

中国数字普惠金融与省域经济增长 ——基于空间计量模型的实证研究

褚翠翠 佟孟华 李洋 费威¹

(东北财经大学 经济学院/经济计量与预测研究中心, 辽宁 大连 116025)

【摘要】: 在数字普惠金融蓬勃发展的时代背景下, 探究中国数字普惠金融对省域经济增长的影响, 有利于进一步把握数字普惠金融的发展方向, 为今后有针对性地制定区域性发展战略提供技术支持。文章利用 2011–2018 年中国省域面板数据, 通过构建空间计量模型探究中国数字普惠金融对省域经济增长的影响。研究结果表明, 数字普惠金融发展和经济增长均表现出显著的空间相关性, 而且在三种不同形式的空间权重矩阵下结论依旧成立; 进一步研究发现, 数字普惠金融的发展能够显著促进本省经济增长, 但是对临近省份存在负向的空间溢出效应, 在经过稳健性检验后上述结论依旧成立。此外, 结构分析表明覆盖广度、使用深度以及数字化服务支持程度均能有效促进本省经济增长, 但其空间溢出效应并不显著。

【关键词】: 数字普惠金融 经济增长 空间溢出效应

【中图分类号】: F064.1; F832 **【文献标识码】:** A **【文章编号】:** 1006–2912(2021)06–0179–12

一、引言

改革开放四十多年来, 中国经济飞速发展, 以年均 10% 的增长率跃居世界第二大经济体。由于中国经济发展的特殊性, 使得经济发展问题成为了学术界研究的热点。已有研究表明, 金融行业的蓬勃发展是中国经济保持高速增长的一个重要原因, 金融发展能够有效促进经济增长(谭儒勇, 1999; 李强和李书舒, 2017; Jedidia et al., 2014)^{[1][2][3]}。而数字普惠金融作为一种新兴的金融发展模式, 它与经济增长之间的关系也成了亟待探索的问题。

普惠金融的概念最早于 2005 年由联合国提出, 被定义为能有效、全方位、方便地为社会所有阶层和群体提供服务的金融体系。国内最早引入普惠金融概念的是中国小额信贷联盟, 2013 年 11 月发布的《中共中央关于全面深化改革若干重大问题的决定》正式提出发展普惠金融。2015 年底, 国务院发布了《推进普惠金融发展规划(2016–2020 年)》(以下简称《规划》)的通知, 普惠金融的发展由此得到了大力支持。从 2014 年到 2020 年, 普惠金融已经 6 次被写入政府工作报告, 足可以看出, 政府对普惠金融发展的重视程度。当前正值《规划》完成之际, 探究中国普惠金融的发展水平及其与经济增长之间的关系, 既是对普惠金融发展成果的检验, 也有利于进一步把握中国普惠金融的发展方向, 为今后有针对性地制定普惠金融发展战略提供支持。

¹**作者简介:** 褚翠翠(1995-), 女, 安徽蚌埠人, 东北财经大学经济学院博士研究生, 研究方向: 数理金融与实证金融;
佟孟华(1965-), 女, 吉林白城人, 东北财经大学经济学院/经济计量与预测研究中心教授、博士生导师, 研究方向: 数理金融与实证金融;
李洋(1988-), 男, 河南信阳人, 东北财经大学经济学院博士研究生, 研究方向: 数理金融与实证金融;
费威(1982-), 女, 辽宁鞍山人, 东北财经大学经济学院教授、硕士生导师, 研究方向: 经济优化。
基金项目: 国家社会科学基金重大项目“宏观经济稳增长与金融系统防风险动态平衡机制研究”(19ZDA094), 项目负责人: 史永东; 辽宁省社会科学规划基金一般项目“影子银行业务规模对商业银行系统性风险的影响机制研究”(L19BJY023), 项目负责人: 佟孟华

二、文献回顾

大量文献关于普惠金融对经济增长的影响进行了实证研究,研究结论大体分为促进经济增长和抑制经济增长两种观点。具体而言,Sarma 和 Pais (2011)^[4]的研究表明,普惠金融与经济发展具有强烈的正相关关系,而且普惠金融程度较高的社会将有助于减少收入不平等,提高文化水平。Kablan 和 Chhikara (2013)^[5]的研究表明普惠金融水平的提高能够减少贫困,消除区域失衡,实现经济的可持续、包容性增长。Kapoor (2014)^[6]认为普惠金融是一种均衡器,所有人都可以从中获益并为经济增长做出贡献。Ogechi 和 Olaniyi (2017)^[7]认为普惠金融在金融可及性和金融使用方面对经济多元化具有积极而显著的影响,是经济多元化的有力加速器。刘亦文等 (2018)^[8]运用固定效应面板门槛模型对 2005–2015 年的中国省级数据进行分析,研究发现普惠金融发展对经济增长存在双门槛效应,在不同的门槛值区间均对经济增长起到了积极的促进作用。郝云平和雷汉云 (2018)^[9]通过空间自回归模型对中国 31 个省域的空间面板数据进行实证分析,研究发现数字普惠金融存在强烈的空间相关性以及集聚效应,而且对经济增长具有显著的正向促进作用。尹志超等 (2019)^[10]采用中国家庭普惠金融调查数据,通过普通最小二乘法 (OLS) 和两阶段最小二乘法 (2SLS) 从地区层面研究中国家庭普惠金融的发展与影响,结果表明普惠金融与地区生产总值呈正相关关系。张勋等 (2019)^[11]运用 OLS 分别对农村和城镇两个样本进行分析,结果表明数字普惠金融通过缩小城乡收入差距从而促进中国的包容性增长。当然,也有一部分研究表明普惠金融的发展会抑制经济增长:Beck (2012)^[12]认为过多地关注金融部门的规模会导致以高波动性为代价的短期经济增长,相对过大的金融体系不会为实体经济带来增长效益。李涛等 (2016)^[13]基于跨国截面数据就普惠金融对经济增长的影响进行了实证研究,结果表明在普惠金融的各项指标中,金融中介融资指标对经济增长有显著的负面影响。我们发现,已有研究更多地采用了回归分析的方法,能够在一定程度上揭示普惠金融对经济增长的作用,但是却忽略了各经济体间的相互影响,尤其是省域层面的空间相关性。考虑到中国各地区的经济增长与周围省域经济增长的随机冲击有着密切关联(潘文卿, 2012)^[14],本文试图从空间计量的角度分析省域层面数字普惠金融对经济增长的影响。

