

数字要素、空间效应与城市经济增长收敛性

郭进,张越,成春林

(南京师范大学商学院)

摘要:作为新型生产资料,数字要素正加速向各产业部门渗透,为城市经济增长注入了强劲动力,并深刻重塑经济发展的空间格局,对促进区域协调发展、缩小城乡与城际发展差距具有重要意义。依据《数字经济及其核心产业统计分类(2021)》,结合投入产出分析方法测度各城市的数实融合水平,并在此基础上考察数字要素投入对城市经济增长收敛性的影响及其作用机制。研究结果表明:数字要素投入具有显著的空间溢出效应,能有效推动城市经济增长趋于收敛,使绝对 β 收敛速度与条件 β 收敛速度分别提升15.74%和4.83%,并对不同地理区位、行政等级和资源禀赋城市的俱乐部收敛产生异质性影响。机制检验证实,数字要素主要通过两条渠道产生空间效应:一是打破地域壁垒与行政垄断,缓解市场分割,促进生产要素在更广范围内的自由流动与优化配置;二是加速先进技术的跨区域传播与扩散,降低技术获取与应用成本,推动创新成果在城市间共享。进一步区分数字要素类型的研究发现,数字化产品与服务、数字技术及软件的投入对城市经济增长收敛的促进作用大于数字基础硬件。从城市体系维度回应了数字经济发展中的效率与公平问题,并为发挥数字要素的空间效应、推动区域均衡发展提供了政策建议。

关键词:数字要素;经济增长; β 收敛;俱乐部收敛;空间效应;数实融合

信息化时代,数字要素经历了前所未有的爆炸性增长,并加速渗透到各行各业,成为新兴且关键的生产驱动力。《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》明确指出,要“深入推进数字中国建设。健全数据要素基础制度,建设开放共享安全的全国一体化数据市场,深化数据资源开发利用。”^[1]区别于传统生产要素,数字要素具有更加明显的非竞争性和非排他性特征,展现出易于共享和价值增值的生产优势。数字要素在促进城市经济增长的同时,也能够发挥积极的空间效应,从而推动区域协同发展^[2]。然而,在我国区域数字鸿沟未有效弥合的背景下,数字要素与实体产业的融合也表现出明显的城市偏向,给不

同城市带来了非平衡的生产率冲击。因此,研究数字要素的使用对城市经济增长收敛性的影响,对于数字经济时代推动城市体系协调发展具有重要的理论和现实意义。

现有文献基于索洛经济增长框架,探讨了数字要素在推动经济增长中的多重作用机制。具体而言,数字要素通过催生人力资本积累和扩大资本规模、改善传统生产要素的配置效率与效能、加速技术迭代升级等路径,为城市经济的增长注入了强劲动力^[3-5]。在现有研究框架下,数字要素常被视为劳动扩展性技术或资本扩展性技术,通过赋能劳动生产率提升或资本配置效率改善来推动经济增长^[6-7],但数字要素的空间效应并未受到充分关注。《数字经济

引用本文:郭进,张越,成春林. 数字要素、空间效应与城市经济增长收敛性[J]. 河海大学学报(哲学社会科学版), 2026, 28(1): 127-143.

基金项目:国家自然科学基金面上项目(72373073);江苏省哲学社会科学基金一般项目(JSTJ2024W004)

作者简介:郭进(1989—),男,副教授,博士,主要从事数字经济与城市经济研究。E-mail:guojin0901@njnu.edu.cn

促进共同富裕实施方案》强调,“数字经济有利于加快生产要素高效流动、推动优质资源共享、推进基本公共服务均等化,是推动实现共同富裕的重要力量”^[8]。笔者认为,数字要素还表现出如下的空间特征:一是数字要素大多以数据资料、技术服务等形式存在,其空间扩散受地理距离的约束较弱。数字要素本身就是知识和技术的载体,基于新一代信息基础设施可实现远距离跨时空传播。二是数字要素具有市场一体化程度高、跨区域流动壁垒弱等特征,有助于缓解市场分割并推动外围城市与中心城市、中小城市与大城市之间的市场一体化建设。以上特征使得数字要素在推动城市经济增长趋同中发挥了积极作用^[9]。然而,信息化融合提升经济效率的方向是确定的,对经济增长公平的影响则是正面与负面相互叠加的^[10]。《“十四五”数字经济发展规划》指出:“不同行业、不同区域、不同群体间数字鸿沟未有效弥合,甚至有进一步扩大趋势”^[11]。在这一背景下,数字要素的流动可能呈现出偏向大城市集聚的“马太效应”。在融合能力上,数字要素与先进制造业、现代服务业的融合水平更高,而这类产业大部分集聚在大城市。此外,数字要素具备正的规模弹性,使得其投入强度随生产规模的扩大而提高,这虽然有助于突破规模不经济的限制从而推动城市经济增长^[12-13],但也给不同城市经济增长带来了非平衡冲击^[14-15]。如,张杰等指出不同城市在互联网基础设施水平上的差异进一步放大了区域发展的不平衡^[16];曾亿武等研究也揭示了智慧城市建设加剧了区域数字鸿沟问题^[17]。简言之,数字要素的使用也有可能带来城市经济增长的分化,加剧数字经济时代城市经济发展差距。

为有效解决上述问题,本研究构造包含数字要素的城市经济增长绝对 β 收敛和条件 β 收敛模型,在此基础上,依托《数字经济及其核心产业统计分类(2021)》界定数字要素的核算范围,采用投入产出分析方法对2004—2018年^①我国各城市的数字要素投入水平进行测度,检验数字要素使用对城市经济增长收敛性的影响方向,并从数字要素投入的空间效应出发探讨其中的作用机制。相较于现有研究,此次研究

的创新之处主要体现为:第一,现有文献多基于数字要素所具有的特征研究其对区域经济增长的影响及作用机制,但从城市体系协调发展格局的视角探讨数字要素对城市经济增长收敛性的研究仍不充分。笔者通过构建城市经济增长的绝对 β 收敛模型和条件 β 收敛模型,实证检验数字要素投入对城市经济增长收敛的影响,从城市体系视角丰富并拓展了数字要素影响城市经济增长的分析框架。第二,数实融合的过程也是数字要素价值释放的过程,现有文献采用多种方法对数字经济核心产业增加值和数字化资产规模进行了统计核算^[18],但如何测度数字要素在生产活动中的融合程度仍是一个关键问题。本研究以数字要素投入占全部要素投入的比例,即数字要素的成本份额来衡量数字要素与实体产业的融合水平,并结合《数字经济及其核心产业统计分类(2021)》和投入产出分析方法对各城市的数实融合水平进行量化考察。第三,现有文献普遍关注数字要素对区域经济发展的本地效应^[19-20]而忽略了数字要素投入所产生的空间效应。本研究不仅将数字要素纳入柯布-道格拉斯生产函数以检验其对城市经济增长的本地效应,还从破除市场分割、促进技术扩散两方面综合考察数字要素的空间效应,以探明数字要素推动城市经济增长收敛的作用渠道。

一、理论分析与研究假说

1. 数字的要素属性

将数字确立为生产要素,是数字经济现象向数字经济模式转变的重要标志。在数字经济时代,随着数字技术的持续演进与数字要素应用能力的快速跃升,数字要素这一全新的生产要素形态正加速形成。与传统技术变革不同,数字要素并非旨在对人类体力劳动进行简单替代,也不是以超越体力劳动效率为单一目标的技术突破,而是逐步实现对人类脑力劳动的延伸、增强乃至部分替代,进而演化成为一种具备独

^① 关于起止年份的选择,国家统计局于2004年开始对信息传输、计算机服务和软件业展开独立的统计与核算,可获得的《中国时间序列投入产出表》最新年份为2018年。

立属性的新型要素^[21]。与资本、劳动力、土地、能源等传统生产要素相比,数字要素展现出更加明显的非排他性、非竞争性和价值增殖属性,这些属性赋予了数字要素独特的生产优势。

尽管传统生产要素的所有权与使用权可实现一定程度的分离,但在实际生产过程中,传统生产要素往往被特定的经济主体所独占。相比之下,数字要素的形态不同于传统生产要素的实体性,通常以数字平台、数字孪生等虚拟空间的形式呈现,其主要成本在于获取、存储和开发,使用的边际成本几乎为零。这一方面说明了数字要素能够同时为多个经济主体所使用,具有易于复制与共享的巨大优势,且复制与共享的过程不会对数字要素原本的价值造成损耗;另一方面也决定了数字要素的传播不受时间和空间的限制,是一类可广泛共享、共同使用的生产资料^[22]。随着算力与算法技术的飞速发展,数字技术的生成、传输和分析速度得到显著提升,确保了数据的即时处理与动态反馈^[23]。在这一过程中,数字作为生产要素不断自我迭代更新,实现价值增殖^[24-26]。因此,对数字要素的二次开发不仅可以降低使用成本,还有助于深入挖掘数字要素更多的经济价值。

