



# 数字化对区域创新的影响研究

姚战琪 夏杰长

〔摘要〕提高创新效率对提升区域竞争力具有重要意义，数字经济能通过促进人均消费支出增长对创新效率提升产生积极影响。居民人均消费支出是数字经济与区域创新的中介变量；不但本区域数字化能显著促进本区域的创新产出增长，而且本区域数字经济能显著促进周边区域的创新产出增长；当地方公共财政支出占比较高时，会增强数字经济对居民人均消费支出的促进作用；东部地区、中部地区、西部地区和东北地区的数字经济增长都会促使相邻地区专利申请授权数快速增长；在全国、东部地区和中部地区，随着数字经济发展水平的不断提升，数字经济对创新产出的促进作用会逐渐下降。因此，要推动数字经济高质量发展，需要不断促进居民人均消费支出增长，发挥地方公共财政支出对数字经济的促进作用。

〔关键词〕数字经济；人均消费支出；创新；中介效应；门槛效应

〔基金项目〕国家自然科学基金面上项目（72073139）

〔作者简介〕姚战琪，中国社会科学院财经战略研究院研究员，中国社会科学院大学商学院教授，博士生导师；夏杰长，中国社会科学院财经战略研究院研究员，中国社会科学院大学商学院教授，博士生导师。

〔中图分类号〕F719：F752.62〔文献标识码〕A〔文章编号〕1001-6198（2023）05-0158-14

## 一、研究背景

我国一直加快推进产业数字化进程。2018年4月20日至21日，习近平总书记在全国网络安全和信息化工作会议上指出“中国正在大力建设‘数字中国’，在‘互联网+’、人工智能等领域收获一批创新成果”<sup>〔1〕</sup>。2020年11月20日，习近平在亚太经合组织第二十七次领导人非正式会议上指出：“为世界经济的发展增添新动能，迫切需要我们加快数字经济发展，推动全球互联网治理体系向着更

加公正合理的方向迈进。”<sup>〔2〕</sup>显然，突破核心技术、推动数字技术与实体经济深度融合、加快推进数字经济高质量发展已成为中国经济实现持续复苏的重中之重。中共二十大报告提出了“推动绿色发展，促进人与自然和谐共生”<sup>〔3〕</sup>，“完善科技创新体系，坚持创新在我国现代化建设全局中的核心地位”<sup>〔4〕</sup>。因此，开拓创新成为引领发展的动力。那么，数字化能否促进我国创新效率不断提升？数字化对我国创新产出的作用机制是怎样的？数字化对我国创新产出的影响是线性的还是

非线性的? 回答这些问题对于评估数字化对我国创新产出的直接效应和间接效应, 以及充分发挥数字经济对区域创新的空间效应, 从而有助于提升我国创新效率具有现实指导意义。

与本研究相关的文献分为三类, 一是数字经济对技术创新的影响研究。很多文献认为, 快速发展的数字经济能提升创新绩效。S. Cao 等认为, 数字金融在信息技术的支持下填补了传统金融留下的空白, 数字金融能显著改善中国的能源和环境绩效, 绿色技术创新是数字金融影响能源和环境绩效的中介变量, 数字金融虽然不影响规模效率, 但能促进纯技术效率不断提升。<sup>[5]</sup>

二是怎样才能提升创新效率以及数字经济时代创新效率的影响因素研究。童红霞认为, 不但数字经济时代的知识共享能够通过提升知识整合能力来提升创新绩效, 而且开放式创新能够通过提升知识整合能力来提升创新绩效;<sup>[6]</sup> 程广斌等研究了各省技术研发效率的影响因素, 认为政府支持力度、人力资本素质能显著提升技术研发效率, 城镇化水平、基础设施建设、产业现代化程度对区域技术创新水平有负面影响, 虽然地区开放程度对技术研发效率有正向影响, 但未通过 10% 的显著性检验。<sup>[7]</sup>

三是数字经济通过何种路径对区域创新产生影响研究。很多文献认识到, 数字经济能够通过增加居民平均工资、加强人力资本积累、加大研发投入、扩大财政支出对创新产出产生积极影响。郑雅心认为, 数字普惠金融能够通过增加居民平均工资、提高高等学校在校人数占总人口的比重和扩大财政支出间接地提高创新产出。<sup>[8]</sup> 数字经济不但直接促进创新绩效提升, 而且人力资本和研发资本在数字经济对区域创新的影响中存在中介效应。李雪等构建了数字经济对人力资本和研发资本影响的回归方程, 以及人力资本、研发资本和数字经济对区域创新影响的回归方程, 验证了数字经济对区域创新的直接影响机制和间接影响机制, 发现不但数字经济能够通过加大研发投入来提升区域创新绩效, 而且数字经济能够通过加强人力资本积累来提升区域创新绩效。<sup>[9]</sup>

可以看出, 以上研究主要集中在数字经济对创新产出的直接效应, 鲜有聚焦到数字经济通过中介效应和非线性门槛效应对创新产出的间接效

应上。本文将从两方面展开探索。首先, 研究了数字化对我国创新产出的直接效应和间接效应, 并将数字经济对区域创新的空间效应分解为总效应、直接效应和间接效应, 然后使用省级面板数据找出数字经济影响创新产出的证据。本文发现地方公共财政支出占比在数字经济与居民人均消费之间存在调节作用。随着我国数字经济的快速发展, 我国金融创新中的金融安全问题急须解决、战略性新兴产业创新能力亟待提升、创新效率有待提高等突出问题已经引起广泛的关注, 现有文献分析了数字化发展的影响因素、数字化服务水平对双边贸易的影响、数字化的测度方法等, 但鲜有关注数字化通过居民人均消费支出对创新产出造成的影响, 本文的研究弥补了这一不足。相对已有的研究, 本文边际贡献主要在于: 一是利用我国省级面板数据, 研究数字化通过居民人均消费支出对区域创新造成一定影响的中介效应, 从而能全面揭示我国创新产出的驱动因素, 拓展和丰富了有关创新产出决定因素的定量研究。二是研究数字化对我国创新产出的影响是非线性的, 从而通过设立非线性门槛模型能更准确地反映出数字经济对创新产出影响的动态关系和约束条件。三是使用多种空间权重矩阵来研究一地区数字化对创新产出的提升效应不但体现在该区域内部, 也体现在该区域外部。