对普惠金融发展水平进行准确的衡量和测算是研究普惠金融与经济增长关系的前提和首要条件。已有研究中关于普惠金融指数的测算主要是利用金融服务的覆盖范围、使用广度以及金融交易成本等指标进行构建的(Honohan, 2008; Arora, 2012; 陈银娥等, 2020)^{[15][16][17]},充分体现了“普”和“惠”的概念。同时我们也发现,现有文献更多的是从传统金融服务的角度来衡量普惠金融,没有充分考虑到互联网信息技术对金融行业的冲击,而创新性互联网金融正在成为普惠金融发展的内在动力,两者的发展密不可分。中国当前的普惠金融实践离不开创新性互联网金融的发展,为了对创新性互联网金融阶段的数字普惠金融进行定量刻画,北京大学数字金融研究中心根据综合性、均衡性、可比性、连续性和可行性等原则,从互联网金融服务的覆盖广度、使用深度和数字支持服务程度三个维度构建数字普惠金融指标体系,能够科学、全面地概括现阶段数字普惠金融的发展程度和均衡程度(郭峰等, 2020)^[18]。

综上所述,到目前为止,利用空间计量模型,从省域视角分析数字普惠金融与经济增长之间关系的研究尚显不足,且研究结论还没有达成共识。鉴于此,本文采用 2011–2018 年中国 31 个省份(港、澳、台除外)的面板数据,运用空间计量模型对中国数字普惠金融与省域经济增长的关系进行探究,不仅丰富了数字普惠金融与经济增长之间关系的研究文献,而且更加深刻地认识到空间溢出视角下数字普惠金融对省域经济增长的影响。

三、研究设计

(一)变量选择

1. 被解释变量。

本文的被解释变量为经济增长指标,参考现有文献的通行做法(蔡昉和都阳, 2000; 干春晖等, 2011)^{[19][20]},采用人均 GDP 作为经济增长的代理变量。

2. 核心解释变量。

本文的核心解释变量为数字普惠金融，这里用北京大学数字金融研究中心编制的“北京大学数字普惠金融指数(2011-2018)”进行衡量。

3. 控制变量。

随着社会、经济的发展，导致省域经济增长呈现差异性的因素有很多，本文控制以下变量：物质资本投资(INV),用全社会固定资产投资占GDP比重来代替;科技创新(RD),用规模以上工业企业R&D人员数占总从业人口的比重替代;产业结构升级(IS),用第二产业和第三产业占比表示；人力资本投资(EDU),取平均每千人口高等学校在校生人数作为其度量指标，即用高等学校在校生数占地区人口的比重来代替；对外开放程度(OPEN),用外贸进出口总额占GDP的比重来衡量。

(二)样本选取及数据来源

本文采用2011-2018年中国31个省(自治区、直辖市)的面板数据构建空间计量模型对数字普惠金融与经济增长的关系进行实证研究。所有指标的数据来源于2012-2019年的《中国统计年鉴》、各省份统计年鉴、中经网统计数据库以及北京大学数字金融研究中心。表1汇报了各变量的描述性统计。

表 1 变量的描述性统计

变量符号	变量名称	均值	中位数	最小值	最大值	标准差
lnPGDP	经济增长	10.765	10.684	9.706	11.851	0.430
lnFI	数字普惠金融指数	5.064	5.320	2.790	5.930	0.679
INV	物质资本投资	0.807	0.820	0.233	1.507	0.262
RD	科技创新	0.011	0.009	0.000	0.041	0.008
IS	产业结构升级	0.902	0.907	0.739	0.997	0.050
EDU	人力资本投资	18.934	18.349	8.049	33.548	5.075
OPEN	对外开放程度	0.270	0.142	0.017	1.556	0.309

(三)计量模型的设定

在构建模型之前，首先要检验数字普惠金融指数和经济增长等相关变量是否存在空间相关性。在空间计量分析中，常用全局Moran’sI指数和Geary’sC指数进行空间相关性检验，前者侧重于刻画全局空间自相关，而后者对于局部空间自相关更为敏感，为了能够更加全面地考察变量的空间相关性，本文综合考虑两种指数结果。全局Moran’sI指数和Geary’sC指数形式分别如式(1)和(2)所示。

$$Moran's I = \frac{n \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_i - \bar{x}) (x_j - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \quad (1)$$

$$Geary's C = \frac{(n-1) \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_i - x_j)^2}{2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \quad (2)$$

其中， n 为样本所包含的 31 个省份， W_{ij} 表示空间权重矩阵， x_i 、 x_j 分别表示 i 省份和 j 省份的数字普惠金融指数， $\bar{x}$ 表示相同年份数字普惠金融的省份均值。

对于空间权重矩阵的设定，本文综合构建了地理距离权重矩阵、经济距离权重矩阵以及地理与经济距离嵌套权重矩阵。

第一种为空间计量中经常使用的地理距离权重矩阵 (W_1)，其元素表达式为

$$W_{ij} = \begin{cases} \frac{1}{d_{ij}} & i \neq j \\ 0 & i = j \end{cases} \quad (3)$$

