机器换人”不断推动生产率提升,使得第一、第二产业从业人口相对份额下降^[31]。而以数字技术为核心的新业态迅速发展,又催生了大量新的生产性服务行业与数字化职业岗位,丰富了劳动力的职业选择,一定程度上弥补了机器对传统生产部门的就业替代,推动第三产业从业人口相对份额上升^[32],且随着职业分工细化、加深,劳动力要素能够更快实现农转非的职业流动,吸引更多劳动力流向第二、第三产业^[33],加剧产业结构的服务化倾向,增强第三产业吸纳就业的能力,使劳动力逐渐由低技术部门向高技术部门转移,从而改变原有的城市产业结构形态。与此同时,从劳动要素来看,依托于数字化分工网络,数字技术使得劳动力要素突破时空界限,打破了传统的劳动协作方式,诞生了新的劳动分工模式,生产要素真正实现了跨行业、跨地区的自由流动,生产过程真正实现以消费者为中心,从而创造更多样化的产品^[34],带动产业结构向精细化、定制化转变,实现城市产业结构的高级化。

基于此,本文提出研究假设 2:

降低交易成本、提升交易效率和深化劳动分工等途径在数字技术与城市产业结构升级之间发挥中介作用(H2)。

三、研究设计

(一) 模型构建

1. 双向固定效应模型

双向固定效应模型是一种常用的面板数据分析方法,通过个体固定效应和时间固定效应控制与实验无关的变量,将个体内部的固定效应和不同层次之间的随机效应相结合,以控制个体内部的差异和不同层次之间的差异,以达到准确测量实验效应的目的。本文通过引入个体固定效应和时间固定效应,消除传统模型的估计偏差,更准确地估计数字技术发展对城市产业结构升级的影响。双向固定效应模型如式(1)所示。

$$Ind-up_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Digital_{it} + \sum \alpha_k Control_{it} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中: $Ind-up_{it}$ 为城市产业结构升级指数(upgrade of industrial structure, $Ind-up$); $Digital_{it}$ 为城市的数字技术

发展水平 (development level of digital technology, *Digital*); $Control_{it}$ 为城市层面影响产业结构升级的一系列控制变量,包括经济社会发展水平 (per capita GDP, *Per-gdp*)、教育与科技投入 (education and technology investment, *Edu-tech*)、对外开放程度 (FDI in China, *Fdi*)、人力资本状况 (human capital level, *Hcl*)、城镇化率 (urbanization rate, *Urb*)、基础设施建设水平 (per capita road area, *Per-road*); α_0 为常数项; α_1 为城市数字技术对产业结构升级的模型回归系数; α_k 为各控制变量的影响系数, k 为具体的控制变量; μ_i 为不可观测的地区变量个体固定效应; δ_t 为不可观测的时间固定效应; ε_{it} 为随机扰动项;各变量下标 i, t 分别表示 i 城市、 t 年的变量值。

2. 中介效应模型

中介效应模型有助于厘清各变量之间的关系,确定关键因素,从而设计有效的干预措施,帮助探究自变量通过中介变量作用于因变量的过程。当考虑自变量 X 对因变量 Y 的影响时,如果 X 通过影响变量 M 而对 Y 产生影响,则 M 称为中介变量。目前学术界关于检验中介效应最常用的方法是逐步检验回归系数法、Sobel 法以及 Bootstrap 法。其中,温中麟和叶宝娟^[35]提出的中介检验方法综合了依次检验法和 Bootstrap 法的优点,本文在该方法的基础上,借鉴江艇^[36]、杨昕和赵守国^[37]中介效应检验的分析方法,第一步仅考查数字技术对城市产业结构高级化的影响,第二步仅考察数字技术对中介变量的影响,最终使用两步法和 Bootstrap 进行影响机制检验,从而避免区分间接效应之外是否存在无法解释的直接效应的困难。检验影响机制的模型形式如式(2)所示。

$$Mediator_{it} = \beta_0 + \beta_1 Digital_{it} + \sum \beta_k Control_{it} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中: $Mediator_{it}$ 为刻画经济效率的中介变量,包括交易成本 (transaction cost, *Tra-co*)、交易效率 (transaction efficiency, *Tra-ef*)、劳动分工 (division of labor, *Labor*) 三个指标; β_0 为常数项; β_1 为数字技术对各中介变量的回归系数; β_k 为控制变量的影响系数; k 为具体的控制变量。

