

数字金融对城市产业结构升级的影响研究

成琼文, 申萍

(中南大学商学院, 湖南长沙, 410083)

摘要: 基于数字金融赋能城市产业结构升级视角, 利用 2011—2020 年中国 267 个地级及以上城市的面板数据, 运用双固定面板模型、空间杜宾模型等探究数字金融对城市产业结构升级的影响效应和作用机制。研究发现: 整体上数字金融显著促进城市产业结构升级, 其中使用深度和覆盖广度影响更大; 作用机制分析显示, 数字金融可以通过提升区域创新创业水平促进城市产业结构升级, 并且金融监管强度可以正向调节其促进作用; 空间溢出效应表明数字金融对城市产业结构升级具有正向溢出效应; 分样本看, 数字金融对中部、东部城市以及二、三线城市产业结构升级的促进作用更大。该研究为城市深化数字金融建设、优化创新创业环境、完善金融监管机制、统筹区域发展、因城制宜制定政策提供了建议参考。

关键词: 数字金融; 产业结构升级; 创新创业; 金融监管强度; 空间溢出效应

中图分类号: F830; F293

文献标识码: A

文章编号: 1672-3104(2023)02-0109-15

一、引言

“十四五”规划明确指出, 要“健全具有高度适应性、竞争力、普惠性的现代金融体系, 构建金融有效支持实体经济的体制机制”。在“双循环”新发展格局下, 数字金融成为赋能产业升级的新引擎。当前我国产业结构调整趋势整体向好, 但仍存在资金和技术等资源不足或配置失衡、自主创新创业能力不足、政策制度不健全、区域间产业布局不合理等现实问题。而数字金融具有的数字性、普惠性、金融性等特征是否能够缓解产业结构升级面临的困境以及如何有效释放其赋能作用, 成为近年来广泛讨论的行动议题。

传统金融服务存在供给有限、覆盖面窄等不足, 而当前数字经济、大数据、智能计算等信息

技术为我国数字金融快速发展提供了有利条件。

数字金融是指传统金融机构和互联网企业利用互联网技术和信息通信技术赋能投资、融资、支付等服务的新型金融业务模式^[1]。当前关于数字金融的经济效应研究比较丰富, 主要集中在提升企业科技创新能力^[2]、缩小城乡收入差距^[3]、提升居民消费水平^[4]、促进区域经济增长^[5]、增加地区就业^[6]等方面。而双循环新发展格局背景下聚焦于城市产业结构升级效应的研究较少, 多基于其基准影响展开分析, 作用机制也大多聚焦于科技创新、消费需求扩张、资本积累等中介效应^[7-8], 全面评估数字金融对产业结构升级影响的实证研究仍比较缺乏。

在“双循环”新发展格局下, 产业结构升级既关系到重塑产业发展优势, 也关系到有效构建新发展格局。数字金融作为新兴金融业态, 具有低成本、低门槛、便利化、高效化等服务优势, 能

收稿日期: 2022-10-13; 修回日期: 2023-01-31

基金项目: 国家自然科学基金面上项目“资源约束下我国铝工业绿色管理机制设计研究”(71573284); 湖南省财政厅项目“支持湖南省制造业科技创新的财税政策研究”(HNCZYJYB21005)

作者简介: 成琼文, 男, 湖南湘乡人, 中南大学商学院研究员、博士生导师, 主要研究方向: 产业经济、资源经济与管理; 申萍, 女, 河南安阳人, 中南大学商学院硕士研究生, 主要研究方向: 数字金融、产业经济, 联系邮箱: 1346507454@qq.com

够将传统金融功能与数字信息技术相结合,可以从供给端通过促进城市创新创业激发产业结构升级活力。同样,数字金融具有的金融风险 and 数字技术风险也不可忽视,但当前少有研究关注金融监管的重要性。此外,在区域协调发展战略背景下,数字金融具有显著的网络化和技术特征,能够打破时空壁垒,促进金融资源在不同区域之间的流动配置,数字金融对城市产业结构升级是否存在空间溢出效应也值得关注,而现有研究也较少对其空间外部性进行深入分析。

鉴于此,本文以2011—2020年我国267个地级及以上城市的面板数据为观测对象,通过双固定面板模型、中介机制检验、调节机制检验和面板空间计量等实证方法研究数字金融对城市产业结构升级的影响效应及作用机制。可能的边际贡献有:一是考虑到数字金融具有的传统金融风险和数字技术风险,将金融监管强度纳入分析框架中,基于“金融效率—金融安全”的视角对已有影响机制的研究作出补充;二是基于数字金融和产业结构升级具有的空间互动特征,在原有“扁平化”研究的基础上进一步从城市空间溢出效应的视角探究数字金融对城市产业结构升级的影响;三是以地级及以上城市为研究对象,并基于城市特征进行异质性分析,试图在更加细致的空间角度上为城市发展数字金融和实现产业结构升级提供建议与参考。

二、理论分析与研究假设

(一) 数字金融影响城市产业结构升级的基准效应

数字金融能够有效突破地理空间障碍,具有覆盖面广、产业规模大、成本较低、风险可控、服务便捷等显著优势,较好地契合了产业结构升级的需要^[9]。一方面,数字金融具有普惠性特征。数字金融能够打破物理距离限制,提供更加多样包容的金融工具,通过完备数字基础设施实现资源覆盖、数据传播、信息共享,并具有显著降低金融成本、降低交易成本等先天优势,可以有效破除城市产业结构升级面临的金融资源配置不足或失衡、经济活动地域限制、融资资金约束、

效率与公平不能兼顾等问题^[10]。另一方面,数字金融具有数字技术特征。数字金融基于大数据、云计算、区块链、人工智能等现代信息技术,能够提升信息传播有效性,缓解信息不对称的问题,引导金融市场产业选择活动,可以快速精准匹配产业发展供给端和需求端,同时还可以借助网络化平台促进生产要素数字化发展,进一步推动产业结构升级^[11]。据此提出以下假设:

H1: 数字金融有利于促进城市产业结构升级。

(二) 创新创业水平中介机制

数字金融在传统金融的基础上与数字信息技术相结合,有利于创新创业活动的发展。第一,数字金融通过降低金融服务门槛、缓解融资约束,为创新创业活动提供金融服务支持^[12]。数字金融有效打破了原有的时间和空间限制,大大降低了金融服务可获得性门槛,为创新创业活动提供了高效低价的金融服务。第二,数字金融的发展可以有效缓解市场信息不对称性问题,进而促进城市创新创业活动发展^[13]。数字金融可以通过大数据、云计算、人工智能等信息技术精准分析市场情况、客户规模、客户违约风险等,还可以实时监管金融风险,提高市场风险管控能力,挖掘更多商业空间,为区域创新创业活动提供更多可能性。第三,数字金融还可以有效提升金融效率,激发区域创新创业主体活力^[14]。数字金融强调居民获取金融服务的平等性,其发展有助于改善居民创业行为和促进创业机会的均等化,数字金融以相对较低的成本为普通居民提供有效便捷的金融服务,提高创业者的融资效率,降低创业者的融资风险,提高居民创业的积极性。

