

数字经济、资源配置效率与城市高质量发展

丁松 李若瑾¹

【摘要】基于中国 2011—2019 年 211 个地级市的面板数据，本文探讨了数字化转型对城市高质量发展的潜在影响、作用机制和空间溢出效应。研究表明：（1）区域数字化能促进该城市高质量发展，但对邻近城市高质量发展并未表现出显著的空间溢出效应。（2）异质性分析发现，在区域数字化层面，数字经济对低渗透融合率城市高质量发展的促进作用低于中高水平地区；在高质量发展层面，只有中等水平的城市，数字经济才对地区高质量发展表现出促进作用。（3）作用机制分析表明，数字经济通过改善物质资本配置效率驱动城市高质量发展，但由于服务业扩张的“鲍莫尔病”现象，虽然数字经济改善了人力资本配置效率，却不能提升城市高质量发展水平。

【关键词】高质量发展 数字经济 资源配置效率 空间溢出效应

一、引言

我国政府在《“十四五”规划》中提出建设数字中国和经济社会高质量发展的目标，并指出高质量发展是以满足人民日益增长的美好生活需要为根本目标的高效率、可持续发展，必须秉持创新、协调、绿色、开放、共享五大发展理念（李金昌等，2019；张军扩等，2019）。然而，经济社会发展受到环境、资源等多重因素制约，市场不完全竞争和政府干预导致有限的物质资源和人力资本在各地区存在不同程度的错配和扭曲，引起生产效率的损失和经济结构的失衡，抑制经济高质量发展（龚六堂和林东杰，2020；牛欢和严成樑，2021）。随着经济活动的数字化转型加快，数字经济成为新时代经济发展的重要驱动力（Yuan et al., 2021；谢康等，2020）。2020 年我国数字经济规模达 39.2 万亿元，占 GDP 的 38.6%。按可比口径计算，较上年同比名义增长 9.7%，远高于同期 3% 的 GDP 增速。¹在 2020 年初，由于新冠肺炎疫情的影响，我国实体经济受到冲击，同时也加速了经济体系数字化转型的进程、扩大了数字化转型的范围，我国经济的线上化、数字化、智能化趋势进一步强化。数字经济持续高速增长，由此催生出一系列新业态、新技术和新经济发展模式，能够打破传统时空的限制，为资金、人才等关键生产要素的自由流动和跨界配置提供契机。我国正处在转变发展方式、优化经济结构、转换增长动力的攻关期，提高要素配置效率是提高生产率、促进经济社会高质量发展的重要驱动力。“破除制约高质量发展、高品质生活的体制机制障碍，强化有利于提高资源配置效率、有利于调动全社会积极性的重大改革开放举措”是“十四五”时期经济社会发展必须遵循的原则。²此外，生产要素流动和数字经济发展存在显著的空间关联特征（李慧泉和简兆权，2022），城市作为要素流动的区域对象，能够在更加细微的尺度上反映经济发展的时空演化规律。随着数字经济的发展，其释放的红利效应能否通过改善要素配置效率驱动城市高质量发展？数字经济对于城市高质量发展的影响又有何空间规律？对上述问题的探讨，有利于挖掘数字化转型的经济效益，释放数字经济对城市高质量发展的驱动力，对于我国未来的经济社会发展具有重要的战略意义。

自党的十九大提出推动高质量发展以来，众多学者对于高质量发展的内涵及测度进行了探讨和研究。对于高质量发展内涵的理解主要有以下两种视角：一是从解决当前社会的主要矛盾出发，提出高质量发展是以满足人民日益增长的美好生活需要为目标的高效率、包容性和可持续的发展（张军扩等，2019）；二是基于五大发展理念界定高质量发展的内涵（李金昌等，2019；刘志彪和凌永辉，2020）。在理解高质量发展内涵的基础上，对于高质量发展水平的测度方法主要包括指标体系评估法和效率测度法。其一，赵涛等（2020）、滕磊和马德功（2020）、李金昌等（2019）分别构建了高质量发展多维评价体系，采用熵权法或主

¹作者简介：丁松，浙江财经大学经济学院副教授、浙江省“八八战略”研究院研究员；李若瑾，浙江财经大学经济学院硕士研究生。（杭州 310018）

基金项目：浙江省哲学社会科学规划重点课题“数字经济驱动城市高质量发展的动力机制、溢出效应及实现路径研究”（22NDJC023Z）；浙江省软科学研究计划项目“高质量发展背景下浙江省战略性新兴产业可持续发展评估与预警研究”（2021C35068）

成分分析法测度地区高质量发展水平。以上研究关于指标选取和指标数量均存在较大差异，主观性较强，并且指标较多可能造成指标间重叠性较大而影响指标实际权重，指标过少又不能反映高质量发展的多维特性，导致测算结果与实际水平产生偏离。其二，由于质量因素最终要体现在生产效率上（金碚，2018），因而全要素生产率的提升是推动高质量发展的核心源泉。一部分学者采用数据包络分析法（DEA），从效率测度的视角来衡量高质量发展水平（陈红蕾和覃伟芳，2014；范建双等，2018；王慧艳等，2019），DEA 在测度效率时能够最大化经济产出等期望产出而最小化环境污染等非期望产出（Song et al., 2019），能够有效测度区域高质量发展。

