

数字金融对平台经济发展的影响效应与机制^{*}

许晓静^{a,b}, 邵腾伟^a

(重庆工商大学 a. 成渝地区双城经济圈建设研究院, b. 经济管理实验教学中心; 重庆 400067)

摘要:基于 2013—2021 年中国 31 个省份面板数据,采用熵权法构建平台经济发展指标,结合数字普惠金融指数,运用双向固定效应、中介效应、门槛效应及空间效应模型,系统考察数字金融对平台经济的影响机制。研究发现:数字金融显著促进平台经济发展。机制分析表明,数字金融通过激发平台创业活力赋能平台经济发展。非线性检验揭示了数字金融的促进作用呈现“先高后低再高”的动态门槛特征。区域异质性显示,平台经济呈“东部>中部>西部>东北”的梯度格局,且数字金融效应在东部最为显著。空间计量结果证实数字金融存在正向空间溢出效应。研究表明,完善数字金融体系能有效提升金融服务实体经济效率,推动数字经济与实体经济深度融合。研究结论为优化区域数字金融资源配置、通过数实融合培育新质生产力提供了理论依据与实践启示。

关键词:数字金融;平台经济;平台创业;门槛效应

中图分类号:F832

文献标志码:A

文章编号:1672-0598(2025)04-0110-16

党的二十届三中全会通过的《中共中央关于进一步全面深化改革 推进中国式现代化的决定》在“健全推动经济高质量发展体制机制”的阐述中强调,促进平台经济创新发展,健全平台经济常态化监管制度^[1]。当下,平台经济暖风频吹。平台经济作为以大数据、云计算及人工智能为核心技术支撑的新型经济范式,已成为新质生产力体系中具有创新动能和变革影响力的领域^[2]。平台经济对实体经济的产业链优化、经营转型的赋能作用日益凸显。2025 年 2 月,习近平总书记在民营企业座谈会上的重要讲话中强调通过“科技赋能、数字赋能”等六大行动优化民营经济结构^[3],为新时代民营经济的高质量发展指明了方向。在这一进程中,平台经济作为数字经济的重要形态,正日益凸显其重要性。头部平台企业,例如腾

^{*} 收稿日期:2024-04-01

基金项目:国家社会科学基金项目(19XJY022)“平衡效率和风险的金融科技与监管科技协同创新研究”;重庆市教育科学规划项目(K23YG2080397)“服务西部金融中心建设的重庆市高校金融科技人才培养模式研究”;重庆市教育委员会人文社会科学研究重点项目(23SKGH152)“构建西部金融中心推动‘一带一路’高质量发展机制与路径研究”

作者简介:许晓静(1981—),女,江苏金坛人;重庆工商大学成渝地区双城经济圈建设研究院博士研究生,重庆工商大学经济管理实验教学中心副教授,主要从事数字金融与绿色金融研究。

邵腾伟(1974—),男,重庆垫江人;博士,重庆工商大学成渝地区双城经济圈建设研究院教授,博士生导师,主要从事科技金融与绿色金融研究。

本文引用格式:许晓静,邵腾伟. 数字金融对平台经济发展的影响效应与机制[J]. 重庆工商大学学报(社会科学版), 2025,42(4):110-125.

讯、美团等,多数是民营性质,它们在技术创新与商业模式变革中扮演着先锋角色。而众多中小型民营企业作为平台经济的“小业主”,共同构成了平台经济的生态基础^[4]。电商、支付、物流等平台,以数字技术为纽带,构建多边市场网络,对突破民营实体经济在技术壁垒、融资难题、产业链不畅等方面的发展瓶颈起到了关键作用。然而,平台经济具有网络效应和马太效应,暴露出双面性问题。在持续的政策法规引导和平台企业内部治理后,我国平台经济正迈向新的发展阶段,为实体经济和数字金融的深度融合创造更多可能。

金融活,经济活。数字金融通过大数据、区块链等技术可为平台企业提供精准信贷、风险管理和支付结算支持。2023年10月召开的中央金融工作会议,首次明确建设金融强国,明确做好科技金融、数字金融等五大文章,提高支持实体经济效能。随着以大数据、区块链等技术广泛应用和金融供给侧结构性改革的不断深化,数字金融成为民营经济发展的重要推动力。一些学者把支付宝的推出看作数字金融在中国的起点。广义上,数字金融是传统金融机构以及互联网企业,利用数字技术开展金融业务的金融模式^[5]。数字金融的发展创新了直达实体经济的金融产品,通过促进创业、企业融资等机制提升了金融服务民营经济的能力^{[6][7]}。