区域创新创业活动为城市产业结构升级注入源源不断的动力。从宏观层面看,区域创新创业能力的形成会使一个地区以新兴技术改造传统落后产业,发展新兴产业,加速产业结构向以第三产业占比为主的方向演进。随着区域创新产出的增加,创新创业活动对第三产业的作用强度明显大于对第一产业和第二产业的作用,使各产业在结构比例方面发生变化,推动我国产业结构向“服务化”方向转型,且不同主导产业之间的交互更替也是产业不断向高水平演化的推动力

量。从微观层面看, 区域创新创业通过对知识、资本、劳动力和技术等生产要素的重新组合和优化配置, 促使生产要素从低效率部门向高效率部门流动, 在提升劳动生产效率的同时降低物质生产成本, 进而提高产业链的生产效率与经济利益。伴随生产效率的提升, 此区域的产品往往具有更高的科技含量和产品附加值, 这将引导消费者逐渐改变传统的消费结构, 转变固有的消费观念, 使得消费需求结构朝多元化、高级化方向转变, 进而带动产业结构升级发展。同时, 企业是区域创新的主体, 企业可以通过增加对技术创新的支持、推广对创新技术的应用, 以及促进高新技术产业化来加快技术结构调整, 最终达到促进产业升级的目的。据此提出以下假设:

H2: 数字金融可以通过提升创新创业水平促进城市产业结构升级。

(三) 金融监管强度调节机制

提高数字金融赋能产业结构升级的能力, 不仅需要推动数字金融产业的高质量发展, 也要注意防范和化解数字金融领域的重大风险。当前, 金融业正在经历广泛的、深刻的技术变革, 数字金融跨时间、跨空间、跨领域的扩散渗透速度不断加快, 但与此同时数字金融的发展风险也不断提高, 其风险的隐蔽性、传染性、突发性和负外部性等特征仍然存在^[15]。一是技术性风险, 数字金融依托数字交易平台等数字信息技术发挥作用, 但编程错误、技术漏洞、黑客攻击等均会对数字金融发展产生巨大冲击。二是操作性风险, 人工能力不足或操作失误不可避免地会带来数字信息系统失灵、数字控制程序或运行程序错误等问题, 并且随着科技创新的不断进步, 人工操作能力的要求也不断提高, 操作性风险也不断增加。三是系统性风险, 数字金融发展领域中不仅要关注核心的大型的银行机构和其他金融机构, 也要注意防范小型的去中心化的金融机构的运行风险, 避免小型金融机构的风险不断增加由量变导致质变, 从而给整个数字金融运行系统带来巨大冲击。此外, “数据泄露”“隐私泄露”“大数据杀熟”“P2P 爆雷”“数字货币问题”等一系列金融科技风险不断发生, 把握金融安全与金融效率的平衡成为关键问题^[16]。

加强金融监管是维系金融安全与金融效率动态平衡的关键举措。一方面, 金融监管强度提升有利于克服金融市场的内生脆弱性和不稳定性, 能够有效克服市场失灵带来的负面影响, 减少金融摩擦, 从而提升金融服务效率的稳定性与持久性^[17]。另一方面, 加强金融监管有助于缓解金融市场垄断, 降低系统性金融风险, 从而提供更加公平、更高质量的金融服务, 提升金融服务效率和公平性^[18]。部分学者也基于实证层面研究了金融监管强度对金融发展体系、金融服务效率的影响, 普遍得出随着金融监管强度的提升, 金融市场安全运行日益规范, 进而能够提升金融服务效率的研究结论^[19]。由此来看, 数字金融具有的传统金融特征和数字技术特征要求必须有行之有效的金融监管与之配套, 通过提升金融监管强度改善金融机构治理水平, 提升金融机构运行效率, 降低和化解数字技术的应用风险, 从而充分发挥数字金融的正向作用。据此提出以下假设:

H3: 金融监管强度正向调节数字金融对城市产业结构升级的影响。

(四) 数字金融影响城市产业结构升级的空间溢出效应

实施区域协调发展战略是建设现代化经济体系的重要组成部分, 探究地区间空间互动表现具有现实意义。一方面, 数字金融具有的数字技术特征使得数字金融服务不再局限于原有空间限制, 而是能够通过大数据、互联网等信息技术有效削弱区域之间的金融壁垒。另一方面, 产业结构升级并非某一地区独立的经济现象, 不同地区之间尤其是经济特征相似的地区之间产业发展攀比和政策模仿更加显著, 并且产业结构水平较高的地区往往产生人力、资本、技术等要素外溢^[20]。总体来看, 数字金融发展和产业结构升级都是一个不断积累的过程。地理经济学指出经济关联性与空间距离密切相关^[21], 即数字金融在影响本地产业结构升级的同时很有可能存在空间上的跨区域扩散特征。这一扩散特征主要表现为如下效应:

一是示范效应。在区域经济联系不断紧密的背景下, 多个城市形成的城市群多是以经济发展水平最高的城市为“领头羊”, 其数字金融发展

水平和产业结构水平也相对较高,周边城市通过有益地学习和模仿进而带动本地区产业结构升级。二是辐射效应^[22]。随着我国区域一体化、城市群建设等区域发展战略的深入实施,各城市充分发挥比较优势参与区域经济建设,区域间经济合作与分工日益密切,城市产业结构调整也会相互影响。地区之间数字金融资源也可以通过与相邻城市发生要素交流,促进生产要素的流动、交换与配置,对周边地区产生辐射效应。三是竞争效应^[23]。各地级市为了不在“晋级锦标赛”中处于劣势地位,就会更加重视本地产业结构升级并采取相应措施予以激励,数字金融在传统金融的基础上结合现代信息技术,具有金融性、普惠性、数字技术等多重特征,当前政府具有通过数字金融驱动产业结构升级的意愿和能力,经济发展特征相似的地区之间产业结构升级模仿和攀比更加显著。四是虹吸效应^[24]。基于资本逐利性,区域间生产要素往往会流向对关键生产要素需求大、报酬高的地区,因此数字金融、创新创业、产业结构升级所需的生产要素可能会由发展水平低的地区流向发展水平高的地区,进而更有利于促进要素流入地产业结构升级,阻碍要素流出地产业结构升级,尤其是在地理位置相邻地区该效应更加显著。据此提出以下假设:

H4: 数字金融对城市产业结构升级的影响具有空间溢出效应。

三、研究设计

(一) 变量说明

1. 产业结构升级指数(AIS)

本文基于配第-克拉克定理将产业结构升级定义为产业结构状态由低水平向高水平的演变^[25],产业间比例关系不断高级化,即主导产业由第一产业逐渐转向第二产业最后转向第三产业的动态过程,并参考付凌晖的研究方法借助空间向量表示三大产业比例的动态演进^[26]。具体做法是将三次产业占GDP的比重作为一个空间向量分量构建 $X_0=(X_{1,0}, X_{2,0}, X_{3,0})$,然后分别测算 X_0 与产业层次按照由低到高排列的基本单位向量组