现有关于数字经济驱动高质量发展作用路径的研究主要集中于创新创业、产业结构和生产效率等多个方面。谢康等（2020）通过企业问卷调查数据实证研究发现：企业具备大数据分析能力会对创新绩效产生直接影响，当数据进一步与知识和管理相结合时能够释放更多潜在价值。赵涛等（2020）发现创业激励是数字经济释放高质量发展红利的重要机制。方湖柳等（2022）研究发现数字经济能够显著促进长三角城市的产业结构升级，资源配置效率的改善和创新绩效提高是重要渠道。Azam et al. (2021) 实证研究发现 ICT 贸易能够刺激经济增长，提高能源利用效率，同时降低碳排放。此外，学者们还发现数字经济促进高质量发展可能存在空间溢出效应，但囿于研究样本和研究方法，得到的结论也不尽相同。例如赵涛等（2020）研究发现数字经济能够通过空间溢出效应促进邻近地区高质量发展，而张英浩等（2022）实证检验发现数字经济对邻近地区高质量发展没有显著影响，存在数字隔离效应。徐向龙和侯经川（2020）利用中国省级数据开展实证研究，结果表明数字经济发展对邻近地区的非发明创新绩效具有显著的负向影响，但对发明创新绩效的影响不显著。

以上研究为探索数字经济驱动城市高质量发展的影响提供了丰富而深刻的见解，但仍然存在以下不足：其一，高质量发展是一个方兴未艾的概念，目前学术界对于地区高质量发展水平的测度多采用指标体系评估法，由于对指标的选取存在较大主观性，容易导致指标冗杂而影响指标实际权重，或由于变量遗漏不能度量高质量发展的多维特性，导致测算结果产生偏差。其二，现有研究对于数字经济驱动城市高质量发展的作用机制缺乏系统性的分析，且主要集中于某一层面，包括产业结构、企业创新、创业激励等。关于数字经济对要素配置效率的影响作用研究较少，而提高要素配置效率对于城市高质量发展具有重要的促进作用。其三，目前仅有少量研究关注城市高质量发展的空间溢出效应，并且尚未得到统一结论，缺乏在微观尺度下对数字经济空间溢出效应的细致讨论。

本文的贡献主要体现在以下三方面：第一，本文基于“创新、协调、绿色、开放、共享”五大发展理念构造高质量发展多维指标体系，利用考虑非期望产出的超效率 SBM 模型对城市高质量发展效率进行测度。第二，本文从资源配置效率的角度探讨数字经济驱动城市高质量发展的动力机制，在空间计量框架下验证中介效应的存在性。第三，本文基于城市面板数据，构造 K 近邻、地理距离和经济地理距离空间权重矩阵，利用空间面板计量模型在城市层面充分考察数字经济的空间溢出效应。

二、理论假设和实证策略

（一）理论假设

数字化进程对经济增长的影响呈现出类似“干中学”的特点。即随着经济增长和资本的积累，资本的边际生产效率提高。该理论直观的经济意义是：数字经济的发展将促使数据和信息技术（ICT）资本的持续投入和积累，带来生产技术和数据处理技术的双重创新，进而提高资本的边际生产效率，促进经济增长和地区高质量发展（徐翔和赵墨非，2020）。微观层面，企业数字化转型有助于重塑企业价值链，形成数字化和智能化供应链，促进企业经济绩效的提升（邵婧婷，2019）；中观层面，区域数字化发展能够激励产业创新，依赖先发优势和网络外部性带动区域规模经济（李慧泉和简兆权，2022）；宏观层面，数字经济通过改善资源配置效率和全要素生产率，以及数据作为生产要素为经济注入新的活力，从而推动高质量发展（荆文君和孙宝文，2019）。

因此，提出假设 1：数字经济水平的提高会在整体上促进城市高质量发展。

产业数字化和数字化产业能够通过高效的信息传递突破地理距离的限制，增强地区间经济活动关联的深度和广度。根据新经济地理学理论，地理邻近性和空间差异性地区间产业协作、发展以及创新的决定性因素，溢出效应对地方经济的协同发展具有重要影响（张英浩等，2022）。随着地区之间经济联动性的不断增加，不同地区间的交互效应逐渐显现，城市高质量发展效率呈现出空间关联特征。同时，数字经济以现代信息网络作为重要载体，以数字化的知识和信息作为关键生产要素的特性，以及其本身所具有的渗透性、融合性和协同性特征，使其能够突破地理距离的限制，超越空间和区域的束缚，实现跨地区的分工与合作，产生空间溢出效应（杨慧梅和江璐，2021）。