其中， d_{ij} 表示 i 省份和 j 省份之间的距离，由对应省会城市的经纬度坐标计算得到。

第二种为经济距离权重矩阵 (W_2)，元素表达式为

$$W_{ij} = \begin{cases} \frac{1}{|E_i - E_j|} & i \neq j \\ 0 & i = j \end{cases} \quad (4)$$

其中， E_i 为省份 i 在 2011-2018 年期间的人均 GDP 均值。

第三种为地理与经济距离嵌套权重矩阵 (W_3)，即

$$W_3 = \tau W_1 + (1 - \tau) W_2 \quad (5)$$

其中， $0 < \tau < 1$ ，表示地理距离权重矩阵的相对重要程度，参考邵帅等 (2016)^[21] 的做法，取 $\tau = 0.5$ 。地理与经济距离嵌套权重矩阵既能体现地理邻近的空间影响又考虑到各省份之间的经济关联，能够更加全面地刻画各省份的空间关联程度。在实证过程中，对以上权重矩阵进行标准化。

为了全面考察数字普惠金融和省域经济增长的空间关联特征，本文构建形式为一般空间杜宾模型 (SDM) 的基准回归模型，具体形式如式 (6) 所示：

$$\ln PGDP_{it} = \alpha + \rho \sum_{j \neq i}^n w_{ij} \ln PGDP_{jt} + \beta \ln FI_{it} + \gamma X_{it} + \lambda \sum_{j \neq i}^n w_{ij} \ln FI_{jt} + \eta \sum_{j \neq i}^n w_{ij} X_{jt} + \varphi_i + \phi_t + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

其中，经济增长(lnPGDP)是本文关心的被解释变量，wlnPGDP 为其空间滞后项；数字普惠金融(lnFI)是本文的核心解释变量，wlnFI 为数字普惠金融的空间滞后项，反映了邻近地区数字普惠金融发展对本地区经济增长的影响情况；X 为相关控制变量所组成的向量，wX 为其空间滞后项。此外， α 为常数项， φ_i 和 ϕ_t 分别表示地区固定和时间固定效应， ε_{it} 为服从正态分布的随机扰动项。

本文预期式(6)中变量 wlnPGDP 的系数 ρ 显著为正，即省域经济增长呈现出显著的空间自相关；变量 lnFI 的系数 β 显著为正，表明数字普惠金融对省域经济增长具有显著的促进作用；变量 wlnFI 的系数显著为负，表明邻近地区数字普惠金融对本地区经济增长存在显著的负向空间溢出效应。

另外，若式(6)中 $\eta=0$ 成立，表明空间杜宾模型可以弱化为空间滞后模型(SLM)；若 $\eta + \rho \gamma = 0$ 成立，则空间杜宾模型可以弱化为空间误差模型(SEM)。在实际研究中，可以通过 LR 检验以及 Wald 检验结果进行判断。

四、实证结果分析

(一)数字普惠金融与经济增长的时空变迁

表 2 报告了 2011、2018 年数字普惠金融和经济增长的省域分布和排名情况，比较观察可知各省数字普惠金融和经济增长的时空变迁及联系。从表 2 可以看出，北京、上海和浙江的数字普惠金融水平在 2011 和 2018 年均居于前三位，而经济增长水平排名前三位的分别为北京、上海和天津；反观，青海、贵州以及甘肃等地的数字普惠金融水平相对较低且经济增长也不具备竞争力。综合来看，数字普惠金融发展程度较高的地区往往经济水平也相对较高，如东部沿海城市，而数字普惠金融程度相对较低的区域通常伴随着较低的经济增长水平。这初步说明虽然两者在不同区域存在差异但也有一定的同向关联性，有必要进行下一步分析。

表 2 数字普惠金融和经济增长的省域分布情况

省份	2011 年				2018 年			
	数字普惠金融	排名	经济增长	排名	数字普惠金融	排名	经济增长	排名
北京	4.37	2	11.31	3	5.91	2	11.85	1
天津	4.10	7	11.35	1	5.76	8	11.70	3
河北	3.48	20	10.43	14	5.64	22	10.77	21
山西	3.51	17	10.35	18	5.65	21	10.72	25
内蒙古	3.36	23	10.97	6	5.60	29	11.13	9
辽宁	3.77	9	10.83	8	5.67	17	10.97	13

吉林	3.20	26	10.56	11	5.62	24	10.93	14
黑龙江	3.51	16	10.40	17	5.62	25	10.68	27
上海	4.38	1	11.32	2	5.93	1	11.81	2
江苏	4.13	5	11.04	4	5.81	5	11.65	4
浙江	4.35	3	10.99	5	5.88	3	11.50	5
安徽	3.50	18	10.15	26	5.72	10	10.77	22
福建	4.12	6	10.77	9	5.81	4	11.42	6
江西	3.39	22	10.17	24	5.69	13	10.77	24
山东	3.65	14	10.77	10	5.71	12	11.24	8
河南	3.35	24	10.26	23	5.69	15	10.82	18
湖北	3.68	13	10.44	13	5.77	7	11.11	10
湖南	3.49	19	10.30	20	5.66	19	10.88	16
广东	4.24	4	10.84	7	5.80	6	11.37	7
广西	3.52	15	10.14	27	5.67	18	10.63	28
海南	3.82	8	10.27	22	5.74	9	10.86	17
重庆	3.74	10	10.45	12	5.71	11	11.10	11
四川	3.69	12	10.17	25	5.68	16	10.80	20
贵州	2.92	29	9.71	31	5.62	23	10.63	29
云南	3.22	25	9.87	30	5.66	20	10.52	30
西藏	2.79	31	9.91	28	5.61	26	10.68	26
陕西	3.71	11	10.42	15	5.65	14	11.06	12
甘肃	2.94	28	9.88	29	5.59	30	10.35	31
青海	2.91	30	10.29	21	5.57	31	10.77	23
宁夏	3.44	21	10.41	16	5.61	27	10.90	15
新疆	3.01	27	10.31	19	5.61	28	10.81	19

