

数字普惠金融、空间外溢与经济发展质量 ——兼论市场化的门槛效应

秦梦¹, 宋玉冰^{2,3}

(1. 青岛大学 马克思主义学院, 山东 青岛 266071; 2. 青岛银行股份有限公司, 山东 青岛 266199;
3. 中国海洋大学 管理学院, 山东 青岛 266102)

摘要: 基于2011—2019年的省级面板数据,以空间杜宾模型为基础计量手段,就数字普惠金融对我国经济发展质量的影响展开探究并对其进行效应分解,而后运用门限模型就市场化水平的门槛效应进行检验。首先,不论是我国数字普惠金融还是经济发展质量,都在空间上存在一定的正向溢出效应。其次,发展数字普惠金融对所在区域的经济发展质量提高具有显著的积极作用,并且这种积极作用主要是从直接影响中体现出来,而其间接作用并不显著。最后,数字普惠金融对经济发展质量的影响在不同市场化水平下表现出明显的异质性特征,在处于市场化程度较为深入的区间内,发展数字普惠金融对区域经济高质量发展的积极作用也可以得到更好释放。

关键词: 数字普惠金融; 经济发展质量; 空间杜宾模型; 市场化

中图分类号: F124.6 **文献标志码:** A **文章编号:** 2095-0098(2023)06-0016-10

一、引言

改革开放以来,我国的经济发展已经取得了较大突破,不仅国内生产总值(GDP)已经多年稳居全球第二大经济体,人均收入水平也与高收入国家逐渐缩小。随着我国经济发展逐渐向高质量发展转型,提升经济高质量发展水平也成为社会各界所重点关注的议题。金融是实体经济的血脉,一国金融部门也是整个宏观经济最重要的构成部分之一,发展金融业也是提升一国经济高质量发展水平的重要动能。进入数字经济时代后,随着各个发展领域的数字化转型,金融业的数字化进程也得到了拓展,数字金融成为信息技术与传统金融业相结合的最具代表性的产物,也是未来国际经济竞争的主要阵地之一。作为新时代金融服务的典型代表,普惠金融是从联合国的倡议中发展而来的,在近几年我国的民生工程表现出较为多元化的应用方式。数字普惠金融的发展促进了传统普惠金融运用方式的变迁与优化,数字普惠金融具有高度的数字化特征,其在普惠金融发展的基础之上叠加了云计算、大数据等数字技术,使传统普惠金融服务的局限性得到较好完善^[1]。随着我国数字化进程不断加速推进,数字普惠金融受到了越来越多的关注。发展数字普惠金融是否可以成为促进各省经济高质量发展的有效助力?在这两者的关系之间,市场化改革是否可以起到一定的推动作用?笔者对此进行研究,并对当下相关领域的既有结论作出一定程度的完善,以期相关部门提供参考。

收稿日期: 2023-03-26

基金项目: 国家社会科学基金项目“我国五年规划下产业扶持政策对股票市场持续性影响的时空演变研究”(20BJY021)

作者简介: 秦梦(1994—),山东青岛人,博士,副教授,研究方向为国际政治经济学;宋玉冰(通信作者)。

二、文献综述

(一) 数字普惠金融与经济高质量发展

关于数字普惠金融与经济高质量发展之间的研究已有较为丰富的成果。从创新视角看,谢绚丽等(2018)^[2]认为,发展数字普惠金融可以进一步扩展金融业的覆盖广度,加大对欠发达地区的资金扶持力度,同时也会起到激发企业创新活力的正向激励作用。徐子尧等(2020)^[3]认为,发展数字普惠金融可以对消费规模产生正向刺激,也可优化信贷结构与信贷资源配置,促进区域创新能力提升。郑雅心(2020)^[4]研究发现,发展数字普惠金融可对当地教育水平以及基础设施建设起显著促进作用,从而进一步提升区域内平均薪酬水平,对创新产出起到有效的刺激作用。可以看出,发展数字普惠金融能够通过多种维度刺激企业创新以及区域发展,并提升当地经济发展质量。杨亚平和赵昊华(2021)^[5]指出,发展数字普惠金融可以有效优化资金配置水平,引导企业资金流动高效化,避免资金空转,也可以激发企业生产经营中的创新活力,推进企业数字化转型。

从产业结构优化转型视角看,李春发等(2020)^[6]发现,发展数字普惠金融可以有效节约交易成本、调整需求结构,促使产业结构优化升级。张庆君和黄玲(2021)^[7]认为,发展数字普惠金融能够推动当地产业结构高级化。李优树等(2022)^[8]指出,提升数字普惠金融发展水平在空间层面上具有正向溢出效应,对当地的产业结构优化升级起到促进作用。

从全要素生产率视角看,惠献波(2021)^[9]认为,发展数字普惠金融可以显著提高城市内的全要素生产率水平。贺茂斌和杨晓维(2021)^[10]通过实证分析发现,发展数字普惠金融能够提高金融服务效率,进一步促进全要素生产率提升,在这种缓解金融排斥以及优化资源配置效率的双向作用之下,我国经济高质量发展水平也可以得到显著提升。

