

数字金融发展推动 中国城市产业结构升级了吗? ——来自地级及以上城市的经验证据

刘 洋¹,李 敬^{1,2},雷 俐³

(1. 重庆大学 公共管理学院,重庆 400044;2. 重庆工商大学 长江上游经济研究中心,重庆 400067;

3. 重庆工商大学 经济学院,重庆 400067)

摘 要:随着现代信息技术及其创新应用的井喷式发展,数字金融逐渐成为助推实体经济高质量发展的重要力量。文章从理论层面系统解析数字金融发展对产业结构升级的影响机理,并选取2011—2018年中国283个地级及以上城市的面板数据,运用固定效应模型和中介效应模型实证检验了数字金融发展对中国城市产业结构升级的影响和异质性效应。研究表明:数字金融发展对城市产业结构升级起到了显著促进作用,并且数字金融对产业结构高度化的影响要大于产业结构合理化,从影响渠道来看,消费升级和创新驱动在数字金融发展推动城市产业结构升级中发挥了重要传导作用。异质性效应分析显示,数字金融发展对城市产业结构升级的作用效应随数字金融维度、城市化水平、区域的不同而呈现差异。鉴于此,提出促进数字金融发展、强化数字金融赋能城市产业结构升级的相关政策建议。

关键词:数字金融;产业结构升级;消费升级;创新驱动;异质性

中图分类号:F832 **文献标识码:**A **文章编号:**1673-9841(2022)06-0123-14

一、引 言

党的十九届五中全会明确提出“加快发展现代产业体系,推动经济体系优化升级”,这便要求加快推进产业基础高级化、产业链现代化,提升经济质量效应和核心竞争力。正如习近平总书记指出:“产业结构优化升级是提高我国经济综合竞争力的关键举措。”现阶段,加快推动产业结构升级,不仅是经济高质量发展的内在要求,也是适应新技术革命、工业革命以及新一轮深化改革开放的重要举措^[1]。在新冠肺炎疫情的持续影响下,全球经济格局深度调整、产业领域竞争异常激烈,加快推动中国产业结构升级更是迫在眉睫。一方面,产业结构升级是提高绿色全要素生产率的迫切所需^[2-3];另一方面,产业结构升级也是中国走出全球价值链“低端锁定”困局的必然选择^[4]。“十四五”时期,必须加快推动产业结构升级,这既关系到中国能否重塑产业竞争新优势,也关系到能否有效构建“双循环”新发展格局。

近年来,随着云计算、大数据、人工智能等现代信息技术及其应用井喷式发展,中国数字金融的发展也势如破竹,实现了对发达国家的“弯道超车”,革新了传统的金融服务模式^[5-6]。作为互联网及信息技术手段与传统金融服务业态相结合的新一代金融服务,数字金融以信息技术为支

作者简介:刘洋,重庆大学公共管理学院,博士研究生。

基金项目:国家社会科学基金重点项目“城乡融合发展视角下农村金融服务乡村振兴战略研究”(19AJY016),项目负责人:李敬。

撑,具有广覆盖、低成本、通达便捷等特征,能有效减少信息不对称和降低交易成本,实现交易可能性集合拓展和交易去中介化,进而促进资源的优化配置^[7]。毋庸置疑,随着互联网信息时代的全面来临,传统产业的格局正逐渐发生改变,数字金融对现代产业发展的影响将会越来越突出。2022年初,央行印发了《金融科技发展规划(2022—2025年)》,为数字金融发展迈上新的台阶勾勒蓝图和提供政策保障。鉴于此,探讨数字金融发展对产业结构升级的影响及其内在作用机制,具有重要的学术价值和现实意义。

关于数字金融发展如何影响产业结构升级,目前国内外的研究还较少。已有相关研究主要聚焦于两个方面:一是数字金融与金融市场和实体经济的关系,主要分析数字金融发展对金融市场需求^[8-9]、金融交易成本^[10-11]、商业银行全要素生产率^[12]、货币政策传导渠道^[13]、实体经济增长等方面的影响^[7,14];二是数字金融与民生福利和社会公平的关系,主要分析数字金融发展对社会保障^[15]、扶贫减贫^[16]、城乡收入差距^[17]等方面的影响。此外,部分学者侧重分析了数字金融发展影响实体经济增长的渠道。易行健和周利、张勋等基于中国家庭的微观数据,研究发现数字金融发展能有效促进居民消费增长,进而对经济发展产生影响^[18-19]。梁榜和张建华、杜传忠和张远研究指出数字金融发展能有效促进区域创新,从而有利于区域经济增长^[20-21]。Beck等、谢绚丽等研究发现,数字金融发展对社会创业活动具有明显的促进作用^[22-23]。尽管以上研究并未直接分析数字金融发展与产业结构升级之间的关系,但从多个方面印证了数字金融发展对经济社会带来的积极影响。

上述研究为分析数字金融发展对产业结构升级的影响奠定了基础,但就目前而言,学术界对于数字金融和产业结构升级的研究还处于平行阶段,仅有少量文献分析了数字金融发展与产业结构升级的关系。Bruhn和Love认为数字金融发展能有效提高金融服务的覆盖广度,进而通过优化产业间的资金配置来促进产业结构升级^[24]。唐文进等研究发现,数字金融发展对产业结构升级的影响存在门槛效应^[25]。杜金岷等基于省际数据实证指出,数字金融发展有利于中国产业结构优化升级^[26]。就上述研究来看,关于数字金融发展与产业结构升级的研究还处于萌芽阶段,二者之间的关系还需进一步证实。数字金融发展对中国城市产业结构升级的影响究竟如何?其作用机制是什么?又是否存在异质性效应呢?目前这些问题尚未得到充分解答。因此,本文主要聚焦上述问题展开研究。

本文可能的边际贡献主要在于三个方面:第一,从理论层面系统分析数字金融发展对产业结构升级的影响,并运用中国地级及以上城市的面板数据加以实证检验。目前学术界鲜有从理论到实证深入揭示数字金融与城市产业结构升级关系的研究成果,本文可在一定程度上填补现有研究成果的空白。第二,利用固定效应模型和中介效应模型,将数字金融发展对中国城市产业结构升级的影响纳入同一框架进行实证分析,有效地避免因控制变量选择问题带来的误差。与此同时,将数字金融滞后一期与各地级及以上城市到杭州的球面距离的自然对数作为工具变量,尝试缓解内生性问题。第三,从数字金融发展各维度、城市化水平和区域层面分别考察了数字金融发展对中国城市产业结构升级的异质性效应,以期对制定具有针对性、区域差异性的发展策略和政策举措提供参考依据和重要启示。

