

数字金融、产业结构升级与实体经济高质量发展

李 敏^{1,2}

(1.东北林业大学 经济管理学院,哈尔滨 150040;2.哈尔滨金融学院 金融与贸易学院,哈尔滨 150030)

摘要:文章选取2011—2022年中国30个省份作为研究对象,考察数字金融对实体经济高质量发展的影响及作用机制。研究结果表明:数字金融可显著提升实体经济高质量发展水平,且对邻近地区具有明显正向空间溢出效应。区域异质性检验发现,数字金融对三大地区本地与邻地实体经济高质量发展均具有显著赋能作用,但对中西部地区本地实体经济高质量发展的影响高于邻近地区;数字金融影响实体经济高质量发展的作用效果呈现“东部>中西部”的异质性特征。机制检验证实,产业结构合理化和产业结构高级化是数字金融释放实体经济高质量发展红利的关键传导机制。

关键词:数字金融;实体经济高质量发展;产业结构升级;空间计量模型

中图分类号:F224.9 文献标识码:A 文章编号:1002-6487(2025)03-0141-06

0 引言

实体经济作为一国财富创造的关键驱动力,是实现中国式现代化的重要依托。在国内外形势日渐复杂的背景下,我国实体经济高质量发展面临生产成本居高不下、生产要素配置效率偏低、“脱虚向实”问题未得到根本解决等窘境^[1]。如何突破实体经济高质量发展瓶颈,成为全面推进社会主义现代化建设的核心议题。数字金融作为金融和科技深度融合所衍生的新型金融形态,可依托现代信息技术为公众提供智慧化金融服务,为实体经济高质量发展带来金融资源支持。并且,数字金融可通过引入新的金融模式和技术手段,为传统产业提供更加便捷、灵活的融资选择,加速产业结构升级。同时,产业结构升级有助于实现市场供需匹配和信息高效利用,进而推动实体经济高质量发展。鉴于此,探讨数字金融对实体经济高质量发展的影响效应及产业结构升级在二者间的作用机制,对扎实推进中国式现代化发展具有重要实践意义。

纵观既有研究,学术界关于实体经济高质量发展的影响因素研究较多。有学者认为政府财税激励^[2]、数智化创新^[3]、数据要素^[4]、金融体系结构转型^[5]与产业结构升级^[6]有助于促进实体经济高质量发展,而差异化偏向性的行业要素分配模式会抑制实体经济高质量发展^[7]。随着数字技术应用领域不断拓展,部分学者对数字金融与实体经济发展之间的关系展开深入探究。有学者实证研究发现,数字普惠金融对实体经济的促进效应存在区域性差异与结构性差异^[8],且二者之间存在耦合协调作用^[9]。也有学者认为,数字金融发展有助于释放创业效应,为实体经济高质量发展提供新动能^[10]。梳理以上文献可知,目前相关研究已形成一系列具有重要价值的成果,但较少从空间变化视角入

手,探讨数字金融对实体经济高质量发展的空间溢出效应,也较少从产业结构升级维度出发考察其在二者之间发挥的机制作用。因此,本文建立空间计量模型,考察数字金融对实体经济高质量发展的空间溢出效应,进一步运用中介效应模型检验产业结构升级的中介作用,从而为持续推动实体经济高质量发展提供参考。

1 研究假设

1.1 数字金融与实体经济高质量发展

数字金融可通过大数据技术实现数字资产化发展,持续深耕智能金融服务,促使实体经济在科技变革引领下逐步实现高质量发展。一方面,基于智能应用场景的数字金融能够打破数据孤岛,为实体经济高质量发展提供条件。在新一代信息技术的推动下,数字金融通过凝聚与裂变产生数字要素资源,可为相关主体提供个性化精准定制服务,为促进实体经济高质量发展提供关键支撑。并且,数字金融发展以数字资源化为基础打造智能应用场景,有机结合价值转移与信息转移功能,能够缓解以往市场发展中信息不匹配问题^[11],推动实体经济高质量发展。另一方面,在数字金融环境下,金融机构可以构建良好营商环境,为实体经济高质量发展筑牢根基。在大数据、云计算等现代信息技术的支持下,数字金融有助于金融监管部门加快金融监管由传统“人防”转向“智控”“技防”,帮助金融监管部门建立智慧金融综合服务平台,进而实现数智化风险管理。这不仅能够发挥监管科技创新的作用,建立长效监管机制以助力数字金融健康发展,还能够创新经济市场业态,通过完善实体经济领域的宏观调控机制,驱动实体经济高质量发展。进一步而言,数字金融具备的开放性与共享性特征,有利于缩短信息传递的时空传播距离,打破地