(二) 市场化水平与经济高质量发展

市场化程度对经济高质量发展水平的影响主要从以下两个角度展开:首先是市场化水平本身的量化分析。樊纲等(2011)^[11]基于政府与市场之间的关系、非国有经济发展、产品市场发育程度、要素市场发育程度、市场中介组织以及法律制度环境五个层面构建市场化评价指标体系,这也是多数文献所采用的市场化程度评价标准;然后是市场化水平对提高经济高质量发展水平产生影响的具体机制。张明龙(2020)^[12]指出,不断深入的市场化进程可以有效节约绿色投资过程中的信息成本消耗,由此绿色投资收益便会得到进一步提升,进而提高经济高质量发展水平。陈诗一和刘文杰(2021)^[13]通过研究之后指出,要素市场化改革是进一步提升市场化水平的重要路径,其同时也是提升经济高质量发展水平的必经之路。邵帅和李兴(2022)^[14]则认为,当市场化程度不断提高时,市场导向型低碳政策对于经济高质量发展水平的促进作用也会受到积极影响。

(三) 文献述评

已有研究从创新、产业结构优化转型、全要素生产率等视角探讨数字普惠金融与经济高质量发展之间的关系,鲜有学者将空间外溢效应考虑在内,并进一步讨论其短期和长期的直接效应与间接效应,将弥补这一不足。此外,尽管已有研究探讨了市场化水平与经济高质量发展的关系,但尚未有研究将其作为门限变量讨论数字普惠金融对经济高质量发展的影响,将探索市场化改革是否能对其起到一定的推动作用。

三、指标选择、模型设定以及描述性统计

(一) 指标选择与数据说明

选用2011—2019年中国各省份(除西藏)的年度数据,数据来源于WIND咨询数据库及各省统计年鉴。各个变量的定义与选择如下:

1. 被解释变量。关于经济高质量发展的测度,学术界并未形成一种统一的衡量方式,为了规避指标赋权可能存在的主观性,参考陈诗一和陈登科(2018)^[15]、陈磊等(2021)^[16]、蒋伟和张丽琼(2021)^[17]、贾洪文和聂沛瑶(2022)^[18]、龙春涛等(2023)^[19]、纪明等(2022)^[20]的方法,选取人均GDP衡量经济发展质量。

2. 解释变量。选取北京大学数字普惠金融指数对数字普惠金融发展水平进行测度,该指数是目前国内最具权威性的指标之一。

3. 控制变量。参考宋玉茹(2022)^[21]的研究,选取政府规模及二次项、全要素生产率、失业水平、经济开放水平、产业结构及城镇化水平作为控制变量。

4. 门槛变量。参考樊纲等(2003; 2021)^{[11][22]}的市场化指数对市场化程度进行测度,该指数越大意味着市场化程度越高,反之亦然。

表 1 变量定义与说明

变量类型	变量名称	变量符号	变量说明
被解释变量	经济发展质量	Agdp	人均实际 GDP
解释变量	普惠金融发展水平	Index	北京大学数字普惠金融发展指数
	政府规模	Govern	政府财政支出/地区生产总值
	政府规模的二次项	Govern2	政府规模的平方项
	全要素生产率	Product	各省全要素生产率
控制变量	失业水平	Unemploy	各省统计失业率
	经济开放水平	Open	进出口额之和/生产总值
	产业结构	INS	第三产业产值/第二产业产值
	城镇化水平	Urban	各省年度城镇化率
门槛变量	市场化程度	Mar	各省市场化指数

(二) 模型设定

1. 空间面板模型。引入全局莫兰指数(Moran's I)检验变量间的空间依赖性,如式(1)所示:

$$\text{Moran I} = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} (X_i - \bar{X}) (X_j - \bar{X})}{S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij}} \quad (1)$$

式(1)中 n 代表所包含的区域总数,即 $n = 30$ 。 W 指的是空间权重矩阵,分别选取地理距离权重矩阵(W_1)、空间经济距离权重矩阵(W_2)和地理与经济距离嵌套矩阵(W_3),三种矩阵的计算方式详见宋玉茹(2022)^[21]。此外,莫兰指数的取值范围在 -1 到 1 之间,数值越大表明变量的空间正相关性越强^[23]。

进一步构建空间计量模型对空间效应展开分析。在模型设定之前,假设最优空间计量回归模型为空间杜宾模型(SDM),具体形式如式(2)所示:

$$\text{Agdp}_{it} = \alpha_0 + \rho W \text{Agdp}_{it} + \beta_1 \text{Index}_{it} + \beta_2 X_{control} + \delta W \text{Index}_{it} + \delta_1 W X_{control} + \mu_i + \varphi_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$(i = 1, \dots, n; t = 1, \dots, T)$

式(2)中, $X_{control}$ 代表所选取的一系列控制变量, ρ 为空间自回归系数, δ 是解释变量空间滞后项的系数向量, μ_i 和 φ_i 是指时间效应与空间效应。

此外,为解决内生性问题,且将前期行为的影响考虑在内,进一步构建动态空间面板模型,如式(3)所示:

$$\text{Agdp}_{it} = \alpha_0 + \tau \text{Agdp}_{it-1} + \gamma W \text{Agdp}_{it-1} + \rho W \text{Agdp}_{it} + \beta_1 \text{Index}_{it} + \beta_2 X_{control} + \delta W \text{Index}_{it} + \delta_1 W X_{control} + \mu_i + \varphi_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$(i = 1, \dots, n; t = 1, \dots, T)$

对比式(2),动态空间面板模型增加了被解释变量的滞后项。为准确观测空间效应,进一步对式(3)进行偏微分矩阵运算,如式(4)所示:

$$\text{Agdp}_{it} = (I - \rho W)^{-1} (\tau I + \gamma W) \text{Agdp}_{it-1} + (I - \rho W)^{-1} [\delta W \text{Index}_{it} + \delta_1 W X_{control} + \beta_1 \text{Index}_{it} + \beta_2 X_{control}] + (I - \rho W)^{-1} R \quad (4)$$