2. 数字要素投入与城市经济增长收敛性

数字要素的上述属性对经济增长模式和路径产生了深远影响:一方面,以数字要素来驱动经济增长不必然依赖要素投入规模的同比例甚至更高比例增加。数字要素通过复制、共享、更新及数据分析和价值挖掘等渠道,并通过发挥规模经济效应,能持续赋能经济增长^[27]。另一方面,数字要素与传统生产要素的融合有利于改善传统生产要素的配置效率,提高传统生产要素的内在价值^[28]。如,于柳箐等指出数字要素赋予生产设备数智化特性,从而提升了资本的使用效率^[29]。此外,数字要素还能缓解信息不对称,改善资本期限与结构错配,促使资本以较低成本及时流向效率更高的项目,从而改善资本配置状况。数字要素驱动的数字技术创新对于劳动力就业具有替代效应与创造效应,但从长期来看,创造效应大于替代效应,且数字要素提升了知识传播效率,降低了劳动者获取知识的成本^[30],减少了劳动力市场的信息摩

擦^[31],从而有利于提升人力资本水平^[32-33]。张千等指出,数字要素能够通过促进知识创造实现经济长期增长^[21]。

基于此,提出假说1:数字要素投入有助于推动城市经济增长。

关于数字要素是否促进了城市经济增长收敛,相关研究尚存较大争议。持肯定观点的学者认为,数字要素在破除市场分割和促进技术扩散等方面具有独特优势,有助于促进区域协调发展,进而驱动城市经济增长收敛。在破除市场分割方面,依托互联网和信息技术,数字要素能够在更大空间范围内实现互联互通和跨界融合,降低生产要素集聚的拥塞效应,缓解落后地区数字要素禀赋不足的问题^[34]。同时,数字要素能够打破要素流动过程中的时空壁垒,促进资本、劳动力等传统生产要素的跨区域流动^[35]。在促进技术扩散方面,数字技术大多以数据为载体,数字要素的流动也是数字技术的扩散过程^[36]。同时,互联网和大数据技术极大缓解了落后地区面临的信息不对称问题,通过发挥“连接经济”的作用,数字要素使技术信息更容易通过数字渠道进行传播^[37-38]。此外,数字要素并不仅仅是技术扩散的辅助工具,更是一种能够降低“门槛”、改变内生决策环境的战略性要素,可以使研发和人力资本提升更高效、更经济,提高技术引进的预期收益,从而激励经济体主动选择并快速跨越技术吸收的“门槛”,最终从内部驱动技术扩散的加速和经济增长的收敛^[39]。因此,数字要素的投入有助于消除地区间的信息流动屏障、促进知识和技术的空间扩散,为落后地区实现经济追赶提供了机遇和途径^[40-41]。然而,在我国区域数字鸿沟尚未有效弥合的背景下,数字要素与实体产业的融合也表现出明显的城市偏向。近年来,我国新兴数字产业快速涌现,但数字产业高地和数字要素集聚区存在明显的城市分化^[12,42],大城市及区域中心城市在推进数实融合方面具有明显优势。数字要素还体现了以现代生产服务为内容的生产方式变革,这导致了其与先进制造业、现代生产性服务业的融合能力更强,而大城市在先进制造业、现代生产性服务业的发展上普遍占优^[43]。因此,数字要素的投入使用也可能降

低区域均衡发展的政策预期,加速城市经济增长分化。

基于此,提出竞争性假说 2a:数字要素的投入存在城市偏向,从而加剧城市经济增长的分化;假说 2b:数字要素的投入有助于破除市场分割、促进技术扩散,其空间效应将推动城市经济增长收敛。

二、研究设计

1. 模型设定

首先,为检验数字要素的投入对城市经济增长的影响,将数字要素纳入柯布-道格拉斯生产函数,建立式(1)的计量模型:

lnGDP_{i,t} = γ₁lnDigital_{i,t} + γ₂lnK_{i,t} + γ₃lnL_{i,t} + γ_c ∑ X_{i,t} + α₁ + μ_i + τ_t + ε_{i,t} (1)

式中:GDP_{i,t} 为城市 i 第 t 年的实际地区生产总值;Digital_{i,t}、K_{i,t}、L_{i,t} 分别为数字要素、资本和劳动力的投入;X_{i,t} 为控制变量;α₁ 为常数项;μ_i、τ_t 分别为个体固定效应和时间固定效应;ε_{i,t} 为随机误差项。本研究预期数字要素的回归系数 γ₁ 显著为正,表明数字要素的投入促进了城市经济增长。

其次,为检验数字要素的投入对城市经济增长收敛性的影响,参考郑江淮等的研究^[44],分别构造城市经济增长的绝对 β 收敛模型和条件 β 收敛模型:

Rate_{i,t+T} = β₁lnPGDP_{i,t} + β₂lnDigital_{i,t} + β₃lnDigital_{i,t} × lnPGDP_{i,t} + α₂ + μ_i + τ_t + ε_{i,t} (2)

Rate_{i,t+T} = β₁lnPGDP_{i,t} + β₂lnDigital_{i,t} + β₃lnDigital_{i,t} × lnPGDP_{i,t} + β_c ∑ Control_{i,t} + α₃ + μ_i + τ_t + ε_{i,t} (3)

式中:PGDP_{i,t} 为城市 i 第 t 年的人均实际 GDP;Rate_{i,t+T} 为城市 i 从第 t 年到第 t+T 年人均实际 GDP 的平均增长率,即 Rate_{i,t+T} = 1/T [ln(PGDP_{i,t+T}/PGDP_{i,t})]。考虑到经济具有周期性,首先选取 T=3 对人均实际 GDP 平均增长率进行计算,之后分别选取 T=1、2 开展稳健性检验。

式(2)为绝对 β 收敛模型,式(3)为纳入控制变量 Control_{i,t} 后的条件 β 收敛模型。若

lnPGDP_{i,t} 的回归系数 β₁ 显著为负,说明城市经济增长存在收敛趋势;反之则说明城市经济增长趋于分化。在此基础上,通过纳入数字要素投入 lnDigital_{i,t} 及其与人均实际 GDP 的交乘项 lnDigital_{i,t} × lnPGDP_{i,t},结合回归系数 β₂ 和 β₃ 来综合考查数字要素投入对城市经济增长收敛性的影响。

2. 数字要素的界定与测度

数字经济核心产业既是国民经济的重要组成部分,也承担着为其他行业提供数字要素的职能。国家统计局编制的《数字经济及其核心产业统计分类(2021)》将数字经济核心产业确定为:01-数字产品制造业、02-数字产品服务业、03-数字技术应用业、04-数字要素驱动业共 4 个大类。据此,将 4 类数字经济核心产业的产出界定为数字要素,并基于投入产出分析,将数字经济核心产业产出流向其他产业部门的份额视为其他产业部门对数字要素的投入。此外,根据数字要素的属性和特征差异,并参考许宪春等^[18,45-46]的研究,进一步将数字要素划分为数字基础硬件、数字技术及软件、数字化产品与服务 3 种类型。其中,数字基础硬件是指支撑产业数字化的计算机、电子设备等硬件和设施;数字技术及软件是指支撑产业数字化的电信服务、IT 软件等信息技术环境;数字化产品与服务是指具有知识载体性质的信息产品和数据产品及数字化的平台和媒介等。

具体的处理过程如下:一方面,数字基础硬件、数字技术及软件对应的国民经济行业相对清晰。根据国家统计局颁布的《数字经济及其核心产业统计分类(2021)》,将数字基础硬件对应到 01-数字产品制造业,并匹配到《国际标准行业分类》(ISIC)的 C26(计算机、电子和光学设备);将数字技术及软件对应到 03-数字技术应用业,并匹配到《国际标准行业分类》(ISIC)的 J61(电信)、J62&63(IT 及其他信息服务)。另一方面,数字化产品与服务对应的国民经济行业种类繁多,且需区分数字化成分和非数字化成分。首先,结合数据可得性,选取数字化产品与服务的两个集中领域“数字化媒体”“数字化交易”进行测算,其分别反映“互联网发行与出版,广播、电视、电影和录音制作业

等”及“互联网批发、互联网零售业和网上贸易代理等”两类数字经济活动,依次与 J58T60(出版、视听和广播活动)、G45T47(批发及零售贸易;修理机动车辆)相对应。其次,为提取 J58T60 和 G45T47 中的数字化成分,借鉴许宪春等的做法^[45],从国研网“新闻出版业行业数据库”中提取“音像制品、电子出版物、非出版物商品”的销售额占总销售额的比重,从《中国经济普查年鉴》中提取“互联网批发、互联网零售业和网上贸易代理”的主营业务收入占批发和零售业主营业务收入的比重,并分别与对应行业总产出相乘,得到 J58T60 和 G45T47 中的数字要素形成额。

针对数字经济活动的统计核算,现有文献主要沿着 3 条路径展开:对数字经济核心产业增加值的核算^[47-48]、对数字化资产的盘存^[18,46]、对数字要素投入强度的测度^[49-50]。受数据限制,增加值核算、数字化资产盘存尚无法在地级城市和行业层面进行分析。为此,借鉴戴翔等的思路^[50],测算各行业对数字基础硬件、数字技术及软件、数字化产品与服务的直接消耗系数,加总得到数字要素投入强度 $Digital_s$:

$$Digital_s^{hard} = \frac{Input_s^{C26}}{\sum_j Input_s^j}, Digital_s^{soft} = \frac{Input_s^{J61;J62\&63}}{\sum_j Input_s^j},$$
$$Digital_s^{platform} = \frac{Input_s^{J58T60;G45T47}}{\sum_j Input_s^j} \quad (4)$$
$$Digital_s = Digital_s^{hard} + Digital_s^{soft} + Digital_s^{platform} \quad (5)$$