因此，提出假设 2：数字经济对城市高质量发展的驱动作用具有空间溢出效应。

数字经济的发展能够有效改善物质资本和人力资本配置效率。数据要素提升经济运行效率最核心的作用机制就是利用数据存储的有价值信息，提高各生产要素之间的协同性，改善资源配置效率（蔡跃洲和马文君，2021）。在就业和收入分配等既定的情况下，市场供求关系主要由消费者的期望效用和选择偏好、厂商的期望效用等决定。随着数字经济的发展，大数据的指数级增长态势会囊括包括价格波动和供求关系在内的所有市场信息，通过数据分类和挖掘，能够使厂商更加了解消费者的选择偏好，同时对消费者进行个性化产品推荐。由此可知，数字经济的资源配置机制仍是以市场供求关系和价格波动为基础的，但其减弱了价格和供求关系对市场资源配置机制的主导作用。此外，数字经济能够整合线下的闲散物品或服务，使更多人参与到生产活动中，以较低的价格提供产品和服务。大数据对线上线下资源的整合能够使交易物品的所有权和使用权完全分离，弱化交易物品的财产所有权，提高生产要素的流通性，优化资源配置效率。Acemoglu & Restrepo (2018) 研究发现，互联网和数字化技术通过减少劳动者在时间与空间方面的壁垒、丰富劳动者的就业和择业选择，改善了劳动力资本的配置效率。

因此，提出假设 3：数字经济能够通过改善资源配置效率促进地区高质量发展。

（二）实证策略

为检验上述假设，首先建立双向固定效应基准回归模型：

$$Hqd_{it} = \beta_0 + \beta_1 Dige_{it} + \sum \beta_c \cdot control_{it} + \varphi_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式（1）中， Hqd_{it} 为城市 i 在时期 t 的高质量发展效率， $Dige_{it}$ 为城市 i 在时期 t 的数字经济水平， $control_{it}$ 代表一系列城市层面的控制变量， φ_i 控制城市固定效应， δ_t 代表年份固定效应， ε_{it} 表示随机扰动项。

为进一步讨论数字经济对城市高质量发展的空间溢出效应，本文建立如下的空间滞后模型（SLM）、空间误差模型（SEM）和空间杜宾模型（SDM）：

$$Hqd_{it} = \rho W Hqd_{it} + \varphi_1 Dige_{it} + \sum \varphi_c \cdot control_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$\begin{aligned} Hqd_{it} &= \varphi_1 Dige_{it} + \sum \varphi_c \cdot control_{it} + \varepsilon_{it} \\ \varepsilon_{it} &= \zeta W \varepsilon_{it} + \mu_{it}, \quad \varepsilon_{it} \sim N[0, \sigma^2 I] \end{aligned} \quad (3)$$

$$\begin{aligned} Hqd_{it} &= \rho W Hqd_{it} + \varphi_1 Dige_{it} + \sum \varphi_c \cdot control_{it} + \theta_1 W Dige_{it} \\ &\quad + \sum \theta_c W control_{it} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (4)$$

其中 ρ 为空间自回归系数, ζ 为空间误差系数, ε_{it} 是随机扰动项。W 为空间权重矩阵, 本文构造 K 近邻矩阵 (K=4)、地理距离矩阵和经济地理距离嵌套矩阵用于空间计量分析。

(三) 变量测度与说明

1. 被解释变量

城市高质量发展水平 (Hqd)。虽然基于指标体系的熵权法或主成分分析法被学界广泛用于测度高质量发展水平, 但在选取指标时存在较大的主观性, 容易陷入指标冗余或遗漏等问题, 无法有效量化高质量发展的多维特性。因此, 一些学者综合考虑经济社会活动中的期望产出和非期望产出, 利用 DEA 方法测度高质量发展水平, 指标选择相对固定且能够兼顾对生产效率的考察 (滕磊和马德功, 2020; Ge et al., 2020)。考虑到数据的完整性及可获得性, 本文基于“创新、协调、绿色、开放、共享”五大发展理念构造高质量发展多维指标体系, 采用超效率 SBM 模型对城市高质量发展效率进行测算, 具体投入产出指标如下:

(1) 投入变量: 在参考相关文献的基础上 (刘志彪和凌永辉, 2020; 赵涛等, 2020), 综合考虑物质资本、人力资本及能源消费量。根据地级市数据的可得性, 以全社会从业人员衡量人力资本投入, 包括年末单位从业人员数、城镇私营和个体从业人员数; 以用电总量衡量能源消费量。物质资本投入借鉴刘常青等对地级及以上城市资本存量的测度方法 (刘常青等, 2017)。由于基期资本存量的估算是以基期固定资产投资总额为基础, 若选取较近的年份作为基期会导致基期和后续年份资本存量的严重低估。为尽可能准确估算各地区资本存量, 考虑数据的完整性和可得性, 利用 2000—2019 年数据, 设定固定资产投资的平均建设期为 3 年, 以 2002 年作为基期。计算折旧率时, 参考《国有企业固定资产分类折旧年限表》, 设定建筑安装工程和机器设备的折旧年限分别为 38 年和 16 年, 净残值率为 5%。由此计算出两类资本品的折旧率分别为 7.6% 和 17.1%。随后, 在省级层面, 根据两类资本品的历年比重加权得到综合折旧率 δ 。

基期资本存量的推算的公式为:

$$K_0 = I_0 \left[1 + \frac{1-\delta}{1+g} + \left(\frac{1-\delta}{1+g} \right)^2 + \dots \right] = I_0 \left(\frac{1-\delta}{1+g} \right) \quad (5)$$