二、理论分析与研究假说

产业结构是衡量经济发展水平的核心要素,加快推动产业结构升级是推动中国经济高质量发展的重点内容。城市作为现代经济发展的主要载体,也是产业发展的载体和依托,推动城市产业结构升级离不开现代金融的支持。党的十九大报告明确指出,要将现代金融归入产业体系之中,强调金融发展要回归本源,以更好地服务实体经济。“十四五”时期,加快金融领域数字化转型,建设更高效的数字金融体系,是推动产业数字化转型和实现产业结构升级的关键。数字金融

作为金融体系创新和深化发展的典型代表,互联网化的经营模式使其覆盖范围不再受到时间和空间的限制^[10]。因此,数字金融是对传统金融服务实体经济的有益补充,对城市产业发展必然带来革命性的影响。

与传统金融服务相比,数字金融可通过如下两个方面对城市产业结构升级产生更加突出的直接影响。一方面,数字金融革新了传统的金融服务模式,能有效降低金融服务准入门槛和改善信贷资源的配置效率^[27],进而缓解金融抑制现象,促进产业结构升级与经济结构转型^[28];另一方面,数字金融在一定程度上缓解了行业内部及跨行业的信息不对称问题,有效降低企业的外部融资成本,通过“水平效应”和“结构效应”来促进产业成长^[29]。基于上述分析,本文提出假说 H1:

H1:数字金融发展能有效促进城市产业结构升级。

数字金融作为互联网、信息技术手段与传统金融服务业态的结合的产物,对经济社会发展的影响是十分广泛的。消费和创新作为经济发展的重要驱动因素,也受到数字金融的影响,这一点已得到既有研究的证实^[18-20]。毋庸置疑,产业发展离不开消费和创新,因此,数字金融发展对城市产业结构升级的间接影响机制可从以下两个方面进行阐释。

首先,数字金融发展会通过消费升级来影响产业结构升级。一方面,数字金融发展有助于便利居民支付和缓解流动性约束,进而促进居民消费结构升级。近年来,数字金融快速发展促进了中国居民消费增长。一是数字金融通过便利居民支付的途径,加速居民的消费决策;二是数字金融通过缓解流动性约束降低了家庭面临的不确定性,释放了居民的消费需求^[30]。居民消费需求的提升推动着居民消费结构的升级,即消费者对产品和服务的要求不断提高^[31]。消费升级又是企业转型升级的内生动力,通过倒逼产业供给侧改革,驱动传统产业由低端生产向高水平迈进,进而促进产业结构升级^[32]。另一方面,数字金融发展有利于缓解供需错配现象,增加有效供给,推动产业供给结构改善。金融作为现代经济运行的核心,数字金融的快速发展为产业供给侧带来了前所未有的影响。一是数字金融发展有利于企业加大研发投入力度、去杠杆和控制财务风险,从而降低企业自身的非效率投资行为^[33]。二是数字金融有效提升了金融效率,最终通过管理优化路径实现产业高效化^[34]。当前,中国经济发展处于结构调整和动力转换的关键期,数字金融通过驱动消费升级有效优化供给结构和提升供给质量,进而改善产业供求错配现象,促使境外消费有序回流、释放消费潜能,以新旧动力有序转换保障产业结构优化升级。

其次,数字金融发展会通过创新驱动来影响产业结构升级。一方面,数字金融发展助推了消费升级,新兴的消费理念和消费需求升级会增加产业创新的社会需求。现有理论表明,消费升级可以通过恩格尔效应和鲍莫尔效应来促进产业升级,进而带动产业结构迈向中高端^[35]。现阶段,中国消费升级呈现出总消费增长和消费结构高级化特征,然而“产能过剩”和“供给缺口”并存的结构性问题仍然严峻,加快产业创新迫在眉睫^[36]。数字金融发展推动了消费结构升级,随之而来是对产出结构高级化的必然要求,而提升自主创新能力和技术吸收能力正是促进产出结构高级化的有效举措,因此社会对产业创新的需求日益增加。另一方面,数字金融发展有助于改善企业经营管理状况,增加企业创新产出。创新驱动是中国产业结构转型升级的重要引擎,其核心要旨是提升全社会的技术创新能力。企业处于技术创新的主体地位,数字金融发展对企业创新的影响在于:一是数字金融发展能有效缓解企业外部融资约束和降低债务融资成本,进而增加企业技术创新产出^[20,37];二是中小企业作为技术创新的主力军,数字金融发展还能通过降低管理费用和提高销售收入来改善其财务状况,从而实现技术创新产出的增加^[38]。提升企业技术创新能力,加快实现创新驱动,正是中国产业转型升级和经济高质量发展的强劲动力。基于上述分析,本文提出假说 H2:

H2:数字金融发展通过消费升级效应和创新驱动效应推动城市产业结构升级。

考虑到不同地区不同城市在经济发展水平、产业结构、地理位置等方面存在异质性的客观特

征,同时数字金融发展包括覆盖广度、使用深度和数字化程度三个维度,数字金融及其三个维度的发展水平必然受到地区经济发展水平、城市区位特征等因素的影响,进而呈现出不同的发展特征,对产业结构升级的影响必然存在差异。钱海章等认为,数字金融发展的经济增长效应受到城市化水平、地理区位等差异的影响,并且数字金融各维度的经济增长效应也存在差异^[39]。因此,数字金融发展各维度、城市化水平以及城市的地理区位也是分析数字金融发展影响城市产业结构升级应考虑到的重要因素,以往研究往往忽略了数字金融发展对城市产业结构升级的异质性效应。基于上述分析,本文提出假说 H3:

H3:数字金融发展对城市产业结构升级的作用效应存在数字金融维度、城市化水平和区域层面的异质性。

三、研究设计

(一)基本模型设定

基于上述理论分析,为检验数字金融发展对产业结构升级的影响,本文用地级及以上城市的数字普惠金融指数来衡量地区数字金融发展水平,检验数字金融发展对产业结构升级是否存在统计上的显著影响,参考汪亚楠等的研究^[15],设定如下基本模型:

$$Industry_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Dfi_{it} + \beta control_{it} + \mu_i + \eta_t + \epsilon_{it} \quad (1)$$