式中: $Digital_s^{hard}$ 、 $Digital_s^{soft}$ 、 $Digital_s^{platform}$ 分别为产业部门 s 对数字基础硬件、数字技术及软件、数字化产品与服务的直接消耗系数; $Input_s^{C26}$ 为产业部门 C26 对产业部门 s 的中间投入; $\sum_j Input_s^j$ 为产业部门 s 的全部中间投入。借鉴现有文献的一般做法^[51],按照产业结构对直接消耗系数进行加权后加总至城市层面,以此作为各城市数字要素的衡量指标。

3. 其他变量的测度与数据来源

(1) 实际地区生产总值及人均 GDP 增长率

以 2000 年为基期构造 GDP 平减指数,对各地区当年地区生产总值进行平减处理得到实际地区生产总值。在此基础上,测算地区人均 GDP 增

长率。数据来源于《中国城市统计年鉴》。

(2) 地区资本存量及劳动力

劳动力采用城市总就业人数表示,参考张军等的做法^[52]对各地区的资本存量进行盘存,公式如下:

$$K_{i,t} = \delta K_{i,t-1} + I_{i,t} \quad (6)$$

式中: $K_{i,t}$ 为城市 i 在第 t 年的资本存量; $K_{i,t-1}$ 为上一期资本存量; $I_{i,t}$ 为本期固定资产形成额; $\delta=9.6\%$ 为资本折旧率。

综合数据的完整性与可获得性,选取 2000 年为基期,基期的资本存量用基期的固定资本形成额除以 10% 进行估计,同时利用固定资产投资价格指数对 $I_{i,t}$ 进行平减处理。数据来源于《中国城市统计年鉴》。

(3) 控制变量

参考现有文献^[53-54],选取以下控制变量:产业结构($Ins_{i,t}$),采用第三产业增加值与地区生产总值之比进行控制;人口密度($Pod_{i,t}$),人口密度大的城市可以通过集聚经济外部性对城市经济增长产生影响,采用地区常住人口与城市面积之比进行控制;政府干预程度($Goi_{i,t}$),政府干预会对市场自发调节能力产生影响,采用地方政府财政一般支出与地区生产总值的比值进行控制;金融发展水平($Fin_{i,t}$),金融市场可以为城市发展提供资金支持,同时影响资本要素的流向,采用地区年末金融机构存贷款余额与地区生产总值的比值进行控制。以上控制变量的数据主要来源于《中国城市统计年鉴》及各城市的统计年鉴和统计公报。

为缓解异方差和非线性问题,人口密度和非比例类变量取对数后纳入模型。对于少量缺失值,采用线性插值法补齐。主要变量的描述性统计结果如表 1 所示。

三、实证结果分析

1. 基准回归结果分析

表 2 列(1) 为未纳入数字要素的回归结果,列(2) 在列(1) 的基础上纳入了数字要素,两列模型均根据 Hausman 检验结果,同时控制了城市固定效应和年份固定效应,并纳入了控制变量。估计结果显示,数字要素的回归系数均在 1% 的显著性水平上为正,即数字要素的

表 1 变量描述性统计结果

变量	平均值	标准差	最小值	最大值	观测值
lnGDP	6.580 5	1.012 6	2.835 6	10.057 9	4 200
lnPGDP	9.934 0	0.733 2	7.489 1	12.645 1	4 200
Rate	0.096 2	0.059 6	-0.453 1	0.527 0	3 360
lnDigital	4.699 9	1.003 6	1.988 6	9.012 3	4 200
lnK	16.867 3	1.111 9	13.953 9	20.313 9	4 200
lnL	3.514 2	0.818 3	1.398 7	6.894 5	4 200
Ins	0.382 9	0.093 3	0.038 2	0.830 9	4 200
lnPod	5.734 2	0.917 3	1.373 7	7.886 7	4 200
Goi	0.165 1	0.093 7	0.040 5	1.936 4	4 200
Fin	2.121 1	1.040 3	0.508 1	12.569 0	4 200

表 2 数字要素对城市经济增长及收敛的回归结果

变量	(1) lnGDP	(2) lnGDP	(3) Rate	(4) Rate	(5) Rate	(6) Rate
lnPGDP			-0.202 1*** (0.010 8)	-0.213 7*** (0.013 2)	-0.114 9*** (0.017 3)	-0.121 3*** (0.020 7)
lnK	0.224 7*** (0.027 6)	0.228 6*** (0.027 5)		0.011 6 (0.010 4)		-0.001 1 (0.010 1)
lnL	0.069 0** (0.031 6)	0.005 1 (0.029 1)		-0.002 8 (0.012 5)		0.006 4 (0.010 7)
lnDigital		0.089 6*** (0.023 8)			0.235 9*** (0.032 4)	0.215 9*** (0.035 7)
lnDigital×lnPGDP					-0.022 7*** (0.003 4)	-0.021 2*** (0.003 7)
Constant	1.832 3*** (0.509 9)	1.629 7*** (0.512 3)	1.973 8*** (0.099 3)	1.775 1*** (0.238 7)	1.057 6*** (0.160 8)	0.969 2*** (0.275 3)
Control Variables	YES	YES	NO	YES	NO	YES
City FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Year FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Observations	4 200	4 200	3 360	3 360	3 360	3 360
R-squared	0.931 0	0.931 6	0.362 7	0.378 0	0.394 4	0.401 5
lnPGDP 边际效应			-0.202 1 [0.000]	-0.213 7 [0.000]	-0.220 0 [0.000]	-0.219 5 [0.000]
收敛速度			0.310 7	0.341 6	0.359 6	0.358 1

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%水平上显著；其中小括号内为稳健标准误，方括号内为 *P* 值。下同。

投入对城市经济增长产生了积极作用。在现有研究中,数字要素通常被视为劳动扩展性技术或资本扩展性技术,通过赋能劳动生产率提升或资本配置效率改善来推动经济增长^[6-7,55]。将数字要素纳入生产函数后,列(2)显示劳动力的回归系数值大幅度降低且不再显著,这主要是因为传统 C-D 函数中的 *L* 通常指劳动力的数量,但数字要素与高技能劳动力的互补性很强^[56-57],当进入生产函数,数字要素实际上放大了高技能劳动力的贡献而相对弱化了低技能劳动力的贡献。这也进一步说明在数据驱动型经济中,价值创造的核心已从劳动力的数量转向与数字要素紧密结合的劳动力的质量。此外,现有研究还指出数字要素的投入有助于推动传统生产方式的数字化变革和技术进步,

通过赋能全要素生产率提升推动城市经济增长^[20,58]。综上所述,列(2)的回归结果验证了数字要素的投入促进城市经济增长的积极作用,假说 1 得到证实。

表 2 的列(3)~(6)集中考察了城市经济增长的收敛性问题。作为参照,列(3)(4)未纳入数字要素,以各城市 *t* 年人均实际 GDP 的对数为解释变量,以各城市从 *t* 至 *t*+3 年的 3 年平均经济增长率为被解释变量。回归结果显示,无论是否加入控制变量,lnPGDP 的回归系数均在 1%的显著性水平上为负,表明期初人均实际 GDP 较低的城市具有较高的经济增长率,即城市经济增长呈现出绝对 β 收敛和条件 β 收敛的趋势,这一结论与相关学者的观点一致^[59-60]。作为对现有研究的拓展,列(5)(6)纳

入了数字要素 $\ln Digital$ 及其与人均实际 GDP 的交互项 $\ln Digital \times \ln PGDP$ 来分析数字要素的投入对城市经济增长收敛性的影响。回归结果表明:首先, $\ln PGDP$ 的回归系数依然显著为负,即纳入数字要素并未改变城市经济增长的收敛性趋势;其次, $\ln Digital$ 的回归系数显著为正,表明数字要素的投入有利于提升城市经济增长潜力,进一步印证了列(2)的观点;最后,交互项 $\ln Digital \times \ln PGDP$ 的回归系数均为负且通过了 1% 的显著性检验,意味着数字要素的投入加快了城市经济增长的收敛趋势。通过对收敛速度的测算发现,纳入数字要素及其与人均实际 GDP 交互项后,列(5)的绝对 β 收敛速度相较列(3)由 0.310 7 提升至 0.359 6,列(6)的条件 β 收敛速度相较列(4)由 0.341 6 提升至 0.358 1。数字要素的投入不仅未改变城市经济增长收敛的趋势,而且导致绝对 β 收敛速度和条件 β 收敛速度分别提高 15.74% 和 4.83%。

在理论层面,尽管数实融合的城市偏向可能会给大城市带来更大的经济发展优势,从而加剧城市经济增长的分化,但此次经验分析证实了数字要素的投入有助于缩小城市之间的经济增长差异,推动城市间经济增长的收敛,假说 2b 得到初步验证。结合现有研究,具体阐释如下:一方面,数字要素具有市场一体化程度高、跨区域流动壁垒弱的特征,有助于缓解市场分割并推动外围城市与中心城市、中小城市与大城市之间的市场一体化建设^[61];另一方面,数字要素的投入有助于消除地区间的信息流动屏障,促进知识和技术的空间扩散,为落后地区实现经济追赶提供机遇和途径^[62]。