(二)空间相关性检验与模型选择

为了进一步考察数字普惠金融指数与经济增长等相关变量是否存在空间相关性，本文检验了 2011-2018 年 31 个省份(自治

区、直辖市)的 $\ln PGDP$ 和 $\ln FI$ 的全局 Moran' sI 指数及 Geary' sC 指标。表 3 汇报了地理距离权重、经济距离权重以及地理与经济距离嵌套权重下的检验结果。从表 3 可以看出,三种权重下经济增长和数字普惠金融指数的 Moran' sI 均为正值、Geary' sC 均小于 1,且都通过了显著性水平检验。说明经济增长和数字普惠金融发展均表现出显著的正向空间相关性,呈现出高-高型集聚和低-低型集聚的分布特征,具有空间扩散效应,可以利用空间计量模型对两者关系进行分析。

另外,通过比较 Moran' sI 的数值大小,可以看出经济距离权重下经济增长和数字普惠金融指数的空间相关性最大,地理与经济距离嵌套权重下的次之,地理距离权重下的最小(Geary' sC 也得出相同结论)。说明数字普惠金融的发展与经济增长息息相关,但如果仅从经济距离权重角度考虑省域之间的关联性则会高估数字普惠金融的空间相关性,而单纯地考虑地理距离权重可能会削弱数字普惠金融的空间相关性,由此说明有必要构建多个空间权重矩阵进行实证分析。

表 3 三种权重下的空间相关性检验

			2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018
地理距离权重	Moran' sI	$\ln PGDP$	0.141*** (0.033)	0.134*** (0.033)	0.125*** (0.033)	0.110*** (0.033)	0.098*** (0.033)	0.088*** (0.033)	0.083*** (0.032)	0.077*** (0.032)
		$\ln FI$	0.094*** (0.033)	0.101*** (0.032)	0.099*** (0.032)	0.081*** (0.032)	0.053*** (0.032)	0.081*** (0.032)	0.087*** (0.032)	0.089*** (0.032)
	Geary' sC	$\ln PGDP$	0.858*** (0.042)	0.866*** (0.042)	0.878*** (0.041)	0.893*** (0.041)	0.906** (0.041)	0.920** (0.042)	0.926** (0.043)	0.933* (0.043)
		$\ln FI$	0.855*** (0.041)	0.863*** (0.045)	0.875*** (0.045)	0.902** (0.045)	0.945 (0.046)	0.911** (0.047)	0.900** (0.047)	0.895*** (0.045)
经济距离权重	Moran' sI	$\ln PGDP$	0.819*** (0.169)	0.811*** (0.169)	0.803*** (0.169)	0.789*** (0.169)	0.773*** (0.169)	0.772*** (0.169)	0.777*** (0.168)	0.771*** (0.168)
		$\ln FI$	0.725*** (0.169)	0.753*** (0.167)	0.705*** (0.167)	0.679*** (0.167)	0.643*** (0.166)	0.674*** (0.166)	0.663*** (0.165)	0.645*** (0.167)
	Geary' sC	$\ln PGDP$	0.246*** (0.175)	0.251*** (0.174)	0.257*** (0.174)	0.267*** (0.174)	0.277*** (0.174)	0.281*** (0.175)	0.289*** (0.175)	0.295*** (0.175)
		$\ln FI$	0.320*** (0.174)	0.346*** (0.177)	0.373*** (0.177)	0.389*** (0.178)	0.415*** (0.178)	0.414*** (0.179)	0.392*** (0.179)	0.396*** (0.177)
嵌套权重	Moran' sI	$\ln PGDP$	0.480*** (0.095)	0.472*** (0.096)	0.464*** (0.096)	0.449*** (0.096)	0.436*** (0.096)	0.430*** (0.095)	0.430*** (0.095)	0.424*** (0.095)
		$\ln FI$	0.409*** (0.096)	0.427*** (0.095)	0.402*** (0.094)	0.380*** (0.094)	0.348*** (0.094)	0.378*** (0.094)	0.375*** (0.094)	0.367*** (0.094)
	Geary' sC	$\ln PGDP$	0.552*** (0.100)	0.558*** (0.100)	0.568*** (0.100)	0.580*** (0.100)	0.592*** (0.100)	0.601*** (0.101)	0.607*** (0.101)	0.614*** (0.101)
		$\ln FI$	0.588*** (0.100)	0.604*** (0.100)	0.624*** (0.100)	0.645*** (0.100)	0.680*** (0.100)	0.662*** (0.101)	0.646*** (0.101)	0.646*** (0.101)

			(0.100)	(0.102)	(0.103)	(0.103)	(0.103)	(0.104)	(0.104)	(0.102)
--	--	--	---------	---------	---------	---------	---------	---------	---------	---------

为了更加直观地感受数字普惠金融发展空间相关性的变化，本文绘制了经济距离权重下代表性年份的 Moran' sI 散点图。图 1 显示，大部分省份落入了第一、三象限的空间正相关区域，进一步说明了数字普惠金融的发展具有显著的空间溢出效应。表 4 进一步列出各年份落入第一象限的省份，其数字普惠金融发展呈现高一高型空间关联模式，即数字普惠金融发展程度高的省份被数字普惠金融发展程度高的省份所包围。从表 4 可以看出，高一高型数字普惠金融省份主要为天津、江苏、福建、广东、上海、浙江、北京、山东及重庆。

