

科技创新与数字金融对区域经济发展的影响研究

高凯源

郑州科技学院, 中国·河南 郑州 450000

【摘要】选取中国30个省级面板数据, 运用基准回归模型检验科技创新对区域经济发展的影响, 并通过调节效应模型验证数字金融在二者间的调节效应。研究表明: 科技创新有助于提高区域经济发展水平, 且一系列稳健性与内生性问题检验仍然支持这一结论。异质性分析发现, 科技创新对区域经济发展的影响存在地区差异性, 表现为“东部>中部>西部”。调节效应结果表明, 数字金融发展程度越高, 科技创新对区域经济发展的赋能作用越强。基于上述研究结论, 提出针对性对策建议, 以期为促进区域经济高质量发展提供理论参照。

【关键词】区域经济发展; 调节效应; 科技创新; 数字金融

引言

党的二十大报告针对地区经济发展作出明确指示, “我们要着力推进城乡融合与区域协同发展, 推动经济实现质的有效提升与量的合理增长”, 为加快区域协同发展奠定政策保障。但由于不同地区存在经济结构、地理环境、资源禀赋的明显差异, 地区经济发展失衡问题仍然显著^[1]。为有效化解这一问题, 党和国家深入实施创新驱动发展战略, 强化战略科技力量, 促使科技创新成为带动区域转型升级、实现地区经济协同发展的关键动能。在此过程中, 数字金融发展为科技创新提供了关键金融资源支持, 最大化提高科技创新潜能, 进一步提升区域经济发展水平。那么, 科技创新是否真正能够促进区域经济发展? 数字金融在其中又会产生何种作用? 对上述问题的回复, 有助于为发挥科技创新潜能、促进区域经济高质量发展具有重要作用。

1 理论分析

1.1 科技创新对区域经济发展的影响

理论而言, 科技创新有助于提高全要素生产率、扩大就业范围与推动绿色发展, 进而促进区域经济快速发展。其一, 科技创新有助于加速新工艺、新技术引入, 为当地企业提供充足的劳动力、丰富的金融资源与先进的技术^[2], 从而加快资源要素合理配置, 提高社会全要素生产率。在此过程中, 地区科技创新活动会淘汰高耗能产业, 加快优质资源向先进的新兴产业转移, 促进产业结构升级, 推动区域经济稳定发展。其二, 科技创新有助于促进新产业、新模式与新市场产生, 助力区域经济快速发展。细言之, 科技创新衍生出新模式、新业态能够为地区经济发展提供新动能, 创造较多就业机会、扩大就业范围, 进而加

快地区经济快速发展。其三, 科技创新更有助于加快清洁能源的高效利用, 减少资源浪费与环境污染, 加快绿色低碳转型, 助力区域经济高质量发展。为此, 本文提出如下假设:

H1: 科技创新水平提高有助于促进区域经济发展。

1.2 数字金融的调节效应分析

数字金融以区块链、大数据、云计算等新一代信息技术为支撑, 融入传统金融领域, 形成金融与科技相结合的新型业态^[3], 对于加快科技创新对区域经济发展具有一定调节作用。一方面, 数字金融可借助新一代信息技术, 为地区科技创新企业提供金融资源, 并解决初创企业创新资金不足问题, 进而激励企业不断研发创新, 提高科技创新成果, 为推动区域经济发展提供新动能。另一方面, 数字金融可降低代理成本、提高信息透明度, 促进产业生产要素合理配置, 助力科技创新发展, 进而缓解地区科技创新难题, 加快区域经济快速发展。因此, 本文提出如下研究假设:

H2: 在科技创新促进区域经济发展过程中, 数字金融具有较好的调节效应。

2 研究设计

2.1 模型构建

为检验科技创新对区域经济发展的具体影响程度, 借鉴现有研究成果^[4], 构建如下基准回归模型:

$$Egdp_{it} = \alpha_0 + \beta_1 RD_{it} + \beta_2 Ctr_{it} + \sum Year + \sum Erea + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式中: 下标 i 、 t 分别指代地区和年份; $Egdp_{it}$ 为被解释变量, 区域经济发展指数; RD_{it} 为核心解释变量, 科技创新; Ctr_{it} 为一系列控制变量; $\sum Year$ 、 $\sum Erea$ 分别为时间固定效应和地区固定效应; ε_{it} 为随机误差项; α_0 为常数项; β 为各参数系数。