基金项目:黑龙江省普通本科高等学校青年创新人才培养项目(UNPYSCT-2020026)

作者简介:李 敏(1986—),女,黑龙江绥化人,博士研究生,讲师,研究方向:数字金融、林业经济管理。

区分散孤立状态,提高地区经济活动联系的广度与深度,赋能邻近地区实体经济高质量发展。具体而言,在数字金融发展过程中,发达地区在数字平台、数字技术的支持下能够与欠发达地区建立区域合作交流机制,促使优质金融资源流向欠发达地区,为当地实体经济高质量发展带来新契机。综合以上理论分析,本文提出:

假设1:数字金融显著提升实体经济高质量发展水平,且表现为显著的空间溢出效应。

1.2 产业结构升级的传导作用机制

数字金融具有提高资本配置和产出效率的优势,有助于驱动产业结构高级化与合理化发展,继而加快产业结构升级,赋能实体经济高质量发展。其一,产业结构合理化的作用路径。数字金融嵌入产业活动各个环节,有助于及时调整产业结构,促使产业结构发展更加合理,进而赋能实体经济高质量发展。一方面,数字金融发展可显著扩大金融服务范围,有力摆脱企业资金储备匮乏、信息不对称等现实桎梏,推动企业技术进步,重塑实体经济竞争优势。在此背景下,各行业和企业可依托数字金融服务获取融资,集聚社会资金开展技术创新活动,推动产业结构合理化发展。而产业结构合理化有利于相关经济主体打造具备国际竞争力的现代产业体系,筑牢实体经济发展根基,推动实体经济高质量发展^[12]。另一方面,数字金融能够降低企业风控成本,通过聚合金融资源、优化生产要素资源配置推动产业结构合理化发展。具体而言,企业可借助数字金融工具与服务方案盘活生产要素资源、释放产业链条资源效益,推动资源要素向实体经济集聚,进而实现产业结构合理化发展。而产业结构合理化能够加速信息流动,引导资本、人力、技术等生产要素合理配置,促使产业分工更加细化,进而提高产业专业化协作水平与生产效率,赋能实体经济高质量发展。因此,本文提出:

假设2:数字金融有助于推动产业结构合理化,促进实体经济高质量发展。

其二,产业结构高级化的作用路径。具体来讲,数字金融通过信息流、资金流、商贸流与物流交易数据打造深度关联、高度依存的产业链生态场景,作用于各行业和企业不同运作环节,推动产业结构高级化发展,对实体经济高质量发展产生驱动作用。一方面,数字金融嵌入企业生产环节能将数据要素与产业互联网有机结合,使得金融服务充分契合产业数字化发展融资需求,打通企业生产经营系统。企业通过数字金融完善信息基础设施建设,能够充分释放数据要素生产力,促进产业结构高级化发展。而产业结构高级化发展会形成产业与数字金融协同互动的智能产业经济体系,为实体经济高质量发展注入新动能。另一方面,数字金融嵌入企业流通环节能运用现代数字技术上云、用数、赋智优势,重塑产业链、供应链与价值链,进一步优化产业发展流通模式,加速产业结构高级化发展。而产业结构高级化发展使得新科技、新知识不断融入传统行业,助力传统产业结构向高端化发展,引导生产要素从劳动密集型转为知识技术密集型产业,促进产业规模

扩大,推动实体经济高质量发展。对此,根据以上理论分析,本文提出:

假设3:数字金融有助于推动产业结构高级化,促进实体经济高质量发展。

2 研究设计

2.1 模型构建

实体经济高质量发展是一项长期持续性动态变动过程,可能具有较强且明显的空间关联性。故此,本文运用空间杜宾模型,实证检验数字金融对实体经济高质量发展的影响及空间溢出效应。为提高研究精准性,在展开空间计量模型过程中还需控制省份与时间双向固定效应。综上,建立双向固定效应的空间杜宾模型(SDM):

$$\begin{aligned} real_{it} = & \rho_1 \sum_{i=1}^n W_{it} real_{it} + \beta dig_{it} + \rho_2 \sum_{i=1}^n W_{it} dig_{it} + \delta Z_{it} \\ & + \rho_3 \sum_{i=1}^n W_{it} Z_{it} + \mu_i + v_t + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (1)$$

式(1)中, $real_{it}$ 表示 i 省份第 t 年实体经济高质量发展水平, dig_{it} 为 i 省份第 t 年数字金融发展水平, W_{it} 代表空间邻接权重, Z_{it} 表示控制变量, μ_i 表示省份固定效应; v_t 表示时间固定效应, ε_{it} 为随机扰动项。

为考察产业结构升级的中介效应,在式(1)的基础上构建中介效应模型:

$$\begin{aligned} Med_{it} = & \psi_1 \sum_{i=1}^n W_{it} Med_{it} + \varphi dig_{it} + \psi_2 \sum_{i=1}^n W_{it} dig_{it} + \nu Z_{it} \\ & + \psi_3 \sum_{i=1}^n W_{it} Z_{it} + \mu_i + v_t + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (2)$$

$$\begin{aligned} real_{it} = & \pi_1 \sum_{i=1}^n W_{it} real_{it} + \lambda dig_{it} + \pi_2 \sum_{i=1}^n W_{it} dig_{it} + \theta Med_{it} \\ & + \pi_3 \sum_{i=1}^n W_{it} Med_{it} + \sigma Z_{it} + \pi_4 \sum_{i=1}^n W_{it} Z_{it} + \mu_i + v_t + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (3)$$

式(2)、式(3)中, Med_{it} 为中介变量,其余变量符号含义同上。

2.2 变量设定

2.2.1 被解释变量:实体经济高质量发展水平($real$)

实体经济的概念可从虚拟经济这一相对视角进行论述,即实体经济是除虚拟经济之外国民经济其他部分^[13],或与房地产、金融业相对的经济形态^[14]。就现实而言,实体经济高质量发展具有综合性与动态性,较难通过单一指标表征其丰富内涵。我国要适应新常态与实现全面可持续发展,就应将创新、协调、绿色、开放、共享的新发展理念纳入实体经济高质量发展过程。由于实体经济高质量发展涉及经济数量持续稳定增长、经济发展动能转换、人民共享发展成果、生态环境改善等内容,本文结合现有研究成果^[15,16],选取经济活力、创新驱动、和谐共享、生态质量与协调发展五个维度及对应内容,建立实体经济高质量发展水平综合评价指标体系(见下页表1)。其中,经济活力为根基、创新驱动为关键内驱力、和谐共享为结果表征、生态

质量为目标导向、协同发展为有效措施,这些内容共同构成了实体经济高质量发展的核心特征。

表1 实体经济高质量发展水平综合评价指标体系

评价向度	评价维度	评价指标	单位	属性
经济活力	经济效益	工业增加值/从业人员平均人数	万元/人	+
		营业利润总额/主营业务收入	%	+
		GDP剔除房地产业和金融业增加值	亿元	+
		规模以上工业企业资产负债率	%	-
创新驱动	就业水平	就业人口总量	万人	+
		职工平均工资	元	+
资本规模	年末金融机构各项贷款余额	万元	+	
	年末金融机构各项存款余额	万元	+	
创新 驱动	创新投入	每万名R&D人员专利授权数	件/万人	+
		规模以上工业企业R&D人员全时当量	人·年	+
	创新产出	高技术产业增加值/GDP	%	+
		单位GDP综合能耗	吨标准煤/万元	-
和谐 共享	全面共享	每万人公共文化设施面积	平方米/万人	+
		每万人均公共体育活动占地面积	平方米/人	+
		每千名老人拥有养老床位数	个/千人	+
生态 质量	全民共享	地区生产总值/地区年平均从业人员数	万元/人	+
		每万人社会组织个数	个	+
	污染治理	工业污染治理完成投资额	万元	+
	废物利用	工业固定废弃物综合利用率	%	+
协调发展	能源消耗	工业用水总量	万立方米	-
	城市绿化	绿色覆盖面积/城镇面积	%	+
	社会稳定	最高收入地区人均可支配收入/最低收入地区人均可支配收入	%	-
		城镇居民人均可支配收入/农村居民人均可支配收入	%	-
		第三产业产值/GDP	%	+
		高端制造业产值/GDP	%	+
		各省份贫困人口数/总人口数	%	-