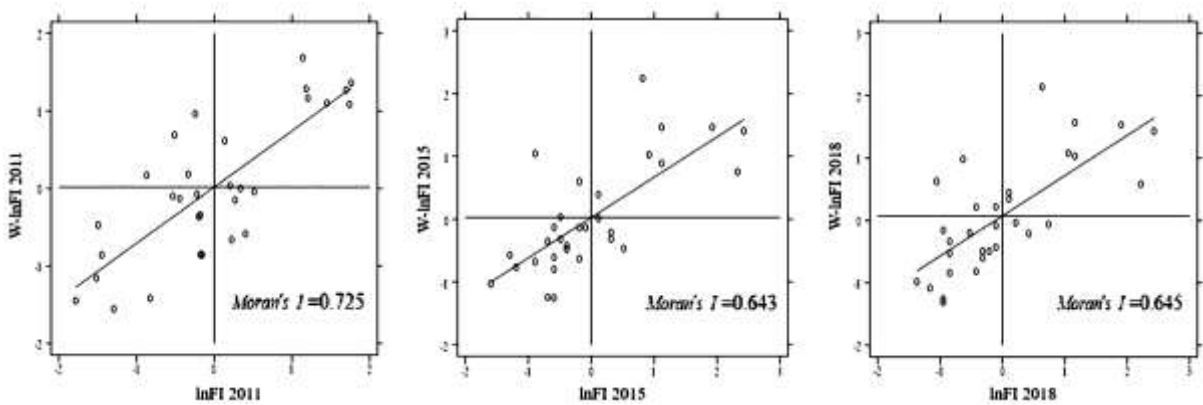


图 1 部分年份中国省域数字普惠金融的 Moran' sI 散点图

表 4 经济距离权重下高-高型数字普惠金融省份

年份	省份
2011	天津、江苏、福建、广东、上海、浙江、北京、山东、湖北
2012	天津、江苏、福建、广东、上海、浙江、北京、山东、重庆
2013	天津、江苏、福建、广东、上海、浙江、北京、山东、重庆
2014	天津、江苏、福建、广东、上海、浙江、北京、山东、重庆
2015	天津、江苏、福建、广东、上海、浙江、北京、山东、重庆
2016	天津、江苏、福建、广东、上海、浙江、北京、山东、重庆、内蒙古
2017	天津、江苏、福建、广东、上海、浙江、北京、山东、重庆
2018	天津、江苏、福建、广东、上海、浙江、北京、山东、重庆

为了确定空间面板模型的具体估计形式，首先对样本进行 OLS 估计，并通过拉格朗日乘数检验得到拉格朗日乘数 (LM) 及其稳健统计量 (R-LM)。从表 5 的检验结果可以看出，在地理距离权重矩阵 (W_i) 设定下，针对空间误差模型的 R-LM 在 1% 的水平下显著，而针对空间滞后模型的 R-LM 并不显著，根据 Lesage 和 Pace (2009)^[22] 的研究，选择空间误差模型更为合意；在经济距离权

重矩阵(W_2)设定下,针对两种模型的LM和R-LM均在1%的水平下显著,说明模型存在显著的空间相关性,根据Elhorst(2014)^[23]的研究,应该选择具有一般意义的空间杜宾模型进行估计;在地理与经济距离嵌套权重矩阵(W_3)设定下,针对空间滞后模型的R-LM在1%的水平下显著,针对空间误差模型的R-LM在10%的水平下显著,没有充分的理由在两种模型间进行取舍,因此应该选择一般意义的SDM进行空间计量估计。出于便于比较的目的,本文选择权重矩阵 W_2 和 W_3 下的SDM模型进行实证分析,后文的空间计量分析仅汇报了 W_2 和 W_3 权重矩阵下的结果。

其次,本文通过Hausman检验判断模型选择固定效应还是随机效应,结果表明在 W_2 和 W_3 权重矩阵下固定效应更为合意。因此,本文选择固定效应下的空间杜宾模型进行实证分析。

表 5 空间面板模型的 LM 检验

LM 检验	权重矩阵		
	W_1	W_2	W_3
No spatial lag	6.249**	82.270***	65.944***
No spatial lag(robust)	0.246	59.511***	35.731***
No spatial error	14.12***	33.019***	32.919***
No spatial error(robust)	8.117***	10.260***	2.705*

(三)数字普惠金融对省域经济增长的影响

表 6 报告了经济距离权重和地理与经济距离嵌套权重下的空间杜宾模型的估计结果,结果显示在权重矩阵 W_2 和 W_3 下,无论采用时间固定模型、地区固定模型还是时间地区双固定模型,经济增长空间滞后项($W*lnPGDP$)的系数都显著为正,存在显著的空间自相关,说明中国省域经济增长存在显著的正向空间溢出效应,即经济增长表现出明显的空间集聚特征,本地区的经济增长与经济距离或地理经济距离相邻近地区的经济增长水平密切相关,形成了邻近地区“以点带面”的发展格局。在经济距离权重矩阵下,以时间固定效应模型为例,邻近地区经济增长水平每提高1%,会带动本地区经济增长提升0.461%;而在地理与经济距离嵌套权重矩阵下会相应提高0.561%。说明在地理邻近与经济“邻近”的双重加持下地区经济增长的空间溢出效应最为显著,这可能是由于各省份之间经济贸易往来密切,虽然交通运输已经十分便利,但是相对优势的地理位置仍会给这种密切关系带来“锦上添花”的效果。

从表 6 的结果中还可以看出,在时间固定模型和空间固定模型下数字普惠金融($lnFI$)的系数都显著为正,说明地区数字普惠金融程度越高对该地区经济增长的助推力就越大。以时间固定效应模型为例,在经济距离权重矩阵下,若某地区的数字普惠金融程度提高1%,会促使该地区的经济增长0.528%,而在地理与经济距离嵌套权重矩阵下则相应提高0.641%。数字普惠金融空间滞后项($W*lnFI$)的系数显著为负,即数字普惠金融对外省经济增长存在显著的负向空间溢出效应,说明地区数字普惠金融水平的提高能够改善本地区的经济发展水平,但是会对周边地区产生负的外部性。