## 二、理论分析与研究假设

### (一) 数字经济影响区域创新的内在机理

首先, 快速发展的数字经济能促进信息流通和知识传播。数字经济拓展了信息的传递渠道, 加快了信息的流通速度, 通过数字平台, 人们可以更快地获取各种信息和知识资源, 从而为创新活动提供了强有力的支撑和保障。其次, 数字经济打破了传统的地域限制, 使得地域不再是影响创新活动的主要限制因素, 通过云计算、大数据和物联网等技术手段, 人们可以远程协作、线上交流, 促进了区域之间的互信, 从而为区域创新提供了更多的合作机会和资源共享服务。然后, 数字技术的应用使得创新活动更加便捷、高效。以人工智能、区块链技术和物联网为代表的数字信息技术, 可以提升创新活动的效率, 降低创新成本。再次, 数字经济催生了许多新兴产业和新



兴业态,例如电子商务、共享经济、在线教育等,这些新兴产业和新兴业态带动了创新活动,推动了区域经济增长。最后,数字普惠金融能促进区域创新能力提升。不但数字普惠金融能直接促进区域创新产出增长,而且数字普惠金融能够通过推动基础设施建设、提升高校在校生人数占比、提高居民平均工资等渠道间接促进区域创新产出增长,其中最明显的传导途径是数字普惠金融通过提高居民平均工资来促进区域创新产出增长。因此,我们提出假设H1。

H1:数字经济与创新产出显著正相关。

(二)数字经济、地方公共财政支出占比与居民人均消费

数字经济能促进居民人均消费不断增长。首先,数字经济能刺激消费市场良性发展,数字经济不但能扩展消费方式,推动新消费模式快速成长,而且能扩大中老年消费群体规模,不断缩小城乡消费市场发展差距。但是在数字经济促进居民消费的进程中,我国仍存在数字市场的差异化消费需求仍未满足等突出问题。其次,数字经济推动了电子商务的兴起,使得居民通过互联网购买商品和服务,居民可以随时随地进行在线购物,同时,数字经济使得居民可以通过互联网随时享受各种娱乐活动,丰富了生活,数字经济改变了传统娱乐行业的经营模式,使得居民可以选择更多的娱乐服务。最后,数字经济推动了传统服务业的数字化转型,例如数字经济推动餐饮外卖、在线教育、在线医疗服务快速发展。因此,居民可以通过在线平台和应用程序,获取更加高效、便捷的服务。

地方财政支出与数字经济紧密关联,而且地方财政支出能促进居民人均消费增长。首先,数字技术的应用使得公共服务的运行更加高效和便捷,通过数字化转型,地方政府可以通过提供在线政务服务平台,方便居民办理各种行政事务。通过应用数字化技术,可以提高公共服务的效率,减少资源浪费,从而降低地方财政支出的压力。其次,快速发展的数字经济依赖稳定高速的互联网和通信基础设施,地方政府要加大对基础设施建设的投资,从而提供更好的数字化基础设施。最后,地方财政支出在一定程度上通过消费税和其他消费相关政策对居民消费产生影响。例如,

减税降费等财政政策可以提高居民的收入水平,促进消费增长。因此,我们提出假设H2。

H2:地方财政支出调节了数字经济与居民人均消费支出的关系,利用地方财政支出的规模越大,地方财政支出占比越高,数字经济与居民人均消费支出的正向关系就越强。

(三)居民人均消费支出、大学生毕业人数占比与创新产出

居民消费有助于创新产出不断增长。首先,城镇居民消费能通过促进技术创新来推动经济发展。城镇居民对创新产品的需求会促进相关产业创新发展,一个产业通过创新提升绩效后,其对消费者的产品需求和上游供应商的需求会不断增长,从而促进创新产出不断增长。其次,居民对于创新产品和服务的需求能够激发企业的投资活力。企业为了满足消费者对于创新产品的需求,需要提高产品的质量和市场竞争力。企业为了满足不断变化的居民消费需求,会不断推进产品和服务的创新,从而推动创新产出增长。

不但居民消费对大学生毕业人数有正向影响,而且大学生毕业人数与我国区域创新紧密关联。首先,大学生毕业人数能促进区域创新产出增长。不断增加的大学生人数为创新产出提供了更多的人才储备,具有较高学历的大学毕业生能够为创新产出提供人力资源支撑。大学毕业生在创新方面有着较高的热情和创造力,他们可以通过创办企业、参与科技创新项目等方式推动创新产出增长。其次,居民人均消费支出传导了数字经济对创新产出的作用,但是居民人均消费支出对创新产出的促进作用依赖于大学生毕业人数占比,大学生毕业人数占比能通过提升居民人均消费支出来促进我国创新产出不断增长。即大学生毕业人数占比越高,居民人均消费支出与区域创新之间的正向关系就越强,居民人均消费支出通过大学生毕业人数占比对区域创新的促进作用就越显著;反之,大学生毕业人数占比越低,居民人均消费支出难以提升区域创新能力,居民人均消费支出通过大学生毕业人数对区域创新的促进作用就越弱。因此,我们提出假设H3和H4。

H3:数字经济与居民人均消费支出显著正相关,居民人均消费支出在数字经济对区域创新的影响中存在中介效应。

H4: 大学生毕业人数调节了居民人均消费支出与创新产出的关系, 大学生毕业人数越多, 占比越高, 居民人均消费支出与创新产出的正向关系就越强。

(四) 数字经济对创新产出的非线性溢出效应

在数字经济时代, 数字经济对创新产出具有显著的促进作用, 数字经济能促进创新产出快速增长。在数字经济发展的初期, 数字经济会通过外部经济性、高渗透性、资本红利等正外部性, 对创新具有正向影响, 创新产出会较快增长。这是因为数字技术的应用带来了一系列的创新机会, 从而促进创新产出迅速增长。但随着企业创新活动更加深入持续开展下去和数字经济不断发展, 技术创新过程存在的不确定性和风险不断增加, 技术前景的不确定性和市场前景的不确定性开始显现, 企业技术创新很难突破。此时, 虽然数字经济快速发展, 但很难进一步发挥其对创新的激励作用, 由此导致数字经济对创新的促进作用呈现逐步递减的趋势。这是因为随着市场的饱和与竞争的加剧, 企业的创新活动需要更多的投入, 企业对创新要素的需求会不断增加, 导致创新产出的边际效应递减。所以, 随着数字经济发展水平的不断提升, 数字经济对创新的促进作用会呈边际递减。因此, 我们提出假设H5。