进一步通过如下步骤测算得出实体经济高质量发展水平:首先,运用极值法对评价指标体系中正、负向指标分别展开无量纲化和同向化处理;其次,采用插值法补齐缺失数值,并进行数据标准化处理;最后,采用更加客观的熵权法确定各项指标权重,测算实体经济高质量发展水平。

2.2.2 核心解释变量:数字金融发展水平(dig)

借鉴现有研究成果^[17],选取由覆盖广度、使用深度与数字化程度三个具体指标构成的数字普惠金融指数,作为评估数字金融发展水平的衡量指标。

2.2.3 中介变量:产业结构升级

产业结构升级可促使经济发展模式从传动劳动密集型向技术密集型升级,实现生产效率的提升,是经济社会实现转型的关键动力。具体来看,产业结构合理化、产业结构高级化是衡量产业结构升级的两个维度。故而,将产业结构合理化与产业结构高级化设为中介变量。其中,产业结构合理化(CSH),借鉴李海奇和张晶(2022)^[18]的研究,使用泰尔指数计算;产业结构高级化(CSG),运用第三产业产值与第二产业产值之比衡量。

2.2.4 控制变量

由于实体经济高质量发展影响因素颇多,因此,为避免因变量遗漏而引发的结果偏差问题,选取政府干预程度(gov)、城市化率(urb)、人力资本(labor)、对外开放程度(open)作为控制变量。其中,政府干预程度采用省级财政支出占GDP的比重加以衡量,城市化率以城市人口

占总人口的比重衡量,人力资本用每十万人中高等职业学校在校生平均人数衡量,对外开放程度以本省份进出口贸易总额占GDP的比重衡量。

2.3 数据来源

考虑到数据可得性,以2011—2022年为研究期,选取中国30个省份(不含西藏和港澳台)为研究对象。主要数据来自《中国统计年鉴》《中国能源统计年鉴》《中国专利统计年鉴》《中国环境统计年鉴》《中国工业统计年鉴》。部分数据来自国家统计局官方网站与各省份统计年鉴,以及由北京大学数字金融研究中心联合蚂蚁金服共同编制的《北京大学数字普惠金融指数》。也有数据从《中国固定资产投资统计年鉴》《中国城市统计年鉴》,以及Wind数据库、EPS数据库中获取。

3 实证及结果分析

3.1 空间相关性检验

为判断是否应该采用空间计量模型,需先通过莫兰指数展开空间相关性检验。若莫兰指数显著,则表明所研究的变量存在相关性,后续研究可运用空间计量模型进行进一步实证分析。其中,莫兰指数计算公式为:

$$I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (d_i - \bar{d})(d_j - \bar{d})}{r^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}} \quad (4)$$

式(4)中, r^2 为样本方差,测算公式为 $r^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (d_i - \bar{d})^2}{n}$, n 为30个省份, d_i 为省份观测值, w_{ij} 是空间权重。经过计算,得到如表2所示的空间相关性检验结果。分析可知,研究期内,全国实体经济高质量发展水平的莫兰指数分布于0.087至0.591之间,且均在1%的水平上显著。同时,随着时间推移,实体经济高质量发展水平的莫兰指数值有逐步增大态势,意味着各地区实体经济高质量发展水平的空间联系有不断增强趋势,即表明该变量存在空间自相关性。细究其因,在数字经济快速发展的背景下,数据要素与人口流动不断加快,逐步改变地区空间布局,提高不同地区实体经济参与者的关联性,进而提高实体经济高质量发展水平的空间自相关性。