其中 g 是各地级市近 8 年不变价固定资产投资平均年增长率, 后续的资本存量按永续盘存法计算:

$$K_t = (1-\delta)K_{t-1} + \bar{I}_t \quad (6)$$

(2) 期望产出: 从创新、协调、开放、共享等层面进行考察。以北京大学国家发展研究院测度的中国创新创业区域指数反映城市创新水平, 该指数包含新建企业进入、外来投资笔数、创业私募股权投资数、发明专利授权数目、使用新型专利公开数目、外观专利公开数目和商标权授权数目 7 个子维度。以实际 GDP 和医院卫生院床位数衡量地区物质水平与社会保障的协调发展。以进出口贸易总额占 GDP 比重反映地区开放水平, 其中进出口总额按各年平均汇率换算为人民币。共享层面以农村居民人均可支配收入和城镇居民人均可支配收入的比值来测度, 由于中国社会是典型的城乡二元经济结构, 所以城乡收入差距可以在 75% 的水平上解释中国社会的收入差距 (Ge et al., 2020)。

(3) 非期望产出: 以地区工业二氧化硫排放量、工业废水排放量和工业烟 (粉) 尘排放量反映地区的绿色发展水平。

2. 核心解释变量

数字经济水平 (Dige): 借鉴相关研究 (周青等, 2020), 从数字化装备、数字化建设、数字化应用和数字化金融四个维度构建指标体系, 采用熵权法测度地区数字化水平。以百人中移动电话用户数、百人中国际互联网用户数、信息传输、计算机服务和软件业从业人员数与就业总人数的比值、北京大学和蚂蚁金服共同编制的数字普惠金融指数分别衡量以上 4 个子维度 (郭峰等, 2020)。

3. 内生性与工具变量

参考赵涛等 (2020) 的研究, 采用各城市历史邮电数据作为数字经济水平的工具变量。考虑到 1995 年是中国互联网的商业元年, 且互联网的兴起是以传统通信技术为基础的延续发展。因此, 本文采用 1995 年城市固定电话用户数作为数字经济的工具变量。由于该工具变量为横截面数据, 无法直接用于面板计量分析, 引入一个时变变量, 以上年百人中移动互联网用户数分别与 1995 年百人中固定电话用户数的交乘项作为城市数字经济水平的面板工具变量, 将其记为 IV。该面板工具变量满足相关性和排他性约束。一方面, 数字经济的发展依赖于城市互联网技术的应用与普及, 而传统通信技术是互联网发展的基础, 因此, 该工具变量满足相关性约束; 另一方面, 随着互联网和移动通信设备的兴起和发展, 传统邮电设施对经济社会发展的影响逐渐式微。因此, 该工具变量满足排他性约束。

4. 中介变量

此外, 为探讨数字经济驱动城市高质量发展的资源配置机制, 借鉴陈永伟和胡伟民的研究 (陈永伟和胡伟民, 2011), 对城市物质资本错配指数 $Kmis$ 和人力资本错配指数 $Lmis$ 分别进行衡量, 用于反映地区资源错配程度。由于资源错配存在资源配置不足 ($Kmis$ 或 $Lmis > 0$) 和配置过度 ($Kmis$ 或 $Lmis < 0$) 两种情况, 为保持回归方向一致, 本文对资源错配指数进行绝对值处理, 即资源错配指数越大, 说明资源错配状况越严重。

5. 控制变量

为了有效估计数字经济对城市高质量发展的影响效应, 本文参考相关研究 (滕磊和马德功, 2020; 杨慧梅和江璐, 2021), 尽可能控制对城市高质量发展有潜在影响的变量。这些变量具体如下: 对外开放程度 (Open), 以进出口总额占 GDP 比重来衡量, 其中进出口总额以各年平均汇率换算成人民币; 人均 GDP ($\ln PGDP$), 回归中取对数处理; 产业结构高级化 (Inds), 使用第三产业与第二产业增加值之比衡量; 科技创新 (Innov), 以北京大学国家发展研究院测度的中国创新创业区域指数衡量; 人均资本存量 ($\ln PCS$), 以上文中测算的人均资本存量衡量, 回归时取对数处理; 城镇登记失业率 (Uer), 以城镇登记失业人数与年末就业人数和城镇登记失业人数之和之比计算; 城乡收入差距 (Equity), 以农村居民人均纯收入与城镇居民人均可支配收入之比衡量; 政府干预程度 (Gov), 采用地方财政一般预算支出占 GDP 的比重来刻画; 金融发展水平 (Finance), 以年末机构存贷款余额与 GDP 比值衡量。

6. 研究样本和数据来源

研究样本为 2011—2019 年全国 211 个地级市的平衡面板数据, 相关变量数据来源于《中国城市统计年鉴》、各地级市统计年鉴、国民经济和社会发展统计公报、Wind 数据库和 EPS 数据库。各变量的描述性统计如表 1 所示。

三、数字经济驱动城市高质量发展的实证结果

(一) 数字经济对城市高质量发展的影响

由于样本数据为面板数据, 为避免截面相关、组间异方差和组内自相关等问题, 本文选取 Driscoll-Kraay 标准误和最高两

阶的自相关进行修正。该方法将误差结构设定为异方差和特定阶数自回归，当时间维度逐步增大时标准误对一般形式的截面相关和时间相关具有稳健性。总体效应的回归结果如表 2 所示。列 1 的基准回归结果显示：在所有样本范围内，数字经济 Dige 的系数在 5%水平下显著为正，表明数字经济水平的提高能够显著促进城市高质量发展效率，这与赵涛等（2020）的实证结果一致，假设 1 得到验证。

