·经济学研究·
DOI:10.20004/j.cnki.ujn.2025.06.013

数字金融对产业结构升级的影响研究

——基于传统金融发展水平的视角

张英博[1],孙浩然[2],刘彦臻[3]

(1.北京交通大学 经济管理学院,北京 100091;2.中国社会科学院大学 应用经济学院,北京 102488;
3.山东财经大学金融学院,山东 济南 250014)

[摘 要]数字金融作为新兴金融的发展形式,其凭借低成本与高便捷性等优势为产业结构升级提供了新路径。基于2011—2023年省级面板数据的实证研究表明,数字金融对产业结构升级存在显著的非线性驱动效应。机制检验揭示,数字金融通过"供给—需求"双侧路径发挥作用,从供给端通过提升企业创新水平优化供给结构;从需求端通过拉动居民消费水平激活市场需求,共同赋能产业结构升级。进一步研究发现,传统金融发展水平在此过程中扮演关键调节角色,门槛效应检验证实了二者协同关系的存在;区域异质性分析则表明,数字金融的驱动效应在中部地区最为显著;数字基础设施发展水平异质性分析表明,数字金融在数字基础设施发展水平较低的区域驱动效应更强。为此,应着力完善数字金融生态,实施差异化发展战略,强化其与传统金融的协同发展,从供给与需求两端共同发力,以进一步有效推动产业结构转型进程。

[关键词]数字金融;产业结构升级;传统金融;门槛回归
[中图分类号]F830.2 [文献标识码]A [文章编号]1671-3842(2025)06-0120-12

一、引言

当前世界范围内正在掀起新一轮工业革命,科技创新将出现多点突破、交叉汇聚等特征。新一轮工业革命是生产力的重大变革,将在增长动能、产业结构、全球分工和国际治理等方面对经济社会产生重大影响①。当前我国的制造业存在低端过剩和高端不足等问题,新兴技术产业所占比重不高,亟需通过产业结构升级提升整体竞争力。目前,中国的经济发展由高速发展转变为高质量发展,党的二十大报告指出,"高质量发展是全面建设社会主义现代化国家的首要任务",并对加快构建新发展格局、着力推动高质量发展做出战略部署。在经济高质量发展和新一轮工业革命背景下,通过产业结构升级提升全要素生产率,不仅有利于进一步完善我国"双循环"发展格局的构建,而且有利于实现经济高质量发展并提升整体经济竞争力。

为有效促进产业结构升级,传统金融行业也积极发挥其服务功能。金融行业发展有助于产业

[基金项目]国家自然科学基金青年项目"绿色金融政策与经济下行风险管理研究:机制分析与政策协调"(项目编号:72403141);山东省自然科学基金青年项目"金融脆弱性、宏观经济下行与宏观政策调控"(项目编号:ZR2022QG047)。

[作者简介]张英博,北京交通大学经济管理学院博士研究生;孙浩然(通讯作者),中国社会科学院大学应用经济学院博士研究生,邮箱:haoransun0926@126.com;刘彦臻,山东财经大学金融学院副教授、硕士生导师。

①易信:《新一轮科技革命和产业变革对经济增长的影响研究——基于多部门熊彼特内生增长理论的定量分析》,《宏观经济研究》,2018年第11期。

结构升级，但不同时期变动幅度和影响因素有所不同[①]。随着大数据和数字化技术的不断发展并日趋成熟，数字金融应运而生，以其提高金融服务的可及性、增强金融包容性、透明度和便利性等特点[②]，在推动产业结构升级方面提供了新的机遇和挑战。为此，有必要进一步探讨数字金融对产业结构升级的影响。

从供给端来看，现有研究表明数字金融发展为企业提供更为多样化的融资渠道，降低创新成本和市场进入障碍，推动传统产业转型和产业结构优化升级[③]。从需求端来看，现有研究表明数字金融的普及能够提升消费结构的多样性，拉动内需市场的发展，促进消费结构升级[④]。消费结构升级进一步促进产业结构向高附加值和技术密集型方向转型，为中国经济“双循环”发展战略提供了坚实的基础。这就产生第二个问题：数字金融是如何同时从供给端和需求端影响产业结构升级的？

此外，一方面，数字金融与传统金融之间可能存在协同效应。数字金融通常通过降低成本与提供便捷性让更多人享受到金融服务，从而对传统金融的发展有促进作用。同时，数字金融的发展也离不开传统金融的支持[⑤]。另一方面，数字金融存在的信用风险、隐私保护以及监管难度等诸多问题，对传统金融产生一定的负面影响，双方存在复杂的传导机制。因此，这就需要深入探讨传统金融对数字金融影响产业结构升级的调节效应。

基于此，本文试图研究数字金融对产业结构升级的影响，并从供给和需求端两侧深入探讨分析，通过创新和居民消费分别代表供给和需求两端，完善数字金融对产业结构升级的影响路径。同时，本文进一步基于不同传统金融发展水平，探究其与数字金融的协同效应对产业结构升级的影响。

