

长三角地区数字金融对实体经济影响的空间效应分析

鹿存旭, 黄萍

江苏海洋大学商学院, 江苏 连云港

收稿日期: 2023年4月27日; 录用日期: 2023年5月9日; 发布日期: 2023年7月7日

摘要

数字金融作为金融创新与科技创新叠加融合的产物, 在支持实体经济发展中发挥着越来越重要的作用。本文以长三角地区为研究对象, 运用2011~2021年的城市面板数据, 构建随机效应的空间杜宾模型对长三角地区数字金融对实体经济的空间影响效应进行研究。结果表明: 长三角地区数字金融与实体经济发展水平呈现出明显的空间聚集特征, 且长三角地区数字金融对实体经济发展产生显著的虹吸效应。

关键词

数字金融, 实体经济, 空间效应, 空间杜宾模型, 长三角地区

The Spatial Effect Analysis of Impact of Digital Finance on Real Economy in the Yangtze River Delta Region

Cunxu Lu, Ping Huang

School of Business, Jiangsu Ocean University, Lianyungang Jiangsu

Received: Apr. 27th, 2023; accepted: May 9th, 2023; published: Jul. 7th, 2023

Abstract

As a product of the superimposed integration of financial innovation and technological innovation, digital finance is playing an increasingly important role in supporting the development of the real economy. This paper takes the Yangtze River Delta region as the research object and studies the spatial impact of digital finance on the real economy in the Yangtze River Delta region by using urban panel data from 2011~2021 to construct a spatial Durbin model with random effects. The

results show that digital finance and real economy development level in the Yangtze River Delta region presents obvious spatial aggregation characteristics, and digital finance in the Yangtze River Delta region has a significant siphon effect on real economy development.

Keywords

Digital Finance, Real Economy, Spatial Effect, Spatial Durbin Model, The Yangtze River Delta Region

Copyright © 2023 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

1. 引言

实体经济是一国国民经济发展的命脉,是经济平稳运行的稳定器。党的二十大报告中提到“要坚持把发展经济的着力点放在实体经济上来”。但当前实体经济发展受到一系列不确定因素的冲击,国际局势的动荡使世界供应链与产业链受阻甚至于断裂,造成各类生产要素价格不断上升,造成实体产业利润率不断下滑。面对经济的不确定性和预期减弱的压力,需要更好地发挥金融对实体经济的支持作用。数字金融作为一种高级金融形态,具有科技性、普惠性和靶向性的特征,能够扩大金融服务覆盖面,加速资金、信息等要素的自由流通,促进资金均衡配置,提高资金配置效率,引导资金回流实体经济,助力我国实体经济振兴。

党的二十大报告中强调“加快发展数字经济,促进数字经济和实体经济深度融合”。2021年,长三角地区GDP总量占全国GDP的24.1%,工业增加值在全国占比25.6%,是我国重要实体产业基地。同时,长三角地区作为我国发达经济地区的代表,数字金融发展水平在全国排名位于前列。因此,以长三角地区作为研究对象,从空间视角探讨数字金融对实体经济的空间影响效应,能够为应对当前我国实体经济所面临的挑战提供相应的对策思路,以期使数字金融更好地服务实体经济。

2. 文献综述与研究假设

2.1. 数字金融对实体经济的影响效应研究

数字金融是数字技术与金融深度融合的产物。首先,数字金融突破了时空与地理的限制,使更多的人具有得到金融服务的途径,从而更好地服务被传统金融机构所排斥在外的“长尾”客户,加强对中小实体产业的金融支持力度,拓宽了传统金融服务实体经济的范围。其次,数字金融引导移动支付、基金、信贷、保险、投资等金融服务与数字技术相结合,从而创新出各类符合数字时代要求的金融产品,能够更好地满足各类实体企业的需求,金融资源配置将大大优化,进一步提升了金融支持实体经济的效率。再次,随着人工智能、大数据、云计算等数字技术在金融机构与客户两方中利用程度的不断加深,金融机构的运行效率将进一步提高,金融产品成本将不断降低,有利于更广泛的潜在客户享受到数字金融带来的更多更好的金融产品。因此,数字金融可以从覆盖广度、使用深度和数字化程度三个方面对实体经济产生重要支持作用。

