

欢迎按以下格式引用:谭文君,陈志强.数字技术创新与长三角地区新型城镇化:作用机制和门槛效应[J].长江大学学报(社会科学版),2025,48(6):61-71.

数字技术创新与长三角地区新型城镇化: 作用机制和门槛效应

谭文君 陈志强

(安徽建筑大学 经济与管理学院,安徽 合肥 340100)

摘要:随着新一代信息技术的蓬勃发展,数字技术创新已成为推动新型城镇化的关键力量。论文基于 2014~2023 年长三角地区 41 个地级市的面板数据,通过构建数字技术创新水平指数与新型城镇化水平指数,运用计量模型实证考察数字技术创新对新型城镇化的驱动作用,并揭示产业结构升级与人工智能水平在其中扮演的角色。研究发现:(1)数字技术创新对新型城镇化建设具有显著推动作用,且该效应在二线及以上、四线及以下城市中更为突出;(2)数字技术创新能够通过促进产业结构升级与提升地区人工智能水平这两条路径,间接驱动新型城镇化发展。通过实证研究证实,数字技术创新是推动新型城镇化高质量发展的重要引擎,但其促进作用并非简单的线性关系;通过门槛检验发现,该促进作用随着人力资本的提升呈现先增强后减弱的非线性特征。因此,应推动数字基础设施与城市治理、产业升级等应用场景深度融合,以“数字产业化”和“产业数字化”培育新动能;实施差异化的城市数字发展战略,促进大中小城市功能互补;并依据人力资本门槛值,针对性地加强人才培养与引进,以充分释放数字技术对城镇化的驱动效应。

关键词:数字技术创新;新型城镇化;产业结构;人工智能水平;长三角地区

分类号:F49;F299.21 **文献标识码:**A **文章编号:**1673-1395(2025)06-0061-11

一、引言

新型城镇化与数字技术创新是引领我国经济高质量发展的两大核心战略,二者深度融合对构建新发展格局至关重要。随着新一代信息技术(如 5G、人工智能、区块链)的浪潮席卷全球,数字技术创新正以前所未有的力量重塑经济社会发展范式,通过提升全要素生产率和驱动经济结构转型,为破解传统城镇化进程中出现的“大城市病”、区域发展弥补上述研究不足不平衡及治理效能不足等深层次矛盾

提供了全新路径。长三角地区作为中国数字技术创新的“引领区”与新型城镇化的“先行区”,其数字经济核心产业增加值占比超全国 30%,城镇化率高达 72%,为本研究提供了绝佳的观测样本。然而,长三角地区在享受技术红利与城镇化成果的同时,也面临着区域内部发展差距较大、公共服务不均等现实挑战,这使得探究数字技术如何精准赋能新型城镇化成为一个具有紧迫性的现实议题。

尽管学界已初步确认数字技术对城镇化的积极影响,但对其内在机理与边界条件的认知仍存在不

收稿日期:2025-10-14

基金项目:安徽省哲学社会科学规划青年项目“全球不确定性环境下安徽提高产业链供应链稳定性和竞争力的理论内涵与实践路径研究”(AHSKQ2022D031)

第一作者简介:谭文君(1982—),女,安徽宣城人,副教授,博士,主要从事区域经济、产业经济研究。

通信作者:陈志强(1997—),男,安徽池州人,主要从事区域经济研究,E-mail:1850121621@qq.com。

足,多数研究止步于确认二者间的正向关联。首先,数字技术是通过哪些机制来驱动城镇化的,是推动产业结构升级,还是通过提升地区人工智能水平来驱动城镇化?目前还缺乏严谨的实证检验,机制“黑箱”尚未完全打开;其次,异质性未能清晰揭示其影响在不同能级城市中的分化规律,导致政策靶向性不明;最后,既有文献多预设简单的线性关系,忽视了数字技术红利的释放可能受到人力资本门槛等因素的制约而呈现复杂的非线性特征。为此,本文旨在系统回答三个核心科学问题:(1)数字技术创新对长三角地区新型城镇化的整体驱动效应如何?(2)产业结构升级与人工智能水平在其中扮演了怎样的中介角色?(3)该驱动效应是否存在城市异质性,并随人力资本水平的变化呈现非线性动态?基于文献梳理与现状分析,本研究从理论与经验证据两个维度对上述问题进行了系统探讨。

二、理论分析与研究假设

在新型城镇化的相关研究中,对其驱动因素及影响机制的探讨尚不够充分,现有文献仍存在进一步深入和拓展的空间。2014年以来我国已经完成了以土地为核心的城镇化向以人为核心的城镇化的转变,谢地等(2023)认为推进以人为核心的新型城镇化,是回应人民对美好生活期盼的内在要求,更是实现社会主义现代化宏伟蓝图的关键举措^[1];董晓峰等(2017)指出,只有从人的根本诉求出发,运用新兴技术手段推动社会发展,才能提升城镇化发展效率,因为新型城镇化的核心在于人的城镇化^[2];许家伟等(2025)认为我国城乡发展研究虽成果丰硕,然其在合作网络、实证方法与跨领域视角上仍存明显不足^[3];马力阳等(2017)指出,我国东西部城镇化水平存在明显差异,城镇化整体水平有所提升,但区域之间差距逐渐拉大^[4]。面对城乡融合的新阶段,未来研究尤需在深化理论、拓展视角与强化案例等方面协同推进,以提供更坚实的学理支撑。

数字技术创新影响新型城镇化的文献较少,主要还是数字经济影响新型城镇化较多,主要从研究二者的耦合协调度和作用机制以及影响效应两个大类。胡树林等(2021)认为数字经济和农业现代化与新型城镇化具有高度耦合关系^[5];张耀等(2024)通过测算中国数字经济与新型城镇化的耦合协调水平,发现全国以及东中西部地区耦合协调水平逐年

上升^[6];杨瑞(2022)基于中国284个城市面板数据,研究发现数字经济对新型城镇化进程具有显著的驱动作用,且该促进作用存在明显的区域异质性^[7];王慧莹(2023)以中国31个省(市)为研究对象,研究发现数字经济对新型城镇化发展确实存在显著的促进作用^[8]。