二、文献综述与研究假设

现有研究主要从产业经济的多个角度探讨了影响产业升级的因素。产业结构升级既可以从供给端推动科技创新，也可以从需求端提高消费水平和结构来倒逼产业结构升级。从供给端来看，根据熊彼特内生增长理论，创新活动能够促进经济结构调整，进而促进产业融合、提升产业结构，因此企业不断创新最终能够促进其所在地产业结构不断升级[⑥]。从需求端来看，消费水平的升级能够通过恩格尔效应和鲍莫尔效应两条路径倒逼产业结构趋于高端，促进产业结构升级[⑦]。此外，合理的产业政策有利于引导相关产业发展，提高相关企业创新效率，促进产业结构升级[⑧]。

首先，数字金融被视为金融与数字技术的交汇点，其具有低成本、广覆盖、操作便捷等多重特

①罗超平，张梓榆，王志章：《金融发展与产业结构升级：长期均衡与短期动态关系》，《中国软科学》，2016年第5期。

②王尹君，曹允春，李彦龙：《数字金融与区域创新差距》，《统计与信息论坛》，2024年第7期。

③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》，《经济学》（季刊），2018年第4期。

④徐光顺：《数字金融对社会保险与家庭消费关系的调节效应研究》，《山东财经大学学报》，2024年第2期；何宗樾，宋旭光：《数字金融发展如何影响居民消费》，《财贸经济》，2020年第8期。

⑤彭迪云，李阳：《互联网金融与商业银行的共生关系及其互动发展对策研究》，《经济问题探索》，2015年第3期。

⑥韩峰，阳立高：《生产性服务业集聚如何影响制造业结构升级？——一个集聚经济与熊彼特内生增长理论的综合框架》，《管理世界》，2020年第2期。

⑦叶胥，王鹏帆，毛中根：《消费升级的产业结构升级效应研究》，《统计与信息论坛》，2023年第11期；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》，《经济学家》，2018年第11期。

⑧PETERS M.，SCHNEIDER M.，GRIESSHABER T.，et al.，The Impact of Technology-Push and Demand-Pull Policies on Technical Change-Does the Locus of Policies Matter?，*Research Policy*，Vol. 41，No. 8，2012，pp. 1296-1308；韩永辉，黄亮雄，王贤彬：《产业政策推动地方产业结构升级了吗？——基于发展型地方政府的理论解释与实证检验》，《经济研究》，2017年第8期。

点,因此其不断发展有利于推动各地区实现高质量发展[①]。中小企业是我国产业结构中的重要主体,数字金融的发展能够改善资源的配置效率,使得中小企业“融资难”的问题得到相应缓解,有利于增加中小企业的生产活力并促进企业发展良性循环,推动产业结构升级[②]。此外,数字金融依靠互联网平台发展,借助大数据、区块链等技术提高金融服务的覆盖面,精准评估资金借贷市场的供需与面临的信用风险,降低供需双方所面临的信息不对称问题、优化资源配置、促进产业结构升级[③]。然而数字金融的发展受到多种因素影响,数字金融的发展与产业结构升级间面临较为复杂关系,适度数字金融发展将有利于实体经济与产业资本相结合,促进产业结构升级;但盲目扩张市场也可能导致投机增强,导致产业空心化[④]。基于此,本文提出第一个假说H1:

H1:数字金融有利于促进产业结构升级,且这种促进作用存在门槛效应。

其次,在供给端,数字金融能够通过促进科技创新激发产业结构升级活力。数字金融依托区块链和大数据等技术增强金融运作的普及性,为企业提供更加定制化和高效的金融服务。因此,数字金融的不断发展能够缓解融资约束,使企业拥有更加灵活和多样化的融资渠道,降低创新成本和市场进入壁垒,提高企业创新活跃度、推动创新水平的提升。此外,依托于数字化信息技术,数字金融能够降低信息不对称性,精准分析市场情况和客户违约风险,增强金融市场的有效程度,降低企业的创新成本,激发市场创新活力[⑤]。随着科技创新不断发展,我国的产业结构逐渐升级,基于可持续发展的角度分析,科技创新能够对生产要素重新组合和优化配置,在提升劳动生产效率的同时降低生产成本,提高产业链的生产效率,为传统产业注入新活力,并推动其向绿色可持续方向发展[⑥]。科技创新所产生的新技术和新产品能够推动传统产业向高科技、高附加值方向转型,产业价值链由低环节向高环节延伸,提高产业发展可持续性,推动产业结构优化并促进产业结构升级[⑦]。因此,本文提出第二个假说H2:

H2:数字金融能够从供给端提升科技创新水平促进产业结构升级。

在需求端,数字金融的普及和便利化能够提升居民的消费水平和消费结构的多样性,从而拉动内需市场的发展。蚂蚁金服等新型金融产品由于存在规模效应能够拓展传统金融的服务范围,使部分长尾人群能够享受金融服务,降低资金获取难度,促进居民消费支出的增加,并且通过消费者的便利性和选择性促进消费结构升级[⑧]。而消费支出的增加和消费结构的升级将增强居民对新产品的渴望,推动企业创新能力的提升和产品技术的改善[⑨],进而推动相关产业发展优化,促进产