其中,下标 i 、 t 分别代表城市和年份, $Industry_{it}$ 表示产业结构升级水平, Dfi_{it} 表示数字金融发展水平, α_1 表示数字金融对产业结构升级的回归系数,反映数字金融发展对产业结构升级的影响,是需要关注的核心参数。 $control_{it}$ 为其他影响产业结构升级的控制变量, μ_i 和 η_t 分别为城市固定效应和年份固定效应, ϵ_{it} 为随机误差项。

(二)变量及指标选取

1. 被解释变量

本文的被解释变量为产业结构升级,从现有研究来看,产业结构升级的内涵包含产业结构合理化和产业结构高度化,分别反映产业间要素配置的合理程度和产业结构由低水平状态向高水平状态顺次演进的动态过程^[40]。

为准确衡量各地区产业结构合理化水平,本文借鉴钟漪萍等的研究思路,采用结构偏离度法与 Hamming 贴近度法相结合的测度方法,并运用当期产业的就业结构替换国际标准模式的产出结构计算贴近度^[41]。测算公式如下:

$$Industry1 = 1 - \frac{1}{3} \sum_{n=1}^3 |S_n^y - S_n^l| \quad (2)$$

其中, $S_n^y = Y_n/Y$, 表示第 n 产业增加值在 GDP 中所占的比重; $S_n^l = L_n/L$, 表示第 n 产业实际就业人员在总就业人员中所占的比重。若 $Industry1$ 数值越大,表明产业结构合理化水平较高;若 $Industry1$ 数值越小,则表明产业结构合理化水平较低。

为反映各地区产业结构高度化情况,本文参照一般做法,采用产业结构层次系数来测度产业结构高度化水平。测算公式如下:

$$Industry2 = \sum_{n=1}^3 S_n^y \times n \quad (3)$$

其中, S_n^y 的含义同式(2),表示第 n 产业增加值在 GDP 中所占的比重。若 $Industry2$ 数值越大,表明产业结构高度化水平较高;反之,则表明产业结构高度化水平较低。

2. 核心解释变量

基于北京大学数字金融研究中心发布的“中国数字普惠金融指数”,本文选取地级及以上城

市的数字普惠金融指数作为核心解释变量。同时为进一步分析数字金融各维度对产业结构升级的影响,纳入覆盖广度、使用深度和数字化程度三个细分指标,分别反映支付宝账户的覆盖率及支付宝绑定银行卡的用户比例、实际使用互联网金融服务的情况及频率、数字普惠金融的便利性和效率。在实证分析中,本文参照钱海章等的做法,用数字金融总指数及其各维度指数除以 100 作为各地区数字金融及各维度发展程度的代理变量^[39]。

3. 控制变量

借鉴现有研究成果,本文引入其他影响产业结构升级的控制变量:①用人均实际 GDP 表示经济发展水平(*pgdp*);②用政府公共财政支出占 GDP 比重表示政府规模(*gov*);③用人均邮电业务总量来表示信息化水平(*infor*);④用每万人中普通高等学校在校生人数表示人力资本水平(*human*);⑤用非农人口与年末总人口的比值来表示城市化进程(*urban*);⑥用进出口总额与 GDP 的比值来表示贸易开放度(*open*);⑦用人均城市道路面积来表示基础设施建设(*infra*)。基于数据特征,为弱化多重共线性,故对上述所有非比例指标的变量均取自然对数。

(三)数据说明与描述性统计

本文主要使用了两套数据:第一套数据为《北京大学数字普惠金融指数》,由北京大学数字金融研究中心与蚂蚁金融服务集团联合开发测算,该指数涵盖中国大陆省、市、县三个区域层级;第二套数据为《中国城市统计年鉴》,其中少量缺失的数据运用各省、地级市统计年鉴进行补充。鉴于西藏自治区的地级市数据缺失较为严重,故而将其从研究样本中剔除,同时本研究也暂不考虑港澳台地区。最终,本文选取 2011—2018 年中国 283 个地级及以上城市的面板数据进行实证分析。为消除价格波动带来的影响,文中涉及价格指数的变量均以 2011 年为基期进行调整。主要变量描述性统计结果如表 1 所示。

表 1 主要变量描述性统计

变量类型	变量符号	变量名称	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	<i>Industry1</i>	产业结构合理化	2 264	0.878 5	0.065 2	0.526 6	0.995 2
	<i>Industry2</i>	产业结构高度化	2 264	2.274 1	0.139 0	1.318 3	2.733 4
核心解释变量	<i>Dfi</i>	数字金融发展	2 264	1.548 8	0.619 2	0.170 2	3.029 8
控制变量	<i>lnpgdp</i>	经济发展水平	2 264	10.354 7	0.556 9	8.772 9	12.895 3
	<i>gov</i>	政府规模	2 264	0.198 2	0.102 7	0.000 6	0.915 5
	<i>lninfor</i>	信息化水平	2 264	6.717 4	0.725 3	3.990 3	10.704 3
	<i>lnhuman</i>	人力资本水平	2 264	4.596 4	1.067 0	-0.734 0	7.138 6
	<i>urban</i>	城市化进程	2 264	0.539 4	0.142 3	0.212 6	1.000 0
	<i>open</i>	贸易开放度	2 264	0.172 4	0.308 2	0.000 1	5.627 7
	<i>lninfra</i>	基础设施建设	2 264	2.405 7	0.580 8	-0.527 6	4.685 6

四、实证结果及分析

(一)基准回归结果

表 2 报告了数字金融发展影响产业结构升级的初步分析结果。其中,列(1)(4)、列(2)(5)和列(3)(6)分别为逐步加入控制变量的回归结果。实证结果显示,核心解释变量数字金融对产业结构合理化和产业结构高度化的影响均显著为正,说明数字金融发展对产业结构升级具有显著促进作用,本文假说 1 得以验证。具体而言,在列(3)、列(6)中,数字金融对产业结构合理化和产业结构高度化的估计系数分别为 0.010 3 和 0.066 9,表明数字金融发展对产业结构高度化的促进作用要大于产业结构合理化。

从控制变量来看,经济发展水平、政府规模和城市化进程对产业结构合理化起显著的促进作

用。可能原因在于,政府财政支出促进了要素资源优化配置,而经济发展和城市化为产业结构合理化带来了资金支持和劳动力流动,能有效抑制产业结构偏离均衡状态。另外,政府规模、人力资本水平、城市化进程和贸易开放度对产业结构高度化的影响显著为正,说明除政府规模和城市化进程外,高素质人才队伍的建设和对外开放的深化有利于知识密集型和技术密集型的高端制造业和现代服务业发展,从而促进产业结构高度化。