式(4)中 I 表示单位矩阵 R 指的是误差、截距、时间效应以及空间效应的综合项。进行偏微分矩阵运算后,可以得到被解释变量对第 k 个解释变量的偏导矩阵:

$$\begin{aligned}
 & \left[\frac{\partial E(Agdp_{it})}{\partial Index_{1k}}, \frac{\partial E(Agdp_{it})}{\partial Index_{2k}}, \dots, \frac{\partial E(Agdp_{it})}{\partial Index_{Nk}} \right] \\
 = & \begin{bmatrix} \frac{\partial E(Agdp_1)}{\partial Index_{1k}} & \frac{\partial E(Agdp_1)}{\partial Index_{2k}} & \dots & \frac{\partial E(Agdp_1)}{\partial Index_{Nk}} \\ \frac{\partial E(Agdp_2)}{\partial Index_{1k}} & \frac{\partial E(Agdp_2)}{\partial Index_{2k}} & \dots & \frac{\partial E(Agdp_2)}{\partial Index_{Nk}} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ \frac{\partial E(Agdp_N)}{\partial Index_{1k}} & \frac{\partial E(Agdp_N)}{\partial Index_{2k}} & \dots & \frac{\partial E(Agdp_N)}{\partial Index_{Nk}} \end{bmatrix} \quad (5) \\
 = & (I - \rho W)^{-1} \begin{bmatrix} \beta_k & W_{12}\delta_k & \dots & W_{1n}\delta_k \\ W_{21}\delta_k & \beta_k & \dots & W_{2n}\delta_k \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ W_{n1}\delta_k & W_{n2}\delta_k & \dots & \beta_k \end{bmatrix}
 \end{aligned}$$

从式(5)能够得出, $\frac{\partial E(Agdp_{it})}{\partial Index_{kii}}$ 是直接效应, $\sum_{j=1}^n \frac{\partial E(Agdp_{it})}{\partial Index_{kjt}}$ 是总效应,两者之差 $\sum_{j=1}^n \frac{\partial E(Agdp_{it})}{\partial Index_{kjt}} - \frac{\partial E(Agdp_{it})}{\partial Index_{kii}}$ 即为间接效应。

2. 门限回归模型。进一步引入门限回归模型对市场化水平的门槛效应进行分析,该模型的构建如式(6)所示:

$$Agdp_{it} = \mu_0 + \mu_1 Index_{it} I(Mar \leq \gamma) + \mu_2 Index_{it} I(Mar > \gamma) + \mu_3 X_{control} + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

式(6)中 Mar 指的是市场化水平, γ 是门限值。并且,式(6)仅为包含单一门限的基本回归方程,如果 $Mar_{it} \leq \gamma$ 则 $I=1$,反之 $I=0$ 。若存在多个门限值,该模型构建如式(7)所示:

$$Agdp_{it} = \mu_0 + \mu_1 Index_{it} I(Mar \leq \gamma_1) + \mu_2 Index_{it} I(\gamma_1 < Mar \leq \gamma_2) + \mu_3 Index_{it} I(Mar > \gamma_2) + \mu_4 X_{control} + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

(三) 描述性统计

在进行实证检验前,需对所选变量进行描述性统计,以获得较为直观的了解,描述性统计结果如表2所示。从中可以看出,所选取的各个变量均包含 270 个样本观测值,且异常值并不明显。

表 2 描述性统计

变量	样本观察值	均值	标准差	最小值	最大值
Agdp	270	34346.060	18016.360	10204.500	108634.100
Index	270	203.357	91.567	18.330	410.281
Govern	270	0.270	0.119	0.120	0.760
Product	270	1.739	0.732	0.155	2.900
Unemploy	270	3.249	0.643	1.210	4.470
Open	270	0.279	0.296	0.012	1.464
INS	270	2.366	0.128	2.166	2.832
Urban	270	57.322	12.350	34.960	89.600
MAR	270	6.688	1.925	2.371	11.109

四、实证结果与分析

(一) 空间自相关性检验

表 3 是全局莫兰指数,从中可以看出:在三种权重矩阵下,两个变量的莫兰指数都是正值,意味着我国各个省份的数字普惠金融发展与经济发展质量水平均表现出正向的空间相关性。

表 3 全局莫兰指数表

年份	权重矩阵: W_1		权重矩阵: W_2		权重矩阵: W_3	
	Index	Agdp	Index	Agdp	Index	Agdp
2011 年	0.110*** (3.261)	0.112*** (3.363)	0.365*** (3.846)	0.329*** (5.978)	0.112*** (5.026)	0.114*** (3.098)
2012 年	0.132*** (5.586)	0.111*** (5.218)	0.358*** (5.952)	0.333*** (3.031)	0.134*** (3.899)	0.113*** (4.063)
2013 年	0.128*** (5.827)	0.109*** (3.653)	0.350*** (5.518)	0.337*** (5.739)	0.129*** (4.364)	0.111*** (5.313)
2014 年	0.128*** (3.231)	0.106*** (4.818)	0.352*** (4.019)	0.336*** (4.902)	0.130*** (4.397)	0.108*** (3.601)
2015 年	0.101*** (3.348)	0.104*** (5.781)	0.363*** (5.818)	0.333*** (4.410)	0.103*** (5.174)	0.106*** (5.723)
2016 年	0.123*** (3.467)	0.102*** (5.998)	0.353*** (3.81)	0.326*** (5.009)	0.125*** (4.506)	0.104*** (3.155)
2017 年	0.129*** (3.447)	0.101*** (4.259)	0.309*** (5.826)	0.320*** (5.178)	0.130*** (5.527)	0.103*** (5.356)
2018 年	0.140*** (3.865)	0.100*** (3.829)	0.280*** (4.086)	0.315*** (3.879)	0.141*** (4.093)	0.102*** (4.711)
2019 年	0.144*** (5.677)	0.099*** (4.041)	0.278*** (4.619)	0.310*** (3.741)	0.145*** (5.466)	0.101*** (3.314)