$X_1=(1, 0, 0)$, $X_2=(0, 1, 0)$, $X_3=(0, 0, 1)$ 的夹角 $\theta_j(j=1, 2, 3)$,通过赋予不同权重测算产业结构升级水平。该指标既考虑了产业结构变动程度,也考虑了变动方向,AIS越大,表明产业结构升级水平越高。

$$\theta_j = \arccos \left\{ \frac{\sum_{i=1}^3 (x_{i,j} \cdot x_{i,0})}{\left[\sum_{i=1}^3 (x_{i,j}^2)^{1/2} \cdot \sum_{i=1}^3 (x_{i,0}^2)^{1/2} \right]} \right\} \quad j=1, 2, 3 \quad (1-a)$$

$$AIS = \sum_{k=1}^3 \sum_{j=1}^k \theta_j = 3\theta_1 + 2\theta_2 + \theta_3 \quad (1-b)$$

2. 数字金融指数(DF)

本文采用目前国内广泛使用的由北京大学数字金融研究中心编制的中国数字普惠金融指数来衡量数字金融发展水平,该指标从创新型数字金融的角度表征地区数字金融发展水平^[27],从覆盖广度(Bre)、使用深度(Dep)和数字化程度(Dig)三个维度构建综合指标,为数字金融的相关研究提供了极大便利。此外,为缓解数字普惠金融指数可能存在的偏误,本文参考宋敏^[28]、李春涛^[29]等学者测算金融科技指标的研究,通过百度新闻高级检索搜索“地级市+数字金融关键词”的搜索量与地级市进行匹配作为地区数字金融发展水平的代理变量,并将此变量作为稳健性检验。

3. 创新创业水平(IE)

现有研究多基于研发经费、专利申请或授权数等数据衡量创新投入或产出^[30-31],但是从城市层面来说该指标无法全面反映出数字金融对中小微企业和个体从业者的创新创业推动作用。因此,本文采用由北京大学编制的中国区域创新创业指数进行衡量,该指数涵盖企业范围广,尤其是囊括了数字金融重点普惠的创业活跃度高的中小微企业,将区域内分散的技术、人力、资本等要素纳入指标体系,从多维度反映各地区的创新创业活力。

4. 金融监管强度(FS)

本文采用“区域金融监管支出/金融业增加值”衡量城市金融监管强度,该指标既能够比较全面地衡量区域金融监管支出和强度,将监管人员、监管次数等指标涵盖在内,也较好地规避了区域间金融发展规模的影响,作为代理变量具有

比较好的代表性。

5. 控制变量

考虑产业结构升级的影响因素并结合已有学者的研究, 本文选取以下控制变量提升模型解释力。①经济发展水平(*ED*): 经济发展是推动地区产业结构升级的重要推力, 二者相互作用密切, 本文选用人均 GDP(万元)进行衡量。②城市化水平(*UR*): 良好的基础设施建设为城市产业结构升级提供硬性条件, 城市化发展进程可以通过人口和资源的地区流动影响产业结构水平, 本文选用当年披露的城镇人口占总常住人口的比重(%)进行衡量。③政府干预程度(*GI*): 地方政府可能会通过政府调控手段引导社会资源在不同产业之间的流动进而影响当地产业结构水平, 本文选用地方政府财政预算支出(万元)进行衡量。④对外开放水平(*OP*): 外商直接投资通过影响生产要素、科技创新、资本配置、市场竞争等对区域产业结构水平产生影响, 本文选用外商直接投资根据当年平均汇率换算成人民币后的金额(万元)进行衡量。⑤居民消费水平(*HC*): 产业结构很大程度上受到居民消费水平和消费结构的影响, 日趋多元化的消费需求使得产业结构向更高水平发展, 本文选用消费品零售总额(万元)进行衡量。

(二) 模型构建

1. 基准效应模型

为检验数字金融对产业结构升级的基准影响, 构建双固定面板基准模型如下:

$$\ln AIS_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln DF_{it} + \alpha_n \ln Z_{it} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

模型(2)中, $\ln AIS_{it}$ 代表城市 i 在 t 时期的产业结构升级水平, $\ln DF_{it}$ 代表城市 i 在 t 时期的数字金融发展水平, $\ln Z_{it}$ 代表一系列控制变量, μ_i 表示城市 i 不随时间变化的个体固定效应, δ_t 表示控制时间固定效应, ε_{it} 表示随机扰动项。模型中 α_1 的大小和符号反映数字金融对产业结构升级的直接影响, 是本文重点关注的内容。

2. 中介机制模型

以往研究多采用逐步检验法进行中介效应检验^[32], 但其可能存在低统计功效和估计偏误问题, 故本文参考江艇^[33]的讨论进行因果推断中介

检验, 具体检验思路为: 重点考察逐步检验法中原有的(3-a)式和(3-b)式, 而不考察(3-c)式。在实证研究中存在以下几点说明: 一是基于前文理论机制分析, 中介变量创新创业和被解释变量产业结构升级的因果关系在理论上比较直观且已进行了详细论证, 故不必采用正式的因果推断手段研究创新创业对产业结构升级的因果关系, 即不考察(3-c)式。二是(3-a)式反映了核心解释变量(*DF*)对被解释变量(*AIS*)的影响, 与模型(2)研究一致, 在此不再赘述。三是本部分关注重点核心解释变量(*DF*)对中介变量(*IE*)的影响, 即(3-b)式, 其中 $\ln IE_{it}$ 代表城市 i 在 t 时期的创新创业水平。此外, 后文实证分析中进一步列出了采用 bootstrap 法的结构方程模型检验加强中介机制检验的稳健性。

$$\ln AIS_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln DF_{it} + \alpha_n \ln Z_{it} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (3-a)$$

$$\ln IE_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln DF_{it} + \beta_n \ln Z_{it} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (3-b)$$

$$\ln AIS_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 \ln DF_{it} + \gamma_2 \ln IE_{it} + \gamma_n \ln Z_{it} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (3-c)$$

3. 调节机制模型

在数字金融指数、金融监管强度对产业结构升级水平的线性回归模型(4-a)中 θ_1 、 θ_2 系数通过显著性检验的基础上, 在模型(4-b)中加入数字金融指数和金融监管强度的交乘项($\ln DF \times \ln FS$), π_3 系数的方向和大小反映了金融监管强度在数字金融影响产业结构升级中发挥的调节效应。其中, $\ln FS_{it}$ 代表城市 i 在 t 时期的金融监管强度。

$$\ln AIS_{it} = \theta_0 + \theta_1 \ln DF_{it} + \theta_2 \ln FS_{it} + \theta_n \ln Z_{it} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (4-a)$$

$$\ln AIS_{it} = \pi_0 + \pi_1 \ln DF_{it} + \pi_2 \ln FS_{it} + \pi_3 \ln DF_{it} \times \ln FS_{it} + \pi_n \ln Z_{it} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (4-b)$$

4. 空间效应模型

为进一步研究数字金融对产业结构升级的空间溢出效应, 在模型(2)基础上引入产业结构升级、数字金融以及其他控制变量的空间交互项, 并在同时考虑空间滞后项和空间误差项的情形