(二) 指标选择

1. 核心解释变量

数字技术发展水平是一个综合性指标。借鉴黄群慧等^[38]的研究,以每百人互联网人数代表互联网普及率,以计算机服务和软件业从业人员占单位从业人员比重代表互联网相关从业人员,以电信业务总量代表互联网相关产出,以每百人移动电话数代表移动互联网用户数,以数字金融指数代表数字金融发展水平^[39],来综合衡量数字技术发展水平。

2. 被解释变量

产业结构升级是指产业发展由低附加值、低技术水平状态向高附加值、高技术水平状态演变的过程。随着生产方式及要素禀赋的转变,社会的主导产业渐次更迭,表现为产业结构的高级化发展。据此,参考陈凡和周民良^[40]的做法,以产业结构高级化指数反映产业结构发展水平。

3. 中介变量

基于前述机制分析,以交易成本、交易效率和劳动分工来刻画经济效率,分析数字技术对城市产业结构升级的中介效应。借鉴刘乃全等^[41]的思路,交易成本 (*Tra-co*) 采用公路通车里程除以常住人口数、邮电业务总量占 GDP 的比重和城市货运总量的对数来测算;该指标得分越大,代表交易成本越低。参考孙作人等^[42]的做法,交易效率 (*Tra-ef*) 以城市市场化指数来衡量;该指标取值越高,代表城市交易效率越高。借鉴赵勇和白永秀^[43]的思路,劳动分工 (*Labor*) 以城市中“生产性服务从业人员/生产制造从业人员”与全国“生产性服务从业人员/生产制造从业人员”的比值来测度;该指标比值越高,代表城市的劳动分工演进水平越高。

4. 控制变量

为减轻内生性问题,借鉴已有研究成果,选取经济社会发展水平 (*Per-gdp*)、教育与科技投入 (*Edu-tech*)、对外开放程度 (*Fdi*)、人力资本状况 (*Hcl*)、城镇化率 (*Urb*)、基础设施建设水平 (*Per-road*) 为控制变量。其中,以地区生产总值与年末常住人口比值代表经济社会发展水平,以教育、科技预算占地区生产总值的比重代表教育与科技投入水平,以地区当年实际外资投资使用额与地区生产总值比值代表对外开放水平,以普

通高校学生人数占常住人口的比重代表人力资本状况、以城镇人口占年末总人口的比重代表城镇化率、以人均道路面积代表基础设施建设水平。此外,为解决异方差问题,对数字技术发展水平、经济社会发展水平等指标进行取对数处理。

(三) 数据来源

数据来源于 2011—2021 年《中国城市统计年鉴》《中国城市建设统计年鉴》、中国区域经济数据库、国泰安数据库以及各省市统计年鉴。对于少量缺失数据采用插值法补全,整理后得到平衡面板数据。变量的描述性统计见表 1。

表 1 变量的描述性统计

变量	指标名称	符号	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	产业结构发展水平	<i>Ind-up</i>	3036	0.810	0.434	0.113	4.456
核心解释变量	数字技术发展水平	<i>Digital</i>	3036	4.099	0.068	3.953	4.521
中介变量	交易成本	<i>Tra-co</i>	3036	11.678	2.244	4.960	19.164
	交易效率	<i>Tra-ef</i>	3036	5.592	2.278	0.073	19.294
	劳动分工	<i>Labor</i>	3036	1.051	0.792	0.159	9.288
控制变量	经济社会发展水平	<i>Per-gdp</i>	3036	4.674	0.247	3.840	5.368
	教育与科技投入	<i>Edu-tech</i>	3036	0.194	0.061	0.011	2.162
	对外开放程度	<i>Fdi</i>	3036	0.016	0.02	0.000	0.212
	人力资本状况	<i>Hcl</i>	3036	1.833	2.095	0.005	13.752
	城镇化率	<i>Urb</i>	3036	55.686	13.201	6.491	100.000
	基础设施建设水平	<i>Per-road</i>	3036	1.219	0.192	0.137	2.487