进一步地，为考察数字金融的调节效应，构建如下调节效应模型：

$$Egdp_{it} = \delta_0 + \delta_1 RD_{it} + \delta_2 fin_{it} + \delta_3 RD_{it} \times fin_{it} + \delta_4 Ctr_{it} + \sum Year + \sum Erea + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

式中， fin_{it} 指代数字金融， δ_0 为常数项， δ_1 、 δ_2 、 δ_3 、 δ_4 均为各变量待估参数，其他变量含义同上。

2.2 变量选取

本文被解释变量为区域经济发展（ $Egdp$ ），以地区生产总值作为代理变量。核心解释变量为科技创新（ RD ），以研发投入作为衡量指标。调节变量为数字金融（ fin ），使用由北京大学数字金融研究院发布的各省数字普惠金融指数除以100加以表征。此外，为避免外部因素对区域经济发展产生影响而导致研究结果存在偏差，本文还选取如下控制变量：（1）人口规模（ hum ），使用各地区年末常住人口数量代表；（2）对外开放水平（ fdi ），以外商直接投资对数值测算；（3）政府干预（ fds ），以地方财政支出占地区生产总值之比表征。

2.3 数据来源

拟以2010—2022年中国30个省级面板数据作为研究样本（西藏、港澳台数据未列入），进行实证分析。数据主要来自《中国统计年鉴》《中国区域科技创新评价报告2022》、各省统计年鉴、北京大学数字金融研究中心、中经网数据库。部分缺失数据通过插值法补齐。在此过程中，对所有连续变量进行1%和99%缩尾处理。

3 实证结果分析

3.1 基准回归分析

通过公式（1），对科技创新与区域经济发展的关系展开实证检验，研究结果见表1。其中，列（1）为加入核心解释变量，且控制时间、地区固定效应，但未加入控制变量的回归结果；列（2）为在列（1）基础上加入控制变量的回归结果。研究发现，无论是否加入控制变量，科技创新始终对区域经济发展具有积极的促进效应，由此，H1得证。细究其因，科技创新活动的开展，可提升地区全要素生产率，促进产业结构转型，助力区域经济快速发展。从控制变量回归结果看，人口规模对区域经济发展的影响显著为负，表明人口规模增长会增加地区压力，不利于区域经济快速发展；对外开放水平与政府干预的回归系数均显著为正，表明提高对外开放水平与增加政府干预可以对区域经济带来积极的促进作用。

表1 科技创新对区域经济发展的基准回归结果

变量	(1)	(2)
RD	0.4693*** (4.68)	0.5125*** (6.03)
hum	-	-0.2152*** (-7.03)
fdi	-	0.0435*** (6.02)
fds	-	0.1428*** (7.55)
双重固定效应	是	是
AR (2)	0.1865	0.2043
Sargan	0.0145	0.6055
常数项	6.0315*** (5.44)	7.4312 (0.54)
R^2	0.7302	0.7088
样本量	390	390

注：***代表1%的显著性水平；（）数值为t。下同。

3.2 稳健性检验

为检验基准回归结果是否科学、可靠，本文通过如下方式展开稳健性检验。第一，更换核心解释变量的测算方法。借鉴现有研究成果^[5]，利用授权专利数的对数（ $\ln pat$ ）衡量科技创新水平，并进行进一步的回归分析，具体结果见表2列（1）。第二，将核心解释变量滞后一期。由于科技创新活动具有滞后性，前一期的科技创新可能对当期区域经济发展带来影响。因此，对科技创新进行滞后一期处理，据此展开回归检验，结果见表2列（2）。第三，剔除部分研究样本。由于北京、上海、天津、重庆四大直辖市本身具有良好发展环境，科技创新能力较强，故这类样本的数据可能对结果产生偏误。为此，剔除四大直辖市，进一步回归分析，结果见表2列（3）。通过上述检验发现，科技创新始终对区域经济发展具有积极促进作用。