从数字普惠金融的构建指标中不难发现,它涵盖了互联网金融的覆盖广度、使用深度以及数字化服务支持程度三个维度。对于覆盖广度和使用深度方面,若某地区的数字普惠金融程度较高,说明其互联网金融达到了一定的覆盖率、实际使用率也相对较高,由于互联网服务天然不受地域限制的优势,使得其对周边地区产生一定的“辐射”,从而能够吸收一些省外用户和资源,这可能是数字普惠金融负外部性的一个体现。对于数字化服务支持程度方面,数字普惠金融程度较高的省份,其数字服务支持

程度也相应较高,这直接体现在互联网金融服务的高便利和低成本优势上,正是这种优势能够吸引周边地区一些需要金融服务却又无法达到传统金融准入门槛的企业和群体,也由此说明数字普惠金融具有一定的负向空间溢出效应。以时间固定效应模型为例,在经济距离权重矩阵下,周边地区的数字普惠金融程度提高 1%,会使得本地区经济增长水平下降 0.161%,而在地理与经济距离嵌套权重矩阵下则相应下降 0.376%,说明将地理因素考虑进去以后,数字普惠金融的负外部性会明显增加,这可能与数字普惠金融的覆盖广度有关。

表 6 空间杜宾模型估计结果

变量	经济距离权重矩阵 (W_2)			地理与经济距离嵌套权重矩阵 (W_3)		
	时间固定模型	空间固定模型	双固定模型	时间固定模型	空间固定模型	双固定模型
$W*lnPGDP$	0.461*** (0.048)	0.595*** (0.040)	0.204*** (0.063)	0.561*** (0.082)	0.743*** (0.045)	0.273*** (0.102)
$lnFI$	0.528*** (0.097)	0.149*** (0.051)	0.054 (0.048)	0.641*** (0.105)	0.048* (0.044)	0.037 (0.045)
IS	0.116 (0.293)	-0.117 (0.106)	-0.089 (0.095)	0.074 (0.334)	-0.120 (0.099)	-0.083 (0.095)
RD	3.361* (1.902)	2.449 (1.838)	1.733 (1.691)	5.682*** (2.154)	2.031 (1.696)	1.854 (1.689)
EDU	0.001 (0.002)	0.001 (0.001)	0.001 (0.000)	0.001 (0.003)	0.001 (0.001)	0.000 (0.001)
INV	-0.150** (0.063)	0.134*** (0.024)	0.216*** (0.033)	-0.246*** (0.069)	0.168*** (0.033)	0.216*** (0.033)
$OPEN$	-0.003 (0.045)	0.014 (0.016)	0.016 (0.015)	0.002 (0.052)	0.017 (0.015)	0.016 (0.015)
$W*lnFI$	-0.161* (0.117)	-0.082 (0.053)	-0.123** (0.055)	-0.376* (0.219)	-0.023 (0.048)	-0.186** (0.093)
$W*IS$	0.239 (0.424)	-0.063 (0.160)	0.033 (0.144)	-0.825 (0.873)	0.093 (0.266)	0.143 (0.257)
$W*RD$	6.625*** (2.483)	7.732*** (2.704)	5.832** (2.528)	9.353** (4.677)	14.597*** (3.991)	10.901*** (4.271)
$W*EDU$	0.003 (0.004)	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	0.004 (0.007)	0.001 (0.002)	0.001 (0.002)
$W*INV$	-0.331*** (0.077)	-0.008 (0.048)	0.155*** (0.051)	-0.507*** (0.147)	-0.015 (0.064)	0.297*** (0.088)
$W*OPEN$	0.049	0.015	0.035*	0.166	0.031	0.062*

	(0.060)	(0.022)	(0.020)	(0.120)	(0.036)	(0.036)
R2	0.642	0.440	0.519	0.695	0.331	0.464

对于控制变量而言，物质资本投资 (INV) 会对本地区的经济增长产生显著的正向影响；科技创新 (RD)、人力资本投资 (EDU) 和对外开放程度 (OPEN) 对本地区经济增长的影响并不显著；另外，从本文的结果中无法确定产业结构升级 (IS) 对地区经济增长的影响，有待进一步研究。

(四) 数字普惠金融对省域经济增长的影响效应分解

由于空间杜宾模型中引入了解释变量的空间滞后项，单纯地从模型的点估计结果来分析解释变量对被解释变量的影响及其空间溢出效应具有片面性，还需要进一步测算出解释变量的直接效应和间接效应。本文将数字普惠金融对经济增长的影响分解为直接效应和间接效应：其中直接效应为数字普惠金融对本地区经济增长的总体影响，既包含本地区数字普惠金融对本地区经济增长的直接作用，又包含本地区数字普惠金融对邻近地区经济增长产生影响进而影响本地区经济增长这一空间反馈作用；间接效应即空间溢出效应，为数字普惠金融对周边地区经济增长的影响。

为了更加直观地体现直接效应与间接效应，可以将前文的空间杜宾模型 (式 (6)) 写成如下形式：

$$\ln PGDP = S(W) \ln FI + R(W) X + V(W) \alpha + V(W) \varphi_i + V(W) \phi_i + V(W) \varepsilon_i \quad (7)$$

其中， $S(W)=V(W) (I_n \beta + w \lambda)$ ， $R(W)=V(W) (I_n \gamma + w \eta)$ ， $V(W)=(I_n - \rho w)^{-1}$ 。对解释变量 $\ln FI$ 求偏导得：

$$\frac{\partial \ln PGDP}{\partial \ln FI} = \begin{bmatrix} S(W)_{11} & S(W)_{12} & \cdots & S(W)_{1n} \\ S(W)_{21} & S(W)_{22} & \cdots & S(W)_{2n} \\ \vdots & \vdots & & \vdots \\ S(W)_{n1} & S(W)_{n2} & \cdots & S(W)_{nn} \end{bmatrix},$$