四、实证结果分析

(一) 基准回归结果分析

数字技术对城市产业结构升级的基准回归结果见表 2。其中,列(1)不考虑控制变量的影响,发现数字技术发展水平对产业结构高级化的回归系数为正,且在 1%水平上显著,说明数字技术快速发展有利于推动城市产业结构升级。在列(1)的基础上,列(2)纳入城市经济发展水平、教育与科技投入水平、对外开放水平、人力资本状况、城镇化率、基础设施建设水平等控制变量,发现数字技术发展水平对于城市产业结构升级的推动作用仍在 1%水平上显著。在列(2)的基础上,列(3)进一步控制时间效应与城市个体效应,发现虽然数字技术对城市产业结构高级化的回归系数绝对值有所下降,但仍在 1%的水平上显著为正。这表明在整个样本期内,我国数字技术发展对城市产业结构高级化具有显著正向促进作用,部分验证了研究假设 H1。

(二) 稳健性及内生性检验

1. 替换被解释变量

借鉴袁航和朱承亮^[1]的做法,使用产业结构层次分析法得到产业结构高级化指数,替换基准模型中的被解释变量数据(*Ind-up*),回归结果见表 3 中的列(1)。

表 2 数字技术对城市产业结构升级的基准结果

变量	<i>Ind-up</i>		
	(1)	(2)	(3)
<i>Digital</i>	2.168*** (17.79)	1.159*** (9.84)	0.407*** (4.54)
<i>Per-gdp</i>		0.659*** (18.19)	0.136*** (5.66)
<i>Edu-tech</i>		-0.742*** (-16.13)	-0.393*** (-9.95)
<i>Fdi</i>		-2.511*** (-8.48)	-0.728** (-3.28)
<i>Hcl</i>		-0.022*** (-5.49)	-0.022*** (-7.33)
<i>Urb</i>		0.002*** (3.76)	0.001 (1.58)
<i>Per-road</i>		0.335*** (10.74)	0.110* (2.18)
<i>Cons</i>	-8.062*** (-16.16)	-7.324*** (-15.84)	0.535 (1.37)
时间固定效应	No	No	Yes
个体固定效应	No	No	Yes
样本数	3036	3036	3036
R^2	0.57	0.65	0.69

注: * 表示在 10%的水平下显著,** 表示在 5%的水平下显著,*** 表示在 1%的水平下显著;括号内为 t 统计值。

列(1)显示,替换被解释变量指标或数据后,数字技术发展水平对产业结构升级的影响仍在 5%的显著性水平上落入拒绝域,与基准模型研究结论基本一致,说明模型对指标和数据具有稳健性。

考虑到产业结构合理化(rationalization level of industrial structure, *Ind-rat*)是产业结构高级化的基础,借鉴袁航和朱承亮^[1]的研究,使用泰尔指数表示产业结构合理化水平,替换被解释变量进行数据稳健性检验,得到表 3 中的列(2)。列(2)的回归结果显示,数字技术对产业结构合理化(逆向指标)的影响系数为 -0.418,且在 1%的水平上显著,说明数字技术增加了不同产业之间的聚合水平,能够有效抑制城市产业结构偏离均衡状态,进一步补充验证了假设 H1。

2. 剔除特殊城市样本

剔除北京、上海、天津、重庆、深圳等行政等级高于其他城市的奇异样本点,得到表 3 中的列(3),发现数字技术发展仍能在 1%的水平上显著推动城市产业结构向高级化方向发展,基准回归结果仍然具有稳健性。

3. 分位数回归

采用分位数模型对城市产业结构高级化水平的 25%、50%和 75%三个分位点进行分组回归,回归结果见表 4。其中,列(1)~列(3)显示数字技术发展水平对城市产业结构高级化的影响随着分位点上升而逐步增加,且均在 1%的水平下显著,这表明随着产业高级化水平上升,数字技术对城市产业结构升级的正向促进效应呈现递增趋势。