关于数字金融对实体经济的影响效应研究,有学者认为由于其所带来的普惠性、便利性和高效性使得金融服务质量和效率得到极大提升,在缓解实体企业融资约束、调节企业财务风险和促进创新创业等方面发挥了重要作用。如:成群蕊等(2023),任晓怡(2020)等学者认为数字金融有助于缓解信息不对称现

象, 提高信用评价精准度, 降低非金融企业影子银行化, 从而缓解实体企业融资约束, 尤其对中小企业与高科技企业面临的融资困境的减缓力度更大[1] [2]; 许芳(2022)认为大数据、人工智能等数字技术的引入将助力实体企业进行智能化投资, 进而调节企业面临的财务风险[3]; 谢绚丽(2018)认为数字金融的发展能够降低金融服务费用, 提高金融服务可得性, 进而促进欠发达地区实体企业创业[4]。

综上所述, 本文提出假设 1。

假设 1: 数字金融的发展将促进实体经济发展, 并将从覆盖广度、使用深度与数字化程度三维度推动实体经济发展。

2.2. 数字金融对实体经济影响的空间效应研究

目前, 有学者开始关注数字金融对实体经济影响的空间效应。空间效应主要是指本地区数字金融的发展变化将对周边地区实体经济的影响效应, 不同的发展水平和发展阶段的空间影响效应不同。发展的初期阶段, 通常为虹吸效应, 当经济发展到一定阶段后, 溢出效应将逐渐显现。当前学术界的研究主要集中在全国范围内的研究, 得出的研究结论不尽相同。马丹(2021)运用 2011~2018 年我国 31 个省市自治区面板数据, 通过构建空间杜宾模型进行研究, 认为数字金融对实体经济的空间效应显著为负, 产生了虹吸效应, 即: 本区域数字金融的发展对周边地区的实体经济产生了消极影响[5]。而陆凤芝等(2022)通过构建空间滞后模型与广义空间自相关模型进行分析, 认为数字金融对实体经济不存在空间效应[6]。从当前文献可以看出, 在全国范围内数字金融对实体经济的影响并没有出现空间溢出效应。长三角地区作为我国经济发达和一体化程度较高的地区, 数字金融无论是在覆盖广度还是在使用深度和数字化程度方面, 都是发展水平较高的地区, 数字金融对长三角地区实体经济的空间影响效应是溢出效应还是虹吸效应, 是值得探讨的问题。因此, 本文提出以下竞争性假设 2。

假设 2a: 本地区数字金融发展对周边地区实体经济存在正外部性, 即存在溢出效应。

假设 2b: 本地区数字金融发展对周边地区实体经济存在负外部性, 即存在虹吸效应。

3. 变量设定与数据说明

3.1. 被解释变量

实体经济(REA): 本文参考黄群慧(2017)划分实体经济的三个层次, 结合李林汉等(2022)对实体经济发展水平测度的方法, 将各地区生产总值减去金融业与房地产业增加值, 并进行过对数化处理后的数据用以表示实体经济发展水平[7] [8]。

3.2. 核心解释变量

数字金融指数(DFI): 本文以北京大学数字金融研究中心编制公布的第四期数字金融指数(2011~2021)为基础, 为保证变量量纲统一, 除以 100 以表示各地区数字金融发展水平。北京大学数字金融指数可细分为三个维度, 即覆盖广度(CDF)、使用深度(UDF)和数字化程度(DDF) [9]。

3.3. 控制变量

城镇化水平(URB): 采用区域城镇人口数与总人口数比值进行表示。城镇化水平体现了劳动力在城镇中的聚集程度, 城镇化水平越高, 劳动力越集中于城镇中, 有利于形成大型劳动力池, 便于实体企业获取所需的劳动力要素。