相关的文献主要基于数字技术对高质量发展、城乡发展等方面的影响进行研究。王常军(2021)^[9]指出数字化已成为优化新型城镇化资源要素配置的关键工具,它重塑了资源配置的逻辑,推动城镇化向更加集约高效的方向发展;韩镡等(2022)认为加强数字乡村建设,为城乡发展提供新的路径^[10];陈水生(2022)指出技术赋能已成为提升政府治理能力的关键动力,通过“一网通办”、城市大脑等创新应用,不仅显著提升了行政效率与管理效能,更驱动城市治理由数据信息整合,全面迈入智能化发展的新阶段^[11]。因此,要想推进新型城镇化进程,数字经济的发展必须纳入考量。基于此,本文提出以下假设:

H1:数字技术创新能够赋能新型城镇化。

以数字产业化和产业数字化为路径,数字经济深度渗透并重塑产业体系,为其高级化演进注入新动能,由此开辟了以创新驱动新型城镇化的高质量发展新路径。数字产业化通过孵化人工智能、区块链等前沿新兴产业,构建高附加值、高创新性的产业集群,不仅推动了城镇产业结构的现代化转型,也有效促进了人才、技术、资本等高端创新资源向城镇空间集聚^[12,13];产业数字化是推动传统产业全方位、全链条数字化转型,实现降本增效和价值重塑的过程,推动其生产模式向智能化、网络化转型,显著提升了全要素生产率和韧性水平,进而助力城镇产业链的拓展与价值空间的再造^[14]。基于此,本文提出以下假设:

假设H2:数字技术创新通过促进产业结构升级赋能新型城镇化。

2016年12月,工信部在《智能制造“十三五”发展规划》中首次明确提出“工业智能化”。当前,学术界关于工业智能化的系统性研究尚在起步期,对其核心概念、范畴及理论框架尚未达成共识,系统性的理论构建与实证探索仍显不足,其具体内涵尚未达成共识。根据2018年欧盟人工智能大会所采纳的界定,人工智能通常指一类能够依托外部输入信息、自主执行具有智能特征的行为,从而完成特定目标或任务的系统。工业智能化是工业领域中以互联网

平台和智能技术为依托,对生产流程进行全面优化与升级的深刻变革,它代表了资本在替代脑力劳动方面所达到的高级发展阶段^[15]。工业智能化推动发展方式由依赖劳动力、原材料等生产要素的大规模粗放投入,转向依托大数据、人工智能等关键技术,重塑新型城镇化进程中各类资源的整合与配置模式^[16]。基于此,本文提出以下假设:

假设 H3:数字技术创新通过提升人工智能发展水平赋能新型城镇化。

通过对现有研究的回顾可以发现,目前关于数字技术创新如何赋能新型城镇化的探讨仍较为有限,且多遵循单一的线性分析范式。为此,本文尝试将数字技术创新纳入新型城镇化影响因素的系统框架之中,从理论与实证两方面综合审视其对城镇化的实际影响;进一步地,本文从产业结构升级和人工智能水平的维度切入,剖析数字技术创新推动新型城镇化发展的内在机制,以期揭示其学术价值与实践意义;同时,引入人力资本作为门槛变量,旨在厘清数字技术创新与新型城镇化之间复杂的内在机理与非线性交互作用,以及构建城镇化发展的新范式,为优化城镇治理与可持续发展提供理论依据与政策参考。

本文研究的逻辑框架如图 1 所示。

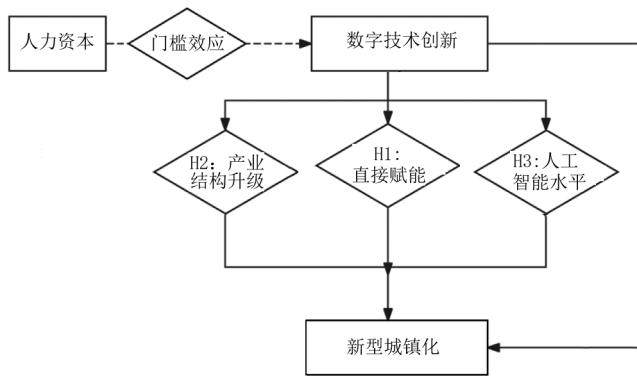


图 1 研究框架示意图

三、模型构建与变量说明

(一)模型构建

基于上述理论分析,本文以长三角 41 个地级市为研究对象,基于 2014~2023 年的面板数据,构建基准回归模型:

$$Urban_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Dig_{i,t} + \alpha_2 Ct_{i,t} + \epsilon_{i,t} + \mu_i + \delta_t \quad (1)$$

其中, $Urban_{i,t}$ 是被解释变量新型城镇化,表示第 t 年 i 市的新城镇化水平,核心解释变量是

$Dig_{i,t}$,表示数字技术创新水平。 $Ct_{i,t}$ 表示选取的一组控制变量, $\epsilon_{i,t}$ 是随机误差项, μ_i 表示为省份控制效应, δ_t 表示时间控制效应。在本研究中,我们着重关注核心解释变量 $Dig_{i,t}$ 的系数符号及其显著性。若该系数显著为正,则可为假设 H1 提供实证支持,即数字技术创新对新型城镇化发展具有积极的赋能作用。

(二)变量测度与说明

1. 被解释变量

新型城镇化水平($Urban$)为实证分析部分的被解释变量,了解新型城镇化的内涵与外延,参考已有文献的做法^[17~20],从经济、社会、人口、生态、空间五个维度出发,选取 18 个指标来构建新型城镇化水平评价指标体系,并采用熵权 topsis 法对数据进行处理。如表 1 所示。

2. 核心解释变量

数字技术创新(Dig)为实证分析部分的核心解释变量。当前,数字技术创新缺乏明确并且统一的定义,随着数字技术有关政策的出台,学者陶峰(2023)利用 IPC 分类号^[21]以及黄勃(2023)文本分析法^[22]识别数字专利、或者用指标创建计算熵权值^[23,24]。本文以上市公司的数字经济专利申请数量取自然对数,测度数字技术创新水平。