①张蕴萍,董超,栾菁:《数字经济推动经济高质量发展的作用机制研究—基于省级面板数据的证据》,《济南大学学报》(社会科学版),2021年第5期。

②李国龙,黄丹艺,朱宁:《数字普惠金融对中小企业转型升级的影响与机制》,《经济与管理研究》,2023年第8期。

③郭峰,王瑶佩:《传统金融基础、知识门槛与数字金融下乡》,《财经研究》,2020年第1期;冯永琦,胡玥:《数字金融是否优化了实体企业融资结构》,《金融经济学研究》,2024年第3期。

④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》,《广东财经大学学报》,2019年第6期。

⑤齐红倩,张佳馨,陈苗:《数字普惠金融促进中小企业创新效率研究——基于创新价值链视角》,《宏观经济研究》,2023年第10期。

⑥陆远权,赵婉莹,蒙媛:《市场一体化、科技创新与产业结构升级》,《科学学研究》,2023年第6期。

⑦陈加友:《国家大数据战略构建研究:以国家大数据(贵州)综合试验区建设为例》,北京:经济管理出版社,2023年版,第87-88页;叶堂林,毛若冲:《京津冀科技创新与产业结构升级耦合》,《首都经济贸易大学学报》,2019年第6期。

⑧杨伟明,粟麟,孙瑞立等:《数字金融是否促进了消费升级?——基于面板数据的证据》,《国际金融研究》,2021年第4期。

⑨吴瑾:《居民消费结构、产业结构与经济增长》,《经济问题探索》,2017年第12期。

业结构向高附加值和技术密集型方向转型，为中国经济“双循环”发展战略提供坚实的基础。最终，各产业为适应新的消费需求不断调整自身结构，消费端需求的提升倒逼产业迭代升级。因此，本文提出第三个假说H3：

H3：数字金融能够从需求端提升居民消费水平促进产业结构升级。

最后，数字金融虽然依托数字信息化平台进行发展，但其发展仍离不开传统金融的发展。因此，数字金融与传统金融之间存在协同效应。从长期来看，传统金融和数字金融逐渐走向深度融合，共同推动金融市场的发展和创新[①]。因此，数字金融与传统金融将立足共生关系，共同致力于产业结构优化升级。从微观视角来看，数字金融不断发展能够提高商业银行的全要素生产率，其健康发展和有序竞争对改善传统金融模式发展具有重要意义[②]。然而，短期内数字金融市场的盲目快速发展则会带来一些问题。数字金融仍然具有传统市场的传染性和外部性等特点，而其自身的广覆盖性、便捷性等优点反而使得风险传染和扩散更加迅速[③]。因此，传统金融和数字金融交互效应在产业结构升级中的作用不可忽视，且该效应衡量较为复杂，不同情况下二者交互效应结果不同。基于此，本文提出第四个假说H4：

H4：传统金融发展水平在数字金融促进产业结构升级中发挥调节作用，且这种调节作用存在某种门槛效应。

综上所述，现有研究多从产业层面供给端和需求端探讨影响产业结构升级的相关因素，少有文献将供给端与需求端结合且基于金融视角下探讨该问题。此外，现有研究主要探究数字金融和传统金融之间的正向协同发展关系，但在产业结构升级问题中学者们往往会忽视数字金融与传统金融的负向交互效应。基于此，本文首先利用门槛模型在金融视角下研究数字金融对产业结构升级的促进效应，并结合供给端和需求端两侧分析传导路径，完善文章机制，本文最后通过引入传统金融发展水平，研究数字金融在不同传统金融发展水平下对产业结构升级的调节效应。

三、研究设计

（一）模型构建

1. 基准回归模型

本文建立如下模型研究数字金融对产业结构升级的影响，具体见公式（1）：

$$isu_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 dif_{it} + \alpha_{con} X_{it} + \delta_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中，isu_{it}为被解释变量，代表省份i在第t年的产业结构升级水平，dif_{it}代表省份i在第t年的数字金融发展程度，该变量具体包含总指数以及其三个分维度（覆盖广度、使用深度和数字化程度），X_{it}代表一系列的相关控制变量，δ_i代表个体固定效应，μ_t代表时间固定效应，ε_{it}为随机扰动项，α_0、α_1分别代表常数项、核心解释变量的系数，α_{con}代表控制变量的系数。

2. 门槛模型

为进一步分析数字金融对于产业结构升级的非线性影响，本文构建门槛模型如下[④]，具体见公式（2）：

$$isu_{it} = \beta_0 + \beta_1 dif_{it} \times f(dif_{it} \le r) + \beta_2 dif_{it} \times f(dif_{it} > r) + \beta_{con} X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