财政规模(GOV): 采用一般预算支出的对数进行表示。作为看得见的手, 适度的政府干预可有效解决市场失灵问题, 提高资源配置效率。

产业结构(DUS): 采用第二产业增加值与地区生产总值之比进行表示。根据以往文献, 优化产业结构可以提高资源配置效率, 能够助力实体经济进一步发展。

外商直接投资(FDI): 采用各地区外商直接投资对数处理后的数值进行表示。投资是地区经济发展的支柱, 当本地资本无法继续保持投资规模时, 引入外资可以缓解投资不足带来的经济停滞的困境, 促进经济增长。

技术创新(TEI): 采用各地区 R&D 经费对数处理后的数值进行表示。科学技术是第一生产力。技术创新投入越大, 对实体经济的支持作用就越大。

3.4. 数据来源和描述性统计分析

基于数据可得性, 本文研究时期为 2011~2021 年, 研究对象为长江三角洲中心区各城市。数字金融变量来自于北京大学数字金融研究中心, 除数字金融变量外, 其余变量数据来源于各地区统计年鉴, 缺失值采取插值法进行补充。变量数据的描述性统计见表 1。

Table 1. Descriptive statistics for variable data

表 1. 变量数据的描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
REA	297	8.129	0.921	5.838	10.363
DFI	297	2.120	0.768	0.423	3.597
CDF	297	2.070	0.755	0.344	3.718
UDF	297	2.174	0.743	0.587	3.543
DDF	297	2.187	0.944	0.139	3.400
URB	297	0.665	0.104	0.381	0.896
GOV	297	6.311	0.893	4.258	9.040
DUS	297	0.470	0.073	0.263	0.747
FDI	297	11.811	1.144	8.961	14.629
TEI	297	4.346	1.276	0.791	7.506

4. 模型设定

4.1. 空间权重矩阵的设定

在从空间视角分析数据之前, 首先需要将各地区之间空间距离进行量化。考虑到当下科学技术的发展, 经济发展快速的区域对周边区域的影响相较之前更深, 经济发达地区之间相互影响更加显著, 为得出科学客观的结果, 本文构建经济距离矩阵进行接下来的空间分析, 具体表达式如(1)所示。

$$W_{ij} = \begin{cases} 1/|\bar{Y}_i - \bar{Y}_j|, & (i \neq j) \\ 0, & (i = j) \end{cases} \quad (1)$$

式中, W_{ij} 为经济距离矩阵, \bar{Y}_i 为所考察时期 i 区域的人均生产总值。

4.2. 空间相关性检验

在构建空间计量模型之前, 本文通过计算 Moran's I 指数检验长三角地区实体经济与数字金融发展水

平的空间相关性, 结果见表 2。

由表 2 可得, 长三角地区 2011 年到 2021 年实体经济与数字金融发展水平的 Moran's I 指数均为正值, 在多数年份各变量对应的 Moran's I 指数大于 0.4, 且均在 1% 水平下显著, 可得长三角地区的实体经济与数字金融发展具有非常明显的正空间相关性, 相邻区域具有空间积聚特征, 这说明从空间视角分析长三角地区数字金融对实体经济的影响是合理的。

Table 2. Yangtze River Delta region real economy and digital finance global Moran's I index
表 2. 长三角地区实体经济与数字金融全局 Moran's I 指数

年份	实体经济		数字金融	
	Moran's I	P-value	Moran's I	P-value
2011	0.416	0.000	0.400	0.000
2012	0.412	0.000	0.432	0.000
2013	0.410	0.000	0.400	0.000
2014	0.410	0.000	0.409	0.000
2015	0.407	0.000	0.471	0.000
2016	0.415	0.000	0.499	0.000
2017	0.416	0.000	0.466	0.000
2018	0.410	0.000	0.458	0.000
2019	0.372	0.000	0.459	0.000
2020	0.376	0.000	0.459	0.000
2021	0.381	0.000	0.392	0.000