下构建空间面板杜宾模型(SDM):

$$\ln AIS_{it} = \alpha_0 + \rho W \ln AIS_{it} + \alpha_1 \ln DF_{it} + \alpha_n \ln Z_{it} + \rho_1 W \ln AIS_{it} + \rho_n W \ln Z_{it} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

模型(5)中, ρ 表示空间自回归系数, W 表示空间权重矩阵, 需要说明的是在实际分析时须通过一系列计量检验确定空间面板计量模型的最终形式。

(三) 数据来源与描述性统计

基于研究内容需要和数据可获得性, 本文最终选取我国 267 个地级及以上城市, 时间跨度为 2011—2020 年, 共 2 670 个观测值。除变量 DF 和 IE , 其余变量均来自《中国城市统计年鉴》、各省份各城市统计年鉴和统计发展公报, 其中缺失数据采用插值法、均值法等补齐。为了缓解异方差、度量单位、极端值和偏态性等对模型估计的影响, 本文对相关变量进行对数处理并进行 1% 的缩尾处理以增加模型结果的解释力。表 1 是本文主要变量的描述性统计特征, 表 2 为各变量多重共线性检验结果, 可以看出 VIF 值均小于 10, 变量间不存在严重的多重共线性。

四、实证结果分析

(一) 基准效应结果分析

表 3 报告了数字金融影响产业结构升级的基准效应估计结果。列(1)采用普通 OLS 回归得出数字金融对产业结构升级的影响系数为 0.010, 具有显著促进作用。通过 F 检验、LM 检验和 Hausman 检验后最终确定个体和时间双固定的固定效应模型(FE)为最优估计模型, 如列(3)所示。数字金融对产业结构升级的影响系数为 0.033 并通过 1% 显著性水平检验, 数字金融通过发挥普惠性、数字技术等作用优化区域资源配置, 显著提升城市产业结构升级水平, 假设 H1 得到验证。

进一步分析控制变量的回归系数, 经济发展水平($\ln ED$)对产业结构升级的影响系数为正但并不显著, 表明在实现经济发展的同时城市产业结构并未实现有效升级, 这可能与各城市经济发展迅速但分化明显、资源分配不均、产业布局存在结构性偏差有关; 城市化($\ln UR$)对产业结构升级

表 1 变量描述性统计特征

变量类型	变量名称	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	产业结构升级水平	2 670	1.876	0.053	1.747	2.005
	$\ln AIS$					
解释变量	数字金融发展 $\ln DF$	2 670	5.063	0.505	3.566	5.694
中介变量	创新创业水平 $\ln IE$	2 670	4.381	0.178	3.856	4.603
调节变量	环境规制强度 $\ln ER$	2 670	2.929	1.728	-1.206	7.777
	经济发展水平 $\ln ED$	2 670	10.747	0.545	9.553	12.019
	城市化水平 $\ln UR$	2 670	3.987	0.252	3.280	4.551
控制变量	政府干预程度 $\ln GI$	2 670	14.956	0.713	13.525	17.505
	对外开放程度 $\ln OP$	2 670	11.987	1.819	6.795	15.907
	居民消费水平 $\ln HC$	2 670	15.700	0.959	13.641	18.206

表 2 变量多重共线性检验结果

变量	$\ln DF$	$\ln ED$	$\ln UR$	$\ln GI$	$\ln OP$	$\ln HC$
VIF	1.65	3.04	2.37	4.64	2.13	5.53
1/VIF	0.6 055	0.3 286	0.4 223	0.2 155	0.4 689	0.1 807

的影响系数为 0.019 并通过显著性检验, 表明城市化带来的人口、资源流动等显著促进城市产业结构升级; 政府干预(*lnGI*)正向促进产业结构升级但并未通过显著性检验, 在数字化、信息化市场条件下, 政府必须完善干预机制并与市场机制发挥良性协同互动作用, 但现阶段政府干预机制和效率有待提升; 对外开放程度(*lnOP*)在 5% 的显著性水平下正向促进城市产业结构升级, 外商直接投资通过资金投入、资源配置等途径发挥对产业结构升级的促进作用; 居民消费水平(*lnHC*)在 1% 显著性水平下促进产业结构升级, 表明城市居民消费水平不断提升的同时也带动产业结构不

断升级从而满足居民日益多样化的消费需求。

数字金融指数包含三个发展维度, 具体细分为覆盖广度(*lnBre*)、使用深度(*lnDep*)和数字化程度(*lnDig*)。表 3 进一步列出了数字金融分维度对城市产业结构升级的异质性影响, 其中覆盖广度和使用深度影响系数均显著为正, 并且使用深度影响效应更大。数字化程度的影响系数为负, 表明数字化程度并未发挥出对产业结构调整促进作用, 这可能与当前数字化发展仍处于初、中期阶段, 相关基础设施不够完善, 数字化转型尚未成熟有关。考虑到篇幅限制, 表 3 之后不再展示常数项和控制变量回归的具体结果。

表 3 数字金融影响城市产业结构升级基准效应的回归结果

变量	总指标			分维度指标		
	(1) <i>OLS</i>	(2) <i>FE</i>	(3) <i>FE</i>	(4) <i>FE</i>	(5) <i>FE</i>	(6) <i>FE</i>
<i>lnDF</i>	0.010*** (6.40)	0.044*** (11.98)	0.033*** (8.47)	—	—	—
<i>lnBre</i>	—	—	—	0.004*** (3.51)	—	—
<i>lnDep</i>	—	—	—	—	0.006*** (4.99)	—
<i>lnDig</i>	—	—	—	—	—	-0.002*** (-3.11)
<i>lnED</i>	0.022*** (10.98)	—	0.002 (1.02)	0.003 (1.55)	0.004* (1.78)	0.003 (1.28)
<i>lnUR</i>	0.072*** (18.92)	—	0.019*** (4.58)	0.052*** (11.94)	0.052*** (12.21)	0.059*** (14.38)
<i>lnGI</i>	-0.000 (-0.15)	—	0.001 (0.57)	0.023*** (10.73)	0.022*** (10.18)	0.030*** (14.96)
<i>lnOP</i>	0.001 (0.84)	—	0.001** (2.01)	-0.001*** (-4.09)	-0.001*** (-3.54)	-0.002*** (-4.65)
<i>lnHC</i>	0.016*** (10.46)	—	0.011*** (7.44)	0.018*** (11.65)	0.017*** (10.96)	0.021*** (13.67)
Constant	1.047*** (60.35)	1.676*** (115.16)	1.432*** (38.30)	0.993*** (35.78)	1.015*** (39.79)	0.856*** (39.26)
双固定效应	NO	YES	YES	YES	YES	YES
观测值	2 670	2 670	2 670	2 670	2 670	2 670
<i>R</i> ²	0.630	0.748	0.760	0.693	0.694	0.693