4. 工具变量法

数字技术的发展与城市产业结构升级可能存在互为因果的关系,进而引致内生性问题。基于此,文章借鉴黄群慧等^[38]、赵涛等^[44]的做法,考虑互联网是传统通信技术的延伸与发展,受当地原有电信基础设施和用户使用习惯影响,而固定电话等传统通信工具的使用频次下降,对城市产业发展的影响逐渐弱化,满足工具变量的外生性要求。因此,选择各样本城市 2005 年每百人固定电话数量与上一年全国互联网用户数(与时间有关)构造交互项,作为该城市数字技术发展指数的工具变量,并使用两阶段最小二乘法进行回归估计,回归结果见表 3 的列(4)。针对工具变量的合理有效性进行检验,K-P rk LM 统计量($p=0.0002$)在 1%的显著性水平上拒绝了工具变量识别不足的原假设;K-P Wald rk *F* 统计量(27.91)大于 Stock-Yogo 弱识别检验下 10%的显著性水平的临界值(16.38),说明所选工具变量满足相关性和外生性假设。列(4)的估计结果显示,数字技术对城市产业结构升级的回归系数显著为正,说明内生性问题对研究结论没有影响。

(三) 异质性检验

考虑到地区经济发展的不平衡特征和资源禀赋差异等因素可能对城市产业结构升级形成影响,将样本划分为东部、中部、西部三大区域进行异质性检验。此外,考虑到城市行政等级、经济社会发展和产业结构的关系,将样本划分为“一二线城市”与“三线城市及以下”两类,探究不同行政等级城市的数字技术发展对

表 3 稳健性及内生性检验

变量	替换被解释变量		剔除特殊城市	IV 估计
	(1) <i>Ind-up</i>	(2) <i>Ind-rat</i>	(3) <i>Ind-up</i>	(4) <i>Ind-up</i>
<i>Digital</i>	1.845** (3.15)	-0.418*** (-4.32)	0.687*** (3.33)	1.067** (2.60)
<i>Control</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Cons</i>	-2.433 (-1.10)	3.833*** (8.55)	-0.427 (-0.48)	-2.039 (-1.30)
时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
Kleibergen-Paap rk LM statistic				13.499 [0.0002]
Kleibergen-Paap Wald rk <i>F</i> statistic				27.908 {16.38}
样本数	3036	3036	2970	3036
<i>R</i> ²	0.48	0.41	0.70	0.69

注: * 表示在 10%的水平下显著, ** 表示在 5%的水平下显著, *** 表示在 1%的水平下显著;括号内为标准误聚类在城市层面的 *t* 统计值; [] 内表示 Kleibergen-Paap rk LM 检验的 *P* 值; { } 内表示对 Kleibergen-Paap Wald rk *F* 检验给出的临界值。

表 4 分位数回归

变量	<i>Ind-up</i>		
	(1) 25%	(2) 50%	(3) 75%
<i>Digital</i>	2.006*** (13.74)	2.335*** (11.42)	3.649*** (8.46)
<i>Control</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Cons</i>	-6.571*** (-12.11)	-8.328*** (-11.04)	-13.520*** (-7.99)
时间固定效应	Yes	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes	Yes
样本数	3036	3036	3036
<i>R</i> ²	0.38	0.40	0.41

注: * 表示在 10%的水平下显著, ** 表示在 5%的水平下显著, *** 表示在 1%的水平下显著;括号内为标准误聚类在城市层面的 *t* 统计值。

城市产业结构升级的影响,具体检验结果见表5。表5中的列(1)~列(3)显示,数字技术对东部、中部、西部城市产业结构高级化均存在显著的正向促进效应,且对中部、西部城市的正向促进效应更大。列(4)、列(5)显示,数字技术对不同等级城市的产业结构高级化均存在显著的正向促进效应,且对三线及以下城市的促进效应更大。这与数字技术实时共享、高渗透性、高附加性等特点有关。数字技术具有很强的知识与技术溢出效应,可以有效推动产业链信息交换,加快产业融合发展,破解相对落后地区的产业结构“低端锁定”,对于推动中小城市产业向附加值更高的领域演进、拓展行业价值空间具有重要作用,因而更有利于相对落后地区的城市产业结构实现向高端化的跨越发展。基于以上分析,研究假设H1得到充分验证。