表2 空间相关性检验结果

年份	Moran's I	z	年份	Moran's I	z
2011	0.311***	-1.305	2017	0.431***	1.731
2012	0.087***	1.183	2018	0.469***	1.722
2013	0.093***	1.043	2019	0.492***	1.615
2014	0.143***	1.722	2020	0.539***	2.538
2015	0.179***	1.443	2021	0.556***	1.677
2016	0.187***	0.921	2022	0.591***	1.576

注:***、**和*分别代表在1%、5%和10%的水平上显著,下同。

3.2 空间计量模型回归结果

通过式(1)计算,测得数字金融对实体经济高质量发展的影响结果,具体数值见下页表3。分析发现,列(1)中数字金融发展水平的系数显著为正,表明数字金融发展水

平提升能够促进实体经济高质量发展。细究其因,在数字金融支持下,实体经济参与者能够获得更充足的金融资源,并凭借大量资金提高内部管理水平、提升产品质量与扩展市场渠道,增强实体经济核心竞争优势,促进实体经济高质量发展。列(2)结果表明,数字金融发展水平的空间滞后系数为0.449,亦通过5%水平上的显著性检验,说明数字金融存在空间溢出效应,即本地区数字金融发展促进了邻近地区实体经济高质量发展水平提升。细究其因,数字金融通过数字平台为高技术企业提供必要资金支持,促使其改变落后生产方式,这在提高本地实体经济高质量发展水平的同时,亦能够实现技术知识溢出效应,助力其他地区实体经济高质量发展。

表3 空间杜宾回归结果

	(1)	(2)
	X	$W \cdot X$
<i>dig</i>	0.516** (2.236)	0.449** (2.101)
<i>gov</i>	0.956 (1.255)	0.842 (1.175)
<i>urb</i>	0.854*** (4.127)	0.823* (1.723)
<i>labor</i>	0.549*** (5.103)	0.577** (2.243)
<i>open</i>	1.429*** (3.245)	1.323*** (3.035)
时间固定效应	控制	控制
省份固定效应	控制	控制
常数项	0.335*** (4.045)	0.468*** (5.483)
N	360	360
R ²	0.552	0.682

注: X 为基准回归系数, $W \cdot X$ 为空间滞后项系数, ()内为t值, 下同。

为更直观地解析空间效应,本文借助偏微分法将数字金融赋能的空间效应分解为三大效应,由此获得直接效应、间接效应与总效应检验结果(见表4)。分析表4结果可知,数字金融发展水平的直接效应系数为0.546,间接效应系数为0.415,均在1%的水平上显著,意味着数字金融快速发展,有助于促进本地及邻近地区实体经济高质量发展,具有显著的正向空间溢出效应。由此,假设1得证。

表4 空间效应分解结果

	(1)	(2)	(3)
	直接效应	间接效应	总效应
<i>dig</i>	0.546*** (3.126)	0.415*** (3.056)	0.961*** (3.282)
<i>gov</i>	0.942 (0.144)	0.937 (0.052)	1.879 (0.196)
<i>urb</i>	0.942*** (3.130)	0.863 (0.147)	1.805*** (3.277)
<i>labor</i>	0.601*** (4.163)	0.500*** (3.126)	1.101*** (4.289)
<i>open</i>	1.026*** (3.301)	1.056* (1.741)	2.082*** (3.379)
时间固定效应	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制
常数项	0.357*** (4.023)	0.408*** (5.445)	0.443*** (4.115)
N	360	360	360
R ²	0.544	0.661	0.673