表 2 基准回归结果

变量	Industry1			Industry2		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Dfi</i>	0.019 2*** (17.27)	0.011 0*** (4.92)	0.010 3*** (4.41)	0.079 8*** (57.58)	0.069 4*** (23.90)	0.066 9*** (23.75)
<i>lnpgdp</i>		0.005 8** (2.49)	0.006 3*** (2.68)		-0.002 0 (-0.66)	-0.007 7*** (-2.70)
<i>gov</i>		0.045 2* (1.84)	0.060 2** (2.44)		0.273 8*** (8.61)	0.248 2*** (8.28)
<i>lninfor</i>		0.001 2 (0.53)	0.000 8 (0.35)		0.000 2 (0.07)	0.001 4 (0.52)
<i>lnhuman</i>		-0.001 3 (-0.52)	-0.001 2 (-0.48)		0.004 3 (1.35)	0.006 6** (2.21)
<i>urban</i>			0.113 9*** (3.66)			0.182 3*** (4.82)
<i>open</i>			0.005 1 (1.05)			0.011 7** (1.95)
<i>lninfra</i>			-0.000 2 (-1.05)			-0.002 7 (-0.67)
常数项	0.848 7*** (459.31)	0.765 9*** (26.96)	0.747 3*** (27.87)	2.150 5*** (935.13)	2.023 3*** (55.02)	2.041 4*** (61.35)
城市/年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
观测值	2 264	2 264	2 264	2 264	2 264	2 264
R^2	0.131 0	0.122 0	0.143 5	0.626 1	0.643 7	0.648 3

注:括号内为 t 值,***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的显著性水平

(二) 稳健性检验

1. 内生性问题

虽然本文尽量控制了相关变量,但仍然面临可能存在的内生性问题,原因在于数字金融与产业结构升级可能存在反向因果关系。内生性问题容易导致回归偏误,本文运用工具变量法来检验可能存在的内生性问题:第一,参照一般做法,将数字金融发展的滞后一期($L.Dfi$)作为工具变量;第二,借鉴傅秋子和黄益平的做法,根据经纬度计算出各地级及以上城市到杭州市的球面距离(千米,取对数),进而将各地级及以上城市到杭州的球面距离($lnHZ$)作为数字金融的工具变量^[9],该地理工具变量满足严格外生性的条件。在表 3 中,Kleibergen-Paap rk LM 和 Kleibergen-Paap Wald rk F 检验结果显示两个工具变量都通过了“不可识别检验”和“弱工具变量检验”,说明本文所选的工具变量是有效且合理的。从两个工具变量的估计结果来看,数字金融发展对产业结构升级两个指标的估计系数均在 1% 水平上显著为正,其中对产业结构高度化的促进作用更大,与上文的结论一致。

表 3 工具变量估计结果

变量	Industry1		Industry2	
	<i>L.Dfi</i>	<i>lnHZ</i>	<i>L.Dfi</i>	<i>lnHZ</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Dfi</i>	0.013 5*** (5.33)	0.011 8*** (5.14)	0.084 9*** (25.83)	0.080 5*** (28.58)
控制变量	YES	YES	YES	YES
常数项	0.755 2*** (24.21)	0.748 6*** (24.20)	2.145 8*** (52.39)	2.280 0*** (60.34)
城市/年份固定效应	YES	YES	YES	YES
Kleibergen-Paap rk LM 统计量	1 794.39***	2 003.97***	1 783.63***	2 004.64***
Kleibergen-Paap Wald rk F 统计量	1 625.11 {16.38}	1 748.39 {16.38}	1 604.38 {16.38}	1 749.92 {16.38}
观测值	1 981	2 264	1 981	2 264
R^2	0.521 7	0.498 8	0.637 7	0.639 9

注:圆括号内为 t 值,***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的显著性水平;Kleibergen-Paap 统计量中花括号内的数值为 Stock-yogo 检验在 10% 水平上的临界值

2. 剔除重点城市

受国家政策偏向性的影响,重点城市往往能获得比一般城市更多发展所需的资源,因此有必要在剔除重点城市的基础上再次检验数字金融发展对产业结构升级的影响。本文分别剔除省会城市、副省级城市和计划单列市^①,回归结果如表 4 所示。结果显示,在剔除相应的重点城市后,数字金融发展对产业结构升级的影响仍然显著为正,且对产业结构高度化的促进作用仍强于产业结构合理化,表明研究结论具有稳健性。

表 4 剔除重点城市的估计结果

变量	剔除省会城市		剔除副省级城市		剔除计划单列市	
	<i>Industry1</i>	<i>Industry2</i>	<i>Industry1</i>	<i>Industry2</i>	<i>Industry1</i>	<i>Industry2</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Dfi</i>	0.014 1*** (6.83)	0.076 4*** (30.60)	0.014 0*** (6.87)	0.075 6*** (30.40)	0.013 8*** (7.11)	0.075 0*** (31.55)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
常数项	0.794 4*** (30.81)	2.107 4*** (67.38)	0.806 9*** (31.40)	2.109 2*** (67.09)	0.815 1*** (32.19)	2.126 5*** (69.34)
城市/年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
观测值	2 056	2 056	2 104	2 104	2 224	2 224
R^2	0.152 0	0.645 4	0.148 1	0.644 3	0.145 8	0.645 7

注:括号内为 t 值,***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的显著性水平

3. 其他稳健性检验

本文还进行了其他稳健性检验。第一,变换测量方法。考虑到产业结构升级的测量方法可能对实证结果产生影响,本文参考袁航和朱承亮的做法,运用泰尔指数重新计算产业结构合理化指数^[40];同时借鉴干春晖等的做法,运用第三产业与第二产业的产值比来衡量产业结构高度化^[42]。回归结果见表 5 列(1)、列(2),与基准回归结果较为一致,可见基本结论仍然稳健。第二,替换核心解释变量。本文运用数字金融的对数值(*lnDfi*)重新衡量数字金融发展程度,回归结果见表 5 列(3)、列(4),发现数字金融发展对产业结构合理化和高度化的影响仍然显著为正,