表5 异质性检验

变量	Ind-up				
	(1)东部	(2)中部	(3)西部	(4)一二线城市	(5)三线城市及以下
Digital	0.445*** (3.64)	1.329** (2.84)	0.526* (2.31)	0.450** (2.82)	0.586** (2.84)
Control	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Cons	0.196(0.32)	0.235(0.12)	0.375(0.38)	0.794(0.77)	-0.102(-0.11)
时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
样本数	1100	1067	869	539	2497
R ²	0.67	0.53	0.67	0.71	0.71

注:*表示在10%的水平下显著,**表示在5%的水平下显著,***表示在1%的水平下显著;括号内为标准误聚类在城市层面的t统计值。

(四) 影响机制检验

基于前述机制分析,数字技术能够通过降低交易成本、提高交易效率、深化劳动分工三个方面来对城市产业结构升级产生间接影响。为了检验该影响机制,构建并估计中介效应模型(见表6)。Bootstrap检验发现,三个中介变量的置信区间分别为[0.056,0.284]、[0.003,0.007]、[0.038,0.063],置信区间均不包含0,说明检验结果均显著拒绝“不存在中介效应”的原假设,且中介效应在总效应中的占比分别为12%、12%和20%。模型结果显示,数字技术在降低交易成本、提升交易效率、深化劳动分工等改进经济效率方面均具有显著的正向促进作用,而交易成本的降低、交易效率的提升和劳动分工的深化又均可有效推动城市产业结构向高级化方向发展,从而验证了研究假设H2。

表6 影响机制检验

变量	Tra-co		Tra-ef		Labor	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Digital	0.036*** (8.70)	0.015** (2.94)	0.691*** (41.25)	0.285*** (5.88)	1.261*** (5.39)	3.175*** (6.28)
Control	No	Yes	No	Yes	No	Yes
Cons	0.065*** (8.83)	0.584*** (16.68)	1.283*** (43.16)	-0.917*** (-3.76)	-4.109*** (-4.29)	-7.437*** (-3.33)
时间固定效应	No	Yes	No	Yes	No	Yes
个体固定效应	No	Yes	No	Yes	No	Yes
样本量	3036	3036	3036	3036	3036	3036
R ²	0.31	0.34	0.47	0.73	0.65	0.81
Bootstrap	0.170**		0.005***		0.051***	

注:*表示在10%的水平下显著,**表示在5%的水平下显著,***表示在1%的水平下显著;括号内为标准误聚类在城市层面的t统计值。

五、结论及政策启示

(一) 主要结论

本文基于2011—2021年我国276个城市的经济社会发展指标数据,运用双向固定效应模型和中介效应模型,实证检验了数字技术推动城市产业结构升级的影响方向及作用机制,得出以下研究结论:

第一,数字技术能够显著促进城市产业结构升级,是推动城市产业结构高级化的重要动力。在考虑了内生性、剔除特殊城市样本、分位数回归后,该结论依然具有稳健性。当以产业结构合理化为替换指标时,

数字技术能够有效抑制城市产业结构偏离均衡态,对研究结论形成进一步支撑和补充。这意味着数字技术可以提高传统企业的生产效率、培育新业态和新经济增长点,助力先进制造业和现代服务业高质量发展,直接推动城市产业结构升级。

第二,数字技术通过降低交易成本、提高交易效率、深化劳动分工等途径提升经济效率,并以经济效率为中介,间接推动城市产业结构升级。数字技术能够降低交易成本或交易费用,提高市场交易效率,加快要素流通与配置效率,提高生产的专业化程度与劳动分工水平,提升整个城市的经济社会运行效率,从而加快城市产业体系由低端向中高端迈进的速度,加快劳动力由低技术部门向高技术部门、由第一、第二产业向第三产业转移的速度,间接推动城市产业结构实现高级化。

第三,数字技术对城市产业结构升级的影响存在区域异质性。数字技术对东部、中部、西部城市、不同等级城市的产业结构高级化均存在显著的正向促进效应,且对发展相对落后的中西部城市和三线及以下城市的正向促进效应更大。数字技术实时共享、高渗透性、高附加性等特点可以有效破解相对落后地区的产业结构“低端锁定”,对于推动相对落后地区的城市产业结构实现向高端化的跨越发展具有重要作用。