4.3. 空间计量模型的设定与选取

4.3.1. 空间计量模型的设定

为深度分析数字金融对长三角地区实体经济的空间影响效应, 本文构建空间滞后模型(SAR)、空间误差模型(SEM)和空间杜宾模型(SDM)如式(2)~(4)所示。

$$\ln REA_{it} = \beta_0 + \rho W \ln REA_{it} + \beta_1 \ln D_{it} + \beta_2 \ln con_{it} + \mu_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$\ln REA_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln DFI_{it} + \beta_2 \ln con_{it} + \mu_i + v_t + \tau_{it}; \tau_{it} = \gamma W \tau_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$\ln REA_{it} = \beta_0 + \rho W \ln REA_{it} + \beta_1 \ln DFI_{it} + \beta_2 \ln con_{it} + \theta_1 W \ln DFI_{it} + \theta_2 W \ln con_{it} + \mu_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

式(2)~(4)中, $\ln REA_{it}$ 为 i 城市第 t 年的实体经济发展水平; $\ln D_{it}$ 是数字金融的核心解释变量, 分为数字金融指数($\ln DFI_{it}$)、覆盖广度指数($\ln CDF_{it}$)、使用深度指数($\ln UDF_{it}$)和数字化程度指数($\ln DDF_{it}$); $\ln con_{it}$ 为控制变量的集合, 包括财政规模、产业结构、外商直接投资、技术创新; W 为空间权重矩阵; β 为参数的回归系数; ρ 为空间滞后系数; μ_i 为固定效应; v_t 为随机效应; ε_{it} 为随机误差项; τ_{it} 为空间误差项。

4.3.2. 空间计量模型的选取

为选定最合适的空间计量模型, 需要进行一系列的空间计量模型检验。本文参考 Godwin Myovella (2021) 的处理方法, 首先, 需要对普通回归模型残差进行 LM 检验与稳健性 LM 检验, 从 SAR、SEM、SDM 三种空间计量模型中选取最适配的模型, 并通过 Hausman 检验确定所选模型表现出固定效应或

是随机效应, 若选取模型为 SDM 模型需要进一步进行 LR 检验与 Wald 检验判别是否会退化为 SAR 或 SEM 模型[10]。具体的 LM 检验、稳健性 LM 检验、Hausman 检验、LR 检验与 Wald 检验结果见表 3。

Table 3. Results of LM test, Hausman test, LR test and Wald test

表 3. LM 检验、Hausman 检测、LR 检验与 Wald 检验结果

检测方法	统计量	P 值
LM-Error	24.656	0.000
Robust LM-Error	27.951	0.000
LM-Lag	63.094	0.000
Robust LM-Lag	66.389	0.000
Hausman	27.350	0.011
LR-Error	60.270	0.000
LR-Lag	45.750	0.000
Wald-Error	39.170	0.000
Wald-Lag	54.350	0.000

基于表 3, 可知该模型 Hausman 检验统计量为 27.350, P 值为 0.011, 该统计量在 1%置信程度下不显著, 接受随机效应的原假设, 故应当选择随机效应模型。同时, LM-Error 与 Robust LM-Error 均在 1%的条件下显著, LM-Lag 与 Robust LM-Lag 在 1%的条件下显著, 初步确定本文应采用 SDM 模型。在 LR 检验与 Wald 检验结果中, LR-Error、LR-Lag、Wald-Error、Wald-Lag 均在 1%的条件下显著, 说明 SDM 模型不会退化为 SAR 模型或者 SEM 模型, 故本文选取随机效应的空间杜宾模型(SDM)进行下面的实证研究。

5. 实证结果分析

5.1. 空间杜宾模型的回归结果及分析

在确定采用随机效应的空间杜宾模型作为本文的空间计量模型后, 下面根据数字金融指数的三个维度, 即覆盖广度、使用深度与数字化程度, 分别进行模型回归, 结果见表 4。

Table 4. Regression results of the spatial Durbin model

表 4. 空间杜宾模型的回归结果

变量	数字金融	覆盖广度	使用深度	数字化程度
DFI	0.310*** (4.11)			
CDF		0.224*** (3.37)		
UDF			0.141*** (2.71)	
DDF				0.050* (1.69)