H5: 数字经济对创新产出具有边际效应递减的非线性特征。

(五) 数字经济对创新产出的空间溢出效应

数字经济具有扩散成本低以及扩散速度快等外部性特征, 因此数字经济具有显著的空间溢出效应。首先, 数字经济为创新知识扩散提供了便利的平台和渠道。通过使用数字化技术, 创新技术的传播速度加快, 创新知识的传播不受地域限制, 从而有助于将创新知识从技术创新中心扩散至更广泛的地域, 最终促进创新产出的增长和技术外溢。其次, 数字经济促进了不同地域的资源整合与互联互通。通过数字技术, 人们可以实现跨地域的信息共享, 从而为创新产出提供更广阔的合作机会和创新资源, 促进创新产出的增长和释放创新集聚效应。再次, 中国的数字经济发展水平与创新产出都具有显著的正向空间相关性特征, 数字经济不但对区域内创新产出具有激励效应, 而且对邻近地区的创新产出也有正向影响。<sup>[10]</sup>最后, 发挥数字产业集聚效应, 能够促进数字产业快速发展和创新产出增长。政府可以制定资金支持、税收优惠、人才引进等相关政策鼓励数字企业的发展, 并搭建数字产业的创新生态系统, 建立与高校、研究机构的紧密合作关系, 促进科技成果转化和提高创新效率。数字经济对于区域创新的影响理应在空间上存在溢出效应。因此, 我们提出假设H6。

H6: 数字经济可以通过空间外溢效应作用于邻近地区的创新产出。

结合以上研究假设, 依循以下研究框架(见图1)。

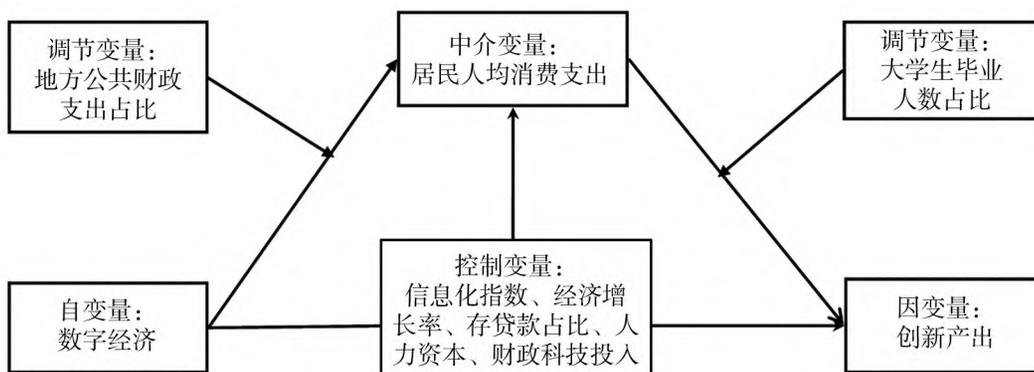


图1 理论框架

### 三、模型构建

(一) 基准模型和变量说明

首先, 建立基准模型来研究数字经济对区域

创新的直接效应:

$$Inou_{it} = \alpha + a_1 \times Digy_{it} + \Gamma C_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$\alpha$  为常数项,  $Inou$  和  $Digy$  分别为创新产出和数字经济发展水平综合评价指数。C 为控制变量, 主



要包括信息化指数 (Infor)、经济增长率 (Grow)、存贷款占比 (Delo)、人力资本 (lrenli)、政府科技投入 (lck)。

除了式 (1) 所体现的数字经济对创新产出的直接效应, 为研究数字经济对于我国创新产出的作用机制, 还要分析居民人均消费支出 (Perc) 是否为二者之间的中介变量, 因此分别构建数字经济对于居民人均消费支出的线性回归方程, 以及数字经济与中介变量居民人均消费支出对创新产出的线性回归方程, 根据 e、i 等回归系数的显著性来判断中介效应是否存在。

$$Inou_{it} = a + b \times Digy_{it} + c \times Control_{it} \quad (2)$$

$$Perc_{it} = d + e \times Digy_{it} + f \times Control_{it} \quad (3)$$

$$Inou_{it} = g + h \times Digy_{it} + i \times Perc_{it} + j \times Control_{it} \quad (4)$$

其次, 数字经济除了通过居民人均消费等传导机制间接影响我国创新产出以外, 还应该考虑随着数字经济发展水平的变化, 数字经济和我国各地区创新产出之间的关系可能呈现出非线性的

$$Moran's I = \frac{N}{\sum_{ij} w_{ij}} \frac{\sum_i \sum_j w_{ij} (Digy_i - \overline{Digy})(Digy_j - \overline{Digy})}{\sum_i (Digy_i - \overline{Digy})^2} \quad (7)$$

$$Moran's I = \frac{N}{\sum_{ij} w_{ij}} \frac{\sum_i \sum_j w_{ij} (Inou_i - \overline{Inou})(Inou_j - \overline{Inou})}{\sum_i (Inou_i - \overline{Inou})^2} \quad (8)$$

$w_{ij}$  为各省份 i、j 之间的空间权重矩阵,  $\overline{Digy}$  为数字经济发展水平综合评价指数的均值,  $\overline{Inou}$  为区域创新产出的均值。本文构建四种空间权重矩阵来反映数字经济发展水平综合评价指数对各地区创新产出所产生的空间溢出效应: 经济权重矩阵、地理权重矩阵、是否相邻矩阵、公共边界距离权重矩阵。