国家统计局发布的《数字经济及其核心产业统计分类(2021)》将互联网平台等列入第4类“数字要素驱动业”,数字金融列入第5类“数字化效率提升业”。现有研究多聚焦数字金融对传统产业的赋能,而平台经济作为新型组织形态,与数字金融的互动机制尚不明确。那么,数字金融能否提升平台经济发展?其作用机制是什么?平台经济发展水平如何测度?对这一主题的研究,深度契合我国当前加快建设金融强国,推动金融高质量发展的时代意蕴,对于全面提升金融服务民营实体经济的效率具有现实意义。本文将从理论和实证两方面探讨数字金融对平台经济的影响效应和作用机制。本文的边际贡献可能以下几点:第一,秉持金融功能理论和数字金融理论,探讨数字金融对平台经济的影响效应,丰富了数字金融与平台经济的理论研究。第二,探究数字金融通过何种机制来影响平台经济,通过验证平台创业为中介变量的作用机制,检验了数字金融对平台经济发展的积极作用。第三,通过固定效应、门槛效应、中介效应、空间效应模型对数字金融与平台经济的关系展开了较为翔实的检验,以期更准确地反映数字金融对平台经济的影响效应和作用机制。

一、文献梳理与评述

首先,本文研究内容与数字金融的功能紧密相关。政治经济学的货币理论认为,货币具有价值制度、支付手段、流通手段等五大职能,货币的职能服务于商品流通。货币是金融的基础要素,而金融的核心是信用(王国刚,2019)^[8]。其次,金融功能观认为,区块链、大数据、人工智能等技术融入金融,为数字金融的创新发展奠定了基础,但数字金融的金融属性和功能依然稳定且得以改善。数字金融的本质是金融,是金融与数字技术结合的新金融模式,具有相应的金融功能链的金融业态。金融功能理论、新信用理论构成了数字金融的理论结构(吴晓求,2015)^[9]。学者们从不同的角度探讨了数字金融在金融功能上的进步,如数字金融优化了货币流动手段,提高了支付手段的便捷性,促进货币形态改变(黄益平,2022)^[10],创新金融工具,改善信息不对称等传统金融结构的问题,从而提升金融功能的发挥效率(王定祥等,2023)^[11]。也有一些学者从技术赋能的视角认为,数字金融是金融系统和信息系统联合设计、联合优化和联合创新而成的,体现了数字化表征的新金融(丁晓蔚,2021)^[12],特别是区块链技术,触动了金融的根本即信任和信用,扩大了金融服务的深度和广度(邹静等,2021)^[13]。

其次,本文与数字金融对经济发展的影响有关。在宏观层面,作为数字经济时代下新的金融服务模式,数字金融的网络性改善了金融的服务功能,对数字经济发展有驱动性作用(王仁祥,2022)^[14]。数字

金融的发展促进了居民收入和消费的增长,从而推动了经济增长和高质量发展(张勋等,2021)^[15]。在微观层面,数字金融发展提升了金融服务实体经济的效率(陆凤芝,2022)^[16]。一方面,数字金融利用数据要素的价值,从实体经济的商业信息中挖掘出新的信用价值,通过创新金融工具,提高了实体经济的融资可得性,提升实体经济特别是民营企业的资源配置效率(藤磊,2020)^[17]。另一方面,数字金融具有普惠性、靶向性的特征,通过提升创业活跃度,促进民营实体数量的增长(赵涛等,2020;汪亚楠等,2020)^{[18][19]}。

再次,平台经济是数字经济与实体经济融合的重要载体(夏杰长等,2023)^[20]。它以数字技术为核心要素,以数据为驱动力,通过平台作为载体和网络协同运营的经济活动单元而形成的一种经济形态(陆岷峰,2023)^[21]。有学者基于网络理论和双边市场论,总结出平台经济具有规模经济、网络效应、锁定效应、信任机制等特征(尹振涛等,2022)^[22]。然而,这些特征在平台经济的发展中暴露出一些效率与公平之间的矛盾。如由于平台经济具有负向网络外部性(Wilbur K C, 2008)^[23]和跨平台网络外部性(Reisinger et al, 2009)^[24],平台企业在竞争中损害消费者福利。平台经济的锁定效应、规模经济特征(谭家超等, 2021)^[25],引发平台数据的集中、滥用,进而形成资源垄断,平台劳动者收入分配等问题(李力行等, 2022; Edward W, 2020)^{[26][27]}。因此,要实现平台经济的持续健康发展,还需克服发展中不平衡、不充分的问题,如大平台垄断、大数据“杀熟”、隐私侵犯、数据泄露等问题(Larsson S, 2021; 孙晋, 2021)^{[28][29]}。