2. 稳健性检验

(1) 工具变量法

经济发展水平越高的城市,其对数字要素的投入强度也可能更高,模型可能存在反向因果问题。此外,数字要素是一个相对宽泛的概念,尽管综合考虑了数字基础硬件、数字技术及软件、数字化产品与服务 3 种类型的数字要素,但仍可能存在测量误差。为尽可能缓解潜在的内生性问题,借鉴王岚等的思路^[63],选取 1984 年末每百人固定电话数量 $IV1$ 和城市到最近一

个沿海港口距离 $IV2$ 作为数字要素的工具变量,并将上述工具变量的交乘项作为数字要素与人均实际 GDP 的工具变量。关于工具变量的选取依据,一是固定电话是现代信息技术的前身,1984 年各城市的固定电话安装情况不会影响到当前我国城市的经济增长;二是数字经济以互联网技术为载体,沿海港口作为开放口岸,城市与港口城市的距离反映了其接受互联网前沿技术的暴露强度,而地理距离作为外生变量并不会对城市经济增长产生直接影响。由于以上截面工具变量不具有时变性,因此借鉴 Nunn 等的思路^[64],将其分别与上一年的全国互联网普及率相乘拓展为面板数据。

两阶段最小二乘法回归结果如表 3 所示。其中,列(1)(2)报告了第一阶段的回归结果,可知第一阶段 F 统计量大于经验值 10,表明所选工具变量与内生变量(数字要素、数字要素与人均 GDP 的交互项)之间存在较强的相关性,且不可识别检验结果强烈拒绝“工具变量不可识别”的原假设($p < 0.01$),进一步表明了工具变量与内生变量相关性显著。弱工具变量检验中, Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量大于 Stock-Yogo 弱识别检验在 10% 显著性水平上的临界值,表明不存在弱工具变量问题。最为关键的是,过度识别检验(Hansen J 检验)的 p 值为 0.537 2,远大于 0.1 的显著性水平,意味着无法拒绝“所有工具变量均为外生”的原假设。这些结果表明,工具变量都是合理且有效的。从列(3)可知,在解决潜在的内生性问题后,数字要素 $\ln Digital$ 的回归系数显著为正,数字要素与人均实际 GDP 的交互项 $\ln Digital \times \ln PGDP$ 的回归系数显著为负,说明数字要素的投入有助于推动城市经济增长收敛,验证了基准回归结果的稳健性。列(4)采用了对异方差和自相关更加有效的 GMM 估计方法,列(5)采用对弱工具变量不敏感的 LIML 估计方法,得到的结果均与 2SLS 估计结果高度一致。

(2) 事件分析法

考虑到数字要素的测度可能存在偏差,借助准自然实验法进行检验。参考蔡运坤等的做

表 3 工具变量法的回归结果

变量	first	first	second	GMM	LIML
	(1) $\ln Digital$	(2) $\ln Digital \times \ln PGDP$	(3) $Rate$	(4) $Rate$	(5) $Rate$
$\ln PGDP$			0.116 8 *** (0.032 8)	0.113 3 *** (0.032 0)	0.117 9 *** (0.032 9)
$\ln Digital$			0.645 5 *** (0.110 9)	0.631 6 *** (0.103 8)	0.647 2 *** (0.113 6)
$\ln Digital \times \ln PGDP$			-0.067 9 *** (0.006 7)	-0.066 7 *** (0.006 3)	-0.068 1 *** (0.006 8)
$IV1$	0.009 4 (0.009 7)	0.032 2 (0.123 7)			
$IV2$	-0.026 1 *** (0.002 9)	-0.308 2 *** (0.031 4)			
$IV1 \times \ln PGDP$	0.007 8 (0.015 5)	0.376 5 ** (0.188 3)			
$IV2 \times \ln PGDP$	-0.044 0 * (0.023 1)	0.318 1 (0.258 7)			
Kleibergen-Paap rk LM statistic			71.360 [0.000]	71.360 [0.000]	71.360 [0.000]
Kleibergen-Paap rk Wald F statistic			19.801 {7.56}	19.801 {7.56}	19.801 {4.72}
Hansen J statistic			1.243 [0.537 2]	1.243 [0.537 2]	1.239 [0.538 3]
Control Variables	YES	YES	YES	YES	YES
City FE	YES	YES	YES	YES	YES
Year FE	YES	YES	YES	YES	YES
Observations	2 688	2 688	2 688	2 688	2 688
Centered R^2			0.266 8	0.271 9	0.265 7
F 统计量及相伴概率	22.52 [0.000]	44.40 [0.000]			

注:大括号内数值为 Stock-Yogo 弱识别检验在 10%水平上的临界值。下同。

法^[65],采用“公共数据开放”政策^①作为外生政策冲击,运用双重差分模型(DID)开展稳健性检验。基于处理组和对照组的双重差分比较,能够有效缓解因遗漏变量和测量误差所导致的内生性问题,从而更准确地识别政策效应的净影响。选取“公共数据开放”这一外生政策作为准自然实验,其核心机制在于:该政策通过推动各城市建立统一的公共数据开放平台,直接加强了城市的数字基础设施供给水平^[65],这一过程不仅有助于弥合城市内部的信息鸿沟与区域发展差距^[2],更是为数字要素实现其经济价值创造了基础条件,即通过提供标准化、可机读、低成本的公共数据资源,显著降低了全社会的数据获

取与利用门槛。因此,公共数据开放政策实质上是为数字要素发挥关键生产要素功能、促进其与实体经济深度融合提供了重要的制度保障与平台支撑。在此意义上,以该政策作为数字要素投入的代理变量,能够较为有效地捕捉数字要素对城市经济增长的系统性影响。

基于此,建立如下多期 DID 模型:

$$Rate_{i,t+T} = \varphi_1 \ln PGDP_{i,t} + \varphi_2 DID_{i,t} + \varphi_3 DID_{i,t} \times \ln PGDP_{i,t} + \varphi_c \sum Control_{i,t} + \alpha_4 + \mu_i + \tau_t + \varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

式中: $DID_{i,t}$ 为政策处理变量,当城市 i 在第 t 年及以后上线公共数据开放平台,则当年及之后年份 $DID_{i,t}$ 赋值为 1,否则赋值为 0。其余变

① 是指 2024 年印发的《中共中央办公厅 国务院办公厅关于加快公共数据资源开发利用的意见》。

量含义同式(3)。

表4列(1)报告了多期双重差分法的回归结果:一方面,政策处理变量 $DID_{i,t}$ 的回归系数显著为正,说明“公共数据开放”政策能够有效促进城市经济增长率的提升;另一方面,政策处理变量与人均实际GDP的交互项 $DID_{i,t} \times \ln PGDP_{i,t}$ 的回归系数显著为负,表明相较未受政策干预的城市,“公共数据开放”政策加速了城市的经济增长收敛性,进而间接验证了基准回归结果的稳健性。

(3)调整经济周期

表2的基准回归以各城市从 t 至 $t+3$ 年的3年平均经济增长率(即 $T=3$)来烫平经济周期的影响。考虑到该处理方法可能会造成城市经济增长的某些具体特征被丢失,进而影响数字要素对城市经济增长收敛性的回归结果,因此表4列(2)(3)分别取 $T=1$ 和 $T=2$ 重新计算城市经济增长率。回归结果显示,数字要素与人均实际GDP交互项的回归系数依然都显著为负,验证了数字要素的投入有助于推动城市经济增长收敛的观点。

(4)控制高维固定效应

为进一步排除样本期内来自省份及随着省份和年份同时变化的不可观测因素的影响,在前文控制城市固定效应和时间固定效应的基础

上,进一步控制省份固定效应、省份与年份交互效应,回归结果如表4列(4)所示。在控制高维固定效应后,数字要素与人均实际GDP的交互项的回归系数符号与显著性相较于表2列(6)均未发生改变,验证了基准回归结果的稳健性。

(5)考虑内生偏误

在基准回归分析中,将数字要素与固定资产同时纳入生产函数。然而,数字要素中的数字基础硬件本身具备资本属性,二者在统计特征与经济功能上可能存在一定程度的重叠,若直接并列引入模型,因变量间的多重共线性或变量界定交叉可能会导致系数估计出现偏误。为检验这一潜在内生性问题对估计结果的影响,构建简化模型,将固定资产($\ln K$)变量剔除并重新进行回归。

表4列(5)的回归结果显示,在控制这一潜在偏误后,数字要素投入的估计系数仍保持在0.2153的水平,且统计上高度显著,与基准模型中的结果(0.2159)相比变化甚微,进一步验证了数字要素对城市经济增长的稳健促进作用。同时,数字要素与人均实际GDP交互项的系数依然显著为负,其数值也与基准回归结果基本一致,再次支持数字要素具有推动城市经济增长收敛的结论。以上结果表明,尽管“数