表 1 变量描述性统计分析

变量类别	变量名称	变量符号	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	高质量发展	Hqd	0.780	0.409	0.015	4.666
核心解释变量	数字经济	Dige	0.163	0.095	0.028	0.765
控制变量	对外开放程度	Open	0.177	0.270	0.000	2.374
	人均 GDP	lnPGDP	9.318	0.657	7.750	12.623
	产业结构	Inds	0.955	0.494	0.175	4.946
	科技创新指数	Innov	52.898	28.599	1.365	99.659
	人均资本存量	lnPCS	11.407	0.712	9.291	13.181
	城镇登记失业率	Uer	0.026	0.019	0.001	0.410
	城乡收入差距	Equity	0.439	0.084	0.216	0.772
	政府干预程度	Gov	0.324	0.447	0.007	5.036
	金融发展水平	Finance	5.056	9.285	0.040	114.975
中介变量	物质资本错配指数	Kmis	0.299	0.417	0.001	8.461
	人力资本错配指数	Lmis	0.366	0.563	0.000	16.068

表 2 基准回归结果

估计方法	FE（Driscoll-Kraay 标准误和最高两阶的自相关修正）	SYS-GMM	2SLS	
被解释变量	Hqd	Hqd	Dige	Hqd

Dige	0.283** (0.084)	0.260** (0.097)	0.234** (0.075)			0.340** (0.044)		
L. Dige				0.356*** (0.094)	0.296** (0.101)			
L. Hqd		0.241*** (0.045)				0.293*** (0.069)		
IV							0.0001*** (0.000)	1.457*** (0.553)
InPD			-0.066 (0.042)		-0.1061 (0.076)			
Center			0.009 (0.009)		0.015 (0.011)			
不可识别检验 (Kleibergen-Paap rk LM statistic)							58.020 (p-val.=0.000)	
弱工具变量检验 (Cragg-Donald Wald F statistic)							312.260 (F(10%)=16.38)	
弱工具变量检验 (Kleibergen-Paap rk Wald F statistic)							86.062 (F(10%)=16.38)	
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	1899	1899	1688	1688	1688	1688	1688	1688
R ²	0.658	0.676	0.658	0.656	0.657		0.635	0.243
AR(1)-p 值						0.000		
AR(2)-p 值						0.648		
Hansen-p 值						0.452		

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的显著性水平下通过检验，括号内为标准误，下表同。

（二）内生性和稳健性检验

考虑到内生性和遗漏变量问题，本文做了如下工作：（1）为排除城市高质量发展的时间惯性带来的效率增长，将城市高质量发展效率滞后一期（L.Hqd）加入控制变量；（2）将城市人口密度（取对数处理，记为 lnPD）和是否是省会城市（Center）加入控制变量，考察人口和政策偏向因素对城市高质量发展的影响；（3）将数字经济水平滞后一期（L.Dige）作为核心解释变量以克服双向因果问题；（4）采用系统 GMM 方法对基准模型进行估计；（5）以上年百人中移动互联网用户数分别与 1995 年百人中固定电话用户数的交乘项作为城市数字经济水平的面板工具变量，采用 2SLS 方法对模型进行再估计。

表 2 的回归结果显示：采用以上回归策略，数字经济对城市高质量发展效率的促进作用依然在 5%的水平下显著，进一步证明了数字经济正向驱动城市高质量发展这一结果的稳健性。其中，系统 GMM 估计的过度识别检验 Hansen 统计量不显著，证明了工具变量的有效性；且 AR(2) 接受原假设，表明扰动项无自相关，模型设定和估计方法合理。此外，本文所选取的工具变量在不可识别检验中在 1%的显著性水平上拒绝了“工具变量识别不足”的原假设；在两种弱工具变量检验中，统计量值均大于 Stock-Yogo 弱识别检验 10%水平上的临界值（16.38），拒绝了“工具变量与内生解释变量弱相关”的原假设，证明了该工具变量的合理性。

（三）异质性分析

从数字化发展的维度看³，在数字经济水平较低的地区，数字技术对实体经济的渗透融合程度较小，数字化对城市高质量发展没有显著影响，而在数字经济中高水平地区均表现出显著的促进作用。Schumpeter 提出创新需要并产生市场租金，成功的创新具有暂时的排他性（Schumpeter, 1934）。依赖于数字化基础设施、大数据和云平台等的建设，数字经济排他性的基础是先发优势、网络外部性、技术壁垒和品牌声誉。并且网络外部性为价格歧视以及更复杂的价格竞争策略提供了可能，能够加强在位者优势，使得低数字化水平的城市未能达到规模经济或享受数字化的经济效益。在数字经济达到中等水平的地区，得益于数字化引致的数据处理技术和生产技术的两重创新，传统行业尤其是制造业的要素配置效率和技术效率显著提升，使得城市高质量发展水平得到明显改善。在高数字化水平地区，数字经济对城市高质量发展的驱动作用仍然显著，但与中等水平地区 Dige 的回归系数相比明显降低，可能有以下两方面的原因：其一，由于数字化与高质量发展之间可能存在双向因果关系，即在高质量发展水平较高的城市，往往倾向于寻求创新和产业优化路径，数字化程度也较高，因此该系数估计值可能存在向下偏误。其二，数字化的网络外部性和非竞争性能够带来规模经济效益并降低创新成本，会引发用户规模的正反馈效应，对于区域创新绩效也存在边际递增的效应（徐向龙和侯经川，2020）。因此，在高数字化水平的城市，数字经济对城市高质量发展可能将产生更高的潜在边际效益。