则直接效应就是对角线元素的均值，间接效应是非对角线元素的均值，总效应为直接效应和间接效应之和。

表 7 给出了各解释变量的影响效应分解结果。就数字普惠金融的直接效应而言，在时间固定效应模型下显著为正，说明数字普惠金融程度的提高有助于本地区经济增长的提升。具体而言，数字普惠金融指数每提高 1%，本省经济增长水平就会相应提高 0.6% 左右，说明数字普惠金融的发展对本省经济增长的贡献是十分可观的。另外，就数字普惠金融的空间溢出效应而言，在时空双固定模型下显著为负，说明本省数字普惠金融的发展会对周边地区的经济增长产生一定的阻碍作用。

表 7 数字普惠金融对省域经济增长的影响效应分解：直接效应、间接效应和总效应

lnFI	经济距离权重矩阵 (W ₂)	地理与经济距离嵌套权重矩阵 (W ₃)
------	----------------------------	---------------------------------

	时间固定模型	空间固定模型	双固定模型	时间固定模型	空间固定模型	双固定模型
直接效应	0.550*** (0.096)	0.153*** (0.045)	0.046 (0.046)	0.641*** (0.103)	0.052 (0.043)	0.030 (0.044)
间接效应	0.124 (0.150)	0.011 (0.047)	-0.132** (0.057)	-0.065 (0.407)	0.044 (0.061)	-0.238** (0.122)
总效应	0.673*** (0.175)	0.164*** (0.021)	-0.086* (0.050)	0.576* (0.408)	0.096** (0.045)	-0.208** (0.105)

(五) 结构效应分析

覆盖广度、使用深度以及数字化服务支持程度的多维度、同方向发展共同构成了数字普惠金融的丰富内涵，为了深入把握数字普惠金融发展对省域经济增长的影响，本文分别考察了这三种维度下的经济增长效应，回归结果如表 8 所示。结果表明，覆盖广度(lnFI-cb)和使用深度(lnFI-ud)项的系数显著为正，能够显著促进经济增长；在时空双固定模型下，数字化程度(lnFI-dl)项的系数也显著为正，说明数字化程度的提高有利于经济发展水平的提升。从空间滞后项来看，覆盖广度、使用深度以及数字化程度的空间滞后项的系数均不显著，说明数字普惠金融的子维度对于周边地区经济增长并没有产生显著影响。

表 8 数字普惠金融子维度的回归结果

变量	经济距离权重矩阵(W_2)			地理与经济距离嵌套权重矩阵(W_3)		
	时间固定模型	空间固定模型	双固定模型	时间固定模型	空间固定模型	双固定模型
lnFI-cb	0.227*** (0.045)	0.066*** (0.018)	0.021* (0.017)	0.268*** (0.049)	0.026* (0.017)	0.016 (0.017)
W*lnFI-cb	-0.071 (0.050)	-0.018 (0.019)	-0.029 (0.019)	-0.142 (0.095)	-0.008 (0.021)	-0.043 (0.032)
lnFI-ud	0.127** (0.066)	0.052* (0.029)	0.024 (0.028)	0.160** (0.076)	-0.008 (0.029)	0.025 (0.028)
W*lnFI-ud	-0.022 (0.074)	0.011 (0.030)	-0.052* (0.030)	-0.147 (0.146)	0.033 (0.032)	-0.097* (0.052)
lnFI-dl	-0.079 (0.077)	0.047* (0.026)	0.060** (0.024)	-0.098 (0.087)	0.050** (0.024)	0.061*** (0.023)
W*lnFI-dl	-0.060 (0.103)	-0.008 (0.028)	-0.016 (0.033)	-0.050 (0.199)	-0.039 (0.026)	-0.030 (0.054)

(六) 稳健性检验

前文已经在经济距离权重矩阵和地理与经济距离嵌套权重矩阵下实证分析了数字普惠金融发展对省域经济增长的影响效应，结果表明，数字普惠金融发展能够显著拉动本地区经济增长，但是会对周边地区产生一定程度的负向辐射。由表 3 的分析可知，数字普惠金融与省域经济增长在地理距离权重矩阵下也具有空间相关性。因此，为了保证文章结论的可靠性，本文将在地理距离权重矩阵下对上述结论进行再验证，结果如表 9 所示。表 9 的结果表明，在时间固定模型和时空双固定模型下数字普惠金融项的系数始终显著为正，而其滞后项的系数显著为负，与前文结论保持一致，说明本文的结论是稳健的。

表 9 稳健性检验

变量	经济距离权重矩阵 (W_i)		
	时间固定模型	空间固定模型	双固定模型
lnFI	0.747*** (0.097)	0.004 (0.033)	0.015* (0.033)
W*lnFI	-1.692*** (0.593)	0.012 (0.038)	-0.487** (0.212)
控制变量	控制	控制	控制
R ²	0.717	0.888	0.582

五、结论与政策建议

本文利用 2011-2018 年中国省域面板数据，通过构建空间计量模型对中国数字普惠金融与省域经济增长的关系进行探究。主要得出以下结论：第一，中国省域经济增长和数字普惠金融发展均表现出显著的正向空间相关性。本文通过构建地理距离权重、经济距离权重以及地理与经济距离嵌套权重矩阵对省域经济增长和数字普惠金融的空间相关性进行检验，结果表明在三种权重矩阵下两者均表现出显著的正向空间相关性。第二，省域经济增长存在显著的正向空间溢出效应。中国省域经济增长表现出明显的空间集聚特征，表明本地区的经济增长与邻近地区的经济增长水平密切相关，形成了邻近地区“以点带面”的发展格局。第三，数字普惠金融的提高能够对本省经济增长产生显著的积极影响，但是会对邻近省份的经济增长产生负向的空间溢出效应。中国数字普惠金融的发展主要借助于互联网金融的蓬勃发展，对于数字普惠金融程度较高的省份，其互联网金融的覆盖广度、使用深度以及数字化服务支持程度也相对较高，这些直接体现在互联网金融服务的高便利和低成本优势上，这些优势也吸引了周边地区被排斥在传统金融服务之外的企业和群体，由此产生了负向的空间溢出效应。