表4 稳健性检验

变量	(1) 外生政策冲击	(2) $T=1$	(3) $T=2$	(4) 控制高维固定效应	(5) 考虑内生偏误
$\ln PGDP$	-0.213 0*** (0.013 4)	-0.315 3*** (0.047 8)	-0.157 4*** (0.024 8)	-0.154 7*** (0.015 7)	-0.122 1*** (0.019 3)
$\ln Digital$		0.545 8*** (0.092 2)	0.282 5*** (0.050 4)	0.176 3*** (0.027 1)	0.215 3*** (0.034 5)
$\ln Digital \times \ln PGDP$		-0.055 1*** (0.009 8)	-0.028 4*** (0.005 3)	-0.017 3*** (0.002 6)	-0.021 2*** (0.003 5)
DID	0.482 7*** (0.134 0)				
$DID \times \ln PGDP$	-0.047 5*** (0.012 1)				
Constant	1.804 1*** (0.240 7)	1.436 0** (0.557 6)	0.938 7*** (0.352 2)	1.721 7*** (0.205 7)	0.958 5*** (0.269 3)
Control Variables	YES	YES	YES	YES	YES
City FE	YES	YES	YES	YES	YES
Year FE	YES	YES	YES	YES	YES
Province FE	NO	NO	NO	YES	NO
Province×Year	NO	NO	NO	YES	NO
Observations	3 360	3 920	3 640	3 300	3 360
R-squared	0.379 0	0.307 4	0.313 4	0.622 2	0.401 5

字基础硬件”与固定资产在理论上存在概念交叉,但在本研究的实证框架下,其可能引致的共线性问题并未对核心结论造成实质性干扰,进一步增强了研究结论的稳健性与可靠性。

四、机制检验:数字要素的空间效应

上述基准回归分析证实,数字要素的投入加速了城市经济增长的收敛趋势。针对其中的作用渠道,研究假说 2b 指出数字要素的投入有助于破除市场分割、促进技术扩散,其空间效应将推动城市经济增长收敛。

1. 数字要素投入的空间效应

借助空间计量分析方法,构建式(8)(9)所示的空间面板杜宾模型来检验数字要素投入的空间效应是否存在:

$$Rate_{i,t+T} = \rho W \times Rate_{i,t+T} + \varphi_1 \ln PGDP_{i,t} + \theta_1 W \ln PGDP_{i,t} + \varphi_2 \ln Digital_{i,t} + \theta_2 W \ln Digital_{i,t} + \varphi_3 \ln Digital_{i,t} \times \ln PGDP_{i,t} + \theta_3 W \ln Digital_{i,t} \times \ln PGDP_{i,t} + \varphi_c \sum Control_{i,t} + \theta_c \sum (W \times Control_{i,t}) + \alpha_5 + \mu_i + \tau_t + \varepsilon_{i,t} \quad (8)$$

$$\ln GDP_{i,t} = \rho W \ln GDP_{i,t} + \varphi_1 \ln Digital_{i,t} + \theta_1 W \ln Digital_{i,t} + \varphi_c \sum Control_{i,t} + \theta_c \sum (W \times Control_{i,t}) + \alpha_6 + \mu_i + \tau_t + \varepsilon_{i,t} \quad (9)$$

式中: ρ 为空间自相关系数; W 为经过标准化处理的空间地理距离矩阵; $\ln Digital_{i,t}$ 为本地区数字要素的投入; $W \ln Digital_{i,t}$ 为数字要素投入的空间滞后项;回归系数 θ_1 为邻近地区数字要素投入对本地区经济增长的影响。其余变量含义同式(3)。

表 5 报告了空间面板杜宾模型的回归结果。其中列(1)的被解释变量为人均实际 GDP 的平均增长率,列(2)的被解释变量为实际 GDP 的对数值。估计结果显示,本地数字要素的回归系数在 1%的水平上显著为正,进一步验证了假说 1,即数字要素投入有助于推动城市经济增长。同时,列(1)中数字要素与人均实际 GDP 交互项的空间滞后项 $W \ln Digital \times \ln PGDP$ 的系数显著为负,表明数字要素投入的空间效应显著推动了城市经济增长的收敛趋

表 5 空间计量回归与效应分解结果

变量	(1) Rate	(2) lnGDP
lnPGDP	-0.172 7 *** (0.010 3)	
WlnPGDP	0.861 0 *** (0.113 1)	
lnDigital	0.136 6 *** (0.017 9)	0.083 0 *** (0.015 0)
WlnDigital	0.488 2 ** (0.188 5)	0.270 3 (0.164 5)
lnDigital×lnPGDP	-0.012 9 *** (0.001 8)	
WlnDigital×lnPGDP	-0.031 3 * (0.018 5)	
rho	2.633 4 *** (0.041 5)	0.622 2 *** (0.080 9)
sigma2_e	0.001 4 *** (0.000 0)	0.014 3 *** (0.000 3)
Control Variables	YES	YES
City FE	YES	YES
Year FE	YES	YES
Observations	3 360	4 200
R-squared	0.206 5	0.889 8
Direct :lnDigital		0.086 4 *** (0.015 3)
Indirect :lnDigital		0.868 3 * (0.492 0)
Total :lnDigital		0.954 7 * (0.492 3)

势。值得注意的是,列(2)中空间滞后项的回归系数为正但不显著,这似乎表明数字要素投入不存在显著的空间效应。然而,现有研究指出:在分析空间效应时,解释变量对被解释变量的边际效用不能简单依据回归系数进行判断,更科学的做法是依据式(10)对解释变量的总效应进行分解^[66-68]。其中,右端矩阵主对角线上元素的均值表示直接效应,指本地区数字要素对本地区经济增长的影响;非主对角线上元素的均值表示间接效应,指邻近地区数字要素投入对本地区经济增长的影响。从列(2)的分解结果可知,数字要素投入对城市经济增长的直接效应(本地效应,含反馈效应)与间接效应(即空间效应)至少通过了 10%的显著性检验,且间接效应占总效应比例高达 90.95%。概括而言,数字要素投入不仅对本城市经济增长产生显著的直接促进效应,还通过空间溢出渠道对相邻城市产生了强劲的间接带动作用,且由

于其间接效应的贡献度远超直接效应,意味着数字要素在空间维度上具有较强的正向外部性,对周边地区经济增长的拉动作用甚至高于对本地的拉动。这种“溢出强于本地”的非对称空间效应结构,有效促进了资源与增长动能在地理范围内的再配置,从而在整体上引致本地与相邻城市间的经济发展差距逐步收敛。该发现从空间互动机制的角度进一步佐证了数字要素投入是推动城市间经济增长趋于收敛的重要力量,增强了核心结论的稳健性与解释力。

$$\begin{bmatrix} \frac{\partial Y}{\partial x_{ik}} \cdots \frac{\partial Y}{\partial x_{Nk}} \end{bmatrix} = [I - \rho W]^{-1} \begin{bmatrix} \varphi_k & w_{12}\theta_k & \cdots & w_{1N}\theta_k \\ w_{21}\theta_k & \varphi_k & \cdots & w_{2N}\theta_k \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ w_{N1}\theta_k & w_{N2}\theta_k & \cdots & \varphi_k \end{bmatrix}$$

(10)

2. 数字要素投入发挥空间效应的作用渠道

(1) 破除市场分割

数字要素高效流动及易于共享的特征增强了各地区获取信息的时效性并降低了跨区域信息获取的成本,有助于完善要素资源的市场化配置,促进劳动力、资本等传统生产要素跨区域流动,实现资源产品供需双方的精准匹配^[2,25]。因此,数字要素有助于破除市场分割,进而间接推动城市经济增长收敛。

现有研究通常基于一价定律,采用价格指数法测度地区的市场分割程度,但由于地级市层面分类商品价格指数缺失,因此拓展樊纲等构建的市场化指数^[69],以市场化指数间接反映各城市的市场分割程度。具体而言,一个地区

的市场化指数越高,代表其市场分割程度越低。在实证检验过程中,在城市经济增长收敛模型的基础上加入市场化指数 $\ln Market$ 和市场化指数与人均实际 GDP 的交互项 $\ln Market \times \ln PGDP$,以检验市场化指数对城市经济增长收敛的作用效果。考虑到潜在的内生性问题,通过构建动态空间杜宾模型,并以 1984 年末每百人固定电话数量和城市到最近一个沿海港口的距离作为数字要素投入的工具变量开展回归分析。表 6 列(1)的估计结果显示,数字要素投入的空间滞后项的回归系数在 1% 的显著性水平上为正,即相邻地区的数字要素投入有助于破除市场分割,促进本地区的市场一体化建设。进一步地,以 3 年平均经济增长率 $Rate$ 为被解释变量,列(2)报告了未加入控制变量的绝对 β 收敛回归结果,列(3)报告了进一步控制城市特征的条件 β 收敛回归结果,其均指向显著为正的 $\ln Market$ 回归系数及显著为负的 $\ln Market \times \ln PGDP$ 回归系数,即市场一体化建设不仅促进了城市经济增长,还加快了城市经济增长的收敛性。综上所述,假说 2b 中数字要素投入破除市场分割的作用渠道得到验证。

(2) 促进技术扩散渠道

数字要素的非排他性和非竞争性等特征能够加快数字技术与传统产业的融合渗透,推动技术在区域间的便捷传播,缩短技术扩散的时间^[70]。技术扩散所产生的技术联动效应能够重塑区域创新能力时空格局,并实现知识溢出与技术共享^[62],进而赋能区域协调发展。