在高质量发展维度，只有在中等水平的城市，数字经济才对区域高质量发展表现出显著的促进作用。究其原因可能是：在低水平地区，生产过程中的资本错配严重且地区产业结构较为固定，而低水平的数字化程度对资本配置效率的改善作用有限，地区经济增长很大程度上依赖于对外贸易和有限的技术创新。在高水平城市，地区创新水平和资本配置效率较高，高质量发展水平的提升空间较小。而在中等水平地区，城市高质量发展水平的提升空间较大，且数字化的规模经济效应显现，网络外部性和集聚效应进一步推进了地区经济增长、产业结构升级和资源的有效配置，赋能城市高质量发展。

（四）城市高质量发展的空间溢出效应分析

在运用空间计量模型之前，要检验城市高质量发展（Hqd）是否存在空间相关性，本文采用全局 Moran' sI 指数检验 Hqd 在三种空间权重矩阵下的空间自相关性。4 结果显示：三种空间权重矩阵下 Moran' sI 统计量均为正且大部分年份显著，表明城市高质量发展存在显著正向的空间自相关关系。关于空间计量模型的选择，根据 LR 检验和 Hausman 检验选择 SDM 固定效应模型，

根据 LM 检验判断是否存在空间误差或空间滞后，利用 Wald 检验和 LR 检验判断 SDM 能否简化为 SLM 或 SEM。综合检验结果，在三种空间权重矩阵下，均选择时空双向固定效应 SDM 模型作为基准回归，同时报告 SLM 模型和 SEM 模型的回归结果所示。

根据 SDM 模型的估计结果，城市高质量发展水平的空间自回归系数 ρ 在三种空间权重矩阵下均显著为正，且数字经济水平的空间交互系数在地理距离空间权重矩阵下显著为正，说明城市间不仅存在内生的高质量发展交互效应，还存在外生的数字经济交互效应。由于 SDM 的估计结果依赖于足够大的样本量，本文同时采用了 SEM 和 SLM 模型检验城市高质量发展的空间溢出效应。SEM 模型的空间误差系数 ζ 在三种空间权重矩阵下均显著为正，说明没有被纳入回归方程的外部因素或某些随机扰动存在空间交互效应；SLM 模型的空间自回归系数 ρ 在三种空间权重矩阵下均显著为正，也证明了城市高质量发展空间交互效应的存在。

由于空间交互项的回归系数不能直接用以分析空间溢出效应，本文基于 SDM 模型回归结果，使用偏微分方法进一步将数字经济对城市高质量发展的影响效应分解为直接效应、间接效应和总效应，分解结果表明：在研究样本内，三种空间权重矩阵下数字经济对邻近城市高质量发展水平均未表现出显著影响，假设 2 不成立。这一结果验证了张英浩等（2022）提出的数字隔离效应，即数字经济的发展和数字技术对实体经济的渗透融合只对本地地区的经济社会发展产生了积极的促进作用，未能带动邻近地区的高质量发展。由于数字经济的发展高度依赖于信息基础设施的建设，有一定的进入门槛，且不同城市的经济社会发展存在阶段性和异质性，会阻碍数字经济的空间溢出效应发挥作用。

四、数字经济驱动城市高质量发展的作用机制分析

（一）作用机制分析

数字经济驱动城市高质量发展的机制检验回归结果。根据回归系数显著性可以判定，数字经济通过改善资源配置效率进而影响城市高质量发展的中介效应成立。具体而言，数字经济发展对物质资本和人力资本配置效率均有显著的改善作用，并且数字经济能够通过改善物质资本配置效率从而促进城市高质量发展。但在现阶段人力资本错配而非有效配置能够促进地区高质量发展。该结果与假设 3 并不一致，可能有以下几方面的原因。

第一，人力资本错配的重要原因是服务业扩张的“鲍莫尔病”现象。根据研究样本测算结果，东部地区的城市人力资本水平整体表现为配置不足，而中西部地区多数城市人力资本配置过度，这与解晋的测算结果一致（解晋，2019）。造成人力资本分布不均衡的重要原因是经济增长中的“鲍莫尔病”现象，可以概括为一个“效率-结构-速度”的因果链条，价格机制是关键传导机制。服务业部门相对制造业部门具有较低的劳动生产率，而较低的生产率则导致了服务成本和价格上升；在低生产率、缺乏价格弹性与富有需求弹性的共同作用下，服务业部门的产值份额和就业份额持续扩张。此外，研究样本内物质资本整体表现为配置过度，制造业的资本深化还会引起产业内部以资本替代劳动，导致该产业就业比重下降。