3. 中介变量

产业结构升级(Str)和人工智能水平($Robot$)是本文选取的机制变量。产业结构升级常见的测度方法,有周国富等(2021)通过第三产业增加值与第二产业增加值的比值来衡量^[25],还有刘晓瑞等(2025)通过第三产业产值比上第二产业产值的结构衡量^[26]。本文采用第三产业产值与第二产业产值的比值作为衡量产业结构升级程度的指标。衡量人工智能水平的测度借鉴 Acemoglu 等(2020)^[27]、王永钦等(2020)^[28]、魏下海(2020)^[29]、黄贇琳(2023)^[30]的方法进行测度的研究,采用的是地区工业机器人渗透率用来衡量人工智能水平。

4. 控制变量

为了保证研究结果的可靠性,以及厘清核心解释变量数字技术创新水平(Dig)对被解释变量长三角地区新型城镇化水平($Urban$)的实际影响,减少因遗漏一些变量对结果产生的偏差,需要对影响新型城镇化的因素加以控制,本文参考杨瑞(2022)^[31]、韩刚(2024)^[32]、刘晓瑞(2025)^[33]等学者的研究,最终选取了如表 2 所列的五个控制变量。

在确定综合评价指标权重的过程中,方法的科

学性与客观性至关重要。为避免像层次分析法这种主观赋权法有可能带来的个人偏好与偏差,本研究

采用熵权 topsis 法进行客观赋权。对于新型城镇化 5 个维度、18 个指标的权重汇总如表 1 所示。

表 1 新型城镇化指标体系

系统层	准则层	指标层	属性	权重
新型 城镇化	经济 城镇化	人均 GDP(%)	+	0.050
		地区 GDP 增速(%)	+	0.016
		非农产业增加值占比(%)	+	0.011
		第三产业产值占比(%)	+	0.021
	社会 城镇化	人均教育经费(元)	+	0.055
		单位人口医疗卫生机构床位数(张/万人)	+	0.035
		人均社会消费品零售总额(元)	+	0.071
		普通高等学校教职人数(人)	+	0.200
	人口 城镇化	城镇人口占比	+	0.020
		城镇人口密度(人/平方公里)	+	0.083
		普通高等学校在校生人数(人)	+	0.169
	生态 城镇化	生活垃圾无害处理化率(%)	+	0.005
		城市污水处理率(%)	+	0.003
		建成区绿化覆盖率(%)	+	0.004
		人均公园绿地面积(平方米)	+	0.015
	空间 城镇化	人均道路面积(平方米)	+	0.021
		建成区面积(平方公里)	+	0.135
		地均固定资产投资额(万元)	+	0.086

表 2 主要变量的描述性统计

变量类型	变量名称	变量定义	描述性统计	
			均值	标准差
被解释变量	<i>Urban</i>	新型城镇化综合得分	0.195	0.158
解释变量	<i>Dig</i>	上市公司数字经济专利申请量取自然对数	4.448	2.273
	<i>Fin</i>	金融机构的存贷款总额占该地区 GDP 的比	3.032	1.002
	<i>Fdi</i>	实际利用的外资金额占地区生产总值的比	0.026	0.019
控制变量	<i>Et</i>	教育科技投入/地区生产总值	0.021	0.022
	<i>Cep</i>	工业二氧化硫排放量	18384	24109
	<i>Web</i>	互联网宽带接入用户/户籍总人口	3.913	1.934
	<i>Str</i>	第三产业增加值/第二产业增加值	48.118	7.513
中介变量	<i>Robot</i>	地区工业机器人渗透率	6.497	11.355

(三)数据来源

本研究的分析样本覆盖长三角地区全部 41 个地级市,时间范围为 2014~2023 年。其中,数字技术创新水平与新型城镇化综合发展水平两项核心指标沿用前述已构建的测度体系。其余变量数据主要来源于《中国城市统计年鉴》《长三角区域统计年鉴》、各省市统计年鉴及 EPS 数据库中的中国宏观经济数据库、中国区域经济数据库以及中国劳动人口数据库等,针对个别缺失值采用插值方法进行补全。参考吕娟等(2025)的做法^[34],对数字经济专利

取对数处理,由于部分城市上市公司数字经济专利申请量为 1,本文在计算前对所有城市上市公司数字经济专利申请量数据进行了加 1 处理,以确保运算顺利进行。

四、实证结果分析

(一)基准回归分析

本文在回归分析中采用分步纳入控制变量的策略对被解释变量新型城镇化进行回归分析,通过观察在持续加入控制变量后,数字技术创新对长三角

地区新型城镇化的影响有无改变,结果见表 3。

表 3 基准回归结果

解释变量	Urban					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Dig</i>	0.037*** (10.810)	0.022*** (9.294)	0.019*** (7.045)	0.023*** (9.731)	0.023*** (9.424)	0.018*** (6.801)
<i>Fin</i>	—	0.110*** (12.392)	0.116*** (13.021)	0.116*** (14.388)	0.116*** (14.282)	0.111*** (13.173)
<i>Fdi</i>	—	—	0.885*** (3.805)	0.622*** (2.949)	0.690*** (2.898)	0.590*** (2.952)
<i>Et</i>	—	—	—	1.406*** (7.119)	1.407*** (7.124)	0.976*** (4.098)
<i>Cep</i>	—	—	—	—	0.000 (0.555)	-0.000 (-0.103)
<i>Web</i>	—	—	—	—	—	0.014*** (3.309)
常数项	0.419*** (13.500)	-0.042 (-0.842)	-0.092* (-1.840)	-0.157*** (-3.236)	-0.163*** (-3.342)	-0.128** (-2.514)
城市/时间固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测数	410	410	410	410	410	410
调整后 R ²	0.636	0.808	0.815	0.839	0.839	0.845

注:***、**、* 分别表示系数在 1%、5%、10% 概率水平下显著。下同。

通过表 3,列(1)呈现了未加入任何控制变量,仅包含核心解释变量的基准回归结果,第(2)~(6)列逐渐加入金融发展水平、外商直接投资、教育科技投入、工业二氧化硫排放量和互联网普及率。实证结果表明,随着控制变量的逐步引入(从列(1)至列(6)),数字技术创新的估计系数始终保持正值,且均在 1% 统计水平上显著。以上结果表明,数字技术创新对长三角地区新型城镇化发展具有显著的推动作用,假设 1 由此得到验证。