表 6 数字要素投入破除市场分割的渠道检验

变量	(1) $\ln Market$	(2) $Rate$	(3) $Rate$
$L. \ln Market$	0.879 8 *** (0.002 0)		
$\ln Digital$	0.002 9 ** (0.001 4)	0.118 0 *** (0.040 2)	0.117 3 *** (0.041 5)
$W \ln Digital$	0.051 4 *** (0.004 8)		
$\ln PGDP$		-0.027 8 (0.017 6)	-0.028 2 (0.021 5)
$\ln Digital \times \ln PGDP$		-0.010 7 ** (0.004 4)	-0.011 2 *** (0.004 3)
$\ln Market$		0.624 6 *** (0.096 1)	0.600 1 *** (0.097 1)
$\ln Market \times \ln PGDP$		-0.072 5 *** (0.010 4)	-0.069 9 *** (0.010 6)
Constant	-0.099 5 *** (0.017 0)	0.358 2 ** (0.168 8)	0.243 3 (0.280 2)
Control Variables	YES	NO	YES
City FE	YES	YES	YES
Year FE	YES	YES	YES
Observations	3 920	3 360	3 360
Sargan test	263.624 [1.000 0]		
R-squared		0.424 4	0.427 9

表 7 列(1)采用专利授权量 $\ln Tech$ 来衡量城市的技术创新水平,并利用动态空间杜宾模型开展回归,估计结果显示数字要素投入的空间滞后项回归系数显著为正,表明相邻地区的数字要素投入促进了本地区的技术创新,即数字要素投入展现出显著的技术扩散效应。进一步地,以 3 年平均经济增长率 $Rate$ 为被解释变量,列(2)报告了未加入控制变量的绝对 β 收敛回归结果,列(3)报告了进一步控制城市特征的条件 β 收敛回归结果。从中可以看出,技术创新均在 1% 的显著性水平上为正,表明技术创新促进了城市经济增长。同时,技术创新与人均实际 GDP 的交互项均显著为负,即技术创新有助于推动城市经济增长收敛。综上所述,假说 2b 中数字要素投入促进技术扩散的作用渠道得到验证。

五、拓展性分析:数字要素异质性与俱乐部收敛特征

1. 数字要素的异质性

参考已有研究^[18,45-46],将数字要素划分为数字基础硬件、数字技术及软件、数字化产品与服务 3 种类型。3 类数字要素既相辅相成,也存在巨大差异。其中,数字基础硬件是指支撑产业数字化的计算机、电子设备等硬件和设施,数字技术及软件是指支撑产业数字化的电信服务、IT 软件等信息技术环境,数字化产品与服务

务是指数字化的平台和媒介及在平台上交易的数字化产品等。

表 8 列(1)~(3)区分了数字要素类型,回归结果显示,3 类数字要素与人均实际 GDP 交互项的回归系数均显著为负,证实数字基础硬件、数字技术及软件、数字化产品与服务都有利于推动城市经济增长收敛。但从收敛速度来看,数字化产品与服务、数字技术及软件的投入对城市经济增长收敛的作用大于数字基础硬件。究其原因,在信息化时代,以计算机、电子设备等硬件和设施为代表的数字基础硬件的应用较为普遍,随着数字技术与数字要素被广泛应用,数字基础硬件的固定资产属性日益显现。生产规模的扩大使数字基础硬件表现出更强的排他性约束,进而导致其难以在区域间自由流动,阻碍了知识溢出与技术共享。同时,数字基础硬件投入费用相对较高,高昂的使用成本不利于市场一体化水平的提升,因此,数字基础硬件所发挥出的空间效应较弱。相比之下,数字化产品与服务和数字技术及软件通常以数据的形式存储或以数据服务的方式呈现,易于传播并共享,有助于缩小欠发达地区与发达地区之间的数字鸿沟,促进区域协调发展。

2. 城市俱乐部收敛特征

考虑到我国区域经济发展和数字要素分布都具有显著的空间差异,进一步验证数字要素影响城市经济增长的俱乐部收敛特征。

表 7 数字要素投入促进技术扩散的渠道检验

变量	(1) $\ln Tech$	(2) $Rate$	(3) $Rate$
$L. \ln Tech$	0.733 6*** (0.003 4)		
$\ln Digital$	0.085 9*** (0.007 5)	0.080 8(0.056 7)	0.084 6(0.058 3)
$W\ln Digital$	1.436 0*** (0.034 6)		
$\ln PGDP$		-0.144 8*** (0.019 8)	-0.142 4*** (0.021 4)
$\ln Digital \times \ln PGDP$		-0.006 9(0.006 3)	-0.007 8(0.006 2)
$\ln Tech$		0.092 3*** (0.024 2)	0.083 5*** (0.025 8)
$\ln Tech \times \ln PGDP$		-0.008 7*** (0.002 6)	-0.007 8*** (0.002 7)
$Constant$	-5.724 4*** (0.130 8)	1.316 8*** (0.177 3)	1.248 6*** (0.281 9)
$Control\ Variables$	YES	NO	YES
$City\ FE$	YES	YES	YES
$Year\ FE$	YES	YES	YES
$Observations$	3 920	3 360	3 360
$Sargan\ test$	274.988[1.000 0]		
$R-squared$		0.404 4	0.409 2

表 8 数字要素异质性

变量	(1) 数字基础硬件	(2) 数字技术及软件	(3) 数字化产品与服务
lnPGDP	-0.139 9*** (0.018 3)	-0.155 8*** (0.017 7)	-0.237 0*** (0.010 3)
lnDigital	0.187 6*** (0.033 3)	0.217 2*** (0.037 3)	0.158 4*** (0.020 1)
lnDigital×lnPGDP	-0.019 6*** (0.003 4)	-0.017 7*** (0.003 7)	-0.016 5*** (0.001 6)
Constant	1.182 5*** (0.268 5)	1.202 3*** (0.252 3)	2.238 4*** (0.214 9)
Control Variables	YES	YES	YES
City FE	YES	YES	YES
Year FE	YES	YES	YES
Observations	3 360	3 360	3 360
R-squared	0.400 1	0.403 3	0.433 6
lnPGDP 边际效应	-0.218 2[0.000]	-0.223 2[0.000]	-0.231 3[0.000]
收敛速度	0.354 4	0.369 2	0.394 6

(1)依据地理区位划分城市俱乐部

划分东部、中部和西部城市俱乐部,回归结果如表 9 列(1)~(3)所示。研究发现,人均实际 GDP 的回归系数均显著为负,即东部、中部和西部城市都呈现出经济增长收敛趋势。然而,仅在东部城市样本中,数字要素与人均实际 GDP 交互项的回归系数显著为负,表明数字要素投入仅推动了东部城市的经济增长收敛,对于推动中部和西部城市经济增长收敛的作用不显著。造成这一现象的可能原因是东部城市的数字要素投入强度更高,这一观点可以从数字要素(lnDigital)的回归系数中得到印证:表 9 列(1)~(3)中数字要素的回归系数仅在东部城市样本中显著为正,即数字要素投入有利于推动东部城市经济增长,但对于推动中部和西

部城市经济增长的作用并不显著,自然也无法影响中部和西部城市经济增长的收敛性。概况而言,数字要素投入仅推动了东部城市的经济增长收敛。

(2)依据行政等级划分城市俱乐部

数字要素的供给与流通受政策影响较大,城市行政区划等级越高,数字经济发展的政策支撑越充分,数字要素越容易在该城市积聚。将直辖市、副省级城市和省会城市界定为中心城市,其余城市界定为外围城市,表 9 列(4)(5)的回归结果显示:数字要素与人均实际 GDP 交互项的回归系数均显著为负,表明数字要素投入对于推动中心城市经济增长收敛和外围城市经济增长收敛都发挥了积极作用。但从收敛速度上看,中心城市的收敛速度 0.452 2 要大于外围城

表 9 数字要素对不同俱乐部收敛性的影响效应

变量	(1) 东部	(2) 中部	(3) 西部	(4) 中心	(5) 外围	(6) 资源型	(7) 非资源型
lnPGDP	-0.088 8*** (0.033 6)	-0.203 0*** (0.026 4)	-0.195 7*** (0.030 8)	-0.103 9 (0.085 5)	-0.076 8*** (0.025 2)	-0.077 7** (0.035 9)	-0.147 2*** (0.025 3)
lnDigital	0.294 9*** (0.055 1)	0.039 5 (0.053 7)	0.083 8 (0.058 8)	0.205 5 (0.136 7)	0.314 5*** (0.043 3)	0.251 3*** (0.078 3)	0.178 9*** (0.041 0)
lnDigital×lnPGDP	-0.026 5*** (0.004 9)	-0.003 2 (0.005 7)	-0.007 6 (0.005 8)	-0.022 2* (0.011 8)	-0.031 4*** (0.004 6)	-0.025 5*** (0.008 2)	-0.018 9*** (0.004 0)
Constant	1.115 9** (0.480 3)	1.056 0** (0.446 4)	2.196 5*** (0.514 8)	1.215 7 (0.906 4)	0.580 1* (0.312 6)	-0.228 6 (0.497 5)	1.622 7*** (0.314 5)
Control Variables	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
City FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Year FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Observations	1 200	1 188	972	408	2 952	1 344	2 016
R-squared	0.424 6	0.599 5	0.358 0	0.634 2	0.404 9	0.477 3	0.399 0
lnPGDP 边际效应	-0.223 9 [0.000]	-0.217 1 [0.000]	-0.227 8 [0.000]	-0.247 5 [0.000]	-0.214 1 [0.000]	-0.187 0 [0.000]	-0.238 8 [0.000]
收敛速度	0.371 3	0.351 2	0.383 4	0.452 2	0.342 7	0.274 4	0.420 1