①刘澜飚，沈鑫，郭步超：《互联网金融发展及其对传统金融模式的影响探讨》，《经济学动态》，2013年第8期。

②沈悦，郭品：《互联网金融、技术溢出与商业银行全要素生产率》，《金融研究》，2015年第3期。

③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》，《管理世界》，2020年第5期。

④注：此处构建模型以单门槛为例，多门槛构建方法与其类似，受限于篇幅本文不再展示。

其中,$f(.)$为示性函数,当示性函数满足括号内条件时,函数值取1,否则函数值取0,r代表门槛变量的具体门槛值,其余各变量含义与公式(1)相同,β_i(i=0,1,2)分别代表常数项、门槛结果1、门槛结果2的系数,β_{con}代表控制变量的系数。

3. 中介效应模型

为研究数字金融对产业结构升级的传导机制,本文选取科技创新水平和居民消费水平作为中介变量分别从供给端和需求端进行进一步研究。本文参考江艇的两步法[①],构建如下模型,具体见公式(3)(4):

$$isu_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 dif_{it} + \alpha_{con} X_{it} + \delta_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \tag{3}$$

$$innovation_{it}/consume_{it} = \gamma_{10} + \gamma_{11} dif_{it} + \gamma_{con} X_{it} + \delta_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \tag{4}$$

其中,公式(3)为核心解释变量对被解释变量进行回归(与公式(1)相同)。公式(4)的$innovation_{it}$和$consume_{it}$分别代表省份i第t年的科技创新水平和居民消费水平,即为本文的两个中介变量,若回归系数γ_{11}显著,则说明本文所选的机制变量合理。

4. 调节效应模型

为检验传统金融发展水平的调节作用,本文在基准回归的基础之上引入传统金融发展水平以及其与数字金融的交互项,构建如下模型,具体见公式(5):

$$isu_{it} = \rho_0 + \rho_1 dif_{it} + \rho_2 fin_{it} + \rho_3 dif_{it} \times fin_{it} + \rho_{con} X_{it} + \delta_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \tag{5}$$

其中,fin_{it}代表省份i第t年的传统金融发展水平,$dif_{it} \times fin_{it}$代表数字金融与传统金融发展水平的交互项。此外,为了进一步探究不同程度下的传统金融发展水平在数字金融对产业结构升级之中所存在的非线性影响,本文同样将门槛模型引入调节效应分析之中,构建如下模型,具体见公式(6):

$$isu_{it} = \lambda_0 + \lambda_1 dif_{it} \times f(fin_{it} \leqslant r) + \lambda_2 dif_{it} \times f(fin_{it} > r) + \lambda_{con} X_{it} + \varepsilon_{it} \tag{6}$$

公式(6)形式与公式(2)相似,但此处的门槛变量为传统金融发展水平,由于此时传统金融发展水平作为门槛已经将按照不同传统金融发展水平划分为不同区间,因此在门槛模型的调节效应中不必引入交互项深入分析。

(二)变量选取

1. 被解释变量:产业结构升级指数(isu)

本文的被解释变量为产业结构升级指数,产业结构升级意味着生产产业的变迁以及生产效率的提升。根据配第克拉克定理,随着经济的不断发展,第一产业的相对比重下降;第二和第三产业的相对比重上升,产业结构得到优化。构建产业结构升级的指标多种多样,本文使用应用最为广泛的定义方法,选取isu指数作为产业结构升级的代理变量[②],isu指数具体计算如下,具体见公式(7):

$$isu = \sum_{j=1}^{3} j \times p_j = p_1 \times 1 + p_2 \times 2 + p_3 \times 3 \tag{7}$$

其中,p_j为第j产业产值的比重,当某一个地区的isu值越大,说明该地区的产业结构水平越高。

2. 核心解释变量:数字金融指数(dif)

本文的核心解释变量为数字金融指数,采用北京大学数字金融研究中心所发布的省级数字普惠金融指数(dif)及其三个分维度指数(dif_cover/dif_depth/dif_dig)来衡量各省份数字金融发展水平(其中,dif_cover、dif_depth和dif_dig分别代表覆盖广度、使用深度和数字化程度),该指数目前广泛应用于各类数字金融的相关研究[③]。

①江艇:《因果推断经验研究中的中介效应与调节效应》,《中国工业经济》,2022年第5期。

②徐敏,姜勇:《中国产业结构升级能缩小城乡消费差距吗?》,《数量经济技术经济研究》,2015年第3期。

③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》,《经济学》(季刊),2020年第4期。

3. 中介变量：创新创业水平（*innovation*）和居民消费水平（*consume*）

本文的中介变量为创新创业水平和居民消费水平。对于创新创业水平，创新创业能够通过供给端进行产业结构调整，进而实现产业结构优化升级。目前文献已有多种方法来衡量，例如：R&D支出法、私营单位就业人数占总就业人口的比重、地区专利申请数量和授权数量等，本文最终选取地区专利授权数量来衡量创新创业水平[①]。对于居民消费水平而言，“双循环”要求以国内大循环为主体，因此居民消费能够从需求端引导各产业更加立足于国内市场，进而有利于优化产业结构升级。因此，本文选取各地区消费品零售总额衡量居民消费水平[②]，以上数据均来源于中经网。