(二) 政策启示

基于上述研究结论,本文提出以下政策启示:

第一,加强数字基础设施建设,完善数字化基础平台和应用拓展能力,着重提高产业数字化和数字产业化水平。从基础平台的角度来看,数字技术基础平台的建设给不同产业的创新活动提供动力,政府应鼓励企业、高校和研究机构积极加强科技攻关,强化数字基建关键环节、关键领域以及关键产品的保障能力,以严格标准推动传统信息基础设施的升级和衔接,提供高水准的新型数字化基础设施,为城市产业结构升级打下平台基础。数字技术平台的建设属于资本、技术密集型行业,相关部门应统筹推进数字基础设施建设的总体布局,合理分配建设过程中的人才、资金、技术等要素资源。同时,积极出台相关政策,推动数字技术与企业部门的融合发展,激励企业突破关键技术,研发适用于数字化平台的通用软件,从而打破企业之间、产业之间的交流障碍。另外,应注重数字技术创新科研水平的发展。科技是第一生产力,政府应加大对数字技术方面的人才培养,不断加大人工智能、区块链、云计算等数字技术的研发投入,以加快数字核心产业领域的发展,实现数字技术在产业研发、生产、销售等各环节的应用与渗透,深化数字技术的应用拓展,加快城市产业结构升级步伐。

第二,着力构建完善的数据要素市场,提高经济社会运行效率与数据要素有序流动能力。充分发挥好数字技术提高经济社会运行效率、促进城市产业结构升级的引擎作用,离不开完善的数据要素市场。数据作为关键的生产要素,制约着数字技术推动产业结构发展的效率。因此,首先,政府部门应重构完善的数据要素市场,加强制度层面的保障。完善的数据要素市场能够有效降低市场的交易成本、提高交易效率以及深化企业内部的分工合作水平,从而保障社会整体的运行效率,推动要素资源的有序流动,更好发挥数字技术在产业结构升级发展中的赋能作用。其次,政府部门还应持续完善相关制度机制,保障产权清晰,促进交易规则透明,以提高产业内部的要素流转、创新和生产效率。最后,要建立统一且方便有效的数据标准,以加强各区域、各城市以及各产业部门之间的数据畅通互联,推动数据要素市场的公平、开放,提升数据的市场化水平,将数据资源融入产业发展的各个环节,以加快产业结构的高端化、智能化进程。

第三,弥合区域间“数字鸿沟”,因地制宜制定差别化的区域产业数字化政策。由于先天资源禀赋和产业基础条件的差异,不同区域和不同等级城市的数字技术基础设施更新与应用推广存在一定差距。应加大对中西部地区和中小城市的数字基础设施建设、资金投入、人才支援以及政策扶持力度,通过完善数字化基础设施,缩小互联网基础设施接入鸿沟,增强数字技术的应用覆盖性,增强民众对数字信息的了解水平,强化居民数字信息应用技能。与此同时,东部地区和一二线城市应鼓励数字技术的创新研发,加快数字技术与实体经济的融合发展,全面提升数字技术的创新效率,加速向“信息社会”和“知识社会”转型,从而引领国家数字产业发展,深化劳动分工演进。此外,各级地方政府还要利用好产业数字化优惠政策,充分调动企业数字化发展的积极性,鼓励经济社会主体加快数字化转型进程,并以产业数字化转型为契机,吸引数字人才和数字产业集聚,推升经济效率和产业结构升级水平。尤其中西部地区及中小城市应着力把握数字技