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著 括号内为 t 统计量。

(二) 空间计量结果分析

1. 诊断性检验。在运用空间计量模型进行回归前,必须进行诊断性检验,其结果如表 4 所示。首先,在三种权重矩阵下,LM 统计量基本上都通过了显著性检验,且空间滞后模型的显著程度显著高于空间误差模型,因此前者较后者更适用本文研究。其次,根据豪斯曼检验结果,固定效应较随机效应更优。再次,Wald 检验结果指出空间杜宾模型无法向空间滞后或误差模型转化。最后,由于所有 LR 统计量均通过了显著性测试,可以将研究模型扩展为双向固定效应模型。综合上述分析,最终选取双向固定效应下的空间杜宾模型来探讨数字普惠金融对经济发展质量的空间效应。

表 4 空间计量模型诊断性检验

诊断性检验	权重矩阵: W_1		权重矩阵: W_2		权重矩阵: W_3	
	Value	P - Value	Value	P - Value	Value	P - Value
LM - lag	32.500***	0.0000	13.928***	0.0000	32.979***	0.0000
Robust LM - lag	13.418***	0.0000	14.258***	0.0000	24.225***	0.0000
LM - error	19.116***	0.0000	2.527	0.112	9.924***	0.002
Robust LM - error	0.034	0.845	2.857*	0.091	1.171	0.279
Hausman test	70.87***	0.0000	99.77***	0.0000	76.17***	0.0000
LR - SDM - SAR	43.18***	0.0000	21.51***	0.0031	43.22***	0.0000
LR - SDM - SEM	41.36***	0.0000	25.77***	0.0006	41.38***	0.0000
LR - both - ind	101.85***	0.0000	130.70***	0.0000	102.32***	0.0000
LR - both - time	1165.47***	0.0000	918.72***	0.0000	1163.93***	0.0000

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著 括号内为 t 统计量。

2. 空间杜宾模型计量结果。表5绘制了空间杜宾模型的计量结果,列(1)、列(3)、列(5)代表三种权重矩阵下静态空间杜宾模型,列(2)、列(4)、列(6)则是三种权重矩阵下动态空间杜宾模型。就核心解释变量而言,无论何种权重矩阵、静态还是动态模型,数字普惠金融指数的系数均为正且在1%的水平上显著,意味着数字普惠金融的发展可以明显提升区域经济发展质量。就滞后项而言,空间滞后、时间滞后及时空滞后的系数都为正且显著。第一,相邻省份的经济发展质量水平可以对本省作出正向预判,表明我国经济高质量发展呈现出明显的空间集聚性;第二,我国经济发展质量水平表现出显著的路径依赖,本年度的经济发展质量水平能够对下一年度作出正向预判,表明实现经济高质量发展目标是一个长期积累的过程;第三,对于前一年度比较邻近的省份,其经济发展质量水平也能够对本省本年度产生正向预判,这是由于相邻或经济条件类似省份的经济发展具有溢出和示范双重效应。就控制变量而言,除失业水平、城镇化水平与产业结构的系数具有显著性外,其他控制变量在统计意义上均不显著。其中,失业水平的回归系数显著为负,表明失业率的上升会对经济高质量发展起阻碍作用;产业结构表现出显著的正向影响,这是由于产业结构高级化往往伴随着经济增长方式的转型升级;城镇化水平也呈现出显著的正向影响。

表5 空间面板模型回归结果

变量	权重矩阵: W_1		权重矩阵: W_2		权重矩阵 W_3	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Agdpt - 1	---	0.0025*** (3.01)	---	0.0018*** (3.51)	---	0.0025*** (3.62)
W^* Agdpt - 1	---	0.0321*** (3.49)	---	0.0050*** (3.48)	---	0.0322*** (3.49)
W^* Index	0.0332* (1.75)	0.0346* (1.83)	0.0167* (1.81)	0.0177* (1.80)	0.0328* (1.73)	0.0343* (1.81)
Index	0.0473*** (3.01)	0.0437*** (2.80)	0.0260*** (3.27)	0.0263*** (2.91)	0.0472*** (3.00)	0.0435*** (2.78)
Govern	-0.1617 (-0.71)	-0.1288 (-0.58)	-0.3693 (-1.34)	-0.3765 (-1.36)	-0.1536 (-0.68)	-0.1208 (-0.54)
Govern2	-0.0710 (-0.26)	-0.1482 (-0.55)	0.0859 (0.27)	0.0971 (0.30)	-0.0852 (-0.31)	-0.1631 (-0.61)
Product	0.0026 (0.55)	0.0031 (0.66)	0.0064 (1.19)	0.0063 (1.18)	0.0027 (0.56)	0.0032 (0.68)
Unemploy	-0.0122* (-1.95)	-0.0134** (-2.18)	-0.0175** (-2.49)	-0.0177** (-2.50)	-0.0127** (-2.04)	-0.0140** (-2.27)
Open	-0.0221 (-0.75)	-0.0220 (-0.73)	-0.0506 (-1.47)	-0.0596 (-1.61)	-0.0230 (-0.78)	-0.0231 (-0.76)
INS	0.2712*** (4.76)	0.2700*** (4.84)	0.2947*** (4.31)	0.2982*** (4.36)	0.2715*** (4.76)	0.2703*** (4.84)
Urban	0.0070*** (6.76)	0.0068*** (6.77)	0.0113*** (9.18)	0.0112*** (8.99)	0.0070*** (6.82)	0.0069*** (6.84)