(二)区域异质性

长三角地区的各个区域不管是在数字技术创新水平还是新型城镇化水平方面都存在显著的差异。本文对长三角地区按照区域等级划分为二线以上城市 13 个、三线城市 19 个、四线及以下城市 9 个。为考察数字技术创新对新型城镇化影响是否存在区域差异性,表 4 呈现出按区域等级划分的分组回归估计结果。

由回归结果可知,二线及以上和四线及以下城市的数字技术创新水平分别在 1% 和 10% 的水平上显著,而三线城市未通过显著性检验,原因可能为:(1)二线及以上的区域具备完善的数字基础设施和成熟的创新生态系统,数字技术能够深度融入产业链升级与城市治理体系,通过生产效率提升和公共服务

表 4 分区域等级回归结果

解释变量	(1)	(2)	(3)
	二线及以上	三线	四线及以下
<i>Dig</i>	0.001*** (8.929)	0.001 (0.802)	0.004* (1.677)
控制变量	已控制	已控制	已控制
常数项	61.629*** (16.699)	19.038*** (20.604)	8.048*** (16.745)
城市/时间固定效应	已控制	已控制	已控制
观测数	130	190	90
调整后 R ²	0.997	0.974	0.982

优化直接赋能城镇化质量跃迁;(2)三线城市作为工业化中期向后期过渡的典型代表,面临的矛盾较多,现有传统制造业基础与前沿数字技术存在应用代差,技术供给脱离本地产业升级的真实需求,从而产生技术需求错位这一矛盾、高能级城市通过人才政策与产业平台形成虹吸效应,引致数字技术应用所需的专业人力资本持续流出,从而导致人才流失矛盾、省级资源重点投向省会与副中心城市,使得三线城市在数字基建投入、技术试点项目获取上处于政策传导链末端,形成政策资源传导迟滞矛盾;(3)四线及以下城市基数低,潜力很大。其城镇化进程受

惠于数字技术的“普惠性赋能”，低门槛技术应用快速填补公共服务空白，边际改善效应显著。县域城镇化专项政策形成精准支持，使基础性数字投入迅速转化为民生福祉提升。

(三) 机制检验

参考温忠麟等(2014)的研究^[35]，构建中介效应模型，考察产业结构升级在数字技术创新对长三角地区新型城镇化的影响中起到的中介作用。表 5 是以产业结构升级作为中介变量进行回归分析的结果。列(1)表示数字技术创新对长三角地区新型城镇化的总效应、列(2)则是数字技术创新对中介变量产业结构升级所产生的影响、最后一列则是将产业结构升级加入回归模型，分析总结数字技术创新和产业结构升级对长三角地区新型城镇化的影响。由表 5 可知，数字技术创新对长三角地区新型城镇化以及产业结构升级都在 1% 的水平上显著，且都是正向影响，系数由 0.029 下降到 0.020。在第(3)列中，产业结构升级对长三角地区新型城镇化的系数是 0.088，且在 1% 的水平上正向显著。结果表明产业结构升级能有效促进长三角地区新型城镇化的发展。综上所述，产业结构升级在数字技术创新对长三角地区新型城镇化的影响中扮演着中介角色。数字技术创新通过促进区域产业结构优化，对长三角地区新型城镇化进程产生积极的推动作用。因此，假设 H2 成立。

表 5 产业结构升级的中介效应回归结果

解释变量	(1) <i>Urban</i>	(2) <i>Str</i>	(3) <i>Urban</i>
<i>Str</i>	—	—	0.088*** (4.842)
<i>Dig</i>	0.018*** (6.801)	0.029** (2.439)	0.020*** (7.455)
控制变量	已控制	已控制	已控制
常数项	-0.128** (-2.514)	-0.580*** (-4.468)	-0.024 (-0.436)
城市/时间 固定效应	已控制	已控制	已控制
观测数	410	410	410
调整后 R ²	0.845	0.827	0.857

按照表 5 同样的思路，分析人工智能水平在数字技术创新对长三角地区新型城镇化的影响中是否存在中介作用，表 6 是以人工智能水平作为中介变量进行回归分析的结果。列(1)表示数字技术创新

对长三角地区新型城镇化的总效应、列(2)则是数字技术创新对中介变量人工智能水平所产生的影响、最后一列则是将人工智能水平加入回归模型，分析总结数字技术创新和人工智能水平对长三角地区新型城镇化的影响。由表 6 可知，数字技术创新对长三角地区新型城镇化以及产业结构升级都在 1% 的水平上显著，且都是正向影响。在第(3)列中，人工智能水平对长三角地区新型城镇化的回归系数是 0.068，且在 1% 的水平上正向显著。结果表明人工智能水平能有效促进长三角地区新型城镇化的发展。总体来看，人工智能水平在数字技术创新对长三角地区新型城镇化的影响中扮演着很重要的中介角色。数字技术创新通过推动区域人工智能技术水平的提升，进而对长三角地区新型城镇化发展产生积极促进作用。因此，假设 H3 成立。

表 6 人工智能水平的中介效应回归结果

解释变量	(1) <i>Urban</i>	(2) <i>Robot</i>	(3) <i>Urban</i>
<i>Robot</i>	—	—	0.068*** (11.875)
<i>Dig</i>	0.018*** (6.801)	0.153*** (6.449)	0.008*** (4.056)
控制变量	已控制	已控制	已控制
常数项	-0.128** (-2.514)	3.617*** (14.118)	-0.374*** (-7.045)
城市/时间 固定效应	已控制	已控制	已控制
观测数	410	410	410
调整后 R ²	0.845	0.912	0.895

(四) 内生性处理

虽然固定效应模型能够有效控制不随时间变化的遗漏变量偏误，但其对于由双向因果关系引起的内生性问题时的识别能力仍存在一定局限。本文参考乔敏健等(2020)的研究^[36]，以数字技术创新滞后一期，将其标记为新变量 *L. Dig*，用于替换基准回归中的关键变量，并采用双固定效应模型重新进行估计，结果汇报于表 7。可以看出，数字技术创新作为核心解释变量，仍在 1% 的水平上保持统计显著。