市的收敛速度 0.342 7。可能的原因在于:一方面,数字要素的跨区域流动壁垒弱,中心城市对数字要素具有“虹吸效应”,从而推动数字要素在中心城市富集;另一方面,数字要素与先进制造业、现代服务业等的融合能力更强,中心城市的产业体系更加现代化,从而使得数字要素赋能中心城市经济增长及其收敛趋势的作用更大。由此,数字要素推动了不同行政等级城市的俱乐部收敛,且推动了中心城市更快收敛。

(3) 依据资源禀赋划分城市俱乐部

城市资源禀赋的差异显著影响数字要素的投入强度,资源型城市的经济发展较依赖于资源开发,而非资源型城市则具有更大动力通过技术创新、产业转型等驱动经济发展,因此非资源型城市对数字要素的需求更强。根据国务院发布的《全国资源型城市可持续发展规划(2013—2020年)》,将样本城市划分为资源型与非资源型城市俱乐部。统计结果显示,非资源型城市数字要素投入强度平均值大约是资源型城市的 3.324 1 倍。表 9 列(6)(7)的回归结果还显示,数字要素投入虽然能够同时促进资源型城市和非资源型城市经济增长的俱乐部收敛,但两者的收敛速度存在较大差异,非资源型城市经济增长的收敛速度为 0.420 1,是资源型城市的 1.531 0 倍。综合可知,数字要素推动了资源型城市与非资源型城市的俱乐部收敛,且加速了非资源型城市更快收敛。

六、研究结论与政策建议

1. 研究结论

结合《数字经济及其核心产业统计分类(2021)》和投入产出分析方法对各城市的数实融合水平进行测度,实证分析数字要素投入对城市经济增长收敛性的影响及作用渠道。研究结论如下:第一,数字要素的投入在促进城市经济增长的同时也显著推动了城市经济增长绝对 β 收敛和条件 β 收敛,这一结论在缓解内生性问题 and 多重稳健性检验下依然高度稳健。这意味着,数字要素与实体产业的融合有利于缩小城市间的经济增长差异,从而改善区域经济发展不平衡的状态。第二,机制检验证实数字要素的投入有助于破除市场分割,促进技术扩散,

是数字要素发挥空间效应进而推动城市经济增长收敛的两个重要渠道。第三,区分不同数字要素类型,拓展性分析还发现数字化产品与服务、数字技术及软件的投入对城市经济增长收敛的作用大于数字基础硬件。第四,考虑到我国区域经济发展和数字要素分布都具有显著的空间差异,经验分析发现数字要素投入给不同地理区位、不同行政等级、不同资源禀赋城市的俱乐部收敛带来异质性冲击,具体表现为显著推动了东部城市经济增长的俱乐部收敛,且加速了中心城市和非资源型城市的更快收敛,但对于推动中部和西部城市经济增长的俱乐部收敛作用并不显著。

2. 政策建议

第一,完善数据共享与治理体系,筑牢数字要素价值充分释放的基础,扩大城市经济增长空间。政府部门应积极推进数字基础设施建设,完善数据共享与治理体系,为数字要素发挥其红利效应营造良好环境:一方面,建立国家、地方及企业数据共享平台,完善公共数据资源利用体系,并鼓励跨区域、跨部门、跨企业数字要素共享,促使不同领域之间的数据资源整合;另一方面,完善数据安全监管的法律法规,明确数字要素流通规则与制度,打造多层次、多维度的数据治理体系,确保数字要素高质量流通与供给,充分发挥数字要素的价值。

第二,多措并举弥合数字鸿沟,打造区域数字化协同发展格局,稳步推进共同富裕。目前,我国区域数字鸿沟尚未有效弥合,仍需从基础设施建设、数字人才培养等方面完善政策措施。要实施差异化的区域数字要素发展战略,重点破解中西部地区的收敛瓶颈:针对东部地区,政策重点应转向深化应用和创新,如支持数字要素的跨行业融合、鼓励发展数据驱动的商业模式创新,以强化其领先优势并产生更强的空间溢出效应;针对中西部地区,当务之急是夯实基础、补齐短板。国家层面应加大对数字基础设施的投入,并通过专项转移支付和人才培养计划提升其数字要素的获取能力和转化能力,这旨在为数字要素发挥收敛效应创造必要的先决条件,而非直接套用东部地区的成熟模式。总之,政府部门要根据地方不同的经济发展结构

与阶段,制定差异化的数字化转型模式,深入推进区域数字化协同发展。

第三,构建数字要素高质量供给体系,破解数字要素流通的区域壁垒,激发数字要素的空间效应。为充分激发数字要素的空间效应,各地区需要制定统一的数据标准,进一步完善数据交易模式,增强高质量数字要素供给能力。同时,鼓励建立跨区域数字合作联盟,引导东部发达城市与中西部城市在智慧城市、数字政府、产业链数字化等领域开展数字协作,通过“飞地经济”、数字园区共建等方式,将东部的技术、人才和数字应用经验与中西部的产业场景和资源相结合。在国家级数据交易所建设中,增设面向中西部地区数据产品的专项推介和交易通道,降低其数字要素参与全国流通的门槛,借助东部成熟的市场体系激活西部数据价值。此外,搭建跨区域数字要素共享平台,积极探索建立合规高效的数字流通体系,实现数字要素在不同区域之间的互联互通,为传统产业数字化转型提供有力支撑。与此同时,加大对数字技术研发的支持力度,促进数字技术与传统产业的深度融合,充分释放数字要素应用潜力。

参考文献:

[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[M]. 北京:人民出版社,2025:13.

[2] 方锦程,刘颖,高昊宇,等. 公共数据开放能否促进区域协调发展? ——来自政府数据平台上线的准自然实验[J]. 管理世界, 2023, 39(9): 124-142.

[3] 杨彦宁. 数字基础设施建设与城市经济差距:基于健康和教育的视角[J]. 求索,2024(1):77-84.

[4] 白永秀,李嘉雯,王泽润. 数据要素:特征、作用机理与高质量发展[J]. 电子政务,2022(6):23-36.

[5] 冯永琦,林凰锋. 数据要素赋能新质生产力:理论逻辑与实践路径[J]. 经济学家,2024(5):15-24.

[6] 赵建国,花瑞鸿. 数字政府建设何以赋能新质生产力发展? ——基于数据要素利用视角[J]. 现代经济探讨,2025(8):1-13.

[7] 吴建军,王晓峰,黄帆. 数字技术创新如何影响中国城市经济韧性——基于有调节的中介效应模型[J]. 湖南科技大学学报(社会科学版),2025, 28(3): 105-115.

[8] 《数字经济促进共同富裕实施方案》印发[N]. 人民日报,2024-01-05(02).

[9] 黄林秀,郝坚. 数字经济、创新差距和中心-外围城市经济差距——基于新经济地理的视角[J]. 改革,2024(3):113-126.

[10] 谢康,廖雪华,肖静华. 效率与公平不完全相悖:信息化与工业化融合视角[J]. 经济研究,2021, 56(2):190-205.

[11] 国务院印发“十四五”数字经济发展规划的通知[EB/OL]. [2021-12-12]. <https://www.gov.cn/zhengce/content/2022-01/12/content-5662817.htm>.

[12] 文宏,王晟. 互构式演进:城市数字化转型的持续进阶及内在机理[J]. 南通大学学报(社会科学版),2025,41(6):53-64.

[13] 王谦,付晓东. 数据要素赋能经济增长机制探究[J]. 上海经济研究,2021(4):55-66.

[14] WU S X, WANG P P, SUN B D. Can the Internet narrow regional economic disparities? [J]. Regional Studies, 2021, 56(2): 324-337.

[15] 习明明,梁晴,傅钰. 数字经济对城市经济增长的影响研究[J]. 当代财经,2022(9):15-27.

[16] 张杰,白铠瑞,毕钰. 互联网基础设施、创新驱动与中国区域不平衡——从宏观到微观的证据链[J]. 数量经济技术经济研究,2023,40(1):46-65.

[17] 曾亿武,孙文策,李丽莉,等. 数字鸿沟新坐标:智慧城市建设对城乡收入差距的影响[J]. 中国农村观察,2022(3):165-184.

[18] 许宪春,张钟文,胡亚茹. 数据资产统计与核算问题研究[J]. 管理世界,2022,38(2):16-30.

[19] CONG L W, XIE D X, ZHANG L T. Knowledge accumulation, privacy, and growth in a data economy[J]. arXiv:2109.10028V1.

[20] 杨俊,李小明,黄守军. 大数据、技术进步与经济增长——大数据作为生产要素的一个内生增长理论[J]. 经济研究,2022,57(4):103-119.

[21] 张千,佟家栋. 数字要素及其对中国经济增长的贡献——来自中国人工智能专利的证据[J]. 南开经济研究,2024(10):169-189.

[22] 李三希,李嘉琦,刘小鲁. 数据要素市场高质量发展的内涵特征与推进路径[J]. 改革,2023(5):29-40.

[23] 李海舰,赵丽. 数据成为生产要素:特征、机制与价值形态演进[J]. 上海经济研究,2021(8):48-59.