Continued

URB	0.309** (2.16)	0.293** (2.00)	0.458*** (3.29)	0.440*** (3.12)
GOV	0.206*** (4.59)	0.196*** (4.35)	0.197*** (4.44)	0.208*** (4.60)
DUS	0.253** (2.11)	0.171 (1.41)	0.321** (2.55)	0.245** (2.00)
FDI	0.039*** (3.32)	0.041*** (3.59)	0.034*** (2.81)	0.039*** (3.26)
TEI	0.083*** (4.85)	0.080*** (4.75)	0.089*** (5.18)	0.096*** (5.55)
W*DFI	-0.282*** (-3.45)			
W*CDF		-0.129* (-1.76)		
W*UDF			-0.154*** (-2.78)	
W*DDF				-0.074** (-2.36)
W*URB	1.399*** (4.44)	1.381*** (4.45)	1.116*** (3.50)	1.122*** (3.38)
W*GOV	0.009 (0.12)	-0.035 (-0.53)	0.093 (1.37)	0.119 (1.56)
W*DUS	-0.483** (-2.04)	-0.512** (-2.14)	-0.608** (-2.51)	-0.595** (-2.47)
W*FDI	0.029 (1.30)	0.033 (1.53)	0.040* (1.70)	0.030 (1.33)
W*TEI	0.063 (1.53)	0.048 (1.18)	0.082** (2.06)	0.097** (2.38)
ρ	0.125 (1.55)	0.026 (0.31)	0.120 (1.51)	0.089 (1.12)
R ²	0.861	0.858	0.844	0.849
N	297	297	297	297

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1%置信水平上通过假设检验。括号内为系数的 Z 值。

第一，在核心变量方面，数字金融回归系数为 0.31，其空间滞后项系数为-0.282，且均通过了 1%显著性检验，这表明本区域数字金融发展水平的提高可以提高本区域实体经济发展水平，但是会降低临近区域的实体经济发展水平，产生了虹吸效应，证实了假设 1 的部分。

第二,在数字金融的细分维度方面,数字金融的覆盖广度与使用深度统计量均在1%的水平上显著为正,这说明提高数字金融这两个维度将会促进本地区实体经济发展,而数字化程度的统计量仅通过了10%的置信区间检测,说明数字化程度的提升对实体经济发展的正向效果有限;从空间角度分析,数字金融的使用深度、数字化程度和覆盖广度的统计量均为负值,分别通过了1%、5%与10%的显著性检验,说明提高本区域数字金融每一个维度都将使周边区域实体经济发展水平下降,其中覆盖广度的影响有限。

第三,所有控制变量的回归系数均在5%的水平上显著为正,说明提高一个区域的城镇化水平、扩大财政规模、优化产业结构、扩大外商直接投资规模、加大技术创新投入,有助于促进本区域实体经济的发展;从各项空间统计量来看,只有城镇化水平与产业结构的空间统计量通过了5%显著性检验,其中城镇化水平的空间滞后项系数为正,说明某地区城镇化水平的提高有助于周边区域实体经济发展。产业结构的空间滞后项系数为负,说明某地区产业结构的优化不利于周边区域实体经济发展。