注: ***, **, * 分别代表回归系数通过 1%、5%、10% 的显著性检验, 括号内为稳健标准误, 下同。

(二) 稳健性检验与内生性检验

1. 稳健性检验

本文采用四种方法进行稳健性检验。一是更换被解释变量,采用第三产业和第二产业之比^[34]作为衡量产业结构升级的代理变量进行稳健性检验;二是更换核心解释变量,通过百度新闻高级检索搜索“地级市+数字金融关键词”的搜索量与地级市进行匹配作为地区数字金融发展水平的代理变量(*lnDF2*);三是更换时间段,学术界普遍认为2013年是我国数字金融发展元年,参考已有研究将样本时间缩短为2013—2020年进行稳健性检验^[35];四是剔除四个直辖市样本进行检验。表4稳健性检验结果显示四种方法下数字金融仍正向显著促进城市产业结构升级,假设H1再次得到验证。

2. 内生性检验

数字金融和产业结构升级之间可能存在内生性问题,上文采用固定效应面板模型在一定程

度上对内生性有所缓解,但仍需进一步检验。考虑到数字金融和产业结构升级之间可能存在互为因果的双向影响,本文在实证回归中采用数字金融滞后一期变量(*LlnDF*)缓解反向因果带来的内生性问题,其次选取地级市层面的两个变量作为工具变量(*IV*)进行实证检验。参照现有文献做法^[36],本文选取互联网宽带接入数量(*lnNET*)和移动电话用户数(*lnMOB*)两个指标作为工具变量,这两个指标反映了能够接触到数字金融的用户规模但不会对城市产业结构产生直接影响。表5列(1)报告数字金融滞后一期对城市产业结构升级的影响系数为0.036并通过1%显著性水平检验,表明数字金融对城市产业结构升级的促进作用具有一定的时间滞后性。列(2)和列(3)分别报告选取互联网宽带接入数量和移动电话用户数作为工具变量时,数字金融的影响系数分别为0.103和0.065,均通过显著性检验,列(4)将二者同时作为工具变量时数字金融对产业结构升级的影

表4 数字金融影响城市产业结构升级的稳健性检验结果

变量	(1)更换被解释变量	(2)更换解释变量	(3)更换时间段	(4)剔除直辖市
<i>lnDF</i>	0.331*** (6.43)	—	0.060*** (6.77)	0.033*** (8.56)
<i>lnDF2</i>	—	0.007*** (10.20)	—	—
控制变量	YES	YES	YES	YES
双固定效应	YES	YES	YES	YES
观测值	2 670	2 670	2 136	2 630
<i>R</i> ²	0.739	0.623	0.701	0.761

表5 数字金融影响城市产业结构升级的内生性检验结果

模型设定	(1) <i>lnDF</i> 滞后一期	(2) <i>IV:lnNET</i>	(3) <i>IV:lnMOB</i>	(4) <i>IV:lnNET、lnMOB</i>
<i>lnDF</i>	—	0.103*** (5.55)	0.065*** (5.69)	0.078*** (7.07)
<i>LlnDF</i>	0.036*** (9.09)	—	—	—
控制变量	YES	YES	YES	YES
双固定效应	YES	YES	YES	YES
观测值	2 403	2 670	2 670	2 670

响系数为 0.078，进一步证实检验结果的稳健性。

(三) 创新创业中介机制结果分析

基于前文分析，创新创业中介机制检验在实证分析中重点关注核心解释变量数字金融对中介变量创新创业水平的影响研究，如表 6 所示。列(1)报告数字金融对区域创新创业水平的影响系数为 0.370，并在 1%显著性水平上通过检验，列(2)~列(5)报告在经过稳健性检验和内生性检验后该结果仍然成立，说明数字金融可以显著正向促进区域创新创业水平的提升。此外，前文理论机制部分具体阐述了创新创业水平提升对城市产业结构升级具有显而易见的促进作用。综合可知，区域创新创业水平在数字金融促进产业结构升级的效应中发挥中介作用，假设 H2 得到验证。即数字金融依托于互联网、大数据、人工智能、区块链、云计算等数字信息技术为创新创业活动提供资金、技术等要素支撑，促进城市产业朝着数字化、智能化、信息化方向发展，有利于推动传统产业转型升级和新兴产业发展壮大，为城市产业结构整体升级注入发展动力。

本文进一步基于 bootstrap 法的结构方程模型检验数字金融能否通过提升创新创业水平推动城市产业结构升级。具体地，通过结合运用最大似然估计法和偏差校正的 bootstrap 置信区间估计法进行估计，当置信区间包含零值，说明中介效应不显著；当置信区间不包含零值，说明

中介效应显著。估计结果如表 7 所示。创新创业中介效应值为 0.007，其 95%的置信区间为 (0.005,0.008)，不包含零值，进一步验证了创新创业在数字金融影响城市产业结构升级中发挥中介效应。

(四) 金融监管强度调节机制结果分析

为进一步分析金融监管强度产生的影响，本文将样本按照金融监管强度中位数进行分组回归，表 8 结果显示数字金融均正向促进城市产业结构升级，但是在强金融监管下其影响系数为 0.037，在弱金融监管强度下其影响系数为 0.018，表明强金融监管下数字金融对城市产业结构升级的促进作用更加显著。此外，列(3)报告数字金融指数与金融监管强度的交叉项系数为正，表明金融监管强度可以正向调节数字金融对产业结构升级的促进作用，在金融监管强度提升的影响下，数字金融发展环境不断改善，在一定程度上减少了数据因素泄露、大数据杀熟等金融风险，为数字金融促进城市产业升级提供良好的金融生态环境，假设 H3 得到验证。

(五) 空间溢出效应结果分析

1. 空间权重矩阵构建

空间权重矩阵表达了不同空间截面单元某些经济或地理属性值之间的相互依赖程度，是进行空间计量分析的关键。考虑到经济和地理的双重影响，本文选取经济地理嵌套矩阵($W1$)进行分

表 6 创新创业中介机制检验结果

模型设定	(1) <i>FE</i>	(2)更换时间段	(3)去除直辖市	(4) <i>lnDF</i> 滞后一期	(5) <i>IV:lnNET、lnMOB</i>
<i>lnDF</i>	0.370*** (15.51)	0.509*** (10.66)	0.360*** (14.93)	—	0.078*** (7.07)
<i>LlnDF</i>	—	—	—	0.326*** (14.12)	—
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
双固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
观测值	2 670	2 136	2 630	2 403	2 670

表 7 基于 bootstrap 法的创新创业中介机制检验结果

中介变量	<i>Estimate</i>	<i>SE</i>	<i>BC</i> 95%置信		<i>P</i> 值
			区间		
			下限	上限	
创新创业	0.007	0.001	0.005	0.008	0.000

表8 金融监管强度调节机制检验结果

变量	(1)弱金融监管	(2)强金融监管	(3)交互项
$\ln DF$	0.018** (2.46)	0.037*** (6.87)	0.045*** (15.00)
$\ln FS$	—	—	0.018*** (5.37)
$\ln DF * \ln FS$	—	—	0.003*** (4.86)
控制变量	YES	YES	YES
双固定效应	YES	YES	YES
观测值	1 338	1 332	2 670
R^2	0.738	0.774	0.760