术发展机遇,利用信息技术实现跨越式发展,发挥数字技术对城市产业结构高级化的正向促进效应,协同推进我国城市产业结构升级进程,实现区域协调发展。

参考文献

- [1] 袁航,朱承亮. 国家高新区推动了中国产业结构转型升级吗[J]. 中国工业经济, 2018(8): 60-77.
- [2] 陈普. 要素禀赋、产业距离与产业升级路径选择[J]. 技术经济, 2020, 39(6): 24-33.
- [3] LUCCHESI M. Innovation, demand and structural change in Europe[J/OL]. Working Papers, 2011; 56406300. <https://www.researchgate.net>.
- [4] HEO P S, LEE D H. Evolution of the linkage structure of ICT industry and its role in the economic system: The case of Korea[J]. Information Technology for Development, 2019, 25(3): 424-454.
- [5] TANNA S. The impact of foreign direct investment on total factor productivity growth: International evidence from the banking industry[J]. Managerial Finance, 2009, 35(3): 297-311.
- [6] AMIGHINI A, SANFILIPPO M. Impact of South-South FDI and trade on the export upgrading of African economies[J]. World Development, 2014, 64: 1-17.
- [7] 董建博,张敏. 居民消费水平、公共服务对产业结构升级的影响[J]. 统计与决策, 2021, 37(16): 106-109.
- [8] 杨昕,米瑞华. 物质资本、人力资本与经济增长——基于省级面板数据的实证检验[J]. 经济论坛, 2019(6): 33-39.
- [9] 柳志娣,张骁. 互联网发展、市场化水平与中国产业结构转型升级[J]. 经济与管理研究, 2021, 42(12): 22-34.
- [10] DENG T, SHAO S, YANG L, et al. Has the transport-led economic growth effect reached a peak in China? A panel threshold regression approach[J]. Transportation, 2014, 41(3): 567-587.
- [11] 万相显,唐亮,张琦. 高铁开通对产业结构的影响及机制研究——来自中国市辖区及县级市的经验证据[J]. 技术经济, 2021, 40(10): 130-138.
- [12] LU Y, WANG J, ZHU L. Place-based policies, creation, and agglomeration economies: Evidence from China's economic zone program[J]. American Economic Journal: Economic Policy, 2019, 11(3): 325-360.
- [13] SONG Q, QIN M, WANG R, et al. How does the nested structure affect policy innovation? Empirical research on China's low carbon pilot cities[J]. Energy Policy, 2020, 144: 111695.
- [14] BARTEL A, ICHNIOWSKI C, SHAW K. How does information technology affect productivity? Plant-level comparisons of product Innovation, process improvement, and worker skills[J]. The Quarterly Journal of Economics, 2007, 122(4): 1721-1758.
- [15] 汤萱,高星,赖晓冰. 数字化转型对企业劳动生产率的影响研究[J]. 经济纵横, 2022(9): 104-112.
- [16] ACEMOGLU D, RESTREPO P. The race between man and machine: Implications of technology for growth, factor shares, and employment[J]. American Economic Review, 2018, 108(6): 1488-1542.
- [17] 何帆,刘红霞. 数字经济视角下实体企业数字化变革的业绩提升效应评估[J]. 改革, 2019(4): 137-148.
- [18] 袁淳,肖土盛,耿春晓,等. 数字化转型与企业分工:专业化还是纵向一体化[J]. 中国工业经济, 2021(9): 137-155.
- [19] ARNOLD, STEPHANIE. Drivers and barriers of digital market integration in East Africa: A case study of Rwanda and Tanzania[J]. Politics and Governance, 2022, 10(2): 106-115.
- [20] 周闯,郑旭刚,张抗私. 数字经济赋能服务业就业:行业异质性与空间效应[J]. 技术经济, 2023, 42(3): 167-178.
- [21] MIYAZAKI S, IDOTA H, MIYOSHI H. Corporate productivity and the stages of ICT development[J]. Information Technology and Management, 2012, 13(1): 17-26.
- [22] 温珺,阎志军,程愚. 数字经济驱动创新效应研究——基于省际面板数据的回归[J]. 经济体制改革, 2020(3): 31-38.
- [23] 任保平,迟克涵. 数字技术创新驱动新兴产业成长的路径选择与政策取向[J/OL]. 新疆师范大学学报(哲学社会科学版): 1-9[2023-05-19]. <https://doi.org/10.14100/j.cnki.65-1039/g4.20230510.001>.
- [24] 焦勇. 数字经济赋能制造业转型:从价值重塑到价值创造[J]. 经济学家, 2020(6): 87-94.
- [25] 马诗卉,肖婷婷. 数字经济对服务业结构的影响——“低端锁定”还是“高端促进”? [J]. 技术经济, 2023, 42(9): 97-105.
- [26] 张永恒,王家庭. 数字经济发展是否降低了中国要素错配水平? [J]. 统计与信息论坛, 2020, 35(9): 62-71.
- [27] 高腾飞,陈刚,陈颖. 数字服务化视角下的企业管理变革:内在逻辑、动力基础与实践路径[J]. 贵州社会科学, 2022(2): 135-143.
- [28] 王玉,张占斌. 数字经济、要素配置与区域一体化水平[J]. 东南学术, 2021(5): 129-138.
- [29] 赵红军,尹伯成. 论交易效率与中国的城乡差距[J]. 复旦学报(社会科学版), 2006(1): 90-97.
- [30] 唐天伟,刘文字,江晓婧. 数字经济发展对我国地方政府公共服务效率提升的影响[J]. 中国软科学, 2022(12): 176-186.
- [31] 王永钦,董雯. 机器人的兴起如何影响中国劳动力市场? ——来自制造业上市公司的证据[J]. 经济研究, 2020, 55(10): 159-175.
- [32] 郭东杰,周立宏,陈林. 数字经济对产业升级与就业调整的影响[J]. 中国人口科学, 2022(3): 99-110, 128.
- [33] 刘翠花. 数字经济对产业结构升级和创业增长的影响[J]. 中国人口科学, 2022(2): 112-125, 128.
- [34] 任保平,王子月. 立足“中国数字经济奇迹”构建数字范式的经济学自主知识体系[J]. 西安财经大学学报, 2023(4): 3-11.
- [35] 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.
- [36] 江艇. 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J]. 中国工业经济, 2022(5): 100-120.