## (二) 变量选取

### 1. 核心解释变量与被解释变量

使用各省 (区、市) 的专利申请授权数来衡量区域创新产出, 数据来自《中国科技统计年鉴》。

解释变量为数字经济发展水平综合评价指数, 使用 3 个一级指标 (数字基础设施、数字产业化、产业数字化)、3 个二级指标 (数字通信、互联网经济、数字系统硬件)、14 个测度指标 (电子计算机整机产量、数字显示器个数、有线电视入网用

特征, 分别将全国及不同地区的数字经济作为门槛变量, 研究数字经济与区域创新产出的关系。

$$Inou_{it} = \lambda_1 Digy_{it} * I(Digy \leq f_1) + \lambda_2 Digy_{it} * I(f_1 < Digy \leq f_2) + \lambda_3 Digy_{it} * I(Digy > f_2) + \beta_1 Control_{it} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

$\lambda_1$ 、 $\lambda_2$ 、 $\lambda_3$  分别表示门槛变量在不同范围时数字经济对区域创新产出的影响系数,  $f$  为门槛值,  $I(\cdot)$  为指标函数,  $\varepsilon_{it}$  为随机干扰项。

最后, 本文将空间滞后模型 (SLM) 设定如下:

$$Inou_{it} = \lambda W_n Inou_{it} + Digy_{it} \beta_1 + W_n Digy_{it} \beta_2 + C_{it} \gamma + \mu + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

使用经济权重矩阵、地理权重矩阵、是否相邻矩阵、公共边界距离权重矩阵等四种空间权重矩阵 ( $W_n$ ) 进行空间计量回归,  $W_n Inou_{it}$  为区域创新的空间滞后项,  $W_n Digy_{it}$  为各地区数字经济发展水平综合评价指数的空间滞后项。

使用 Moran's I 指数来分别检验数字经济与区域创新的空间自相关性。

户数、数字电视用户数、货币自动处理设备累计值、信息技术业销售额、电子行业销量、专用设备制造累计值、网络游戏产品每日用户人数、信息网络安全销售额、通信产品销量累计值、电力设备及仪器仪表销量累计值、光电模块库存期末值、网络产品销量) 来测算数字经济发展水平综合评价指数。首先, 进行指标正向化处理; 其次, 用熵值法确定指标权重; 最后, 使用熵值法和 Topsis 法相结合的方法来计算各地区数字经济发展水平综合评价指数。相关数据来自各省统计年鉴、Wind 数据库。

2. 居民人均消费支出 (Perc): 本文使用 Wind 数据库的城镇居民家庭人均消费性支出来衡量居民人均消费支出。

3. 调节变量包括地方公共财政支出占国内生产总值比重 (Dcp)、大学生毕业人数占比 (Stup), 相关数据来自 Wind 数据库。





模型4的数字经济的空间滞后项均显著为正,并通过了1%的显著性检验,说明各地区创新产出都依赖于邻近地区的数字经济。

从创新产出的滞后项看,当期创新产出均受到往期创新产出的影响,在模型1、模型2、模型3和模型4中,创新产出一阶滞后项系数分别高达0.665、0.855、3.313和0.839,且通过了1%的显著性检验,即往期创新产出每提高一个百分点会使得当期创新产出分别提高0.665%、0.855%、3.313%和0.839%。

模型1、模型2、模型3和模型4的rho值分别为1.936、0.459、7.599和0.420,并均通过了1%的显著性检验,因此,使用经济权重矩阵时,邻近区域创新产出每增长1%会带动本区域创新产出增长1.936%;使用地理权重矩阵时,邻近区域创新产出每增长1%会带动本区域创新产出增长0.459%;使用是否相邻权重矩阵时,邻近区域创新产出每增长1%会带动本区域创新产出增长7.599%;使用公共边界距离权重矩阵时,邻近区域创新产出每增长1%,会带动本区域创新产出增长0.420%(见表2)。

表2 SDM模型检验结果

	经济权重矩阵	地理权重矩阵	是否相邻矩阵	公共边界距离权重矩阵
	模型1	模型2	模型3	模型4
W×Inou	0.665*** (56.26)	0.855*** (32.71)	3.313*** (122.93)	0.839*** (31.84)
Digy	2.427*** (19.04)	7.658*** (27.02)	17.961*** (66.74)	6.371*** (23.01)
控制变量	是	是	是	是
W×Digy	27.543*** (52.70)	12.447*** (34.82)	136.909*** (87.96)	12.271*** (33.93)
rho	1.936*** (44.80)	0.459*** (16.34)	7.599*** (122.93)	0.420*** (14.16)
sigma2_e	0.025*** (12.03)	0.009*** (11.59)	0.008*** (9.65)	0.009*** (11.61)
Log-likelihood	-1290.330	-393.662	-11050.000	-365.162
样本量	240	240	240	240
R-sq	0.825	0.832	0.091	0.855

分别使用经济权重矩阵、地理权重矩阵、是否相邻矩阵等空间权重矩阵,并将数字经济对区域创新的空间效应分解为总效应、直接效应和间接效应,研究结果见表3。可看到,在使用经济权重矩阵时,数字化对区域创新的直接效应为4.443;在使用地理权重矩阵时,数字化对区域创新的直接效应为3.699;在使用是否相邻矩阵等空间权重矩阵时,数字化对区域创新的直接效应为3.801,并均通过了1%的显著性检验,说明本区域数字化能显著促进本区域的创新产出增长。

且在三种空间权重矩阵下数字化对创新产出的间接效应和总效应均至少通过了5%的显著性检验,说明当前数字经济对创新产出的提升效应不但体现在本区域内部,也体现在本区域外部,即本区域的

数字经济不但能提升本区域的创新产出,而且本区域数字经济对周边区域的创新产出具有显著的促进作用,从而能充分产生空间效应,促进了数字经济对创新产出的总效应的发挥,假设H6得到验证。