表2 稳健性检验结果

变量	更换测算方法 (1)	核心解释变量滞 后一期(2)	(3) 剔除部 分研究样本
$\ln pat$	0.5067*** (4.36)		
RD_{t-1}		0.4929*** (3.55)	
RD			0.5179*** (4.23)
控制变量	控制	控制	控制
双重固定 效应	是	是	是
R^2	0.8674	0.7249	0.7943
样本量	390	390	390

3.3 异质性检验

考虑到不同地区经济发展环境存在较大差异,可能导致科技创新对对不同地区经济发展带来差异化影响。是以,参照国家统计局划分标准,将研究样本所属地区划分为东部、中部与西部三大地区,据此探讨科技创新对区域经济发展的影响。表3列(1)(2)(3)为此次实证结果。分析可知,科技创新对东部、中部与西部地区经济发展的影响系数分别为0.5502、0.2356与0.1053,且均至少通过5%水平检验,表明科技创新对三大地区经济发展影响作用存在差异,呈现出东部地区最大、中部地区次之、西部地区最小的特征。

表3 异质性检验

变量	东部(1)	中部(2)	西部(3)
<i>RD</i>	0.5502*** (4.45)	0.2356*** (6.09)	0.1053** (3.88)
控制变量	是	是	是
双重固定效应	是	是	是
R ²	0.6300	0.6792	0.6439
样本量	169	78	143

3.4 调节效应检验

为进一步考察科技创新对区域经济发展的作用机制,依据前文理论分析,将数字金融作为调节变量,引入科技创新与数字金融的交互项,利用公式(2)展开进一步讨论,具体结果见表4。观察检验结果可知,无论是否加入控制变量,科技创新与数字金融的交互项系数均为正且在1%水平上显著,说明数字金融有显著正向调节效应。此时,H2得证。

表4 调节效应检验结果

变量	(1)	(2)
<i>RD</i>	0.4082*** (6.14)	0.3548*** (4.56)
<i>fin</i>	0.4096*** (5.02)	0.4688*** (5.43)
<i>RD</i> × <i>fin</i>	0.0642*** (3.08)	0.0496*** (3.15)
控制变量	否	是
双重固定效应	是	是
R ²	0.6588	0.7366
样本量	390	390

4 结论与建议

使用2010—2022年中国30个省份面板数据,实证检验科技创新对区域经济发展的影响,以及数字金融在其中的调节效应。研究发现,科技创新活动的开展有助于促进区域经济发展,该结论通过稳健性检验;科技创新对区域经济发展的影响存在明显区域差异性,对东部影响最强,中部次之,西部最后。调节效应结果表明,数字金融发展水平越高,越有助于增强科技创新对区域经济发展的积极效应。有鉴于此,提出如下建议。第一,增加科技创新投入力度。政府与高校应联合构建工学结合、校企合作模式,增加财政支持,培养高素质的人才促进区域经济发展。第二,完善数字金融支持体系。政府应打造以“普惠”为主的税收优惠政策体系,开发新的税收优惠政策工具,支持和激励企业加大创新投入,推动区域经济发展。第三,优化科技创新环境。相关地区应积极尝试打造科技成果跨区域转移合作模式,将东部先进科技创新成果引入中西部,加快完善中西部科技创新环境,促进区域经济发展。

参考文献:

- [1] 李杰,徐楠.新质生产力视域下碳排放权交易对绿色高质量发展发展的影响研究[J].科技管理研究,2024(14):214-223.
 - [2] 李力.科技创新对区域经济发展影响研究——基于中国省级面板数据的实证分析[J].价格理论与实践,2023(2):184-187.
 - [3] 孔德源,龙云安,罗紫阳,等.数字金融对企业供应链韧性的影响研究——来自中国上市公司的经验证据[J].当代金融研究,2024(8):89-107.
 - [4] 贾云赞.数字普惠金融、财政补贴与农民农村共同富裕[J].统计与决策,2024(15):16-21.
 - [5] 戴宏伟,赵云晗.区域双核结构对城市群科技创新的影响——基于空间杜宾模型的实证分析[J].河南社会科学,2024(9):12-24.
- 作者简介:**
高凯源(1998.1.22—),女,汉族,河南郑州人,硕士,郑州科技学院,助教,研究方向:数字经济。