- [37] 杨昕, 赵守国. 数字经济赋能劳动生产率的收敛效应——基于人口红利转变的视角[J]. 中国人口科学, 2023, 37(2): 3-18.
- [38] 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.
- [39] 郭峰, 王靖一, 王芳, 等. 测度中国数字普惠金融发展: 指数编制与空间特征[J]. 经济学(季刊), 2020, 19(4): 1401-1418.
- [40] 陈凡, 周民良. 中部崛起战略与区域产业结构转型升级——来自中国城市面板数据的经验证据[J]. 中国软科学, 2022(2): 105-115.
- [41] 刘乃全, 胡羽琦, 周闽军, 等. 区域一体化与城市内部地区收入差距——基于长三角地级市数据的经验研究[J]. 经济与管理评论, 2023, 39(1): 14-29.
- [42] 孙作人, 刘毅, 田培培. 产业集聚、市场化程度与城市碳效率[J]. 工业技术经济, 2021(4): 46-57.
- [43] 赵勇, 白永秀. 中国城市群功能分工测度与分析[J]. 中国工业经济, 2012(11): 18-30.
- [44] 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.

Digital Technology, Economic Efficiency, and Urban Industrial Structure Upgrading

Mi Ruihua, Ni Shilong, Liu Shumin

(School of Economics and Management, Yan'an University, Yan'an 716000, China)

Abstract: Based on analyzing the impact mechanism of digital technology development on the upgrading of urban industrial structure in China, the panel data of 276 cities from 2011 to 2021 were used to build a digital technology development index, and the impact of digital technology on the urban industrial structure has been empirically tested using the dual fixed effect model and the intermediary effect model. The findings are as follows. Digital technology can significantly promote the upgrading of urban industrial structure and promote the advancement of urban industrial structure. Economic efficiency is an intermediary variable that digital technology promotes the upgrading of urban industrial structure. Digital technology improves economic efficiency by reducing transaction costs, improving transaction efficiency, and deepening labor division, thereby indirectly promoting the process of urban industrial structure upgrading. The impact of digital technology on the upgrading of urban industrial structure exhibits regional heterogeneity. It plays a crucial role in driving the transition towards high-end development in relatively less developed regions, such as the Midwest. Based on this, it is recommended to strengthen the construction of digital infrastructure, focus on building a complete data element market, bridge the “digital divide” between regions, formulate industrial digitalization policies tailored to local conditions, accelerate the integration and development of digital technology and the real economy, to fully leverage the positive promotion effect of digital technology on the upgrading of urban industrial structure and promote the upgrading of urban industrial structure.

Keywords: digital technology; upgrading of industrial structure; economic efficiency; transaction cost; mediating effect