4. 调节变量：传统金融发展水平（*fin*）

本文的调节变量为传统金融发展水平。传统金融的发展与数字金融发展既存在合作又存在竞争，因此，传统金融的发展能够在数字金融对产业结构升级起到影响作用。因此，本文选取用各地区金融机构贷款总额与GDP之比衡量传统金融发展水平[③]。

5. 其他控制变量

本文参考现有研究，最终选取以下可能影响产业结构升级的变量作为控制变量[④]。经济发展水平（*pgdp*）：经济的发展水平是影响产业结构升级的重要推动因素，因此本文采用各省人均GDP来衡量经济发展水平。对外开放程度（*open*）：通常一个国家的对外开放程度能够影响区域生产要素等因素进而影响区域的产业结构升级状况，因此本文使用各省进出口总额与GDP之比衡量对外开放程度。政府干预程度（*gov*）：政府财政的合理支出可以促进各个省份资源的有效配置并起到相关引导作用，因此本文使用各省政府预算财政支出与各省GDP之比衡量政府干预程度。城镇化程度（*urb*）：城镇化程度会影响各地区的产业结构调整，良好的基础建设有利于相关资源进行区域间流动，进而影响区域产业结构升级，本文采用各省城镇人口与常住人口之比衡量城镇化程度。为了避免异方差等影响，本文对所有控制变量进行对数化处理。

（三）数据来源

基于本文研究内容以及数据的可获得性，本文最终选取我国31个省份（不含港澳台）2011—2023年的数据进行相关分析，共获得403个观测值，其中，除核心解释变量来自于北京大学数字金融研究中心，其余变量均来源于中经网数据库和国家统计年鉴。

四、实证检验与分析

（一）基准回归分析

本文选择固定效应模型进行基准回归分析，具体回归结果详见表1。表1结果说明，无论是数字金融总指数还是其三个分维度指数（覆盖广度、使用深度、数字化程度），其系数（回归系数）均在1%的显著水平下正向显著。这说明从整体分析来看，数字金融的发展能够促进各省份的产业结构升级。

①朱东波，张相伟：《数字金融通过技术创新促进产业结构升级了吗?》，《科研管理》，2023年第7期。

②雷潇雨，龚六堂：《城镇化对于居民消费率的影响：理论模型与实证分析》，《经济研究》，2014年第6期。

③沈红波，寇宏，张川：《金融发展、融资约束与企业投资的实证研究》，《中国工业经济》，2010年第6期。

④成琼文，申萍：《数字金融对城市产业结构升级的影响研究》，《中南大学学报》（社会科学版），2023年第2期。

表1　基准回归分析结果

变量名称	(1)	(2)	(3)	(4)
dif	0.0709***			
	(0.0160)			
dif_cover		0.0917***		
		(0.0219)		
dif_depth			0.0263***	
			(0.0089)	
dif_dig				0.0190***
				(0.0066)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
constant	2.5773***	2.6375***	2.6471***	2.6440***
	(0.1019)	(0.0989)	(0.1014)	(0.1018)
固定时间	Yes	Yes	Yes	Yes
固定个体	Yes	Yes	Yes	Yes
R^2	0.9698	0.9696	0.9688	0.9688

注:括号内为系数的标准误,***、**、*分别代表在1%、5%和10%水平上显著,表2至表5同。

为进一步刻画不同数字金融发展的阶段对产业结构升级的非线性影响,本文随后利用门槛回归进行分析,具体分析结果详见表2。

表2　门槛回归结果

变量名称	回归系数	(1)	(2)	(3)	(4)
dif	β_{11}	0.0347***			
		(0.0089)			
	β_{12}	0.0522***			
		(0.0092)			
dif_cover	β_{21}		0.0656***		
			(0.0112)		
	β_{22}		0.0552***		
			(0.0109)		
dif_depth	β_{31}			0.0283***	
				(0.0090)	
	β_{32}			0.0397***	
				(0.0077)	
dif_dig	β_{41}				0.0083**
					(0.0032)
	β_{42}				0.0207***
					(0.0042)
控制变量	β_{con}	Yes	Yes	Yes	Yes
constant	β_0	2.8208***	2.7567***	2.5872***	2.2000***
		(0.2171)	(0.2543)	(0.1723)	(0.1333)
R^2	/	0.7494	0.7410	0.7203	0.6959

注:β_{ij}代表第i个变量第j个门槛区间内的回归系数,其中i=1,2,3,4分别代表数字金融总指数、覆盖广度分维度、使用深度分维度和数字化程度分维度。j=1,2,3,4分别代表被门槛分割的区间个数,表4同(表4为λ_{ij})。