析,并选取经济距离矩阵($W2$)进行稳健性检验。

经济距离权重矩阵($W2$)一般依据两个城市人均收入的差距的倒数设定。两个城市之间收入差距越小则赋予较大权数,反之则赋予较小权数。本文用实际人均GDP均值代替人均收入 Y ,定义矩阵元素如下:

$$W_{ij} = \begin{cases} \frac{1}{|Y_i - Y_j|} & i \neq j \\ 0 & i = j \end{cases} \quad (6)$$

经济地理嵌套矩阵($W1$)有机结合了地理距离权重矩阵和经济距离权重矩阵,考虑到经济和地理的双重影响,可以更加准确地刻画空间效应的综合性和复杂性。本文定义经济地理嵌套矩阵形式如下:

$$W_{ij} = W_d \cdot \text{diag}\left(\frac{\bar{X}_1}{\bar{X}}, \frac{\bar{X}_2}{\bar{X}}, \dots, \frac{\bar{X}_n}{\bar{X}}\right) \quad (7-a)$$

$$W_d = \begin{cases} \frac{1}{d_{ij}} & i \neq j \\ 0 & i = j \end{cases} \quad (7-b)$$

$$\bar{X}_i = \frac{\sum_{t_0}^{t_1} X_{it}}{(t_1 - t_0 + 1)} \quad (7-c)$$

$$\bar{X} = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{t_0}^{t_1} X_{it}}{(t_1 - t_0 + 1)n} \quad (7-d)$$

其中, d_{ij} 为使用纬度和经度计算的两个城市之间的距离, $\text{diag}(\dots)$ 是对角矩阵, X 表示人均实际GDP, $\bar{X}_i$ 为时间段 t_0 到 t_1 内空间截面 i 的经济

变量 X 的均值,而 $\bar{X}$ 为时间段 t_0 到 t_1 内所有空间截面经济变量的均值。

2. 空间自相关性检验

本文采用全局Moran's I指数测算数字金融和产业结构升级的空间自相关性。表9报告2011—2020年数字金融指数和产业结构升级指数均为正,并通过1%显著性水平检验,说明我国城市数字金融发展和产业结构升级存在显著的空间正自相关,即呈现出“高值-高值”或“低值-低值”的空间集聚特征。

3. 空间模型检验

基于Elhorst^[37]的检验思路,本文经过LM检验、LR检验、Wald检验、Hausman检验和时空固定效应检验后,最终选择时间空间双固定的SDM模型检验数字金融对城市产业结构升级的空间溢出效应。此外,本文列出了SAR模型作为稳健性检验^①。

4. 实证结果分析

SDM模型和SAR模型中产业结构升级的空间自回归系数 ρ 显著为正,说明周边地区产业结构升级与本地区产业结构升级间存在正向双向互动。SDM模型和SAR模型检验结果显示,无论是经济地理嵌套矩阵还是经济矩阵,数字金融对产业结构升级的回归系数显著为正,数字金融与其经济地理相邻地区和经济相邻地区空间交互项系数也显著为正,表明样本城市在空间上不仅存在外生的数字金融交互效应,还存在产业结构升级的内生交互效应。

基于LeSage^[38]空间分析思路,本文进一步采

用偏微分方法将数字金融对产业结构升级的总效应分解为直接效应和间接效应。表 10 列(1)报告，数字金融对产业结构升级的直接效应显著为 0.016 并通过 1%显著性水平检验，表明数字金融有利于促进本地产业结构升级，这与前文假设 H1 研究结论一致。数字金融对产业结构升级的间接效应为 0.028 并通过 1%显著性水平检验，表明数字金融有利于促进其经济地理相邻地区产业结构升级，存在正向空间溢出效应，列(2)同样报告，在经济矩阵下，数字金融对其本地和经济邻近地区产业结构升级发挥促进作用。列(3)和列(4)列出了以 SAR 模型为稳健性检验的实证结

表 9 数字金融指数和产业结构升级指数全局 Moran'I 指数

年份	经济地理嵌套矩阵 $W1$		经济距离矩阵 $W2$	
	$lnDF$	$lnAIS$	$lnDF$	$lnAIS$
2011	0.440***	0.407***	0.478***	0.398***
2012	0.395***	0.402***	0.441***	0.392***
2013	0.397***	0.395***	0.441***	0.384***
2014	0.446***	0.395***	0.484***	0.381***
2015	0.461***	0.389***	0.498***	0.374***
2016	0.417***	0.385***	0.458***	0.367***
2017	0.388***	0.358***	0.436***	0.330***
2018	0.328***	0.329***	0.392***	0.306***
2019	0.310***	0.247***	0.373***	0.236***
2020	0.287***	0.277***	0.353***	0.269***

表 10 数字金融影响城市产业结构升级空间效应回归结果

模型设定 空间矩阵类型	SDM		SAR	
	(1)嵌套矩阵 $W1$	(2)经济矩阵 $W2$	(3)嵌套矩阵 $W1$	(4)经济矩阵 $W2$
ρ	0.021* (0.57)	0.083** (2.23)	0.094*** (2.64)	0.176*** (5.00)
$lnDF$	0.015*** (3.45)	0.014*** (2.96)	0.031*** (8.44)	0.029*** (7.79)
$W \times lnDF$	0.027*** (3.11)	0.024*** (2.72)	—	—
控制变量	YES	YES	YES	YES
双固定效应	YES	YES	YES	YES
直接效应	0.016*** (3.41)	0.014*** (3.00)	—	—
间接效应	0.028*** (3.12)	0.027*** (2.88)	—	—
总效应	0.043*** (5.34)	0.041*** (4.76)	—	—
$Log-L$	8 341.154 3	8 350.512 0	8 305.297 1	8 314.078 2
R^2	0.661	0.662	0.641	0.642
观测值	2 670	2 670	2 670	2 670

果,结果进一步证明了空间溢出效应的成立。总体来看,数字金融依托大数据、人工智能、物联网等数字信息技术,能够有效突破区域金融壁垒,对本地和邻地产业结构产生影响。具体而言,数字金融可以通过促进技术创新、提升资源配置、加强资源流动、提升产业适配性等途径影响本地和邻地产业结构升级,对经济地理邻近地区和经济邻近地区产生示范效应和辐射效应。即随着本地数字金融发展水平的提升,经济地理邻近地区和经济邻近地区一方面会通过有益的学习和模仿进而提升数字金融发展水平和产业结构升级水平,另一方面也可以通过发挥比较优势参与城市间分工合作进而促进生产要素的流动、交换与配置,城市之间形成数字金融和产业结构升级的正向空间互动。假设 H4 得到验证。

五、异质性分析

我国城市众多,在具有经济发展整体共性的基础上,也具有不同的发展水平和发展特征。为此,本文将进一步从城市区域异质性和城市等级异质性两个维度检验数字金融对城市产业结构升级的异质性影响。