在既有研究的基础上，本文进一步引入工具变量方法，以应对模型可能存在的内生性问题。本文选用 1984 年各地区每百万人邮局数量与上一年全国互联网用户数形成的交互项作为工具变量(IV)，并运用两阶段最小二乘法(2SLS)完成参数估计。

一方面,1984 年的邮局数量作为历史基础设施禀赋,能够反映地区信息流通的传统基础,深刻影响后续通信技术的采纳与扩散路径,因此和当期的数字技术创新水平存在历史延续性关联;上一年全国互联网用户规模代表宏观数字环境成熟度,它的增长显著作用于各地数字创新潜力。二者的交互项不仅捕捉了本地历史禀赋差异,更融合了国家层面的技术演进动态,能够有效捕捉当前地区数字技术创新的变化动因,满足与数字技术创新的相关性。另一方面,1984 年的邮局分布是高度外生的历史事实,且远早于本研究关注的新型城镇化进程起点的 2014 年,难以直接作用于当前的城镇化建设;全国互联网用户数作为宏观总量指标,虽随时间变化,但其对单一城市新型城镇化的直接影响很小,因此,在第二阶段使用此拟合值替代原始变量进行回归,能有效分离出数字技术创新对新型城镇化的影响。回归结果如下表 8 所示。

表 7 解释变量滞后一期

解释变量	(1)	(2)
	<i>Dig</i>	<i>Urban</i>
<i>L. Dig</i>	0.952***(46.357)	0.019*** (6.635)
控制变量	已控制	已控制
常数项	0.599*** (3.366)	-0.126** (-2.337)
城市/时间固定效应	已控制	已控制
观测数	369	369
调整后 R^2	0.932	0.844

表 8 工具变量内生性检验结果

解释变量	(1)	(2)	(3)
	first <i>Dig</i>	second <i>Urban</i>	半简化式回归 <i>Urban</i>
<i>IV</i>	-0.000*** (-5.52)	—	-0.402 (-1.078)
<i>Dig</i>	—	0.089*** (5.23)	0.004*** (10.190)
控制变量	已控制	已控制	已控制
常数项	-0.280 (-0.96)	-0.128*** (-4.30)	-12.838** (-2.408)
城市/时间 固定效应	已控制	已控制	已控制
LM statistic	28.78 [0.0000]	48.75 [0.0000]	—
Stock-Yogo	16.38	16.38	—
观测数	410	410	410
调整后 R^2	0.070	0.289	0.857

注:[]内的数值是 P 值。

由表 8 可知,首先应该考虑是否存在工具变量识别不足,两列的 LM 统计量的 P 值都是 0.0000,拒绝原假设,即工具变量与内生变量具有较强的相关性。接下来考虑是否是弱工具变量,Stock-Yogo 弱工具检验的 10% 临界值为 16.38,而第一阶段 F 值远高于 16.38,说明工具变量 IV 与内生变量 Dig 相关性极强,不存在弱工具问题。第一阶段回归显示, IV 对数字化水平存在显著负向影响,这反映了历史通信基础与新技术发展的动态关系:邮局设施薄弱的地区在互联网浪潮中更易实现“弯道超车”,数字化建设速度反而更快。由表 7 第(3)列的半简化式回归结果,如果工具变量与误差项不相关,那么将其直接加入原模型进行回归时,其系数通常不会显著^[37]。参考金献坤等(2025)的研究^[38],将工具变量作为解释变量加入回归模型(1)中,工具变量的系数不显著,表明除内生变量外,其不存在影响长三角地区新型城镇化的其他路径,因此符合排他性检验。由第二列回归结果可以发现数字经济技术创新(Dig)的系数在 1% 的显著性水平下始终为正,这一结果与前文理论部分提出的假设 H1 高度吻合。

(五)稳健性检验

为了确保回归结果具有稳健性,本文采取了三种方法进行验证,分别是替换核心被解释变量、分时间样本回归和剔除省会与直辖市。

1. 替换被解释变量

本文最初使用熵权 topsis 法衡量被解释变量新型城镇化水平,现在采用主成分分析法重新对被解释变量进行衡量,用以替换回归模型中的被解释变量。回归结果见表 9 第(1)列,数字技术创新水平(Dig)依然在 1% 的水平下显著,且是正向的影响。因此能够得出,无论对被解释变量采取何种度量方法,基准回归的结果都呈现稳定性,从而验证数字技术创新对长三角地区新型城镇化的影响是正向的。

2. 剔除省会与直辖市

为了避免极端值出现带来的结果误差,本文剔除了上海市、南京市、杭州市和合肥市的有关数据,运用剩下的 37 个地级市数据进行回归分析,回归结果可以从表 9 第(2)列看到,数字技术创新水平 Dig 也依然在 1% 的水平下正向显著,从而也能验证基准回归结果的稳定性。

3. 分时间样本进行回归

本文将 2014~2023 年十年样本数,按照五年时间分类分组。2014~2018 为一组、2019~2023 为另一组,并对两组样本分别进行回归分析。由表 9 第

(3)、(4)列可知,数字技术创新水平(*Dig*)依然在 1% 的水平上正向显著,并且系数由 0.014 增加到 0.026。

这一结论再次验证基准回归结果的稳定性,数字技术创新对长三角地区新型城镇化具有积极的影响。

表 9 稳健性检验结果

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	更换被解释变量 <i>Urban</i>	剔除省会与直辖市 <i>Urban</i>	2014~2018 <i>Urban</i>	2019~2023 <i>Urban</i>
<i>Dig</i>	0.100***(12.822)	0.010***(8.123)	0.014***(4.188)	0.026***(5.793)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
常数项	1.938***(13.426)	0.036***(3.492)	-260.902***(-3.330)	-0.196***(-3.130)
城市/时间固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
观测数	410	370	205	205
调整后 R^2	0.882	0.819	0.869	0.852

(六)人力资本的门槛效应分析

根据 Hansen(1999)提出的面板门槛模型^[39],进一步检验数字技术创新对长三角地区新型城镇化的门槛效应。因此,根据前面的面板回归模型,门槛模型构建为:

$$\begin{aligned}
 Urban_{i,t} = & \delta_0 + \delta_1 Dig_{i,t} \cdot I(Hum_{i,t} \leq \rho) \\
 & + \delta_2 Dig_{i,t} \cdot I(Hum_{i,t} > \rho) \\
 & + \delta_3 Fin_{i,t} + \delta_4 Fdi_{i,t} + \delta_5 Et_{i,t} \\
 & + \delta_6 Cep_{i,t} + \delta_7 Web_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad (2)
 \end{aligned}$$