^① 15 个副省级城市包括广州、武汉、哈尔滨、沈阳、成都、南京、西安、长春、济南、杭州、大连、青岛、深圳、厦门和宁波,5 个计划单列市包括深圳、大连、青岛、宁波和厦门。

基本结论具有稳健性。第三,剔除异常值。为排除异常值对实证结果的干扰,本文对核心解释变量数字金融发展进行1%水平上的缩尾处理。回归结果见表5列(5)、列(6),参数估计和显著性均未发生明显改变,结论仍然稳健。

表5 其他稳健性检验结果

变量	变换测量方法		替换核心解释变量		剔除异常值	
	Industry1	Industry2	Industry1	Industry2	Industry1	Industry2
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Dfi</i>	0.012 0*** (4.33)	0.264 8*** (8.59)			0.010 4*** (4.46)	0.068 1*** (24.04)
<i>lnDfi</i>			0.019 3*** (7.35)	0.047 5*** (13.70)		
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
常数项	-0.2903*** (-9.06)	1.3271*** (3.73)	0.7369*** (36.12)	1.6311*** (61.24)	0.7480*** (27.91)	2.0450*** (62.86)
城市/年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
观测值	2 264	2 264	2 264	2 264	2 264	2 264
<i>R</i> ²	0.1421	0.1447	0.1596	0.5862	0.1436	0.6495

注:括号内为*t*值,***、**、*分别表示在1%、5%、10%的显著性水平

(三)作用机制检验

从前文理论分析可知,消费升级效应和创新驱动效应是数字金融发展影响产业结构升级的重要作用机制。本文参考温忠麟等的方法^[43],构建如下中介模型进行检验:

$$Industry_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Dfi_{it} + \beta control_{it} + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$channel_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 Dfi_{it} + \vartheta control_{it} + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

$$Industry_{it} = \delta_0 + \delta_1 Dfi_{it} + \delta_2 channel_{it} + \tau control_{it} + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

其中,*channel*代表两个作用机制变量,即消费升级和创新驱动。本文运用人均社会零售消费总额的自然对数(*lnconsum*)来表征消费升级;用每万人拥有发明专利申请数的自然对数(*lninnov*)来表征创新驱动。通过以下步骤来进行检验:第一步,基于式(4)的基准估计结果来验证数字金融发展对产业结构升级的促进作用。第二步,分别对式(5)和式(6)进行回归,若系数 γ_1 和 δ_2 同时显著为正说明存在中介效应,随后进行第三步检验,若系数 γ_1 和 δ_2 至少有一个不显著,则直接进入第四步检验。第三步,检验系数 δ_1 ,显著则表明存在部分中介效应 $\gamma_1\delta_2$,若不显著则表明存在完全中介效应。第四步,Sobel检验,其检验统计量为 $Z = \gamma_1\delta_2 / \sqrt{\gamma_1^2 \times S_{\gamma_1}^2 + \delta_2^2 \times S_{\delta_2}^2}$, S_{γ_1} 和 S_{δ_2} 分别为系数 γ_1 、 δ_2 的标准差,若*Z*通过检验则表明存在中介效应,反之则不存在。

1. 消费升级效应的机制检验

表6汇报了数字金融发展影响产业结构升级的消费升级效应机制检验结果。其中,列(1)是以消费升级为被解释变量的估计结果,可见数字金融的估计系数在1%的水平下显著为正,说明数字金融发展显著促进了消费升级;列(2)、列(4)为基准模型的估计结果,与表2相同;列(3)、列(5)分别汇报了数字金融发展、消费升级对产业结构合理化和产业结构高度化的回归结果,可见消费升级这一中介变量促进了产业结构升级。具体而言,消费升级对产业结构合理化和产业结构高度化都发挥了部分中介效应。与基准回归结果相比,在引入消费升级中介变量后,数字金融发展的估计系数变小,同时显著性水平有所下降,这部分验证了假说2,即数字金融发展通过消费升级效应促进了城市产业结构升级。

表 6 消费升级的机制检验结果

变量	<i>lnconsum</i>	<i>Industry1</i>		<i>Industry2</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>Dfi</i>	0.363 4 *** (37.80)	0.010 3 *** (4.41)	0.006 3 ** (2.07)	0.066 9 *** (23.75)	0.060 7 *** (16.39)
<i>lnconsum</i>			0.010 9 ** (2.00)		0.018 9 *** (2.86)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
常数项	8.170 4 *** (73.66)	0.747 3 *** (27.87)	0.658 5 *** (12.69)	2.041 4 *** (61.35)	1.888 9 *** (29.99)
城市/年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
观测值	2 264	2 264	2 264	2 264	2 264
R^2	0.807 3	0.143 5	0.145 2	0.648 3	0.650 1

注：括号内为 t 值，***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的显著性水平

2. 创新驱动效应的机制检验

表 7 汇报了数字金融发展影响产业结构升级的创新驱动效应机制检验结果。其中，列(1)是以创新驱动为被解释变量的估计结果，结果显示，数字金融的估计系数在 1% 的水平下显著为正，说明数字金融发展显著促进了创新驱动；列(2)和列(4)为基准模型的估计结果，与表 2 中相同；列(3)、列(5)分别汇报了数字金融发展、创新驱动对产业结构合理化和产业结构高度化影响的回归结果，创新驱动同样显著促进了产业结构升级。可见，创新驱动对产业结构合理化和产业结构高度化都发挥了部分中介效应。与基准回归结果相比，在引入创新驱动这一中介变量后，数字金融发展的估计系数变小，显著性水平有所下降，这部分验证了假说 2，即数字金融发展通过创新驱动效应促进了城市产业结构升级。

表 7 创新驱动的机制检验结果

变量	<i>lninnov</i>	<i>Industry1</i>		<i>Industry2</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>Dfi</i>	0.687 6 *** (37.80)	0.010 3 *** (4.41)	0.006 1 ** (2.07)	0.066 9 *** (23.75)	0.059 2 *** (17.77)
<i>lninnov</i>			0.006 1 *** (2.82)		0.012 1 *** (4.63)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
常数项	3.632 3 *** (12.98)	0.747 3 *** (27.87)	0.725 2 *** (26.01)	2.041 4 *** (61.35)	1.999 4 *** (59.20)
城市/年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
观测值	2 264	2 264	2 264	2 264	2 264
R^2	0.742 2	0.143 5	0.146 9	0.648 3	0.652 4