一方面,我国经济发展具有显著的区域性特征,东部、中部地区发展水平较高。本文采用费舍尔组合检验,通过自体抽样(bootstrap)1 000 次得到“经验 P 值”,用于检验数字金融(DF)的系数在组间差异的显著性^[39]。表 11 报告将城市按照区域分为三组后,两两分组之间的组间系数差异均通过显著性检验。异质性分析结果显示,中部地区和东部地区数字金融对产业结构升级的

影响系数为 0.041 和 0.034 并在 1%统计水平上显著,西部地区影响系数为 0.009 且未通过显著性检验。这可能是由于相较于中部和东部,西部地区金融资源、金融设施和金融理念相关发展环境比较落后,数字金融未能充分发挥激励效应。

另一方面,由于各城市资源禀赋、基础设施和发展阶段不同,其影响效应可能也存在差异。本文基于 2022 年《第一财经周刊》发布的城市排行将样本城市划分为一线和新一线、二线和三线、四线和五线三组样本进行异质性分析。表 11 报告将城市按照等级分为三组后,除一线和新一线、二线和三线分组间系数差异不显著外,其余两个分组之间的组间系数差异均通过显著性检验,仍认为该分组具有一定的合理性。表 12 报告一线城市和新一线城市的回归系数为正但并不显著,二、三线城市和四、五线城市的影响系数均为正且通过显著性检验,并且二、三线城市数字金融对产业结构升级的影响作用更大。该结果表明数字金融对中小城市的产业结构升级影响更显著,这与数字金融普惠性、包容性特征相一致,并且二、三线城市相较于四、五线城市人力资本、科学技术、基础设施等更为完善,为数字金融发挥作用提供了更加优越的外部环境。

六、结论与建议

本文基于我国 267 个地级及以上城市 2011—2020 年的面板数据探究了数字金融对城市产业结构升级的影响效应和作用机制,主要结论如下:(1)数字金融正向促进城市产业结构升级。其中,数字金融使用深度对产业结构升级的正向影

表 11 数字金融影响城市产业结构升级组间系数差异检验结果

分组依据	分组说明	经验 P 值
区域异质性	东部 VS 中部	0.050**
	东部 VS 西部	0.057*
	中部 VS 西部	0.006***
级别异质性	一线和新一线 VS 二线和三线	0.276
	一线和新一线 VS 四线和五线	0.089*
	二线和三线 VS 四线和五线	0.003***

表 12 数字金融影响城市产业结构升级异质性检验回归结果

变量	区域异质性			级别异质性		
	东部地区	中部地区	西部地区	一线和新一线	二线和三线	四线和五线
<i>lnDF</i>	0.034*** (4.84)	0.041*** (5.88)	0.009 (1.19)	0.021 (0.74)	0.047*** (7.19)	0.016*** (2.58)
Constant	1.557*** (25.53)	1.211*** (17.86)	1.667*** (23.42)	1.998*** (11.58)	1.151*** (17.19)	1.500*** (30.28)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
城市固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
观测值	980	1 000	690	190	990	1 490
<i>R</i> ²	0.732	0.837	0.730	0.803	0.818	0.752

响最大，覆盖广度次之，数字化程度尚未发挥出显著正向作用。(2)从中介机制看，数字金融可以通过提升地区创新创业水平对城市产业结构升级发挥促进作用。(3)从调节机制看，金融监管强度有利于正向调节数字金融对城市产业结构升级的促进作用，有效的金融监管可以降低和化解数字技术的应用风险，进而更好地促进城市产业结构升级。(4)从空间溢出效应看，数字金融对城市产业结构升级存在正向空间溢出效应，有利于促进区域间产业结构协调发展。(5)从异质性效应看，数字金融对城市产业结构升级的影响存在区域异质性和等级异质性，对中部、东部城市和二线、三线城市产业结构升级的促进作用更加显著。根据以上研究结论，本文从以下几个方面对城市发展数字金融和升级产业结构提出建议：

第一，全面推进数字金融及其各维度的深层次建设，构建全方位金融服务体系。牢牢抓住“新基建”发展机遇，依托互联网、大数据、云计算、人工智能等新兴技术夯实金融数字化基础，加强数字金融基础设施建设，增加数字金融服务场景，拓宽数字金融覆盖广度。推动线上线下普及数字金融相关知识，增强产业结构各经济主体对数字金融的认知能力，推广并普及移动支付等新型技术，加深数字金融使用深度。积极制定数字金融发展规划和产业支持政策，提升数字金融与产业经济适配度，继续深化金融体制改革，着力形成共创、共建、共享、共赢的高水平数字金融

发展生态布局。

第二，以数字金融为契机，坚持创新驱动发展战略，优化城市创新创业发展环境。坚持贯彻大众创业、万众创新的创新驱动发展战略，充分发挥数字金融合理配置资源的功能优势，加大创新创业环节的数字金融服务供给，激发城市创新活力，积极引导市场主体参与产业结构升级建设，构建数字金融创新示范体系和产业多元化发展布局。

第三，完善金融监管长效机制，坚持金融安全和金融创新相统一。合理发挥政府金融监管作用，根据数字金融市场发展程度相应提升金融监管强度，建立分级分类监管体系，设立数字金融发展安全区间。构建线上线下双渠道监管平台，引导政府、企业、机构、消费者等主体充分发挥金融监管作用，引导数字金融在安全可控的范围内最大程度发挥对城市产业结构升级的促进作用。

第四，统筹区域间数字金融和产业结构升级协同发展，充分发挥区域间正向示范效应和辐射效应。区域间各自发挥比较优势，积极开展数字金融合作，打造区域联动发展格局，发展数字金融产业新模式新业态，形成良性竞争“共赢”局面。发挥东部、中部地区数字化发展带动作用，提升西部地区金融资源可获得性，打破区域间“数字鸿沟”和资源壁垒，最大程度上释放数字金融对产业结构升级的空间溢出促进效应，推动

区域协调高质量发展。

第五,“因城制宜”制定差异化发展战略,即各城市制定符合自身发展需求的数字金融政策和产业结构升级政策。数字金融应根据城市经济发展现状、产业发展政策、结构转型困境等寻找金融资本投入点,促进资金、科技、人才、数据等要素充分流动和高效配置,切实有效促进城市产业结构升级。数字金融发展水平较高的城市要充分利用各类资源优势探索数字金融新模式和新场景,优化数字化产业生态布局;数字金融发展水平较低的城市要优先完善金融基础设施建设,利用区位优势和专有资源,积极构建现代化数字化产业体系,加快推进产业结构转型升级步伐。

注释:

① 限于篇幅,未予详细报告,结果备索。

参考文献:

- [1] 黄益平,陶坤玉. 中国的数字金融革命: 发展、影响与监管启示[J]. 国际经济评论, 2019(6): 24-35, 5.
- [2] 万佳彧,周勤,肖义. 数字金融、融资约束与企业创新[J]. 经济评论, 2020(1): 71-83.
- [3] 梁双陆,刘培培. 数字普惠金融与城乡收入差距[J]. 首都经济贸易大学学报, 2019, 21(1): 33-41.
- [4] 易行健,周利. 数字普惠金融发展是否显著影响了居民消费——来自中国家庭的微观证据[J]. 金融研究, 2018(11): 47-67.
- [5] 钱海章,陶云清,曹松威,等. 中国数字金融发展与经济增长的理论与实证[J]. 数量经济技术经济研究, 2020, 37(6): 26-46.
- [6] 马国旺,王天娇. 数字普惠金融对就业的影响及空间效应研究[J]. 中南大学学报(社会科学版), 2022, 28(3): 138-152.
- [7] 杨虹,王乔冉. 数字普惠金融对产业结构升级的影响及机制研究[J]. 投资研究, 2021, 40(9): 4-14.
- [8] 唐文进,李爽,陶云清. 数字普惠金融发展与产业结构升级——来自283个城市的经验证据[J]. 广东财经大学学报, 2019, 34(6): 35-49.
- [9] 李晓龙,冉光和. 数字金融发展、资本配置效率与产业结构升级[J]. 西南民族大学学报(人文社会科学版), 2021, 42(7): 152-162.
- [10] 贾俊生,刘玉婷. 数字金融、高管背景与企业创新——来自中小板和创业板上市公司的经验证据[J]. 财贸研究, 2021, 32(2): 65-76, 110.
- [11] 李林汉,田卫民. 数字金融发展、产业结构转型与地区经济增长——基于空间杜宾模型的实证分析[J]. 金融理论与实践, 2021(2): 8-16.
- [12] 谢婷婷,高丽丽. 数字金融对中小企业技术创新的影响及机制研究——基于传统金融结构错配分析[J]. 金融发展研究, 2021(12): 60-68.
- [13] DEMERTZIS M, MERLER S, WOLFF G B. Capital markets union and the fintech opportunity[J]. Journal of Financial Regulation, 2018, 4(1): 157-165.
- [14] 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, 17(4): 1557-1580.
- [15] 杨东. 监管科技: 金融科技的监管挑战与维度建构[J]. 中国社会科学, 2018(5): 69-91, 205-206.
- [16] 唐松,伍旭川,祝佳. 数字金融与企业技术创新——结构特征、机制识别与金融监管下的效应差异[J]. 管理世界, 2020, 36(5): 52-66, 9.
- [17] CYPHER J M. Mexico: Financial fragility or structural crisis?[J]. Journal of Economic Issues, 1996, 30(2): 451-461.
- [18] KREGEL J. A. Margins of safety and weight of the argument in generating financial fragility[J]. Journal of Economic Issues, 1997, 31(2): 543-548.
- [19] 王韧,张奇佳,何强. 金融监管会损害金融效率吗[J]. 金融经济研究, 2019, 34(6): 93-104.
- [20] 盛斌,赵文涛. 地区全球价值链、市场分割与产业升级——基于空间溢出视角的分析[J]. 财贸经济, 2020, 41(9): 131-145.
- [21] 白俊红,王钺,蒋伏心,等. 研发要素流动、空间知识溢出与经济增长[J]. 经济研究, 2017, 52(7): 109-123.
- [22] 谢漾,洪正. 金融集聚的地理结构及演进规律: 虹吸还是辐射——基于城市群的研究视角[J]. 山西财经大学学报, 2022, 44(11): 28-38.
- [23] 程中华,刘军. 产业集聚、空间溢出与制造业创新——基于中国城市数据的空间计量分析[J]. 山西财经大学学报, 2015, 37(4): 34-44.
- [24] 潘爽,叶德珠,叶显. 数字金融普惠了吗——来自城市创新的经验证据[J]. 经济学家, 2021(3): 101-111.
- [25] 威廉·配第. 政治算术[M]. 北京: 中国社会科学出版社, 2010.
- [26] 付凌晖. 我国产业结构高级化与经济增长关系的实证研究[J]. 统计研究, 2010, 27(8): 79-81.
- [27] 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.
- [28] 宋敏, 周鹏, 司海涛. 金融科技与企业全要素生产率——“赋能”和信贷配给的视角[J]. 中国工业经济, 2021(4): 138-155.
- [29] 李春涛, 闫续文, 宋敏, 等. 金融科技与企业创新——新三板上市公司的证据[J]. 中国工业经济, 2020(1): 81-98.
- [30] 黎文靖, 郑曼妮. 实质性创新还是策略性创新?——宏观产业政策对微观企业创新的影响[J]. 经济研究, 2016, 51(4): 60-73.
- [31] 白俊红, 蒋伏心. 协同创新、空间关联与区域创新绩效[J]. 经济研究, 2015, 50(7): 174-187.
- [32] 温忠麟, 叶宝娟. 中介效应分析: 方法和模型发展[J]. 心理科学进展, 2014, 22(5): 731-745.
- [33] 江艇. 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J]. 中国工业经济, 2022(5): 100-120.
- [34] 孙玉阳, 宋有涛, 王慧玲. 环境规制对产业结构升级的正负接替效应研究——基于中国省际面板数据的实证研究[J]. 现代经济探讨, 2018(5): 86-91.
- [35] 江红莉, 蒋鹏程. 数字普惠金融的居民消费水平提升和结构优化效应研究[J]. 现代财经(天津财经大学学报), 2020, 40(10): 18-32.
- [36] 杜传忠, 张远. “新基建”背景下数字金融的区域创新效应[J]. 财经科学, 2020(5): 30-42.
- [37] ELHORST J P. Matlab software for spatial panels[J]. International Regional Science Review, 2014, 37(3): 389-405.
- [38] LESAGE J. An introduction to spatial econometrics[J]. Revue D Économie Industrielle, 2008(123): 513-514.
- [39] 连玉君, 廖俊平. 如何检验分组回归后的组间系数差异?[J]. 郑州航空工业管理学院学报, 2017, 35(6): 97-109.

On the impact of digital finance on the upgrading of urban industrial structure

CHENG Qiongwen, SHEN Ping

(School of Business, Central South University, Changsha 410083, China)

Abstract: Based on the perspective of digital finance empowering urban industrial structure to advance, this paper, by employing the panel data of 267 cities of prefecture level and above in China from 2011 to 2020, and by using methods such as dual-fixed panel model and spatial Dubin model, explores the effect and mechanism of digital finance on the upgrading of urban industrial structure. The study finds that on the overall scale, digital finance can significantly promote the upgrading of urban industrial structure, among which the depth and coverage of digital finance exert a greater impact. The mechanism analysis shows that digital finance can promote the upgrading of urban industrial structure by improving the level of regional innovation and entrepreneurship, and that the intensity of financial supervision can positively adjust its promoting effect. The spatial spillover effect shows that digital finance has a positive spillover effect on the advancing of urban industrial structure. By sampling, digital finance plays a greater role in promoting the advancing of industrial structure in eastern, central and second-and-third-tier cities. The study provides suggestions and references for cities to deepen the construction of digital finance, optimize the environment for innovation and entrepreneurship, improve the financial supervision mechanism, coordinate regional development, and formulate policies based on urban conditions.

Key Words: digital finance; the upgrading of industrial structure; innovation and entrepreneurship; intensity of financial supervision; spatial spillover effect

[编辑: 陈一奔]