其中,*Hum* 表示人力资本,即研发人员占总就业人员之比,*Urban* 是被解释变量新型城镇化,*Dig* 表示数字技术创新水平, $I(\cdot)$ 为示性函数,如果括号中的表达式为假时,则取值为 0,反之该值取 1。 ρ 为门槛值, $\epsilon_{i,t}$ 是随机误差项。

在了解单门槛的前提下,还可以考察是否存在多门槛的情况。双门槛模型构建如下:

$$\begin{aligned}
 Urban_{i,t} = & \delta_0 + \delta_1 Dig_{i,t} \cdot I(Hum_{i,t} \leq \rho_1) \\
 & + \delta_2 Dig_{i,t} \cdot I(\rho_1 < Hum_{i,t} \leq \rho_2) \\
 & + \delta_3 Dig_{i,t} \cdot I(Hum_{i,t} > \rho_2) \\
 & + \delta_4 in_{i,t} + \delta_5 Fdi_{i,t} + \delta_6 Et_{i,t} \\
 & + \delta_7 Cep_{i,t} + \delta_8 Web_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad (3)
 \end{aligned}$$

其中, $\rho_1 < \rho_2$,双门槛模型的估计流程与单门槛方法基本一致,即在确定第一个门槛值的基础上进一步搜索第二个门槛值。类似地,三门槛模型的估计也遵循相同的递推逻辑,在此不再赘述。

经检验,人力资本存在双门槛,表 10 呈现门槛效应的检验结果。

表 10 人力资本门槛效应显著性检验结果

门槛变量	门槛检验	门槛值	F 统计量	P 值	临界值		
					10%	5%	1%
<i>Hum</i>	Single	44.66	60.68	0.010***	26.7948	36.2148	53.0250
	Double	58.48	36.67	0.010***	19.3393	23.1149	31.8689
	Triple	78.30	18.14	0.500	40.2206	44.7720	58.1107

从表 10 门槛检验结果可知,门槛变量通过了双门槛的显著性检验,但是三重门槛检验的 P 值为 0.5000,明显不显著,表明数字经济对新型城镇化发展的影响具有双门槛效应。因此,本文以人力资本(*Hum*)为门槛变量建立双面板门槛模型。

根据上述门槛效应检验结果可知,对于门槛变量人力资本需要建立双门槛回归模型。回归结果如表 11 所示。门槛变量人力资本的两个门槛值分别为 44.66 和 58.48。当人力水平低于 44.66 时,数字技

术创新对长三角地区新型城镇化几乎无推动作用,随着人力资本水平逐渐跨越第 1 门槛值和第 2 门槛值,数字技术创新对长三角地区新型城镇化的影响效应开始显著,影响系数也由 0.0006 增长到 0.0015。

图 2 展示了第一门槛值(Th-1)和第二门槛值(Th-2)的门槛效应估计结果。图形清晰地显示,似乎比统计量在第一个门槛参数约为 44 的位置,以及第二个门槛参数约为 58 的位置,均出现了显著下降,并触及了虚线。这表明,模型在这两个参数值处

存在两个显著的门槛值。似然比统计量在这两个点降至零,且在 95% 的置信水平下,这两个点均位于其置信区间之内。这通过了门槛效应的显著性检验,强烈拒绝“不存在门槛效应”的原假设,证实了核心解释变量对被解释变量的影响并非简单的线性关系,而是存在基于特定门槛变量的结构性转变。似然比检验结果与前述估计一致,支持存在显著门槛效应的结论。由表 10 和图 1 的门槛检验揭示了一个重要的非线性机制:数字技术创新对新型城镇化的促进作用,随着人力资本水平的提升,呈现出先增强后减弱的“倒 U 型”或“边际递减”的非线性特征。

表 11 人力资本门槛回归结果

解释变量	(1)
	Urban
$Hum < 44.66$	-0.001(-1.255)
$44.66 \leq Hum < 58.48$	0.001*** (3.329)
$Hum \geq 58.48$	0.002*** (5.037)
控制变量	已控制
常数项	11.371*** (12.057)
观测数	410
调整后 R^2	0.812