#### (二) 数字经济对区域创新的影响机制分析

表4为考虑居民人均消费支出中介变量时,数字经济对区域创新产出的中介效应检验结果,从模型14、模型15和模型16可看到,数字经济对创新产出的中介效应显著,中介效应比例为14.8%,说明数字经济能通过居民人均消费支出显著影响创新产出。我国数字经济能促进居民人均消费支出增长,这表明居民人均消费支出在数字经济对区域创新的影响中存在中介效应,中介效应为0.82,假设H3得到验证。

表3 数字经济和其他变量对创新影响的直接效应、间接效应和总效应

	经济权重矩阵			地理权重矩阵			是否相邻矩阵		
	直接效应	间接效应	总效应	直接效应	间接效应	总效应	直接效应	间接效应	总效应
	(模型5)	(模型6)	(模型7)	(模型8)	(模型9)	(模型10)	(模型11)	(模型12)	(模型13)
Digy	4.443***	8.428**	12.871***	3.699***	2.059***	5.758***	3.801***	2.073***	5.874***
	(5.85)	(1.98)	(2.80)	(4.86)	(3.40)	(5.11)	(4.89)	(3.51)	(5.15)
控制变量		是			是			是	
rho		0.650***			0.387***			0.385***	
		(7.14)			(4.71)			(4.85)	
sigma2_e		0.922***			0.931***			0.916***	
		(10.68)			(10.23)			(9.87)	
R-sq		0.595			0.511			0.514	
样本量		240			240			240	

表4 数字经济对区域创新的中介效应检验

解释变量	被解释变量：区域创新产出	被解释变量：人均消费支出	被解释变量：区域创新产出
	模型14	模型15	模型16
constant	12.510***	0.268***	12.169***
	(34.353)	(5.041)	(31.934)
Digy	5.547***	0.647***	4.724***
	(6.411)	(5.126)	(5.207)
Perc			1.271***
			(2.650)
控制变量	有	有	有
年份固定效应	是	是	是
地区规定效应	是	是	是
样本量	203	203	203
R <sup>2</sup>	0.429	0.756	0.449
Sobel 检验		0.0186** (z=2.3534)	
Goodman Test1		0.0168** (z=2.3895)	
Goodman Test2		0.0168** (z=2.3901)	
中介效应比例		0.1482	

注：括号中数字为T检验值，\*\*\*、\*\*、\*分别表示通过1%、5%、10%的显著性检验，下同。

### (三) 数字经济对区域创新的门槛效应分析

前文验证了居民人均消费支出的中介作用以及数字经济促进创新产出的直接效应，本文进一步研究数字经济对区域创新产出的影响在不同地区有何不同，以及数字经济对区域创新产出的影响到底呈现线性关系还是非线性关系。

检验全国、东部地区、中部地区、西部地区和东北地区数字经济对区域创新产出的影响是否存在

表5 门槛效应检验结果

模型	门槛估计值	95%的置信区间	地区
单一门槛	0.204	[0.062, 0.205]	全国
单一门槛	0.403	[0.395, 0.452]	东部地区
双重门槛	0.058	[0.055, 0.059]	中部地区
	0.079	[0.058, 0.080]	
单一门槛	0.062	[0.059, 0.069]	西部地区
单一门槛	0.050	[0.049, 0.051]	东北地区



门槛效应，并对门槛值的个数进行分析，表6是门槛效应的检验结果。在全国，以数字经济作为解释变量和门槛变量的单一门槛值在1%的水平上通过检验，数字经济的单一门槛值为0.204，因此选择单一门槛模型来分析较合理；在东部地区，以数字经济

作为门槛变量的单一门槛值在1%的水平上通过检验，选择数字经济的单一门槛值0.403；在中部地区，数字经济的两个门槛值分别为0.058和0.079；在西部地区，数字经济的单一门槛值为0.062；在东北地区，数字经济的单一门槛值为0.050（见表5）。

表6 门槛值及置信区间

	模型	RSS	MSE	F值	P值	临界值		
						0.100	0.050	0.010
全国	单一门槛	30.006	0.129	20.810	0.000	15.497	20.581	20.581
	双重门槛	29.731	0.128	2.140	1.000	15.034	16.388	16.388
	三重门槛	29.626	0.128	0.830	1.000	11.654	15.246	15.246
东部	单一门槛	3.436	0.048	20.860	0.000	16.911	19.093	19.093
	双重门槛	3.075	0.043	8.440	0.267	18.408	22.773	22.773
	三重门槛	2.150	0.030	31.010	0.467	47.771	52.149	52.149
中部	单一门槛	6.814	0.107	34.620	0.000	22.542	28.342	32.167
	双重门槛	4.487	0.070	33.190	0.007	15.719	19.966	30.102
	三重门槛	3.532	0.055	17.310	0.680	60.359	76.048	105.777
西部	单一门槛	4.767	0.060	52.230	0.000	20.813	23.545	34.140
	双重门槛	4.022	0.050	14.810	0.113	15.390	18.053	29.139
	三重门槛	3.350	0.042	16.060	0.507	36.547	46.891	75.839
东北	单一门槛	0.111	0.007	7.220	0.000	3.961	4.196	4.196
	双重门槛	0.076	0.005	7.460	0.400	24.650	24.650	24.650
	三重门槛	0.065	0.004	2.610	0.733	12.985	14.055	14.055

分别以全国、东部地区、中部地区、西部地区和东北地区的创新产出为被解释变量，并以各地区数字经济为解释变量和门槛变量的回归结果见表7。在全国，当数字经济小于门槛值时，数字经济能显著促进区域创新，并通过了1%的显著性检验，当数字经济超过门槛值时，数字经济对区域创新产出的促进作用开始下降，虽然数字经济能促进我国创新产出增长，但随着数字经济的快速发展，数字经济对创新产出的促进作用逐渐下降，假设H5得到验证。

在东部地区，当数字经济小于门槛值时，数字经济能显著促进东部地区创新产出增长，通过

了10%的显著性检验，当数字经济超过门槛值时，数字经济对该地区创新产出的促进作用也开始下降，并未通过10%的显著性检验。

在中部地区，当数字经济超过第一门槛值、第二门槛值时，数字经济对该地区创新产出的促进作用都显著下降，因此，虽然数字经济能显著促进该地区创新产出增长，但随着中部地区数字经济不断发展，数字经济对中部地区创新产出的促进作用也逐渐下降。