注：括号内为 t 值，***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的显著性水平

五、异质性效应分析

(一) 数字金融维度异质性

鉴于数字金融发展包括覆盖广度、使用深度、数字化程度三个维度，因此有必要分析数字金融各维度对产业结构升级的影响。估计结果见表 8，其中列(1)、列(2)和列(3)为数字金融各维度对产业结构合理化的影响，列(4)、列(5)和列(6)为数字金融各维度对产业结构高度化的影响。结果表明，数字金融各维度对产业结构升级均起到了显著促进作用，然而从各维度对产业结构升级的影响效应来看，呈覆盖广度、使用深度、数字化程度依次递减趋势，这验证了本文的假说 3。对此可能的解释是，数字金融发展的第一阶段是提升覆盖广度，使数字金融发展的福利和便利惠

及更多经济主体,有利于提升产业要素的配置效率,促进现代服务业的发展;第二阶段是拓展使用深度,信贷、投资和信用等功能可以降低传统金融服务对中小微企业和边缘群体的准入要求和服务成本,有利于促进产业链的延伸和升级发展;第三阶段是提高数字化程度,然而中国金融体系的数字化转型目前还处于起步阶段,尚未实现大范围的普及,数字金融资源配置在区域间和行业间还存在着明显差异,一定程度上削弱了数字化程度对产业结构升级的促进作用。

表 8 数字金融维度异质性估计结果

变量	Industry1			Industry2		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
覆盖广度	0.011 2 *** (4.32)			0.072 8 *** (23.02)		
使用深度		0.006 6 *** (3.41)			0.055 5 *** (23.42)	
数字化程度			0.005 4 *** (3.57)			0.030 7 *** (15.66)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
常数项	0.749 0 *** (26.84)	0.713 8 *** (29.06)	0.719 8 *** (28.57)	2.047 6 *** (59.93)	1.921 0 *** (64.249)	1.804 7 *** (55.18)
城市/年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
观测值	2 264	2 264	2 264	2 264	2 264	2 264
R ²	0.141 3	0.140 4	0.140 9	0.643 5	0.646 1	0.597 7

注:括号内为 t 值,***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的显著性水平

(二)城市化水平异质性

现有研究表明,在影响数字普惠金融发展效果的诸多因素中,城市化进程占据着重要地位^[19,23]。鉴于此,借鉴钱海章等的研究,根据城市化水平的中位数将实证样本分为两组,以考察数字金融发展影响产业结构升级的城市化水平异质性^[39]。实证结果如表 9 所示。其中列(1)、列(3)为高城市化率样本估计结果,列(2)、列(4)为低城市化率样本估计结果。结果表明,在两组样本中,数字金融显著促进了产业结构合理化和产业结构高度化,但通过回归系数可进一步发现,与高城市化率地区相比,数字金融发展对低城市化率地区产业结构升级的促进作用更为突出,这也验证了假说 3。可能原因在于,城市化水平较低的地区意味着农业产业占比较高,农业生产主体的金融服务可得性较差,而数字金融犹如一场“及时雨”,其快速发展为城市化水平较低地区带来现代金融体系的服务,有效缓解了流动性约束和融资约束,进而促进产业结构升级。

表 9 城市化水平异质性估计结果

变量	Industry1		Industry2	
	高城市化率	低城市化率	高城市化率	低城市化率
	(1)	(2)	(3)	(4)
Dfi	0.007 6 *** (3.20)	0.031 5 *** (12.17)	0.065 1 *** (25.17)	0.091 3 *** (24.42)
控制变量	YES	YES	YES	YES
常数项	0.984 0 *** (28.12)	0.776 3 *** (24.70)	2.194 9 *** (53.13)	2.101 4 *** (47.14)
城市/年份固定效应	YES	YES	YES	YES
观测值	1 128	1 136	1 128	1 136
R ²	0.031 6	0.347 5	0.664 4	0.652 1

注:括号内为 t 值,***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的显著性水平

(三)区域异质性

目前,中国区域经济发展不平衡的现象仍然显著存在,那么数字金融发展对城市产业结构升

级的影响是否存在区域异质性呢?首先,本文将地级及以上城市样本划分为东部、中部和西部地区,并运用固定效应模型分别进行回归。表10的回归结果表明,数字金融对东部地区产业结构合理化的影响不显著,而对中部地区和西部地区产业结构合理化和产业结构高度化的影响均为正向显著。此外,无论是产业结构合理化还是产业结构高度化,数字金融对三大区域的影响效应都呈现出中部最强、西部其次、东部最弱的现象。可能的解释是,东部地区作为中国改革开放的前沿地区,经济金融发展水平较高,其产业要素配置效率已达到较高水平,导致数字金融对该地区产业结构升级的促进作用较小。而中西部地区经济金融发展起步较晚,与东部地区相比产业结构升级具备更大的空间,尤其是中部地区,作为东部地区和西部地区的连接纽带,产业结构升级具备得天独厚的优势,因此数字金融发展对中部地区产业结构升级的促进作用更为明显。

表 10 三大地区异质性估计结果

变量	Industry1			Industry2		
	东部地区	中部地区	西部地区	东部地区	中部地区	西部地区
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Dfi</i>	-0.004 0 (-1.36)	0.028 5*** (8.29)	0.015 1*** (2.96)	0.057 9*** (16.95)	0.081 5*** (15.79)	0.072 7*** (12.61)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
常数项	0.879 1*** (21.10)	0.750 7*** (16.07)	0.955 1*** (15.67)	2.257 9*** (43.94)	1.902 3*** (27.14)	2.074 6*** (37.54)
城市/年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
观测值	784	800	680	784	800	680
<i>R</i> ²	0.069 1	0.320 0	0.212 5	0.703 6	0.630 9	0.694 2

注:括号内为*t*值,***、**、*分别表示在1%、5%、10%的显著性水平

其次,本文依据国家相关政策文件对主要城市群的划分标准,选取京津冀、长三角、珠三角、成渝等四个主要城市群,进而分析数字金融发展对四大城市群产业结构升级的异质性影响。表11的结果显示,数字金融对京津冀城市群产业结构合理化和产业结构高度化的影响均不显著;就长三角城市群来看,数字金融对产业结构合理化的影响不显著,但对产业结构高度化的影响显著为正;就珠三角城市群来看,数字金融对产业结构合理化的影响显著性水平上为负,对产业结构高度化的影响显著为正;就成渝城市群来看,数字金融对产业结构合理化的影响在10%的显著性水平上为正,对产业结构高度化的影响在1%的显著性水平上为正。综合来看,数字金融发展对京津冀、长三角、珠三角三大城市群产业结构升级的影响主要是在促进产业结构高度化方面,而对成渝城市群产业结构升级的影响既体现在促进产业结构合理化,也体现在促进产业结构高度化。可见,数字金融发展对成渝城市群产业结构升级的促进作用比其他三个城市群更为突出。