表2结果说明，无论是数字金融总指数还是其分维度均存在显著的单门槛效应[①]，这说明不同发展水平下的数字金融对于产业结构升级的影响程度不同。门槛回归的具体分析结果如下。首先分析总指数，在对产业结构升级的回归之中，数字金融总指数对于产业结构升级的影响始终保持在1%的水平下正向显著，但β_{12}的系数值高于β_{11}。这说明随着数字金融水平不断发展，其对于产业结构升级的影响程度会增强，即更高的数字金融发展水平对于产业结构升级的促进程度更高。其次分析数字金融的三个分维度指数，覆盖广度和使用深度两个分维度指数对于产业结构升级的影响始终保持在1%的水平下正向显著，同样β_{22}、β_{32}的系数值分别高于β_{21}、β_{31}。这说明随着数字金融覆盖广度和使用深度的进一步加深，其对于产业结构升级的影响程度也加深，即数字金融更广的覆盖广度和更深的使用深度对于产业结构升级的促进程度更高。但是，数字化程度则有不同，回归结果显示，β_{41}和β_{42}的系数均显著为正且β_{41}小于β_{42}，但β_{41}在5%水平下显著但趋近于0，β_{42}在1%水平下显著且相较于β_{41}有较大提升。这说明数字金融的数字化程度较低时对产业结构升级状况较小，甚至可忽略不计。这是由于数字化环境的构建需要一定的时间与资金，当数字化程度未达到一定水平时，数字金融的数字化优势并未显现出来，因此无法影响产业结构升级。而随着数字化程度的不断发展，数字化环境得到构建，数字金融的便利性等优势展现，因此能够正向促进产业结构的升级，假说H1成立。

（二）稳健性检验[②]

为验证前文结论的稳健程度，本文采取部分措施进行相关稳健性检验。一是更换核心被解释变量，本文将第三产业与第二产业的增加值之比（isu_1）作为衡量产业结构升级的被解释变量[③]，并以此进行分析，分析结果与上文结论一致，验证本文所提出的假说H1成立。

二是工具变量回归解决内生性。考虑到可能存在的遗漏变量或逆向因果等存在的内生性问题，本文选取“*Bartik instrument*”作为工具变量[④]。随后，采用2SLS 最小二乘法对模型进行估计。此外，弱工具变量检验结果表明存在弱工具变量的可能性较小，且回归结果仍与基准回归结果相似，再次验证假说H1成立。综上所述，稳健性检验表明本文所得结果稳健。

五、进一步分析

（一）中介效应分析

为完善数字金融对产业结构升级的影响路径，本文进行进一步分析。前文分析表明，各地区的数字金融水平会影响该地区的创新水平与居民消费水平，进而影响地区的产业结构升级情况。基于此，本文对于上述机制进行分析，具体分析结果见表3。

表3　中介效应机制分析结果

变量名称	（1）	（2）	（3）	（4）	（5）	（6）	（7）	（8）
dif	0.5466***				0.5159***			
	（0.0825）				（0.0477）			
dif_cover		0.5890***				0.0529***		
		（0.0829）				（0.0178）		

①注：受限于篇幅，未展示具体门槛数量和门槛值的结果，留存备索。

②注：受限于篇幅，未展示稳健性检验回归相关结果，留存备索。

③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》，《投资研究》，2021年第9期。

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》，《金融研究》，2018年第11期。

续表

变量名称	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
dif_depth			0.3477*** (0.0811)				0.0559*** (0.0143)	
dif_dig				0.2068*** (0.0398)				0.0632*** (0.0085)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
constant	3.9640** (1.6349)	6.0958*** (1.8252)	0.1500 (1.7297)	-2.5724** (1.2081)	4.3443*** (0.3671)	3.9566*** (0.4199)	3.7804*** (0.3292)	3.6777*** (0.2606)
固定时间	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
固定个体	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
R^2	0.9381	0.9403	0.9169	0.9147	0.8943	0.8893	0.8912	0.9016

注:(1)—(4)列为创新水平机制分析回归结果,(5)—(8)列为消费水平机制分析回归结果。

表3为中介效应分析结果,结果显示创新和消费水平均在1%水平下正向显著。数字金融的不断发展,能够提高各地区的创新水平和居民消费水平,进而促进产业结构升级。基于此,本文所提出的假说H2、H3成立。随后,本文分析数字金融各分维度回归结果也均在1%水平下正向显著。从供给端来看,数字金融的覆盖广度和使用深度能够降低享受金融服务的门槛,有利于进一步拓宽金融服务对象范围,使得传统借贷困难的中小企业享受金融服务。同时,还可以提高企业的融资效率,为创新活动提供充足资金支撑,激发企业的创新积极性。而数字化环境的不断构建能够利用人工智能、大数据等技术为创新创业活动提供技术支撑和保障,促进产业向数字化、信息化等新兴发展模式升级。从需求端来看,数字金融的覆盖广度和使用深度的增加能够利用其规模经济效益,让居民享受更便捷的低成本金融服务,增加其消费借贷,提升居民消费能力和消费水平。数字化程度提升代表数字金融产品服务多元化,余额宝等新兴金融产品能够在控制风险水平下获取可观收益,刺激居民提升消费水平,倒逼企业转型升级,最终促进整个区域产业结构升级。