注: *、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著,括号内为t统计量。

3. 数字普惠金融发展对经济发展质量的空间效应分解。如果不同省份之间存在空间溢出效应,即某个变量不仅对本省经济发展质量产生作用,还会对相邻或经济条件类似省份的经济发展质量造成影响。将数字普惠金融以及控制变量对经济发展质量的空间效应分解为直接与间接两个层面进行深入分析。

表6 数字普惠金融对经济发展质量影响的分解结果

矩阵类型	效应	Index	Govern	Govern2	Product
W_1	短期直接	0.047528*** (3.04)	-0.1496445 (-0.59)	-0.1407951 (-0.43)	0.0020514 (0.45)
	短期间接	-0.0116959 (-0.43)	0.829949 (0.24)	-3.542431 (-0.76)	0.0217039** (2.42)
	长期直接	0.043617*** (2.80)	-0.0895229 (-0.36)	-0.2905817 (-0.93)	0.0024832 (0.56)
	长期间接	-0.023817 (-0.84)	0.6403482 (0.18)	-4.514123 (-1.02)	0.0243849*** (2.73)

矩阵类型	效应	Index	Govern	Govern2	Product
W ₂	短期直接	0.0384459* (1.81)	-0.3572463 (-1.24)	0.0774286 (0.23)	0.0061414 (1.22)
	短期间接	0.028223 (1.44)	0.6052377 (0.47)	-0.8841631 (-0.54)	-0.0060368 (-0.89)
	长期直接	0.0384764* (1.73)	-0.3233962 (-1.12)	0.0301799 (0.09)	0.0060699 (1.22)
	长期间接	0.0285044 (1.44)	0.6703039 (0.50)	-0.9506006 (-0.57)	-0.0062264 (-0.96)
W ₃	短期直接	0.0474541*** (3.02)	-0.134091 (-0.52)	-0.1663011 (-0.50)	0.0021334 (0.47)
	短期间接	-0.0105795 (-0.39)	1.111598 (0.31)	-3.964608 (-0.84)	0.0216674** (2.40)
	长期直接	0.0434758*** (2.78)	-0.073506 (-0.29)	-0.3182907 (-1.01)	0.0025813 (0.58)
	长期间接	-0.0231531 (-0.81)	0.943615 (0.26)	-4.99348 (-1.10)	0.0244784*** (2.71)
矩阵类型	效应	Unemploy	Open	INS	Urban
W ₁	短期直接	-0.0124474* (-1.67)	-0.0132979 (-0.41)	0.2645236*** (4.10)	0.0082415*** (7.70)
	短期间接	-0.0153973 (-0.17)	0.2872712 (0.75)	0.2946433 (0.49)	0.0517564*** (3.48)
	长期直接	-0.0150213** (-2.10)	-0.0254332 (-0.75)	0.2634463*** (4.68)	0.0082086*** (7.22)
	长期间接	-0.0777551 (-0.87)	-0.1664454 (-0.47)	0.3675181 (0.59)	0.0511985*** (3.40)
W ₂	短期直接	-0.0206644*** (-2.89)	-0.0648069** (-1.97)	0.2410696*** (3.49)	0.011417*** (9.52)
	短期间接	-0.0803279*** (-3.00)	-0.3987566*** (-3.93)	1.353889*** (7.19)	0.0054254* (1.84)
	长期直接	-0.0202696*** (-2.78)	-0.0730443* (-1.92)	0.2476397*** (4.03)	0.0114997*** (9.05)
	长期间接	-0.0777695*** (-2.74)	-0.3643779*** (-3.15)	1.364099*** (7.01)	0.0051693* (1.65)
W ₃	短期直接	-0.0133557* (-1.79)	-0.0139605 (-0.43)	0.2631768*** (4.07)	0.0082481*** (7.73)
	短期间接	-0.0290649 (-0.32)	0.2949572 (0.76)	0.3586961 (0.59)	0.0494205*** (3.34)
	长期直接	-0.0160104** (-2.23)	-0.0265324 (-0.78)	0.2620788*** (4.64)	0.0082252*** (7.25)
	长期间接	-0.0923741 (-1.00)	-0.1653352 (-0.46)	0.4281707 (0.68)	0.0489714*** (3.27)