进一步分析控制变量对实体经济高质量发展的影响。第一,政府干预程度直接效应、间接效应和总效应的系数为正值,但未通过显著性检验,表明政府干预程度对实体经济高质量发展的作用不够显著。可能是由于部分地方政府举债支持投资周期较长、回报较慢的公共设施建设,使得区域资金周转较慢,在短时间内未能对实体经济高质量发展带来积极效应。第二,城市化率的直接效应系数在1%的水平上显著为正,表明本地区城市化率越高,当地实体经济发展水平就越高;间接效应系数不显著,说明城市化率对邻近地区实体经济高质量发展的影响较小。第三,人力资本对实体经济高质量发展影响的直接效应与间接效应系数均为正,且均通过显著性检验,说明引进高学历人才可促进本地区与邻近地区的经济高质量发展。细究其因,地方通过引入优质创新人才能够促进传统生产力向“新质”跨越,进而对邻近地区的实体经济高质量发展产生积极效应。第四,对外开放程度的直接效应与间接效应系数显著为正,说明对外开放程度对实体经济高质量发展存在显著促进作用。可能原因是,在对外开放水平持续提高的场景下,我国企业能够更好地利用外部先进资源与充足的外部资本,并与国外龙头企业建立相对稳定的合作关系,推动本地与邻近地区实体经济高质量发展。

3.3 稳健性检验

为检验数字金融对实体经济高质量发展影响的回归结果的稳健性,通过下述方式展开稳健性检验(限于篇幅,未列出具体结果)。第一,剔除直辖市研究样本。将数字金融发展水平明显高于其他省份的4个直辖市样本剔除,将新的研究样本代入模型并重新进行回归,结果与假设1一致,验证了上文研究结果的真实性与可靠性。第二,替换空间权重矩阵。将前文所用邻近权重矩阵替换为地理距离权重矩阵,并进行稳健性检验。可以发现,更换地理距离权重矩阵之后,数字金融对实体经济高质量发展的影响系数值略有变动,但系数的符号、显著性水平与前文研究结果一致。这表明本文的研究结论具有稳健性和可靠性。

3.4 异质性分析

为进一步实证探讨数字金融对不同地区实体经济发展影响的异质性,将样本划分为东部地区、中西部地区两组,并据此展开异质性分析(检验结果见下页表5)。可以发现:其一,东部地区数字金融发展水平的直接效应、间接效应系数分别为0.562、0.579,均在1%的水平上显著。这证明在东部地区,数字金融有助于加快本地、邻近地区实体经济高质量发展。细究其因,东部地区数字金融发展水平较高,可为本地与邻近地区提供优质的金融产品、金融服务,能够加速生产要素在不同地区流动,在推动实体经济高质量发展的过程中,形成了正向空间溢出效应。其二,中西部地区数字金融对本地和邻近地区的实体经济高质量发展的影响系数均显著为正。这一结果证明,在中西部地区,数字金融对本地实体经济高质量发展的直接效应大于对邻近地区实体经济高质量发展的间接效应。原因

可能在于,中西部地区数字技术优势较小,且面临金融服务不足的困境,致使数字金融对本地实体经济高质量发展的正向影响,显著大于邻近地区。其三,从总效应来看,与东部地区作用效果相比,中西部地区数字金融发展水平仍有待进一步提升,其对实体经济高质量发展的积极作用仍然较小。其背后的经济学原理可能是,东部地区新一代信息技术应用范围高于中西部地区,故东部地区数字金融对实体经济高质量发展的促进作用要大于中西部地区。

表5 异质性检验结果

	东部地区			中西部地区		
	直接效应	间接效应	总效应	直接效应	间接效应	总效应
dig	0.562*** (3.656)	0.579*** (3.033)	1.141*** (4.139)	0.443*** (3.222)	0.492** (2.232)	0.935*** (4.378)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	0.773*** (4.054)	0.898*** (5.064)	0.055*** (4.049)	0.615*** (4.443)	0.799*** (4.669)	0.056*** (4.897)
N	132	132	132	228	228	228
R ²	0.884	0.796	0.773	0.668	0.734	0.766