在西部地区和东北地区，当数字经济小于门槛值以及数字经济超过门槛值时，数字经济均不能促进该地区创新产出增长。

表7 门槛效应估计结果

	全国 (模型17)	东部地区 (模型18)	中部地区 (模型19)	西部地区 (模型20)	东北地区 (模型21)
Digy (Digy低)	4.304*** (3.17)	3.020* (2.01)	62.610*** (9.74)	-18.543*** (-7.26)	-8.063*** (-4.48)
Digy (Digy中)	2.511** (2.33)	2.146 (1.59)	34.323*** (7.75)	-7.237*** (-6.84)	-12.104*** (-11.05)

续表

	全国 (模型 17)	东部地区 (模型 18)	中部地区 (模型 19)	西部地区 (模型 20)	东北地区 (模型 21)
Digy (Digy 高)			16.770*** (6.27)		
控制变量	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
地区规定效应	是	是	是	是	是
R-sq	0.636	0.775	0.810	0.798	0.962***
样本量	240	240	240	240	240
F	40.16	30.93	40.48	56.70	80.96

## 五、稳健性检验

### (一) 地区异质性分析

表8使用各地区经济权重矩阵,测算了数字经济对区域创新产出的影响。东部地区、中部地区、西部地区 and 东北地区数字经济的回归系数分别为15.105、8.791、27.948和11.011,并均通过了1%的显著性检验,因此数字经济能促进各地区创新产出增长。

从专利申请授权数的滞后项来分析,东部地区、中部地区、西部地区和东北地区的专利申请授权数的一阶滞后项系数分别为2.143、0.886、0.463和2.083,均通过了1%的显著性检验,即往期专利申请授权数每提高一个百分点,会促使东部地区、中部地区、西部地区和东北地区当期专

利申请授权数分别提高2.143%、0.886%、0.463%和2.083%,因此我国各地区当期创新产出会受到往期创新产出的显著影响。

东部地区、中部地区、西部地区和东北地区数字经济的空间滞后项系数分别为25.679、34.053、42.137和10.084,并均通过了1%的显著性检验,因此东部地区、中部地区、西部地区和东北地区的数字经济增长会促使相邻地区专利申请授权数快速增长。

东部地区、中部地区、西部地区和东北地区的rho值均显著为正,并通过了1%的显著性检验,因此东部地区、中部地区、西部地区和东北地区的专利申请授权数会受到周边区域专利申请授权数的显著影响。

表8 不同地区数字经济对区域创新产出的影响

	东部地区 (模型 22)	中部地区 (模型 23)	西部地区 (模型 24)	东北地区 (模型 25)
W x Inou	2.143*** (37.43)	0.886*** (22.30)	0.463*** (7.17)	2.083*** (14.09)
Digy	15.105*** (32.81)	8.791*** (11.26)	27.948*** (32.99)	11.011*** (11.04)
控制变量	有	有	有	有
W x Digy	25.679*** (36.31)	34.053*** (26.12)	42.137*** (33.81)	10.084*** (9.70)
rho	2.122*** (29.40)	0.815*** (20.02)	0.456*** (7.81)	1.224*** (6.34)
sigma2_e	0.006*** (6.99)	0.004*** (6.10)	0.014*** (7.01)	0.003*** (6.28)
Log-likelihood	-4038.684	438.247	556.673	-1910.127
样本量	240	240	240	240
R <sup>2</sup>	0.732	0.683	0.524	0.353



(二) 更换变量

表9为稳健性检验结果。首先,对各变量分别缩尾10%、5%、1%,数字经济变量的回归系数仍显著为正,并通过了1%的显著性检验。其次,用数字贸易(Shum)代替数字经济变量,数字贸易变量的回归系数为6.251,也通过了1%的显著性

检验。最后,用创新效率代替创新产出变量,Digy变量的回归系数仍显著为正,也通过了1%的显著性检验。同时存贷款占比变量的回归系数仍为负,在模型26至模型30中,该变量的系数估计值至少通过了10%的显著性检验,信息化发展指数仍不能显著促进我国创新产出增长。

表9 稳健性检验

	缩尾10% (模型26)	缩尾5% (模型27)	缩尾1% (模型28)	用数字贸易代替数字经济 (模型29)	用创新效率代替创新产出 (模型30)
Digy	5.416*** (6.21)	4.940*** (5.08)	4.172*** (3.17)		6.420*** (2.62)
Shum				6.251*** (7.46)	
控制变量	是	是	是	是	是
rho	0.503*** (2.99)	0.519*** (2.83)	0.574*** (3.12)	0.579*** (6.26)	0.424*** (3.07)
sigma2_e	0.482*** (4.28)	0.673*** (3.47)	0.840*** (3.27)	0.859*** (10.35)	9.643*** (9.19)
样本量	240	240	240	240	240
R-sq	0.703	0.665	0.599	0.606	0.262

(三) 工具变量法

数字经济与创新产出之间可能存在双向因果关系,数字经济会促进创新产出增长,创新产出的增长又为数字经济发展注入新的动力,因而借鉴黄群慧等的做法<sup>[12]</sup>,使用邮政局数、固定电话用户数作为数字经济的工具变量,检验结果见表10。从模型31、模型32、模型33可看到,Durbin-Wu-Hausman检验结果(DWH检验)显著拒绝外

生性的原假设,说明数字经济为内生变量。拒绝了Kleibergen-Paap rk Wald F检验的原假设,因此通过了弱识别约束检验。也拒绝了Kleibergen-Paap rk LM检验的原假设,因此通过了不可识别约束检验。并且过度识别约束检验(Hansen J检验)不能拒绝原假设,因此不能接受选择的邮政局数、固定电话用户数两个工具变量存在过度识别的原假设。

表10 内生性检验

	被解释变量: Perc	被解释变量: Inou	被解释变量: Inou
	模型31	模型32	模型33
S	1.649*** (6.060)	6.690*** (7.650)	15.477*** (7.330)
Perc		2.075*** 4.180	
控制变量	是	是	是
时间固定效应	是	是	是
区域固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
Kleibergen-Paap rk LM	22.052***	52.503***	35.714***
P值	0.000	0.000	0.000