5.2. 空间效应的分解分析

为更好地说明各个变量对实体经济的影响程度,本文将核心变量、核心变量各维度以及所有控制变量对实体经济的影响效应均分为直接效应与间接效应,具体结果见表5。

Table 5. Results of spatial effect decomposition

表 5. 空间效应分解结果

变量	数字金融		覆盖广度		使用深度		数字化程度	
	直接效应	间接效应	直接效应	间接效应	直接效应	间接效应	直接效应	间接效应
dfi	0.305*** (4.06)	-0.277*** (-3.35)						
cdfi			0.225*** (3.33)	-0.131* (-1.79)				
udfi					0.139*** (2.67)	-0.155*** (-2.72)		
ddfi							0.049* (1.66)	-0.077** (-2.35)
urban	0.345** (2.56)	1.629*** (4.71)	0.293** (2.09)	1.453*** (4.55)	0.486*** (3.71)	1.323*** (3.85)	0.458*** (3.45)	1.275*** (3.57)
gov	0.212*** (4.99)	0.039 (0.46)	0.201*** (4.67)	-0.032 (-0.47)	0.205*** (4.92)	0.128* (1.79)	0.216*** (5.05)	0.146* (1.87)
dus	0.240** (2.07)	-0.511* (-1.95)	0.168 (1.43)	-0.523** (-2.16)	0.306** (2.53)	-0.642** (-2.40)	0.234** (1.97)	-0.626** (-2.42)
fdin	0.040*** (3.49)	0.039 (1.55)	0.042*** (3.69)	0.037 (1.60)	0.035*** (3.02)	0.051* (1.86)	0.039*** (3.42)	0.037 (1.51)
tei	0.086*** (5.12)	0.079* (1.85)	0.081*** (4.88)	0.049 (1.26)	0.092*** (5.54)	0.099** (2.52)	0.099*** (5.86)	0.111*** (2.86)

第一,在核心变量方面,数字金融发展水平提升1%,将会使本区域实体经济发展水平提升0.305%,

同时使周边区域实体经济发展水平降低 0.277%，总效应为 0.028%，这体现出数字金融发展所带来的虹吸效应，证明假设 2b 的成立。

第二，在数字金融的细分维度方面，从直接效应角度来看，数字金融各维度的提升都会带来实体经济的发展，其中数字金融覆盖广度的提升对本区域实体经济发展起到的积极作用最大，每提升 1% 将会促进本区域实体经济提升 0.225%，且通过了 1% 的显著性检验，数字金融覆盖广度的提升将有利于传统金融难以触及到的“长尾”客户得到相应的金融服务，有助于中小实体产业得到融资，促进本区域实体经济发展。其次，使用深度对本区域实体经济提升作用较大，使用深度体现了客户使用数字金融的业务种类以及使用频率，客户对数字金融的使用越多，能够获得更多的金融资源，根据金融发展理论，这有助于本区域实体经济发展。最后，数字金融的数字化程度相较于另外两个维度，该维度的提升对实体经济发展的促进作用较小，且仅通过了 10% 的显著性检验，故数字金融的数字化程度提升对本区域实体经济发展的正面作用有限，以上证明了假设 1 的成立。

从间接效应角度来看，数字金融各细分维度的提升都将使邻近区域实体经济发展水平下降，其中数字金融使用深度的提升对邻近区域实体经济的负面效应最大，每提升本区域数字金融使用深度 1%，将会使周边区域实体经济发展水平下降 0.155%，且该统计量十分显著。其次，数字金融覆盖广度的提升对周边区域实体经济发展的消极效应较大，但是该统计量仅通过了 10% 的显著性检验，体现出该维度对周边区域影响的不稳定性。最后，数字金融数字化程度对实体经济的影响最小，数字化程度的提升能够减少数字金融机构、融资者的成本，并提高移动支付的使用率，因此某区域数字化程度的提升，将会帮助区域跨过地理障碍，吸引周边区域的更多的客户与资源，从而造成周边区域实体经济滞缓。

第三，在控制变量方面，城镇化水平的直接效应与间接效应统计量均显著为正，统计量表示每提升 1% 将会使本区域实体经济发展水平提高 0.345%，同时使周边区域实体经济发展水平提高 1.629%，城镇化水平的提高有利于形成更加集中的城市劳动力市场，使本区域与周边区域更容易获取到所需的劳动力资源，降低了招工成本，有利于本区域与周边区域实体经济发展；财政规模每提升 1% 将会为本区域实体经济带来 0.212% 的增长，但间接效应并不显著；产业结构每提升 1% 将会使本区域实体经济发展水平提高 0.24%，使周边区域实体经济发展水平下降 0.511%，且均通过了显著性检验，产业结构的优化有利于本区域产业转型升级，促进数字化技术在实体产业中的应用，进而促进实体经济发展，鉴于当前我国仍处于产业转型升级的时期，需要大量资源进行投入，从而造成了邻近区域的资源争夺，因此产生了虹吸效应，致使本区域产业结构的优化使周边实体经济发展水平下降；外商直接投资每增加 1%，将使本区域实体经济发展水平提升 0.04%，对周边区域的影响不显著；技术创新每提升 1%，将使本区域实体经济增长 0.086%，周边区域实体经济将提升 0.079%，根据前人的众多研究，技术创新是金融对经济增长影响的重要中介因素之一，将促进实体产业的创新与技术升级，进而促进本区域实体经济增长，同时由于知识外溢性的存在，将促进周边实体产业技术升级，推动周边区域实体经济发展。