4 进一步分析

本文实证研究产业结构合理化与产业结构高级化的中介效应,具体结果如表6所示。列(1)至列(3)为产业结构合理化的中介效应检验结果。其中,列(1)和列(2)结果表明,数字金融可提高实体经济高质量发展水平和促进产业结构合理化;列(3)中数字金融发展水平和产业结构合理化的系数均显著为正,并且数字金融发展水平的系数比例(1)小,表明产业结构合理化的系数的部分中介效应成立。此结果说明,数字金融可显著促进产业结构合理化,进而赋能实体经济高质量发展。据此,假设2得证。列(4)至列(6)为产业结构高级化的中介效应检验结果。列(4)和列(5)结果表明数字金融对实体经济高质量发展和产业结构高级化具有正向促进作用。列(6)中,数字金融发展水平和产业结构高级化的系数均显著为正,并且数字金融发展水平系数小于列(4),意味着产业结构高级化存在部分中介效应,即数字金融可加快推动产业结构高级化,赋能实体经济高质量发展。原因可能在于:一方面,数字金融纵深发展可将优质数据融入生产要素,为整个产业生产提供必要资金支持,促使产业创新水平不断提高,带动产业结构高级化,进而赋能实体经济高质量发展。另一方面,数字金融作为传统金融服务模式革新的产物,有助于解决信贷资源错配问题,削弱金融抑制效应,加快产业结构合理化发展,促使产业实现生态联系,助力实体经济高质量发展。据此,假设3得证。

5 结论与建议

本文选取中国30个省份为研究样本,运用空间计量模型实证检验数字金融与实体经济高质量发展之间的关

表6 中介效应检验结果

	产业结构合理化			产业结构高级化		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	real	CSH	real	real	CSG	real
dig	0.546*** (4.605)	0.343*** (4.028)	0.433*** (4.022)	0.546*** (4.652)	0.431*** (4.026)	0.344*** (4.054)
CSH			0.330*** (4.017)			
CSG						0.306** (2.452)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	0.335*** (4.045)	0.714*** (3.031)	0.609*** (3.047)	0.335*** (4.045)	0.811*** (4.097)	0.762*** (4.088)
N	360	360	360	360	360	360
R ²	0.552	0.327	0.316	0.552	0.321	0.308

系,并以产业结构升级作为中介变量进行作用机制检验。具体研究结论如下:数字金融发展不仅显著推进本地实体经济高质量发展,而且对邻近地区具有显著正向空间溢出效应。在经过一系列稳健性检验后,该结论仍然显著。异质性分析结果表明,数字金融有助于提升东部与中西部地区本地及邻近地区实体经济高质量发展水平,且对中西部地区本地实体经济高质量发展的影响高于邻近地区;数字金融影响实体经济高质量发展的作用效果,表现为东部、中部、西部地区依次递减的格局。进一步分析可知,数字金融可通过产业结构合理化和产业结构高级化,赋能实体经济高质量发展。因此,从以下几个方面给出了针对性建议:

(1)提高数字金融发展质量。我国应立足数字金融对区域实体经济高质量发展的辐射带动作用,逐步提高数字金融发展质量,为实现实体经济高质量发展提供助益。一是政府应大力支持和引导专精特新企业进行金融改革,强化企业开展数字技术与金融活动创新,提升数字金融发展水平,充分发挥其对实体经济高质量发展的赋能作用。二是金融机构须按照政府有关部署,将更多金融资源转向重点领域和薄弱环节,稳步提升数字金融发展质量,为实现实体经济高质量发展筑牢基石。

(2)加快产业结构转型升级。企业应充分发挥产业结构升级的赋能作用,加快转型升级步伐,助力实体经济高质量发展。一是要加快数字企业技术改造,不断将现代信息技术嵌入企业生产、经营与销售环节,充分发挥数字经济时代的技术红利,推进产业结构转型升级,驱动实体经济高质量发展。二是要实行分类管理制度,不断深化产业供给侧结构性改革,以各行业和企业发展特色为基准开展产业创新管理,稳步推进产业结构转型升级,为实体经济高质量发展有效赋能。

(3)因地制宜推动实体经济高质量发展。各地区政府应结合本地实际,因地制宜实施政策引导、财政拨款等方式,逐步推进区域实体经济协调发展。对于东部地区而言,应深入落实“精准帮扶”理念,组织专家学者进驻中西部地区进行实地调研,为其提供针对性技术、理论与人才