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著 括号内为 t 统计量。

表 6 是 SDM 模型之下的空间效应分解结果。就数字普惠金融发展而言,其对于经济发展质量的直接影响较为明显,但是间接影响相对并不显著。不仅如此,短期直接影响的系数比长期直接影响的系数略大,但是差异并不明显。根据结果可以认为,数字普惠金融对经济高质量发展的影响以直接影响为主,并不是以空间溢出效应为主,因此,发展数字普惠金融会对当地的经济高质量发展产生直接的积极促进作用,并且这种正向影响作用在短期和长期中存续相当;也可以认为,在短期和长期内,发展数字普惠金融都可以对当地经济高质量发展水平带来显著且稳定的正向影响。正如前文所述,发展数字普惠金融对推动区域创新水平提升、促进产业结构优化、加快区域全要素生产率水平的提升都可以起到明显的积极作用,但是目前这种作用还并未通过空间外溢效应影响到地理位置临近的区域或经济条件类似的区域,这说明当前我国各省发展数字普惠金融尚未形成完善的空间外溢作用路径,有待在未来数字基础设施建设完善、数字金融发展制度调整时得到转变。此外,政府支出对经济发展质量的空间效应并不明显,有待深入。

在 W₁、W₃ 权重矩阵之下,全要素生产率的间接效应相当明显,说明邻近省份更易发挥全要素生产率对

经济发展质量提升的空间溢出效应,即在市场机制之下生产资源更易从先进省份外溢到周边省份。就失业率看,在 W_1 与 W_3 权重矩阵之下,失业水平对经济发展质量表现显著的直接效应,并且从系数看,其长期影响更大;但在 W_2 权重之下,间接影响也表现出来,主要原因是在经济条件类似的省份中,由于产业构成、人力资本、基础设施所表现出的相似性,一个省份失业水平的增加可能会恶化另一个省份的就业条件,进而阻碍经济高质量发展。不仅如此,就经济开放程度而言,在 W_2 权重矩阵之下,其对经济发展质量会造成明显的直接或间接的削弱作用,说明在经济开放程度影响经济高质量发展时,经济因素起到了至关重要的作用。对产业结构而言,长期与短期的直接影响系数相近,说明产业结构优化对经济发展质量的直接效应在短期与长期中均能持续发挥作用,但 W_2 权重矩阵之下的间接影响也十分显著,这说明产业结构向上调整对区位限制具有一定的突破作用,在经济发展程度相当的地区更易发挥产业结构向上调整对经济高质量发展的空间溢出效应。最后,就城镇化水平而言,在三类权重矩阵之下,城镇化水平对经济发展质量提升呈现出显著的空间特征,意味着在我国实现经济高质量发展的进程中,城镇化水平是不可忽视的重要因素,即城镇化率的提高能够有效推动区域经济发展质量的提升。

(三) 门限回归分析

进一步引入门限回归模型。运用 Bootstrap 反复抽样检验 Mar 的门槛特征,结果如表 7 所示。从中可以看出,Mar 的双门槛特征显著,门槛值分别是 4.520 和 6.360。基于此,可以将总样本划分为 $(2.371852, 4.520]$ 、 $(4.520, 6.360]$ 和 $(6.360, 11.10926]$ 这一结论与梁琦等(2021)^[24]的研究相符。

表 7 市场化的门槛特征检验结果

H_0	H_1	F 值	P 值	结论: 接受或拒绝 H_0
不存在门限	一个门限	22.32**	0.0133	拒绝
一个门限	两个门限	15.87*	0.0567	拒绝
两个门限	三个门限	7.83	0.691	接受

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著。

表 8 是双门限面板模型的回归结果。可知,数字普惠金融对经济发展质量的影响呈现显著的市场化异质性特征。在这三个区间内,数字普惠金融对经济发展质量表现显著的正向影响,但随着市场化程度提升,影响系数逐渐变大。当市场化指数大于 6.36 时,数字普惠金融指数的系数最大,说明在此区间内数字普惠金融的推动作用最大。主要原因是当市场化水平较低时,资源配置是以政府调控为主、市场为辅^[25],但数字普惠金融是金融市场化竞争下的金融创新,过度的宏观干预反而会限制其自身发展。而随着市场机制的逐步完善、基础设施逐渐落地、资源配置效率不断提升,数字信息等生产要素可以进一步遵照市场规律,以市场为导向配置到相关产业、行业甚至个人^[26-27],为经济带来更高质量发展。除此之外,从其他控制变量的回归结果看,当市场化水平较高时,政府支出对经济发展质量的作用表现出明显的倒“U”形特征,说明在此区间内政府适当投资会刺激经济发展质量提升,但过度投资所引起的“挤出”效应反而会削弱市场投资,拖累经济高质量发展,这与相关理论相符。不仅如此,还可以观察到,当市场化水平处于最高区间内,全要素生产率对经济发展质量有显著的正向影响,失业率的影响系数最低,产业结构高级化的提升效应最为明显,但城镇化水平的系数却最小。这说明在有效市场竞争下,全要素生产率、产业结构调整等都能对经济发展质量产生最大的提升效用,并且失业率对经济发展质量的削弱作用也会因市场化进程而逐渐减小。

表 8 市场化对经济发展质量的门限回归结果

变量	全样本	Mar4.520	4.520 < Mar6.360	6.360 < Mar
Index	0.1115797*** (6.53)	0.0688203*** (6.65)	0.0770383*** (10.03)	0.1254219*** (8.42)
Govern	-0.2395696 (-0.36)	-1.043613** (-2.47)	-5.188366*** (-5.18)	3.056236** (2.31)
Govern2	0.0532713 (0.08)	0.5257186 (1.48)	6.294276*** (5.33)	-6.126823** (-2.62)