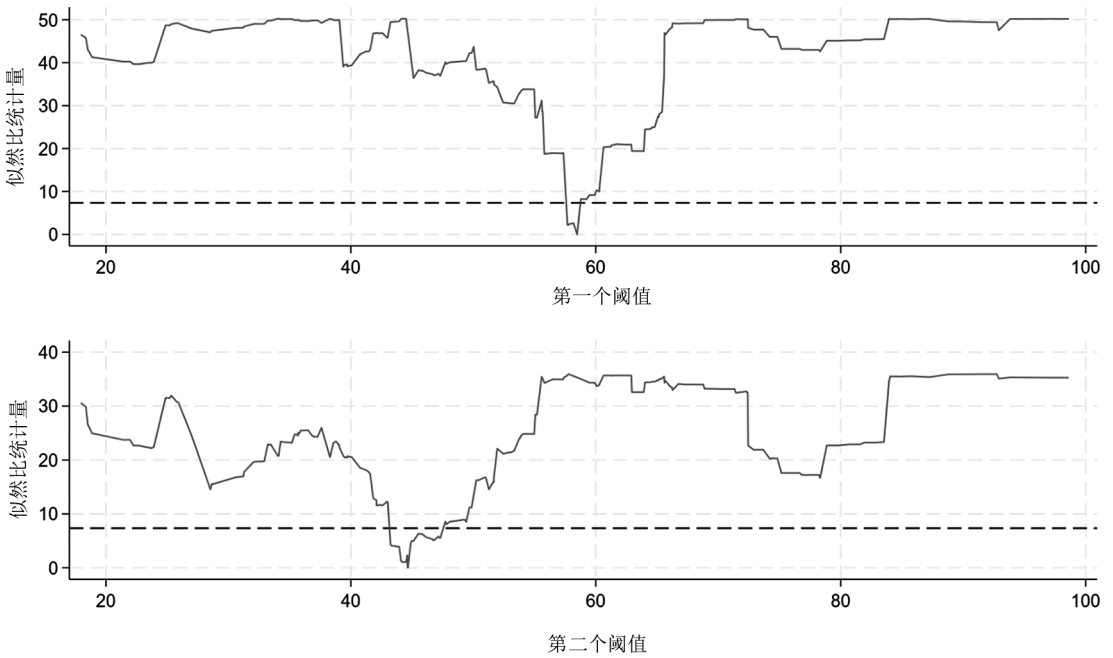


图 2 人力资本门槛值的似然比函数图

五、研究结论与政策建议

(一) 研究结论

为考察数字技术创新对长三角地区新型城镇化发展的作用,本研究利用 2014~2023 年 41 个地级市的面板数据,综合运用双向固定效应模型、异质性分析、内生性处理、“三步法”及门槛回归模型进行实证检验。论文主要结论如下:

第一,数字技术创新对新型城镇化具有显著的正面影响。更为关键的是,通过中介效应模型发现了数字技术影响城镇化的机制路径。研究发现,产业结构升级与人工智能水平是两条至关重要的传导路径。这表明数字技术并非直接发挥作用,而是通

过赋能产业转型与提升社会智能,间接而深刻地重塑了城镇化的发展模式与质量。

第二,数字技术赋能效果存在明显的区域异质性。其对二线及以上城市、四线及以下城市的显著促进作用,揭示了数字技术驱动可能存在“两头强、中间弱”的 U 型规律。这一发现精准地回应了关于异质性研究的不足,为理解数字技术在不同能级城市中的差异化渗透与影响提供了新的经验证据,提示政策制定必须摒弃“均质化”思维。

第三,数字技术对城镇化的推动作用受到人力资本门槛的严格制约。只有当地区人力资本积累突破特定门槛后,数字技术的正向效应才能被充分激活,否则可能适得其反。

(二)政策建议

基于上述结论,本文提出以下政策建议:

第一,强化数字基建与应用场景融合。研究证实数字技术对城镇化有持续的推动作用。因此,各地政府应避免将数字基础设施建设仅停留在“硬件”层面,而应推动其与城市治理、公共服务、社区生活等具体应用场景深度融合。以数字技术驱动产业升级,培育城镇化新动能。结论指出,产业结构升级是数字技术影响城镇化的重要途径,因此,政策制定应着力于鼓励传统制造业利用工业互联网、人工智能等进行数字化改造,同时大力发展数字文创、平台经济、智慧物流等新兴服务业。通过“数字产业化”和“产业数字化”双轮驱动,创造更多高质量就业岗位,吸引并留住人才,为新型城镇化提供坚实的经济和产业支撑。

第二,实施差异化发展战略,破解城市间数字鸿沟。数字技术的影响因城市等级而异。对于二线及以上城市,政策应侧重于原始创新和前沿技术突破,打造数字技术创新策源地。对于三四线城市,应更注重数字技术的普及与应用,以弥补其在传统资源方面的不足。通过差异化定位和功能互补,形成大中小城市协调发展的数字城镇格局。

第三,大力投资人力资本。门槛效应表明,只有当人力资本积累到一定水平,数字技术的正向效应才会充分释放。当前,对低于第一门槛值 44.66 的滞后地区,一方面,加强与高校、职校的合作,定向培养符合数字经济发展需求的复合型和技术技能人才;另一方面,完善人才落户、住房、子女教育等配套政策,吸引高端数字人才集聚。同时,对于门槛值处在 44.66~58.48 的地区,应推动地方高校优化学科专业结构,加强与区域内主导产业的对接,共同培养精通数字技术与实体经济的复合型人才;在继续吸引外部人才的同时,设立专项基金,鼓励企业在职员工进行技能提升,重点覆盖人工智能、大数据分析等中高端数字技能,推动人力资本向 58.48 的“高效门槛”冲刺。开展面向普通市民和产业工人的数字技能普及培训,全面提升社会整体的人力资本水平,确保更多人能从数字化转型中受益。对于超过第二门槛值 58.48 的领先地区,需应对边际效应递减的挑战,关键在于激发创新活力。实施国际顶尖人才引进计划,配套世界一流的科研支持与创新环境,鼓励其参与基础理论与关键核心技术攻关,通过原始创新开辟新的增长曲线,不断完善集教育、科研、产业、金融于一体的创新生态系统,通过举办国际会

议、建立顶尖实验室等方式,不仅吸引人才,更能留住人才、成就人才,确保其在数字变革中持续占据领先地位。

参考文献:

- [1]谢地,张巧玲.以人为核心的新型城镇化战略:理论基础、内涵特征及实践路径[J].经济纵横,2023(11).
- [2]董晓峰,杨春志,刘星光.中国新型城镇化理论探讨[J].城市发展研究,2017(1).
- [3]许家伟,王文琦,徐思瑜,等.2000年以来乡村与城镇化衔接的演进路径与未来展望——基于CiteSpace可视化分析[J].地域研究与开发,2025(4).
- [4]马力阳,罗其友.我国城镇化与农村发展耦合协调时空特征及机制[J].地域研究与开发,2017(6).
- [5]胡树林,朱玉琴,余希慧.数字经济与农业现代化和新型城镇化耦合协调分析——以成都市为例[J].西南科技大学学报(哲学社会科学版),2021(4).
- [6]张耀,朱英明,张宏杰.中国数字经济与新型城镇化耦合协调发展的区域差异及收敛性分析[J].经济问题探索,2024(4).
- [7]杨端,张然,许航.数字经济能否促进新型城镇化的发展?——来自284个城市的经验证据[J].城市发展研究,2022(6).
- [8]王慧莹.数字经济对新型城镇化发展影响的统计分析[D].辽宁大学,2023.
- [9]王常军.数字经济与新型城镇化融合发展的内在机理与实现要点[J].北京联合大学学报(人文社会科学版),2021(3).
- [10]韩镛,王文跃,王晨,等.数字经济赋能乡村发展的关键问题研究[J].信息技术与政策,2022(4).
- [11]陈水生.城市治理数字化转型:动因、内涵与路径[J].理论与改革,2022(1).
- [12]李欣泽,高源,李芳芳.打破城乡壁垒:新型城镇化试点对数字经济创新创业活跃度的影响研究[J].劳动经济研究,2024(2).
- [13]李莹,程广斌,吴家庆.数字经济赋能共同富裕:理论路径与中国经验[J].统计与决策,2025(2).
- [14]辛冲冲,董浩然,李玉姣.数字经济发展促进民族地区生态环境质量改善了吗?——基于“宽带中国”战略实施的准自然实验[J].兰州大学学报(社会科学版),2024(6).
- [15]贾根良.第三次工业革命与工业智能化[J].中国社会科学,2016(6).
- [16]闫超栋,马静.信息化对中国工业转型升级的空间溢出效应——基于空间计量模型的实证分析[J].经济问题,2022(2).
- [17]杨佩卿,白媛媛.黄河流域数字经济与新型城镇化耦合协调及驱动机制[J].西北农林科技大学学报(社会科学版),2024(4).
- [18]赵磊,方成.中国省际新型城镇化发展水平地区差异及驱动机制[J].数量经济技术经济研究,2019(5).
- [19]云小鹏.黄河流域城镇化与生态环境耦合协调测度及交互关系研究[J].经济问题,2022(8).
- [20]杨佩卿.新发展理念下新型城镇化发展水平评价——以西部地区为例[J].当代经济科学,2019(3).
- [21]陶锋,朱盼,邱楚芝,等.数字技术创新对企业市场价值的影响研究[J].数量经济技术经济研究,2023(5).
- [22]黄勃,李海彤,刘俊岐,等.数字技术创新与中国企业高质量发展

- 展——来自企业数字专利的证据[J]. 经济研究, 2023(3).
- [23]杜丹丽,简萧婕,赵丹. 中国数字技术创新与数字经济发展耦合协调度研究[J]. 科技进步与对策, 2023(22).
- [24]柏培文,张云. 数字经济、人口红利下降与中低技能劳动者权益[J]. 经济研究, 2021(5).
- [25]周国富,陈菡彬. 产业结构升级对城乡收入差距的门槛效应分析[J]. 统计研究, 2021(2).
- [26]刘晓瑞. 数字经济发展对新型城镇化的动态异质性影响与机制检验[J]. 统计与决策, 2025(4).
- [27]Acemoglu D., Restrepo P. Robots and jobs: Evidence from US labor markets[J]. *Journal of Political Economy*, 2020(6).
- [28]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(10).
- [29]魏下海,张沛康,杜宇洪. 机器人如何重塑城市劳动力市场:移民工作任务的视角[J]. 经济学动态, 2020(10).
- [30]黄贇琳,蒋鹏程. 数字低碳之路:工业机器人与城市工业碳排放[J]. 财经研究, 2023(10).
- [31]杨瑞,张然,许航. 数字经济能否促进新型城镇化的发展? ——来自 284 个城市的经验证据[J]. 城市发展研究, 2022(6).
- [32]韩刚,李润琴. 数字经济与新型城镇化:作用机制和门槛效应[J]. 工业技术经济, 2024(1).
- [33]刘晓瑞. 数字经济发展对新型城镇化的动态异质性影响与机制检验[J]. 统计与决策, 2025(4).
- [34]吕娟,吕雁琴,陈静,等. 向新质生产力要效率:数字技术创新对旅游碳排放效率的影响[J]. 生态经济, 2025(9).
- [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(5).
- [36]乔敏健,马文秀. 对外直接投资推进经济高质量发展的效果分析——来自中国省级对外直接投资的经验证据[J]. 经济问题探索, 2020(1).
- [37]孙圣民,陈强. 家庭联产承包责任制与中国农业增长的再考察——来自面板工具变量法的证据[J]. 经济学(季刊), 2017(2).
- [38]金献坤,徐莉萍,辛宇,等. 数字化转型与高管薪酬业绩敏感性[J]. 世界经济, 2025(4).
- [39]Hansen B. E. Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing, and inference[J]. *Journal of Econometrics*, 1999(2).

责任编辑 刘玉成 E-mail:770533213@qq.com

Digital Technology Innovation and New Urbanization in the Yangtze River Delta Region: Mechanism of Action and Threshold Effects

Tan Wenjun Chen Zhiqiang

(School of Economics and Management, Anhui Jianzhu University, Hefei Anhui 340100)

Abstract: With the vigorous development of new-generation information technology, digital technological innovation has become a key force driving the new-type urbanization. To clarify its specific impact and internal mechanism, this study aims to empirically examine the driving effect of digital technological innovation on new-type urbanization and reveal the roles played by industrial structure upgrading and artificial intelligence level. Based on the panel data of 41 prefecture-level cities in the Yangtze River Delta region from 2014 to 2023, this study constructs the index of digital technological innovation level and the index of new-type urbanization level, and uses econometric models for empirical tests. Moreover, it conducts in-depth discussions through mechanism analysis and threshold effect models. The research findings are as follows: (1) Digital technological innovation has a significant promoting effect on the construction of new-type urbanization, and this effect is more prominent in second-tier and above cities and fourth-tier and below cities; (2) Digital technological innovation can indirectly drive the development of new-type urbanization through two paths: promoting industrial structure upgrading and enhancing the regional artificial intelligence level. This study confirms that digital technological innovation is an important engine for the high-quality development of new-type urbanization, but its promoting effect is not a simple linear relationship. Through threshold tests, it is found that this promoting effect shows a non-linear characteristic of first strengthening and then weakening with the improvement of human capital. Therefore, this article puts forward the following policy suggestions: Promote the in-depth integration of digital infrastructure with application scenarios such as urban governance and industrial upgrading, and cultivate new growth drivers through digital industrialization and industrial digitalization. Implement differentiated urban digital development strategies to promote functional complementarity among large, medium and small cities. And based on the threshold value of human capital, targeted efforts should be made to strengthen talent cultivation and introduction to fully unleash the driving effect of digital technology on urbanization.

Keywords: digital technology innovation; new-type urbanization; industrial structure; artificial intelligence level; the Yangtze River Delta Region