续表

	被解释变量: Perc	被解释变量: Inou	被解释变量: Inou
	模型 31	模型 32	模型 33
Kleibergen-Paap rk Wald F	22.907	107.837	72.777
Stock-Yogo 弱识别检验的 10% 临界值	19.930	19.930	19.930
Hansen J	0.274	2.182	2.383
P 值	0.601	0.140	0.123
DWH 检验	15.037	19.918	21.508
P 值	0.000	0.000	0.000
样本量	182	203	104
R-sq	0.573	0.406	0.589

#### (四) 财政扶持政策与大学生毕业人数的影响检验

本文采用财政扶持政策与大学生毕业人数作为外生政策冲击, 利用双重差分法 (DID) 分析和检验地方公共财政支出扶持政策与大学生毕业人数影响居民人均消费支出的作用机制。居民人均消费支出离不开财政扶持政策与大学生毕业人数的支撑, 居民人均消费支出的增长和质量的提升依赖于财政扶持政策与大学生毕业人数的促进和带动作用。<sup>[13]</sup>

##### 1. 模型设定

$$Perc_{it} = \alpha + \beta_1 \times Digy_{it} + \beta_2 \times Dcp_{it} + \beta_3 \times Digy_{it} \times Dcp_{it} + \beta_4 \times Control_{it} \quad (9)$$

$$Inou_{it} = \alpha + \beta_1 \times Digy_{it} + \beta_2 \times Perc_{it} + \beta_3 \times Stup_{it} + \beta_4 \times Perc_{it} \times Stup_{it} + \beta_5 \times Control_{it} \quad (10)$$

首先设定式 (9) 和式 (10) 的多期 DID 模型对财政扶持政策与大学生毕业人数是否促进了居民人均消费支出的作用机制进行检验。 $Dcp$  为地方公共财政支出占比,  $Stup$  为大学生毕业人数占比。

然后, 设定中介变量 (居民人均消费支出), 通过中介效应对财政扶持政策与大学生毕业人数占比影响我国居民人均消费支出的作用机制进行检验。首先将差分项  $Dcp$ 、 $Stup$  与  $Perc$ 、 $Inou$  进行回归, 若回归系数显著, 则地方公共财政支出占国内生产总值比重与大学生毕业人数占比对居民人均消费和区域创新产生影响。之后, 将  $Dcp$ 、 $Digy \times Dcp$ 、 $Digy$ 、 $Perc$ 、 $Stup$ 、 $Perc \times Stup$  都与  $Perc$ 、 $Inou$  进行回归, 如果  $Digy \times Dcp$ 、 $Perc \times Stup$  的回归系数依然显著但系数降低, 那么财政扶持政策与大学生毕业人数占比是对居民人均消费支出与区域创新产生影响的路径变量。

#### 2. 回归结果

有调节的中介模型检验结果见表 11。可看到, 虽然地方公共财政支出占比对居民人均消费的促进作用较弱, 但居民人均消费对地方公共财政支出占比与数字经济的交叉项的回归系数显著为正, 并通过了 1% 的显著性检验, 因此数字经济与居民人均消费支出之间的关系受到地方公共财政支出占比的影响。地方公共财政支出占比在数字经济与居民人均消费支出之间存在调节作用, 地方公共财政支出占比会影响数字经济与居民人均消费支出之间关系的强弱。因此, 假设 H2 得到验证。

不但大学生毕业人数占比能显著促进区域创新增长, 而且大学生毕业人数占比与居民人均消费支出的交叉项的回归系数也显著为正, 并通过了 1% 的显著性检验, 因此, 大学生毕业人数占比在居民人均消费支出与区域创新之间存在调节作用, 假设 H4 也得到验证。

表 11 验证了居民人均消费的中介效应的确存在, 并且地方公共财政支出占比、大学生毕业人数占比至少部分地对该中介效应起到了调节作用, 因此, 地方公共财政支出占比、大学生毕业人数占比至少部分地对进口贸易的中介效应起到了调节作用。本文使用的地方公共财政支出占比、大学生毕业人数占比为连续变量, 可以得到调节变量变动一个标准差时的各种效应。

(1) 经过地方公共财政支出占比调整的数字经济对我国居民人均消费支出的效应

地方公共财政支出占比低分组得分为 -0.1038, 斜率为 0.4997, 显著性  $P=0.0003$ , 小于 0.01, 倾斜程度明显; 地方公共财政支出占比高分组得分为 0.1085, 斜率为 1.2592, 显著性  $P=0.0000$ , 倾斜程



度也明显，因此高分组线的倾斜程度是低分组线的2.5倍左右。

高分地方公共财政支出占比的斜率较大，我国居民人均消费支出就会随着数字经济的增长提高更快；低分地方公共财政支出占比的斜率较小，我国居民人均消费支出就会随着数字经济的增长提高更慢。

(2) 经过大学生毕业人数占比调整的我国居民人均消费支出对区域创新的效应

大学生毕业人数占比低分组得分为-0.5281，

斜率为1.6794，显著性P=0.0000，小于0.01，倾斜程度明显；大学生毕业人数占比高分组得分为0.7337，斜率为2.5533，显著性P=0.0000，倾斜程度也明显，因此高分组线的倾斜程度是低分组线的1.5倍左右。

高分大学生毕业人数占比的斜率较大，区域创新就会随着我国居民人均消费支出的增长提高更快；低分大学生毕业人数占比的斜率较小，区域创新就会随着我国居民人均消费支出的增长提高更慢。

表11 有调节的中介模型检验结果

	被解释变量: Perc (模型34)			被解释变量: Inou (模型35)		
	系数	标准误	t值	系数	标准误	t值
constant	0.2952	0.0625	4.7253	10.625	0.2042	52.035
Digy	0.8711	0.1499	5.8115	1.3027	0.4891	2.6637
Dcp	0.2015	0.1772	1.1375			
Digy×Dep	3.5782	1.1438	3.1283			
Perc				2.0452	0.2496	8.1934
Stup				1.2911	0.0547	23.613
Perc×Stup				0.6926	0.2135	3.2433
控制变量		是			是	
年份固定效应		是			是	
地区固定效应		是			是	
样本量		210			210	
R2		0.7676			0.8591	
F		107.9206			169.8398	