支持,以弥合区域实体经济发展鸿沟。对于中西部地区而言,应积极推进“东数西算”工程,加快搭建业务、技术、数据一体化运营平台,在优化营商环境的基础上,不断加大创新创业支持力度,充分激活经济发展潜能,逐步缩小区域实体经济发展差距。

参考文献:

- [1]朱瑞博,底晶,刘芸.激活数据要素着力推动实体经济高质量发展[J].上海经济研究,2023,(1).
- [2]王阿娜.政府财税激励、创新要素配置与实体经济高质量发展[J].首都经济贸易大学学报,2023,25(6).
- [3]陆岷峰.数智化创新赋能实体经济高质量发展:运行机理与实践策略[J].广西社会科学,2024,(1).
- [4]夏杰长.数据要素赋能我国实体经济高质量发展:理论机制和路径选择[J].江西社会科学,2023,(7).
- [5]张成思.金融体系结构转型支持实体经济高质量发展[J].保险研究,2023,(6).
- [6]师应来,赵一帆,肖烯岚.产业结构升级、科技创新与经济高质量发展的耦合协调研究[J].统计与决策,2024,(1).
- [7]杨军.中国式现代化视角下推动实体经济高质量发展的创新路径[J].中州学刊,2023,(3).
- [8]李林汉,韩明希,侯毅革.数字普惠金融对实体经济的影响——基于系统GMM与面板门槛模型的实证分析[J].华东经济管理,2022,36(12).
- [9]蒙恬,姚聪莉.数字金融与实体经济高质量耦合协调发展的统计评价[J].统计与决策,2024,(8).
- [10]赫国胜,刘璇.数字金融、创业效应与实体经济高质量发展[J].西安交通大学学报(社会科学版),2024,44(2).
- [11]袁刚,温圣军,赵晶晶,等.政务数据资源整合共享:需求、困境与关键进路[J].电子政务,2020,(10).
- [12]崔耕瑞.数字金融与产业高质量发展[J].西南民族大学学报(人文社会科学版),2022,43(2).
- [13]田杰棠,张春花.数字经济与实体经济融合的内涵、机理与推进策略[J].技术经济,2023,42(1).
- [14]王永钦,高鑫,袁志刚,等.金融发展、资产泡沫与实体经济:一个文献综述[J].金融研究,2016,(5).
- [15]李金昌,史龙梅,徐蔼婷.高质量发展评价指标体系探讨[J].统计研究,2019,36(1).
- [16]郭朝先,方澳.新基建赋能实体经济高质量发展的生成逻辑与优先策略[J].新疆师范大学学报(哲学社会科学版),2023,44(6).
- [17]姚登宝,俞旭海.数字金融能推动区域经济高质量发展吗?[J].沈阳工业大学学报(社会科学版),2023,16(2).
- [18]李海奇,张晶.金融科技对我国产业结构优化与产业升级的影响[J].统计研究,2022,39(10).

(责任编辑/浩 天)

Digital Finance, Upgrading of Industrial Structure and High-quality Development of Real Economy

Li Min^{1,2}

(1.College of Economics and Management, Northeast Forestry University, Harbin 150040, China;
 2.School of Finance and Trade, Harbin Finance University, Harbin 150030, China)

Abstract: This paper selects 30 provinces in China from 2011 to 2022 as research object to empirically examine the impact of digital finance on the high-quality development of the real economy and its mechanism. The research results go as follows: Digital finance can significantly improve the high-quality development level of the real economy, and has a significant positive spatial spillover effect on neighboring regions. The regional heterogeneity test shows that digital finance has a significant enabling effect on the high-quality development of the local real economy in the three regions and the neighboring regions, but its impact on the high-quality development of the local real economy in the central and western regions is higher than that in the neighboring regions. The impact of digital finance on the high-quality development of the real economy is characterized by the heterogeneity of “eastern region> central and western region”. The mechanism test confirms that the rationalization and upgrading of industrial structure are the key transmission mechanisms for digital finance to release the high-quality development dividends of the real economy.

Key words: digital finance; high-quality development of the real economy; industrial structure upgrading; spatial econometric model