第二，服务业扩张能够促进地区的绿色发展。根据李翔等的研究，服务业产值份额的提升对经济增速的影响，经历了从“结构红利”向“鲍莫尔病”的转变，从 20 世纪 90 年代中后期到世纪之交，第三产业份额提升已经表现出结构与速度间负相关的“成本病”现象（李翔等，2016）。但考虑到地区的绿色发展，服务业的扩张对地区生态效率具有显著的改善作用，进而促进城市高质量发展在“绿色”维度的提升。

第三，数字化有望提高服务业生产率，克服“鲍莫尔病”。本文将人力资本错配指数的平方项（ $Lmis^{[2]}$ ）加入了回归方程，结果显示人力资本错配指数对城市高质量发展呈现“倒 U 型”的非线性影响。在研究样本内，尽管数字化通过改善人力资本配置效率这一路径对城市高质量发展整体表现出抑制作用，但长期来看，以产业互联网为主要形态的通用数字技术对三二一产业的逐步渗透，有望推动服务业生产率的增长，改善导致部门生产率差异的技术结构，而克服“鲍莫尔病”的关键正是在于提高停滞部门的劳动生产率与全要素生产率。

（二）考虑空间溢出效应的作用机制检验

由于要素跨区流动具有空间溢出特征，本节将采用固定效应空间杜宾模型，将中介变量的空间溢出效应纳入计量模型，进一步验证数字经济驱动城市高质量发展的作用机制。在空间互动状态下，资源和劳动力的跨区流动以及地区间创新资源竞争的加剧，使得地区间的物质资本和人力资本配置效率显现出空间交互效应。

由中介变量的全局 Moran' sI 检验结果可知，物质资本错配指数的 Moran' sI 统计量均通过了 5% 的显著性检验，人力资本错配指数的 Moran' sI 值也在大部分年份显著，说明研究样本内城市的资源配置整体表现出显著的空间交互效应，适合采用空间计量模型进行实证检验。数字经济对城市高质量发展通过物质资本和人力资本配置效率的传导机制与固定效应回归结果一致。数字经济发展对物质资本和人力资本配置效率均有显著的改善作用，数字经济能够通过改善物质资本配置效率进而促进地区高质量发展。对于人力资本配置效率，数字经济的发展对其也表现出显著的改善作用，但在现阶段人力资本错配而非有效配置能够促进地区高质量发展。

五、研究结论与政策建议

本文在充分梳理既有文献关于数字经济对城市高质量发展不同维度影响作用的研究基础上，通过理论分析提出了数字经济对于城市高质量发展总体效应以及影响机制的研究假设，基于 2011—2019 年中国 211 个地级市的面板数据进行实证检验。研究发现：（1）数字经济对城市高质量发展效率的提升具有显著的促进作用，但并非等同。数字经济层面，由于数字化创新的排他性和在位者优势，数字经济发展对低渗透融合率城市高质量发展的促进作用较小，而在中高数字化水平地区，得益于“创造性破坏”的机会和规模经济效益，数字经济对城市高质量发展的正向驱动作用显著；高质量发展水平层面，只有中等水平的城市，数字经济才对地区高质量发展具有显著的促进作用。（2）数字经济对邻近城市高质量发展水平未表现出显著的空间溢出效应。（3）数字经济能够通过改善物质资本配置效率，进而驱动城市高质量发展。该中介效应在考虑城市高质量发展和中介变量的空间交互效应时仍然成立。对于人力资本配置效率，数字经济的发展对其表现出显著的改善作用，但由于服务业的“鲍莫尔病”现象，现阶段人力资本错配更加有利于地区高质量发展。而从长期来看，人力资本错配指数对城市高质量发展呈现“倒 U 型”影响。

基于上述结论，本文提出如下政策建议。第一，加快新型数字基础设施建设，发挥数字经济的普惠性。加大投入资金，推动无线网络、云计算、宽带、云储存等信息网络基础设施的普及和推广，加大对劳动者数字素养的培训，赋能数字经济对高质量发展的空间溢出效应。第二，由于数字经济对不同地区高质量发展的影响表现出异质性作用，预示着应该因地制宜推行差异化的数字经济战略，聚焦地区特色产业，充分发挥比较优势。重点推动数字技术低渗透率地区新型数字基础设施和数据平台的建设与升级，释放数字经济助推包容性增长的红利。第三，推进生产要素的自由流动，优化物质资本、人力资本、数据资本的配置效率。数字产业化有助于改善物质和人力资本配置效率，同时应避免“数字鸿沟”对资源配置产生的消极影响。因此，需要统筹布局各地区的数字化平台、大数据交易中心，并通过大数据加工和处理技术将生产经营等活动与互联网进行融合，降低交易市场的信息不对称问题，从而提高要素配置效率。

参考文献：

- [1]. 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》，《数量经济技术经济研究》2021 年第 3 期。
- [2]. 陈红蕾、覃伟芳：《中国经济的包容性增长：基于包容性全要素生产率视角的解释》，《中国工业经济》2014 年第 1 期。
- [3]. 陈永伟、胡伟民：《价格扭曲、要素错配和效率损失：理论和应用》，《经济学（季刊）》2011 年第 4 期。
- [4]. 范建双、虞晓芬、周琳：《城镇化、城乡差距与中国经济的包容性增长》，《数量经济技术经济研究》2018 年第 4 期。