## 六、结论及建议

本文使用多种空间权重矩阵研究了一地区数字化对本区域创新产出和邻近区域创新产出的提升效应，并运用结构方程模型考察了数字经济通过居民人均消费支出对我国创新产出造成的影响，最后运用面板门限回归模型研究了数字经济对创新产出的影响是否存在门槛效应。研究结论如下：第一，数字经济能促进我国创新产出不断增长，不但本区域的数字经济能提升本区域的创新产出，本区域数字经济对周边区域的创新产出也具有显著的促进作用。第二，居民人均消费支出在数字经济与专利申请授权数之间起中介作用，数字经济通过居民人均消费支出促进我国专利申请授权数增长。第三，地方公共财政支出占比影响数字经济对居民人均消费支出的效应。第四，

数字经济能促进全国、东部地区、中部地区创新产出增长，但随着数字经济的快速发展，数字经济对全国、东部地区、中部地区创新产出的促进作用逐渐下降。

因此，应采取以下对策：第一，加快发展数字经济。由于数字经济对创新产出和创新效率的影响呈现倒U型的效果，并且我国东部、中部和西部地区数字经济发展水平差异大，因此我国西部地区必须依靠自身优势，要吸引大量数据中心落户，借助数字技术促进数字经济与传统产业的深度融合，促进数字化快速发展。不但要引导数字经济向贫困地区渗透，通过数字经济带动和发展数字化农业、农村数字普惠金融，推动产业数字化升级，也要加快农村数字化人才培养，推动乡村人才振兴，培养造就大批结构合理的农村信息化人才队伍。

第二,若要充分发挥数字经济对区域创新的促进作用,就必须为其提供不可缺少的配套资源,中国在加快发展数字经济的同时,必须同步优化为数字经济提供重要支撑的居民人均消费支出等配套资源,所以要不断促进居民人均消费支出增长,加快促进我国消费复苏。不但要通过发展数字经济来带动城市消费和农村消费,通过发展数字经济来拓宽消费渠道,也要建设和优化城市和农村消费环境,刺激农村消费潜力,提升农村消费者满意度。另外,必须大力完善数字消费的基础设施,完善和提升城市和农村居民的数字消费设施,改造和提升数字化现代商贸物流体系。

第三,大力发挥地方公共财政支出对数字经济的促进作用。未来我国地方财政收入的一半会来自数字收入,因此应促进数字经济与财政治理的协同发展。不但供给侧财政政策会通过推动我国数字基础设施建设、优化人才队伍、培养信息技术尖端企业来助推供给侧结构性改革,而且需求端财政政策会通过提高企业数字消费需求、释放居民数字消费需求、培养公共部门数字消费需求来释放消费需求。因此,为了实现促进数字经济与财政治理协同发展,不但需要制定政策促进信息服务业快速发展,也要不断提升农业和制造业的数字化转型程度,并要拓展资金来源,大力支持数字经济。

#### 〔参考文献〕

〔1〕《习近平对网络安全和信息化工作作出重要指示》,2023年7月17日,<https://baijiahao.baidu.com/s?id=1771642982141533974&wfr=spider&for=pc>,2023年7月26日。

〔2〕《习近平向第五届世界互联网大会致贺信》,2018年11月7日,<https://baijiahao.baidu.com/s?id=1616446712918096576&wfr=spider&for=pc>,2023年7月26日。

〔3〕〔4〕习近平:《高举中国特色社会主义伟大旗帜为全面建设社会主义现代化国家而团结奋斗——在中国共产党第二十次全国代表大会上的报告》,北京:人民出版社,2022

年,第49、35页。

〔5〕S. Cao, Liang N., H. Sun, W. Sun, Farhad T. H., "Digital Finance, Green Technological Innovation and Energy-Environmental Performance: Evidence from China's Regional Economies," *Journal of Cleaner Production*, vol. 327, (December 2021), pp. 39-51.

〔6〕童红霞:《数字经济环境下知识共享、开放式创新与创新绩效——知识整合能力的中介效应》,《财经问题研究》2021年第10期。

〔7〕程广斌、吴家庆、孙雪英:《长江经济带科技创新效率及影响因素研究》,《科技管理研究》2022年第3期。

〔8〕郑雅心:《数字普惠金融是否可以提高区域创新产出?——基于我国省际面板数据的实证研究》,《经济问题》2020年第10期。

〔9〕李雪、吴福象、竺李乐:《数字经济与区域创新绩效》,《山西财经大学学报》2021年第5期;马玥:《数字经济对消费市场的影响:机制、表现、问题及对策》,《宏观经济研究》2021年第5期;温珺、阎志军、程愚:《数字经济与区域创新能力的提升》,《经济问题探索》2019年第11期;邹辉文、黄友:《数字普惠金融发展对区域创新效率的作用研究》,《金融与经济》2021年第1期。

〔10〕Di Wang, Tao Zhou, Feng Lan, Mengmeng Wang, "ICT and Socio-Economic Development: Evidence from a Spatial Panel Data Analysis in China," *Telecommunications Policy*, vol. 45, no. 7 (2021), pp. 56-70.

〔11〕姚战琪:《数字贸易、产业结构升级与出口技术复杂度——基于结构方程模型的多重中介效应》,《改革》2021年第1期。

〔12〕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》,《中国工业经济》2019年第8期。

〔13〕江红莉、蒋鹏程:《数字普惠金融的居民消费水平提升和结构优化效应研究》,《现代财经(天津财经大学学报)》2020年第10期;聂秀华、吴青:《数字金融驱动区域技术创新水平提升的空间溢出效应研究》,《当代经济管理》2021年第12期;李贞、张瑞婷:《数字经济与财政治理的协同发展》,《地方财政研究》2021年第4期。

【责任编辑:田华】