变量	全样本	Mar4. 520	4. 520 < Mar6. 360	6. 360 < Mar
Product	0. 0139796 ^{**} (2. 63)	-0. 0059999 (-1. 05)	-0. 0045311 (-1. 17)	0. 018558 ^{***} (4. 88)
Unemploy	-0. 040557 ^{**} (-2. 22)	-0. 0048327 (-1. 56)	-0. 1004788 ^{***} (-3. 13)	-0. 0388313 ^{**} (-2. 29)
Open	-0. 3661275 ^{***} (-4. 64)	-0. 2356425 (-0. 92)	-0. 6723366 ^{**} (-2. 28)	-0. 2389572 ^{***} (-3. 42)
INS	0. 5664069 ^{**} (2. 43)	0. 4188871 (1. 86)	0. 3010348 (1. 65)	0. 9990902 ^{***} (4. 85)
Urban	0. 021131 ^{***} (2. 93)	0. 0322235 ^{***} (8. 91)	0. 0324009 ^{***} (7. 95)	0. 0108892 [*] (2. 00)
地区效应	Yes	Yes	Yes	Yes
时间效应	Yes	Yes	Yes	Yes
常数项	7. 471655 ^{***} (20. 23)	7. 518001 ^{***} (16. 06)	8. 660482 ^{***} (23. 27)	6. 652587 ^{***} (23. 06)
N	270	33	82	155

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著, 括号内为 t 统计量。

五、结论与对策建议

基于 2011—2019 年我国各省份面板经济数据, 以空间杜宾模型为主要计量手段, 考察数字普惠金融发展对经济高质量发展水平的影响, 并对这种影响进行效应分解, 而后基于门限回归模型考察当市场化水平处于差异区间时, 数字普惠金融发展对经济高质量发展水平的差异化影响。根据实证分析结果, 第一, 在我国不论是数字普惠金融发展还是经济高质量发展水平, 其在空间上存在一定的正向溢出效应; 第二, 发展数字普惠金融可为当地经济高质量发展水平提升表现积极的促进作用。并且这种积极影响主要为直接影响关系; 第三, 当市场化水平存在差异时, 发展数字普惠金融对经济高质量发展水平的影响作用也会产生异质性结果。当位于市场化程度较为深入的区间之内时, 发展数字普惠金融的积极促进效果会更为明显。

基于以上结论, 提出以下对策:

第一, 进一步推动数字化信息技术的研发激励, 拓展应用渠道, 大力提高数字普惠金融本身的技术创新水平。目前, 中国数字普惠金融的发展水平与发达国家相比还存在一定差距。而这种技术上的差距有时意味着巨大的发展鸿沟。应当进一步推进数字普惠金融和数字金融信息技术创新激励机制的现代化建设, 积极完善数字产业发展结构以及相关技术研发机构的发展链条, 加大创新人才的培养力度, 大力推动我国数字普惠金融发展。

第二, 构建协调稳定的区域数字普惠金融发展格局。各地要建立全面准确的数字普惠金融发展评价指标体系, 对各省份数字普惠金融发展程度进行客观评价, 制定健康稳定的发展目标, 架构协调、稳定的发展渠道, 破除空间发展壁垒, 推动数字信息技术资源在各个区域之间更为畅通的流动, 提升数字普惠金融在各个省份之间的协调水平以及发展平衡度。

第三, 适当进行政策倾斜, 加大落后地区数字普惠金融发展的扶持力度。数字普惠金融在欠发达地区往往发展迟缓。鉴于中国数字普惠金融发展在空间上具有明显的外溢性特征, 各个区域之间数字普惠金融发展的空间联动性应当得到充分考量。在制定与执行相关政策时, 应给予欠发达地区一定的政策倾斜度, 改善基础设施条件, 促进欠发达地区数字产业进一步发展。

第四, 完善市场基础设施建设, 构建以市场为导向的数字普惠金融发展体系。在市场化水平较高的区间内, 发展数字普惠金融有助于提高全要素生产率、优化产业结构, 进而为提高经济发展质量带来更大动能。因此, 在构建金融科技创新体系、数字普惠金融发展体系时应以市场为导向, 进一步激发企业的创新活力以及市场主体的经营活力, 确保市场可以在金融资源配置中发挥主导作用。

参考文献:

- [1]董玉峰,陈俊兴,杜崇东.数字普惠金融减贫:理论逻辑、模式构建与推进路径[J].南方金融,2020(2):64-73.
- [2]谢绚丽,沈艳,张皓星,等.数字金融能促进创业吗?:来自中国的证据[J].经济学(季刊),2018(4):1557-1580.
- [3]徐子尧,张莉沙,刘益志.数字普惠金融提升了区域创新能力吗[J].财经科学,2020(11):17-28.
- [4]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[J].经济问题,2020(10):53-61.
- [5]杨亚平,赵昊华.金融投资行为、数字普惠金融与企业创新[J].南方金融,2021(12):18-33.
- [6]李春发,李冬冬,周驰.数字经济驱动制造业转型升级的作用机理:基于产业链视角的分析[J].商业研究,2020(2):73-82.
- [7]张庆君,黄玲.数字普惠金融、产业结构与经济高质量发展[J].江汉论坛,2021(10):41-51.
- [8]李优树,李福平,李欣.环境规制、数字普惠金融与城市产业升级:基于空间溢出效应与调节效应的分析[J].经济问题探索,2022(1):50-66.
- [9]惠献波.数字普惠金融发展与城市全要素生产率:来自278个城市的经验证据[J].投资研究,2021(1):4-15.
- [10]贺茂斌,杨晓维.数字普惠金融、碳排放与全要素生产率[J].金融论坛,2021(2):18-25.
- [11]樊纲,王小鲁,马光荣.中国市场化进程对经济增长的贡献[J].经济研究,2011(9):4-16.
- [12]张明龙.市场化进程中绿色投资对经济高质量发展的空间效应研究:基于空间杜宾模型的实证分析[J].贵州财经大学学报,2020(4):89-100.
- [13]陈诗一,刘文杰.要素市场化配置与经济高质量发展[J].财经问题研究,2021(9):3-11.
- [14]邵帅,李兴.市场导向型低碳政策能否推动经济高质量发展?:来自碳排放权交易试点的证据[J].广东社会科学,2022(2):33-45.
- [15]陈诗一,陈登科.雾霾污染、政府治理与经济高质量发展[J].经济研究,2018(2):20-34.
- [16]陈磊,胡立君,何芳.要素流动、产业集聚与经济高质量发展的实证检验[J].统计与决策,2021(6):104-108.
- [17]蒋伟,张丽琼.流通产业效率对经济发展的影响及其空间效应研究[J].商业经济研究,2021(7):5-8.
- [18]贾洪文,聂沛瑶.数字普惠金融对区域经济发展的影响研究:基于中介效应检验的分析[J].吉林工商学院学报,2022(5):5-11.
- [19]龙春涛,宋香荣,王爱银.中国经济发展的区域不平衡及收敛性分析[J].统计与决策,2023(7):106-112.
- [20]纪明,曾曦昊,陈王豪.数字普惠金融的共同富裕效应研究:基于农民创业、就业增收视角[J].金融教育研究,2022(5):3-13.
- [21]宋玉茹.绿色金融、空间外溢与经济高质量发展:兼论市场化的门槛效应[J].经济论坛,2022(12):90-106.
- [22]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+89.
- [23]Yu L H, Chang J. Application of Hybrid Moran's I Index and SE Model on the Spatial Impact and Time Gradient Changes of Regional Development[J]. Journal of Physics: Conference Series, 2021(1):25-36.
- [24]梁琦,肖素萍,李梦欣.数字经济发展、空间外溢与区域创新质量提升:兼论市场化的门槛效应[J].上海经济研究,2021(9):44-56.
- [25]张治栋,张凯.市场化、增长目标约束与城市环境污染[J].华东经济管理,2023(1):62-72.
- [26]张虎,刘宇笛.中国要素市场化配置水平的动态演进、结构差异与收敛性研究[J].经济问题探索,2022(11):19-37.
- [27]彭刚,赵忠豪,刘孟含.数字经济对高质量发展的影响[J].金融教育研究,2022(1):47-56.

(下转第45页)

Research on the Influencing Factors and Hierarchical Structure of Citizen's Environmental Behavior of Rural Residents in the Public Domain

TENG Yuhua¹, LI Ning¹, DENG Yin-hui²

(1. School of Business, Jiangxi Normal University, Nanchang, Jiangxi 330022, China;

2. School of Economics and Management, Jiangxi Agricultural University, Nanchang, Jiangxi 330045, China)

Abstract: Based on the research data of rural residents in the National Ecological Civilization Test Zone (Jiangxi), this paper uses the regression analysis and interpretation structure model (ISM) to study the influencing factors and hierarchical structure of citizens' environmental behavior in the public domain. The study found that the environmental behavior of citizens in the public domain of rural residents is mainly influenced by new media environmental contact, digital literacy, self-efficacy, communication diffusion policy and political landscape. There are three paths of citizen environmental behavior in the public domain of rural residents: Path 1: digital literacy → new media environmental contact → self-efficacy → citizen environmental behavior in the public domain of rural residents; Path 2: Communication and diffusion policy → sense of self-efficacy → citizen environmental behavior in the public domain of rural residents; Path 3: Political Landscape → Civil Environmental Behavior in the Public Domain of Rural Residents.

Key words: Public domain pro-environmental behavior; Citizen environmental behavior; Interpretation structure model; Rural residents

(责任编辑:黎芳)

(上接第25页)

Digital Inclusive Finance Spatial Spillover and Quality of Economic Development

—On the Threshold Effect of Marketization

QIN Meng¹, SONG Yubin^{2,3}

(1. School of Marxism, Qingdao University, Qingdao, Shandong 266071, China;

2. Bank of Qingdao Company Limited, Qingdao, Shandong 266199, China;

3. Management College, Ocean University of China, Qingdao, Shandong 266102, China)

Abstract: Based on the provincial panel data from 2011 to 2019, this paper explores the impact of digital inclusive finance on the quality of China's economic development by using the spatial Durbin model as the basis of measurement and carries out the effect decomposition, and then employs the threshold model to test the threshold effect of marketization level. First of all, whether it is digital inclusive finance or the quality of economic development in China, there are certain positive spillover effects in space. Secondly, the development of digital inclusive finance has a significant positive effect on improving the quality of economic development in the region, and this positive effect is mainly reflected in the direct impact, while its indirect effect is not significant. Finally, the influence of digital inclusive finance on the quality of economic development shows obvious heterogeneity under different marketization levels. In the range with a deeper marketization degree, the positive effect of the development of digital inclusive finance on the high-quality development of regional economy could be better released.

Key words: Digital inclusive finance; Quality of economic development; Spatial Durbin model; Marketization

(责任编辑:罗序斌)