[24] JONES C I, TONETTI C. Nonrivalry and the economics of data[J]. American Economic Review, 2020, 110(9): 2819-2858.

[25] 蔡跃洲,马文君. 数据要素对高质量发展影响与数据流动制约[J]. 数量经济技术经济研究, 2021,38(3):64-83.

[26] 张明,路先锋,吴雨桐. 数据要素经济学:特征、确

- 权、定价与交易[J]. 经济学家, 2024(4): 35-44.
- [27] 武宵旭, 任保平. 数字经济背景下要素资源配置机制重塑的路径与政策调整[J]. 经济体制改革, 2022(2): 5-10.
- [28] 蔡思航, 翁翕. 一个数据要素的经济学新理论框架[J]. 财经问题研究, 2024(5): 33-48.
- [29] 于柳箐, 高煜. 数据要素如何驱动制造业生产率提升[J]. 财经科学, 2024(1): 76-90.
- [30] 张虎, 张毅. 数字经济如何影响中国产业链现代化: 理论依据与经验事实[J]. 经济管理, 2023, 45(7): 5-21.
- [31] KUHN P, MANSOUR H. Is internet job search still ineffective? [J]. The Economic Journal, 2014, 124(December): 1213-1233.
- [32] BORLAND J, COELLI M. Are robots taking our jobs? [J]. Australian Economic Review, 2017, 50(4): 377-397.
- [33] 胡拥军, 关乐宁. 数字经济的就业创造效应与就业替代效应探究[J]. 改革, 2022(4): 42-54.
- [34] 王如玉, 梁琦, 李广乾. 虚拟集聚: 新一代信息技术与实体经济深度融合的空间组织新形态[J]. 管理世界, 2018, 34(2): 13-21.
- [35] 岳书敬, 董迪妮, 赖晓冰. 数字创新如何影响城市经济差距——“数字鸿沟”还是“数字红利”[J]. 财经科学, 2023(9): 76-88.
- [36] LIANG S, TAN Q M. Can the digital economy accelerates China's export technology upgrading? Based on the perspective of export technology complexity[J]. Technological Forecasting & Social Change, 2024, 199: 123052.
- [37] 唐建军, 龚教伟, 宋清华. 数字普惠金融与农业全要素生产率——基于要素流动与技术扩散的视角[J]. 中国农村经济, 2022(7): 81-102.
- [38] 郭家堂, 骆品亮. 互联网对中国全要素生产率有促进作用吗? [J]. 管理世界, 2016(10): 34-49.
- [39] 徐舒, 左萌, 姜凌. 技术扩散、内生技术转化与中国经济波动——一个动态随机一般均衡模型[J]. 管理世界, 2011(3): 22-31.
- [40] JUNG J, LÓPEZ-BAZO E. On the regional impact of broadband on productivity: the case of Brazil[J]. Telecommunications Policy, 2020, 44(1): 101826.
- [41] 高远东, 裴馨. 数字基础设施建设对地区经济差距的影响——基于“宽带中国”战略的准自然实验[J]. 财经问题研究, 2023(8): 116-129.
- [42] 卞元超, 吴利华, 白俊红. 高铁开通、要素流动与区域经济差距[J]. 财贸经济, 2018, 39(6): 147-161.
- [43] ECKERT F, GANAPATI S, WALSH C. Urban-biased growth: a macroeconomic analysis [R]. Working Paper 30515. <http://www.nber.org/papers/w30515>.
- [44] 郑江淮, 陈喆, 冉征. 创新集群的“中心—外围结构”: 技术互补与经济增长收敛性研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2023, 40(1): 66-86.
- [45] 许宪春, 张美慧. 中国数字经济规模测算研究——基于国际比较的视角[J]. 中国工业经济, 2020(5): 23-41.
- [46] 陈梦根, 张鑫. 数字经济要素投入核算框架及应用研究[J]. 统计研究, 2022, 39(8): 3-20.
- [47] 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.
- [48] 鲜祖德, 王天琪. 中国数字经济核心产业规模测算与预测[J]. 统计研究, 2022, 39(1): 4-14.
- [49] CALVINO F, CRISCUOLO C, MARCOLIN L, et al. A taxonomy of digital intensive sectors [J]. OECD Science, Technology and Industry Working Papers, 2018(14): 3-48.
- [50] 戴翔, 杨双至. 数字赋能、数字投入来源与制造业绿色化转型[J]. 中国工业经济, 2022(9): 83-101.
- [51] XU B, LU J Y. Foreign direct investment, processing trade, and the sophistication of China's exports[J]. China Economic Review, 2009(20): 425-439.
- [52] 张军, 吴桂英, 张吉鹏. 中国省际物质资本存量估算: 1952—2000[J]. 经济研究, 2004(10): 35-44.
- [53] 孔令丞, 柴泽阳. 省级开发区升格改善了城市经济效率吗? ——来自异质性开发区的准实验证据[J]. 管理世界, 2021, 37(1): 60-75.
- [54] 丁任重, 李溪铭. 省级自贸区试点政策对城市经济增长的空间效应[J]. 经济地理, 2024, 44(2): 21-30.
- [55] LORDAN G, NEUMARK D. People versus machines: the impact of minimum wages on automatable jobs [J]. Labour Economics, 2018(52): 40-53.
- [56] 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.
- [57] GRAETZ G, MICHAELS G. Robots at work [J]. The Review of Economics and Statistics, 2018, 100(5): 753-768.
- [58] PAN W R, XIE T, WANG Z W, et al. Digital economy: an innovation driver for total factor productivity [J]. Journal of Business Research, 2022(139): 303-311.
- [59] 陈丰龙, 王美昌, 徐康宁. 中国区域经济协调发展的演变特征: 空间收敛的视角[J]. 财贸经济,

2018,39(7):128-143.

[60] 邵秀燕,陈思华. 数字经济发展是否促进了中国区域经济增长收敛? [J]. 南京社会科学,2022(8):37-46.

[61] 陈伟光,裴丹,钟列炀. 数字经济助推全国统一大市场建设的理论逻辑、治理难题与应对策略[J]. 改革,2022(12):44-56.

[62] 张林忆,黄志高. 技术、空间与生态:数字经济赋能新质生产力的逻辑探析[J]. 经济学家,2024(8):35-44.

[63] 王岚,程志宙. 服务业数字投入、本土市场规模与国内分工深化——兼论产业链外部风险[J]. 经济学动态,2024(4):49-69.

[64] NUNN N, QIAN N. US food aid and civil conflict [J]. American Economic Review, 2014, 104(6): 1630-1666.

[65] 蔡运坤,周京奎,袁旺平. 数据要素共享与城市创

业活力——来自公共数据开放的经验证据[J]. 数量经济技术经济研究,2024,41(8):5-25.

[66] ELHORST J P. Dynamic spatial panels: models, methods, and inferences[J]. Journal of Geographical Systems, 2012(14): 5-28.

[67] 杨慧梅,江璐. 数字经济、空间效应与全要素生产率[J]. 统计研究,2021,38(4):3-15.

[68] 邵帅,范美婷,杨莉莉. 经济结构调整、绿色技术进步与中国低碳转型发展——基于总体技术前沿和空间溢出效应视角的经验考察[J]. 管理世界,2022,38(2):46-69.

[69] 樊纲,王小鲁,张立文,等. 中国各地区市场化相对进程报告[J]. 经济研究,2003(3):9-18.

[70] 钞小静,王宸威,王灿. 数字经济推动经济高质量发展的理论机制与实现路径[J]. 经济纵横,2024(3):108-117.

Digital Factors, Spatial Effects, and Convergence of Urban Economic Growth / Guo Jin, Zhang Yue, Cheng Chunlin (School of Business, Nanjing Normal University)

Abstract: Digital factors, as a new type of production factor, are permeating various industrial sectors rapidly. They provide powerful momentum for urban economic growth and profoundly reshape the spatial structure of economic development, thereby playing a significant role in promoting coordinated regional development and narrowing the development gaps between urban and rural areas as well as among cities. Drawing on the Statistical Classification of the Digital Economy and Its Core Industries (2021) and employing input-output analysis, this paper measures the integration of the digital and real economy in various cities, aiming to examine the impact of digital factor inputs on the convergence of urban economic growth and its underlying mechanisms. The findings reveal that digital factor investment generates a notable spatial spillover effect, effectively promoting convergence in urban economic growth. It raises the speed of absolute convergence and conditional convergence by 15.74% and 4.83%, respectively, and exerts heterogeneous influences on club convergence in cities with different geographical locations, administrative tiers, and resource endowments. Mechanism tests confirm that digital factors produce spatial effects primarily through two channels: (1) breaking down regional barriers and administrative monopolies, thereby mitigating market segmentation and facilitating the freer flow and optimal allocation of production factors across broader areas; (2) accelerating the cross-regional dissemination and diffusion of advanced technologies, thereby lowering the costs of technology acquisition and application and fostering the sharing of innovation outcomes among cities. Further analysis distinguishing types of digital factors shows that inputs in digital products and services, digital technologies, and software contribute more to urban economic growth convergence than investments in digital infrastructure hardware. This paper addresses the efficiency and equity issues in the development of the digital economy from an urban system perspective and offers policy insights into leveraging the spatial effects of digital factor inputs to promote balanced regional development.

Key words: digital factors; economic growth; β convergence; club convergence; spatial effect; integration of the digital and real economy