(二)调节效应分析

根据前文分析,传统金融发展与数字金融的发展之间存在协同作用。基于此,本文分析传统金融发展水平在数字金融促进产业结构升级的过程中存在的调节作用。调节效应结果表明,传统金融及其各分维度的发展有利于促进数字金融对产业结构升级的影响①。随后,为进一步分析传统金融的不同发展水平下的不同影响,本文使用门槛模型进行深入分析,具体所得结果见表4。

表4　传统金融发展调节机制的门槛效应分析

变量名称	回归系数	(1)	(2)	(3)	(4)
dif	λ_{11}	0.0353*** (0.0071)			
	λ_{12}	0.0548*** (0.0041)			
	λ_{13}	0.0461*** (0.0041)			
dif_cover	λ_{21}		0.0406*** (0.0045)		

①注:受限于篇幅,未展示传统金融发展调节效应分析结果,留存备索。

续表

变量名称	回归系数	（1）	（2）	（3）	（4）
	λ_{22}		0.0497***		
			（0.0045）		
	λ_{23}		0.0557***		
			（0.0046）		
	λ_{31}			0.0136	
				（0.0091）	
dif_depth	λ_{32}			0.0452***	
				（0.0035）	
	λ_{33}			0.0357***	
				（0.0036）	
	λ_{41}				-0.0006
					（0.0045）
dif_dig	λ_{42}				0.0170***
					（0.0025）
	λ_{43}				0.0245***
					（0.0024）
控制变量	λ_{con}	Yes	Yes	Yes	Yes
constant	λ_0	2.8129***	2.8431***	2.5912***	2.2900***
		（0.0886）	（0.1034）	（0.0796）	（0.0747）
R^2	/	0.7619	0.7413	0.7533	0.7024

具体回归结果显示，数字金融总指数回归系数（λ_{11}-λ_{13}）呈现先升后降的水平，即传统金融发展水平对于数字金融发展的调节作用呈现先增强后减弱的趋势。当传统金融发展水平较低时缺乏必要的金融基础设施和政策支持，限制数字金融的覆盖面和效率，导致数字金融的潜力未完全发挥。因此，随着传统金融水平的提高，数字金融的正向效应明显增强，当传统金融发展到一定程度时，传统金融与数字金融形成最佳协同阶段。而当传统金融水平进一步发展时，传统金融的发展水平较高且市场接近饱和，数字金融与传统金融存在替代效应，数字金融的进一步发展会导致资源重复。居民或企业在此环境下获取传统金融服务难度较低，而个体存在思维“惰性”，当某一事物发展成熟时个体不愿意去学习新鲜事物①。因此，当某一地区的传统金融发展水平较高时，数字金融促进产业结构升级的影响程度会降低，但总体仍为正向促进。

随后，本文分析数字金融各个分维度的调节作用。覆盖广度回归系数（λ_{21}-λ_{23}）一直呈现上升趋势，这说明当某地区的传统金融发展水平越高，越有利于基于此构建数字金融的环境，更有利于数字金融的覆盖广度促进地区的产业结构升级。使用深度回归系数（λ_{31}-λ_{33}）呈现先升后降的趋势，且当传统金融发展水平较低时，使用深度系数影响（λ_{31}）不显著。这是由于当地区传统金融发展水平较低，数字金融无法依托传统金融平台发挥其低成本、便捷性等优点，无法有效发挥其作用；而当某地区的传统金融发展水平较高时，人们获取金融服务的门槛较低以及“惰性”问题等，导致传统金融服务体系完备、用户黏性较高，人们倾向于使用传统金融。此外，数字金融存在某些监管问题，作为理性人，人们在相同效用水平下会选择风险较低的方式，因此，传统金融发展水平较高时数字金融的使用深度的正向协同促进效用会下降。数字化回归系数（λ_{41}-λ_{43}）较为特殊，当传统金融发展水平较低时，数字化程度的系数（λ_{41}）负向且不显著，这是由于数字化环境的构成与搭建需要花费时间金钱。因此对于传统金融发展不充分的地区而言，构建数字化的金融环境难度更大，且传统金融发展程度较低无法充分实现数字金融的数字化的优势，因此系数为负向不显著。而随着传统金融的发展，数字化能够依靠已发展传统金融的平台进一步构建数字金融的数字化环境，使得居民

①樊琪，程佳莉：《学习惰性研究综述》，《心理科学》，2008年第6期。

能以更低成本享受到更便捷的数字金融服务,此时,系数由负转正,并变为显著。即当传统金融发展水平较低时,二者存在某种负向协同效应且该效应不显著,而随着传统金融发展水平的不断提升,二者存在的协同效用由负转正且系数变为显著,更有利于加深数字金融促进产业结构升级的影响。综上所述,本文所提出的假说H4成立。