根据上文的研究结论，本文提出以下政策建议：(1)由政府引导传统金融机构深化数字普惠金融体制机制改革。传统金融机构往往无法满足中小微企业和低收入人群的金融需求，而数字普惠金融降低了金融服务的准入门槛，扩大了金融服务的覆盖范围，能够满足更广泛人群的金融需求。政府应该鼓励、引导传统金融机构深化数字普惠金融体制改革，满足更广大群体的金融需求。比如，国有企业可以率先进行数字普惠金融改革，建立完善的数字普惠金融发展部门，用实际行动带动各行各业进行数字普惠金融改革；对于进行数字普惠金融改革的金融机构给予一定的优惠政策，进一步落实完善普惠金融定向降准政策。(2)各类机构借助互联网等现代化信息技术加快数字普惠金融技术和产品的创新。创新性互联网金融是我国数字普惠金融发展的一大特色，借助互联网、云计算、大数据技术等现代化信息技术进行数字普惠金融产品的创新，能够进一步提高金融服务的覆盖广度，降低金融交易成本。比如，支付宝、云闪付等金融产品的推出，准入门槛低、操作流程简单、使用方便快捷，极大程度地满足了用户的金融需求。(3)加强数字普惠金融知识的普及宣传，增强大众的信息甄别能力。互联网技术与金融行业的融合虽然加快了普惠金融的发展进程，但所带来的风险也不容忽视，容易带来信息不对称以及虚假宣传的问题。政府及相关部门一方面要加强

对互联网金融的监管，另一方面可以通过“金融知识普及月”以及权威媒体平台向广大群众推广宣传数字普惠金融，提高民众的金融素养。

参考文献:

- [1]谈儒勇. 中国金融发展和经济增长关系的实证研究[J]. 经济研究, 1999, (10):53-61.
- [2]李强, 李书舒. 政府支出、金融发展与经济增长[J]. 国际金融研究, 2017, (04):14-21.
- [3]Jedidia K B, Boujelbene T, Helali K. Financial Development and Economic Growth: New Evidence from Tunisia[J]. Journal of policy modeling, 2014, 36(5):883-898.
- [4]Sarma M, Pais J. Financial Inclusion and Development[J]. Journal of International Development, 2011, 23(5):613-628.
- [5]Kablana A S K, Chhikara K S A. Theoretical and Quantitative Analysis of Financial Inclusion and Economic Growth[J]. Management and Labour Studies, 2013, 38(1-2):103-133.
- [6]Kapoor A. Financial Inclusion and the Future of the Indian Economy[J]. Futures, 2014, 56:35-42.
- [7]Ogechi A, Olaniyi E. Financial Inclusion, Financial Development, and Economic Diversification in Nigeria[J]. Journal of Developing Areas, 2017, 51(3):1-15.
- [8]刘亦文, 丁李平, 李毅, 胡宗义. 中国普惠金融发展水平测度与经济增长效应[J]. 中国软科学, 2018, (03):36-46.
- [9]郝云平, 雷汉云. 数字普惠金融推动经济增长了吗?——基于空间面板的实证[J]. 当代金融研究, 2018, (03):90-101.
- [10]尹志超, 彭嫦燕, 里昂安吉拉. 中国家庭普惠金融的发展及影响[J]. 管理世界, 2019, 35(02):74-87.
- [11]张勋, 万广华, 张佳佳, 何宗樾. 数字经济、普惠金融与包容性增长[J]. 经济研究, 2019, 54(08):71-86.
- [12]Beck T. Finance and Growth—Lessons from the Literature and the Recent Crisis. Prepared for the LSE Growth Commission, 2012.
- [13]李涛, 徐翔, 孙硕. 普惠金融与经济增长[J]. 金融研究, 2016, (04):1-16.
- [14]潘文卿. 中国的区域关联与经济增长的空间溢出效应[J]. 经济研究, 2012, 47(01):54-65.
- [15]Honohan P. Cross-country Variation in Household Access to Financial Services[J]. Journal of Banking and Finance, 2008, 32(11):2493-2500.
- [16]Arora R. Financial Inclusion and Human Capital in Developing Asia: the Australian connection[J]. Third World Quarterly, 2012, 33(1):179-190.

-
- [17]陈银娥,尹湘,金润楚.中国农村普惠金融发展的影响因素及其时空异质性[J].数量经济技术经济研究,2020,37(05):44-59.
- [18]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[J].经济学(季刊),2020,19(04):1401-1418.
- [19]蔡昉,都阳.中国地区经济增长的趋同与差异——对西部开发战略的启示[J].经济研究,2000,(10):30-37,80.
- [20]干春晖,郑若谷,余典范.中国产业结构变迁对经济增长和波动的影响[J].经济研究,2011,46(05):4-16,31.
- [21]邵帅,李欣,曹建华,杨莉莉.中国雾霾污染治理的经济政策选择——基于空间溢出效应的视角[J].经济研究,2016,51(09):73-88.
- [22]Lesage J,Pace R K.Introduction to Spatial Econometrics.Chapman & Hall/CRC,2009.
- [23]Elhorst J P.Matlab Software for Spatial Panels[J].International Regional Science Review,2014,37(3):389-405.