5.3. 稳健性分析

为进一步检验 SDM 模型的稳健性，本文用空间邻接矩阵将替换经济距离矩阵进行稳健性检验，结果见表 6。

根据表 6，无论是基于经济距离矩阵还是空间邻接矩阵，SDM 模型核心解释变量对实体经济的影响效应是一致的，均认为直接影响效应显著为正，间接影响效应显著为负。此外，所有控制变量的直接效应无论是基于上述何种空间权重矩阵均显著为正，控制变量的间接效应正负基本一致。以上结果证实了本文所构建 SDM 模型的稳健性。

Table 6. Spatial Durbin model regression results under different spatial weight matrices
表 6. 不同空间权重矩阵下空间杜宾模型回归结果

变量	经济距离矩阵		空间邻接矩阵	
	直接效应	间接效应	直接效应	间接效应
DFI	0.305*** (4.06)	-0.277*** (-3.35)	0.213*** (7.44)	-0.072* (-1.81)
URB	0.345** (2.56)	1.629*** (4.71)	0.546*** (4.12)	1.287*** (4.26)
GOV	0.212*** (4.99)	0.039 (0.46)	0.256*** (5.75)	-0.156** (-2.31)
DUS	0.240** (2.07)	-0.511* (-1.95)	0.358*** (3.06)	0.167 (0.55)
FDI	0.040*** (3.49)	0.039 (1.55)	0.040*** (3.44)	-0.042 (-1.54)
TEI	0.086*** (5.12)	0.079* (1.85)	0.105*** (6.13)	0.046 (1.01)
ρ		0.125 (1.55)		0.238*** (3.74)
R^2		0.861		0.851
N		297		297

6. 结论与建议

本文根据 2011~2021 年长三角地区面板数据, 采用随机效应的 SDM 模型对数字金融与实体经济的空间效应进行实证研究, 并通过替换空间权重矩阵验证了模型稳健性。研究发现: 第一, 从整体上看, 数字金融的发展有助于实体经济增长, 从空间视角看, 数字金融的发展对实体经济的直接效应显著为正, 而空间效应则显著为负, 这表明本地区的数字金融对周边地区的实体经济产生了显著的虹吸效应; 第二, 数字金融覆盖广度、使用深度与数字化程度三个方面均会对实体经济产生正向直接效应与负向间接效应, 但大小与显著性程度各有不同; 第三, 研究中各控制变量对本区域实体经济发展水平平均会产生显著的促进作用, 其中城镇化水平与技术创新经济变量具有显著的正向间接效应, 而产业结构经济变量则具有显著负向空间效应。根据以上发现, 本文提出以下建议。

第一, 加大数字基建投资。数字基建全称为数字化基础设施建设, 是随着数字化时代的到来而提出的新型基建组, 包括 5G 通信基建、数据中心、人工智能等。《长江三角洲区域一体化发展规划纲要》中明确提出要推动新一代基建建设, 实现打造数字长三角的目标, 根据国家工业信息安全发展研究中心发布的《2022 长三角数字经济发展报告》, 当前长三角地区数字基建已具有一定规模, 发挥着促进地区经济发展的作用。因此, 在传统基建完善度趋于饱和的情况下, 政府相关部门应进一步加强对数字基建的投入, 一方面可以提高长三角地区的数字化率, 实现数字金融的覆盖广度、使用深度与数字化程度的提高, 有利于实体经济的发展; 另一方面, 数字基建的建设与高新制造业密切相关, 推进数字基建的建设对以制造业为核心的实体经济存在直接促进作用, 并将推动实体产业转型升级, 通过优化产业结构进