(三)异质性分析

由于不同区域经济发展与科技发展水平不同,数字金融对于产业结构升级的影响程度不同,因此本文按照区域地理位置和数字基础设施发展水平高低进行异质性分析。在区域异质性分析中,本文将我国的区域划分为东部、西部和中部三部分。在区域数字基础设施发展水平异质性分析中,本文根据各省已有政府报告确定数字基础设施相关词汇,将相关词汇词频占比作为衡量各地区数字基础设施的代理变量①。并基于所得变量中位数将各区域分为数字基础设施发展水平高低两类进行异质性分析,具体分析结果见表5。

表5　异质性分析回归结果

变量名称	东部	中部	西部	高数字基础设施发展水平区域	低数字基础设施发展水平区域
dif	0.0214***	0.0648***	0.0503***	0.0266***	0.0740***
	(0.0074)	(0.0183)	(0.0182)	(0.0064)	(0.0060)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
固定时间	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
固定个体	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
constant	1.3146***	-1.5668*	2.7843***	2.6094***	3.1887***
	(0.2919)	(0.8971)	(0.1395)	(0.1942)	(0.1270)
R^2	0.9025	0.9057	0.5118	0.7697	0.7231

首先分析区域异质性结果,我国的东、中、西部地区的数字金融的不断发展均能够促进产业结构升级,但数字金融对中部、西部地区影响程度高于东部地区,且中部地区略高于西部地区。这与上文分析结果类似,东部地区传统金融发展较为普遍且完善,传统金融发展与数字金融发展的协同作用反而使得数字金融促进产业升级的影响程度降低。而数字金融对西部地区和东部地区影响程度接近,且西部地区略低于中部地区。中部地区承接部分东部区域的产业转移,民营经济和中小企业发展迅速但同时仍面临融资困难等问题,数字金融的不断发展恰能够满足上述企业资金需求,促进其发展并最终有利于企业所在地的产业结构转型升级。虽然我国政策逐步向西部倾斜,但经济发展周期较长、西部地区地广人稀,构建数字基础设施的周期长、难度大。西部地区的数字金融发展水平还处于较低水平,因此,数字金融对于产业结构升级的影响程度略低于中部地区。

随后分析数字基础设施发展水平异质性,无论各区域数字基础设施发展水平高或低,数字金融的发展均能够显著促进产业结构升级。但低数字基础设施发展水平区域数字金融的促进效用要高于高数字基础设施发展水平区域。虽然这些区域数字基础设施构建水平相对较低,但国家已在全国范围内大力推动数字化建设,区域数字化基础设施能够满足数字化的不断发展。这部分区域数字金融发挥作用的边际效率较高,随着数字金融的不断引入和发展,十分有利于这些区域产业结构转型升级。而基础设施完善的地区,数字金融对产业结构升级带来的边际效应递减,虽然数字

①钞小静,廉园梅,罗鎏锴:《新型数字基础设施对制造业高质量发展的影响》,《财贸研究》,2021年第10期。

金融不断发展能够促进产业结构升级转型，但程度渐弱。

六、研究结论和对策建议

本文基于2011—2023年全国各省份数据，利用门槛回归检验了数字金融对产业结构升级的影响作用。研究发现，数字金融及其各分维度能够促进各省份的产业结构升级，且这种效应存在门槛。随着数字金融的发展，数字金融促进产业结构升级的效用会增强。进一步机制分析表明，数字金融发展会通过从供给端促进创新和从需求端拉动居民消费促进产业结构升级。此外，传统金融发展水平对该促进效应存在调节作用，且该调节作用也存在门槛效应。区域异质性分析表明，数字金融对中部地区影响程度高于东部和西部地区；数字基础设施发展水平异质性分析表明，数字金融对数字基础设施建设水平较低的区域影响程度更高。基于此，本文提出以下政策建议：

一是加大数字金融的支持与发展，实施差异化发展策略。政府应当出台相关措施，进一步推动提升各地区数字金融水平。对于不同区域发展水平实施差异化策略，数字化程度较低、基础设施建设较弱的区域应当进一步构建数字化环境、发展数字金融；数字化程度较高、基础设施建设较强的区域应当加深数字金融的发展，提升数字金融的发展质量。

二是聚焦供给与需求双侧协同，畅通产业转型升级渠道。在供给端加强企业与数字金融结合，利用数字金融缓解融资约束等问题，促进创新水平提高，提升生产效率和市场竞争力，进而促进产业结构升级。在需求端通过推广数字支付工具提供个性化消费信贷服务，优化消费金融产品，推动消费结构升级，倒逼产业结构升级。

三是优化传统与数字金融的协同关系，提升金融服务实体效能。当传统金融发展水平较低时，政府应着力完善传统金融基础设施建设，以便数字金融和传统金融更好地结合，发挥其协同效应。当传统金融发展水平较高后，政府应通过政策引导，将数字金融应用于普惠金融、绿色金融等特定领域，避免在市场中重复竞争导致资源浪费，提高二者协同的发展质量。

[责任编辑：袁朋伟]