-
- [5]. 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》，《浙江社会科学》2022 年第 4 期。
- [6]. 龚六堂、林东杰：《资源配置效率与经济高质量发展》，《北京大学学报（哲学社会科学版）》2020 年第 6 期。
- [7]. 郭峰、王靖一、王芳、孔涛、张勋、程志云：《测度中国数字普惠金融发展：指数编制与空间特征》，《经济学（季刊）》2020 年第 4 期。
- [8]. 解晋：《中国分省人力资本错配研究》，《中国人口科学》2019 年第 6 期。
- [9]. 金碚：《关于“高质量发展”的经济学研究》，《中国工业经济》2018 年第 4 期。
- [10]. 荆文君、孙宝文：《数字经济促进经济高质量发展：一个理论分析框架》，《经济学家》2019 年第 2 期。
- [11]. 李慧泉、简兆权：《数字经济发展对技术企业的资源配置效应研究》，《科学学研究》2022 年网络首发（DOI:10.16192/j.cnki.1003-2053.20220302.004）。
- [12]. 李金昌、史龙梅、徐蔼婷：《高质量发展评价指标体系探讨》，《统计研究》2019 年第 1 期。
- [13]. 李翔、刘刚、王蒙：《第三产业份额提升是结构红利还是成本病》，《统计研究》2016 年第 7 期。
- [14]. 刘常青、李磊、卫平：《中国地级及以上城市资本存量测度》，《城市问题》2017 年第 10 期。
- [15]. 刘志彪、凌永辉：《结构转换、全要素生产率与高质量发展》，《管理世界》2020 年第 7 期。
- [16]. 牛欢、严成樑：《环境税收、资源配置与经济高质量发展》，《世界经济》2021 年第 9 期。
- [17]. 邵婧婷：《数字化、智能化技术对企业价值链的重塑研究》，《经济纵横》2019 年第 9 期。
- [18]. 滕磊、马德功：《数字金融能够促进高质量发展吗？》，《统计研究》2020 年第 11 期。
- [19]. 王慧艳、李新运、徐银良：《科技创新驱动我国经济高质量发展绩效评价及影响因素研究》，《经济学家》2019 年第 11 期。
- [20]. 谢康、夏正豪、肖静华：《大数据成为现实生产要素的企业实现机制：产品创新视角》，《中国工业经济》2020 年第 5 期。
- [21]. 徐翔、赵墨非：《数据资本与经济增长路径》，《经济研究》2020 年第 10 期。
- [22]. 徐向龙、侯经川：《电子商务发展、私营制造业集聚与区域创新效率》，《科技管理研究》2020 年第 22 期。
- [23]. 杨慧梅、江璐：《数字经济、空间效应与全要素生产率》，《统计研究》2021 年第 4 期。
- [24]. 张军扩、侯永志、刘培林、何建武、卓贤：《高质量发展的目标要求和战略路径》，《管理世界》2019 年第 7 期。

-
- [25].张英浩、汪明峰、刘婷婷：《数字经济对中国经济高质量发展的空间效应与影响路径》，《地理研究》2022年第7期。
- [26].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》，《管理世界》2020年第10期。
- [27].周青、王燕灵、杨伟：《数字化水平对创新绩效影响的实证研究——基于浙江省73个县(区、市)的面板数据》，《科研管理》2020年第7期。
- [28].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.
- [29].Azam A., Rafiq M., Shafique M. & Jya D.An empirical analysis of the non-linear effects of natural gas, nuclear energy, renewable energy and ICT-Trade in leading CO2emitter countries:Policy towards CO2 mitigation and economic sustainability[J].Journal of Environmental Management, 2021, 286:112232.
- [30].Ge T., Qiu W., Li J. & Hao X.The impact of environmental regulation efficiency loss on inclusive growth: Evidence from China[J].Journal of Environmental Management, 2020, 268:110700.
- [31].Schumpeter J.A.The theory of economics development[J].Journal of Political Economy, 1934, 1(2):170~172.
- [32].Song M., Fisher R. & Kwoh Y.Technological challenges of green innovation and sustainable resource management with large scale data[J].Technological Forecasting and Social Change, 2019, 144:361~368.
- [33].Yuan S., Musibau H.O., Gen S.Y., Shaheen R. & Tan Z.Digitalization of economy is the key factor behind fourth industrial revolution:How G7 countries are overcoming with the financing issues?[J].Technological Forecasting and Social Change, 2021, 165:120533.

注释：

1 资料来源：中国信通院，网址：<http://www.caict.ac.cn/>。

2 资料来源：《中华人民共和国国民经济和社会发展第十四个五年规划和2035年远景目标纲要》，网址：http://www.gov.cn/xinwen/2021-03/13/content_5592681.htm。

3 本文从数字技术基础优势和经济社会发展特征两个角度出发，根据数字经济水平和高质量发展水平，分别将研究样本按照三分位法划分为低中高三类，以考察数字经济对城市高质量发展的异质性影响。

4 Moran' s I 和有关空间计量模型选择的检验结果不再列示，备索。