表 11 四大城市群异质性估计结果

变量	Industry1				Industry2			
	京津冀	长三角	珠三角	成渝	京津冀	长三角	珠三角	成渝
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>Dfi</i>	-0.006 8 (-0.40)	-0.014 8 (-1.65)	-0.021 7* (-1.72)	0.021 1* (1.68)	0.006 5 (0.19)	0.058 6*** (11.43)	0.051 9*** (4.93)	0.113 1*** (7.97)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
常数项	0.331 7 (1.42)	0.870 4*** (4.89)	1.040 7*** (6.17)	0.479 0*** (3.49)	1.079 0** (2.22)	2.1863*** (21.49)	1.8588*** (8.29)	2.1302*** (13.76)
城市/年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
观测值	104	208	112	128	104	208	112	128
<i>R</i> ²	0.449 5	0.084 1	0.279 3	0.507 7	0.792 9	0.493 2	0.613 2	0.294 6

注:括号内为*t*值,***、**、*分别表示在1%、5%、10%的显著性水平

六、结论与政策建议

本文选取 2011—2018 年中国 283 个地级及以上城市的面板数据,在测度产业结构合理化水平和产业结构高度化水平的基础上,运用固定效应模型和中介效应模型深入探析数字金融发展对中国城市产业结构升级的影响及其异质性效应。研究发现,数字金融发展对中国城市产业结构升级起到了显著促进作用,并且数字金融发展对产业结构高度化的促进作用要强于产业结构合理化,在缓解内生性问题、剔除重点城市、变换测量方法、替换核心解释变量和剔除异常值等一系列稳健性检验后,这一结论仍然成立。从作用机制来看,消费升级和创新驱动是数字金融发展推动产业结构升级的两个重要渠道,均发挥了部分中介效应作用。本文进一步检验了数字金融发展对中国城市产业结构升级的异质性效应。从数字金融维度异质性来看,数字金融覆盖广度对产业结构升级的作用最强,数字金融使用深度次之,而数字金融数字化程度最弱;从城市化水平异质性来看,与高城市化率城市相比,数字金融发展对低城市化率城市产业结构升级的促进作用更为突出;从三大地区异质性来看,与东部地区相比,数字金融发展对中部地区城市和西部地区城市产业结构升级的促进作用更为突出。从城市群异质性来看,与京津冀、长三角和珠三角城市群相比,数字金融发展对成渝城市群产业结构升级的促进作用更为突出。基于此,本文提出相应的政策建议:

第一,各城市应结合本地实际情况,系统优化数字金融生态环境和新型基础设施,加快补齐数字金融发展的短板,推动数字金融高质量发展。本文基于全国地级市层面的实证研究表明,数字金融发展对产业结构高度化和产业结构合理化均有着显著促进作用,是城市产业结构优化升级的重要力量。因此,各地政府应立足于发展定位、城市功能和金融环境,科学制定数字金融发展政策,通过财政支持、人才引进、基础设施、金融科技等配套政策,推动数字金融发展质量和速度的整体跃升。同时,各地还应基于自身优势合理调整数字金融和产业布局,防止数字金融发展与实体经济脱钩,尤其是与产业结构转型升级脱钩,努力提升数字金融服务实体经济发展和产业结构优化升级的能力,促进数字金融与产业结构升级的融合发展与良性互动,充分挖掘和释放数字金融发展的正向效应。

第二,以消费和创新为重要抓手,搭建数字金融与产业结构升级的中间桥梁。本文理论分析与实证检验表明,消费升级和创新驱动是数字金融发展推动中国城市产业结构升级的两个重要渠道。一方面,各地政府应抓住数字金融发展带来的红利,多渠道、多举措地刺激消费需求和释放消费活力,从需求端为产业结构升级提供牵引力;另一方面,鼓励和支持各类企业紧跟数字金融发展潮流,激发企业的创新活力,以技术进步为产业转型升级提供支撑,从供给端推动地区产业结构升级。通过产业供需两端的合力,最终形成“数字金融发展—消费升级(创新驱动)—产业结构升级”的良性循环,赋能经济高质量发展。

第三,强化地区间数字金融与产业发展政策的协调性与差异性,避免相关政策制定和执行的“一刀切”。具体而言,中央政府在制定相关政策时要充分考虑数字金融发展对城市产业结构升级的异质性效应,当前应加快提升数字金融覆盖程度,重点加快推进城市化水平较低地区、中西部地区和新兴城市群的数字金融发展,充分释放数字金融发展的产业结构升级效应。与此同时,还应强化城市间的跨区域合作互动,加快打破行政区域壁垒,推动数字金融平台互动与信息资源共享发展的联动,以降低数字金融的服务成本,提升其溢出效应。此外,还要加强区域间产业发展的沟通互动,构建产业协同发展机制,避免区域间低端产业恶性竞争,促进区域间经济协同发

展,为畅通国内国际双循环提供支撑。

参考文献:

- [1] 郭克莎. 中国产业结构调整升级趋势与“十四五”时期政策思路[J]. 中国工业经济, 2019(7):24-41.
- [2] 朱风慧,刘立峰. 我国产业结构升级与经济高质量发展——基于地级及以上城市经验数据[J]. 云南财经大学学报, 2020(6):42-53.
- [3] 何茜. 绿色金融的起源、发展和全球实践[J]. 西南大学学报(社会科学版), 2021(1):83-94.
- [4] 蔡海亚,徐盈之. 贸易开放是否影响了中国产业结构升级? [J]. 数量经济技术经济研究, 2017(10):3-22.
- [5] 黄益平,黄卓. 中国的数字金融发展:现在与未来[J]. 经济学(季刊), 2018(4):1489-1502.
- [6] 贝多广. 金融发展的次序——从宏观金融、资本市场到普惠金融[M]. 北京:中国金融出版社, 2017.
- [7] 汪亚楠,叶欣,许林. 数字金融能提振实体经济吗[J]. 财经科学, 2020(3):1-13.
- [8] Mollick E. The dynamics of crowdfunding: An exploratory study[J]. Journal of business venturing, 2014(1):1-16.
- [9] 傅秋子,黄益平. 数字金融对农村金融需求的异质性影响——来自中国家庭金融调查与北京大学数字普惠金融指数的证据[J]. 金融研究, 2018(11):68-84.
- [10] Lu L. Promoting SME finance in the context of the fintech revolution: A case study of the UK's practice and regulation [J]. Banking and finance law review, 2018(3):317-343.
- [11] 江小涓,罗立彬. 网络时代的服务全球化——新引擎、加速度和大国竞争力[J]. 中国社会科学, 2019(2):68-91.
- [12] 沈悦,郭品. 互联网金融、技术溢出与商业银行全要素生产率[J]. 金融研究, 2015(3):160-175.
- [13] 战明华,张成瑞,沈娟. 互联网金融发展与货币政策的银行信贷渠道传导[J]. 经济研究, 2018(4):63-76.
- [14] 姜松,孙玉鑫. 数字经济对实体经济影响效应的实证研究[J]. 科研管理, 2020(5):32-39.
- [15] 汪亚楠,谭卓鸿,郑乐凯. 数字普惠金融对社会保障的影响研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2020(7):92-112.
- [16] CHEN L. From fintech to finlife: The case of fintech development in China [J]. China economic journal, 2016(3):225-239.
- [17] 宋晓玲. 数字普惠金融缩小城乡收入差距的实证检验[J]. 财经科学, 2017(6):14-25.
- [18] 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.
- [19] 张勋,杨桐,汪晨,等. 数字金融发展与居民消费增长:理论与中国实践[J]. 管理世界, 2020(11):48-63.
- [20] 梁榜,张建华. 数字普惠金融发展能激励创新吗? ——来自中国城市和中小企业的证据[J]. 当代经济科学, 2019(5):74-86.
- [21] 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.
- [22] BECK T, PAMUK H, RAMRATTAN R, URAS B R. Payment instruments, finance and development [J]. Journal of development economics, 2018(133):162-186.
- [23] 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(4):1557-1580.
- [24] BRUHN M, LOVE I. The real impact of improved access to finance: Evidence from Mexico [J]. Journal of finance, 2014(3):1347-1376.
- [25] 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(6):35-49.
- [26] 杜金岷,韦施威,吴文洋. 数字普惠金融促进了产业结构优化吗? [J]. 经济社会体制比较, 2020(6):38-49.
- [27] AGHION P, HOWITT P, MAYER F D. The effect of financial development on convergence: Theory and evidence [J]. The quarterly journal of economics, 2005(1):173-222.
- [28] 王勋, ANDERS JOHANSSON. 金融抑制与经济结构转型[J]. 经济研究, 2013, 48(1):54-67.
- [29] 易信,刘凤良. 金融发展、技术创新与产业结构转型——多部门内生增长理论分析框架[J]. 管理世界, 2015(10):24-39.
- [30] 何宗樾,宋旭光. 数字金融发展如何影响居民消费[J]. 财贸经济, 2020(8):65-79.
- [31] 迈克尔·波特. 国家竞争优势[M]. 北京:华夏出版社, 2002.
- [32] 潘锡泉. 消费升级引领产业升级:作用机理及操作取向[J]. 当代经济管理, 2019(3):11-16.
- [33] 王娟,朱卫未. 数字金融发展能否校正企业非效率投资[J]. 财经科学, 2020(3):14-25.
- [34] 龙海明,吴迪. 金融发展推动产业供给侧结构性改革的路径选择[J]. 财经理论与实践, 2018(4):18-25.
- [35] 杨天宇,陈明玉. 消费升级对产业迈向中高端的带动作用:理论逻辑和经验证据[J]. 经济学家, 2018(11):48-54.
- [36] 孙早,许薛璐. 产业创新与消费升级:基于供给侧结构性改革视角的经验研究[J]. 中国工业经济, 2018(7):98-116.
- [37] 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(5):52-66.
- [38] 谢雪燕,朱晓阳. 数字金融与中小企业技术创新——来自新三板企业的证据[J]. 国际金融研究, 2021(1):87-96.

- [39] 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(6):26-46.
- [40] 袁航,朱承亮. 国家高新区推动了中国产业结构转型升级吗[J]. 中国工业经济,2018(8):60-77.
- [41] 钟漪萍,唐林仁,胡平波. 农旅融合促进农村产业结构优化升级的机理与实证分析——以全国休闲农业与乡村旅游示范县为例[J]. 中国农村经济,2020(7):80-98.
- [42] 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(5):4-16.
- [43] 温忠麟. 张雷,侯杰泰,等. 中介效应检验程序及其应用[J]. 心理学报,2004(5):614-620.

Has the Development of Digital Finance Promoted the Upgrading of China's Urban Industrial Structure Empirical Evidence from Cities at the Prefecture Level and Above

LIU Yang¹, LI Jing^{1,2}, LEI Li³

- (1. *School of Public Policy and Administration, Chongqing University, Chongqing 400044, China*;
2. *Research Center for Economy of Upper Reaches of the Yangtze River, Chongqing
Technology and Business University, Chongqing 400067, China*;
3. *School of Economics, Chongqing Technology and Business University, Chongqing 400067, China*)

Abstract: With the explosive development of modern information technology and its innovative applications, digital finance has gradually become an important force to boost the high-quality development of the substantial economy. The article systematically analyzed the influence mechanism of digital finance development on industrial structure upgrading from the theoretical level, and selected panel data of 283 prefecture-level and above cities in China from 2011—2018 to empirically test the influence and heterogeneity effect of digital finance development on industrial structure upgrading in Chinese cities, using fixed-effects model and mediated-effects model. The results show that the development of digital finance plays a significant role in promoting the upgrading of urban industrial structure, and the impact of digital finance on the heightening of industrial structure is greater than that on the rationalization of industrial structure. From the perspective of influence channels, consumption upgrading and innovation drive play an important role in the transmission of digital finance development to promote the upgrading of urban industrial structure. Heterogeneity effect analysis shows that the effect of digital finance development on urban industrial structure upgrading varies with digital finance dimensions, urbanization levels and regions. In this view, relevant policy recommendations are proposed to promote digital finance development and strengthen digital finance to empower the upgrading of urban industrial structure.

Key words: digital finance; upgrading of industrial structure; consumption upgrading; innovation-driven; heterogeneity

责任编辑 张颖超

网 址: <http://xbjbsw.wu.edu.cn>