一步推动实体经济发展。

第二, 健全多元金融监管体系。数字金融的出现与发展是金融业的里程碑式创新, 可以预见到金融业将通过数字化转型实现一定发展。尽管数字金融能够将金融资源更合理地进行分配, 具有抑制经济“脱实向虚”的作用, 但是资本的本性是逐利的, 过度地金融创新也会使金融业在走向繁华过程中出现各类隐患, 如果没有适当的金融监管体系, 将会使金融泡沫越吹越大, 在破灭的瞬间对一国经济产生巨大的负面影响。因此, 我国应健全多元金融监管体系, 通过健全相关部门规定, 出台数字金融相关法律法规, 构建出针对数字金融的监管体系, 包括数字金融产业的准入门槛与退出流程、数字金融机构信息披露机制、对数字化垄断的识别标准等, 让数字金融在一个稳定的轨道上发展。

第三, 加强区域间数字技术合作。根据上文实证分析结论, 当前长三角地区数字金融对实体经济存在虹吸效应, 这一现象往往发生于产业发展初期, 发达区域吸引周边区域资源的流入, 使本区域该产业的快速发展, 而滞缓了周边区域该产业的增速, 在发达区域资源聚集到一定程度后, 如果继续资源聚集, 从全局来看是一种资源配置效率低的行为。为充分开拓数字金融对实体经济的积极作用, 扭转虹吸效应向溢出效应, 长三角地区三省一市政府应当推进各区域间数字技术的合作, 将部分数字金融资源向欠发达地区倾斜。当前, 苏北、浙西南、皖北等长三角欠发达地区存在数字技术较为落后, 数字金融发展水平较低的问题, 上海、杭州作为在我国数字金融发展水平最高层次的城市, 应当加强与数字金融发展水平较低城市数字技术的交流, 鼓励金融服务的跨区域供给与使用, 使长三角欠发达地区的数字金融发展水平得以提升, 从而助力长三角地区数字金融尽早进入产生溢出效应的成熟期, 促进实体经济发展。

参考文献

- [1] 成群蕊, 李季刚. 数字金融、外部监督与非金融企业影子银行化[J]. 华东经济管理, 2023, 37(2): 13-25.
- [2] 任晓怡. 数字普惠金融发展能否缓解企业融资约束[J]. 现代经济探讨, 2020, 466(10): 65-75.
- [3] 许芳, 何剑. 数字金融发展与企业财务风险——基于融资约束和信息不对称视角[J]. 技术经济与管理研究, 2022, 312(7): 60-65.
- [4] 谢绚丽, 沈艳, 张皓星, 郭峰. 数字金融能促进创业吗?——来自中国的证据[J]. 经济学(季刊), 2018, 17(4): 1557-1580.
- [5] 马丹, 王丹, 申琳. 数字普惠金融能否改善金融“脱实向虚”局面——基于省际面板数据的空间杜宾模型分析[J]. 海南金融, 2021, 389(4): 67-78.
- [6] 陆凤芝, 王群勇. 数字普惠金融与金融服务实体经济效率提升[J]. 南开学报(哲学社会科学版), 2022, 287(3): 34-47.
- [7] 黄群慧. 论新时期中国实体经济的发展[J]. 中国工业经济, 2017, 354(9): 5-24.
- [8] 李林汉, 田卫民. 金融创新、制度环境与实体经济增长——基于空间杜宾模型的实证分析[J]. 金融发展研究, 2020, 468(12): 14-25.
- [9] 郭峰, 王靖一, 王芳, 等. 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(4): 1401-1418.
- [10] Myovella, G., Karacuka, M. and Haucap, J. (2021) Determinants of Digitalization and Digital Divide in Sub-Saharan African Economies: A Spatial Durbin Analysis. *Telecommunications Policy*, 45, 102224. <https://doi.org/10.1016/j.telpol.2021.102224>