最后,具体到金融与平台经济的研究,有学者发现一个成长中的平台需要一定数量的社会资本来促进边缘用户之间的互动(Morales-Pérez S et al, 2022)^[30]。平台经济的支付工具在消费者和平台企业之间存在间接外部性,支付工具的充分利用能提高平台企业的盈利水平(李允尧等, 2013)^[31]。还有学者基于数字金融的网络属性认为,金融工具的创新及服务功能的拓展能够提升平台经济运行的数字化程度(Gawer A, 2021)^[32],从而使网络效益很容易突破地理上的限制而实现平台经济在更大区域的扩展(Cusumano M et al., 2020)^[33]。

据此,尽管已有学者探讨了数字金融对实体经济的影响,也关注到信任机制、网络效应对平台经济发展的影响,但并没有将数字金融与平台经济纳入一个框架展开直接研究。平台经济作为实体经济的一种创新形态,金融作为实体经济的血脉,而数字金融是数字经济时代金融的重要业态,研究数字金融对平台经济的影响和作用机制对于提升金融服务实体经济的效率,以数实融合推动经济高质量发展具有重要意义。本文通过构建平台经济评价体系,测算了2013—2021年31个省的平台经济发展水平,运用中介效应、门槛效应、空间模型实证检验数字金融对平台经济发展的影响效应与机制,以期相关政策提供参考,以充分发挥数字金融对平台经济的支持功能,推动平台经济发展。

二、理论分析与假设

(一) 数字金融对平台经济的影响效应

数字金融是建立在更有效地实现金融功能的基础上形成的一种新型金融业态,其根本理论仍然是金融功能理论(吴晓求, 2015)^[9]。数字金融的核心功能仍是服务实体经济。而平台经济作为数字经济与实体经济融合的重要载体,其发展需要数字金融的支持。理论上,数字金融对平台经济的影响效应包括以下4个方面:

第一,数字金融提升平台经济的结算效率,即规模效应。数字金融具有覆盖面广、边际成本近乎为零等网络效应和长尾效应的特征,所提供的在线支付、虚拟账户等金融结算功能具备灵活、便捷、快速和安全等优点,增加了交易总量。以数字人民币为例,作为我国金融基础设施和数字金融的核心环节,数字人

民币账户宽松式耦合设计,提高了金融服务的覆盖面,契合平台经济因网络效应发挥不畅而出现的痛点,活跃平台经济的分布式资本市场和在线化交易量,扩大了平台经济的交易规模。

第二,数字金融为平台企业提供了决策数据,即信息效应。数字金融通过在支付、结算中记录的数据资源,利用大数据分析和智能算法,为平台企业和商户提供丰富的数据和洞察。这些数据和洞察能够帮助平台企业、商户、监管部门更好地了解市场需求,预测趋势,优化运营决策。具体而言,数字金融通过电子支付、电子交易等渠道,为平台经济提供了大量的实时数据。这些数据包括交易记录、用户行为、市场潜力等,能够帮助企业全面了解市场状况和消费者需求。根据大数据分析和智能算法,能够提升供应链效率、优化库存管理、降低运营成本等。

第三,数字金融提升平台经济的资源配置效率,即成本效应。数字金融具有普惠性和靶向性的特征。数字金融业务的参与者中有一部分是“长尾客户”,资金总额较低且地理分布高度分散,风险的识别与承受能力相对较弱,传统金融很难满足这些实体企业的融资需求。而数字金融服务实体经济是结构性匹配,金融交易信息渗透在持续性、高频率、以信用为担保的交易过程中,能够更真实、动态地反映交易主体的信用和履约能力,既拓宽商业信任通道,搭建实体经济从外部获取社会资本和金融支持的渠道,也为实体企业的融资需求和信用水平精准画像,进而匹配适宜的金融产品。数字金融的这些特征为平台企业和商户创造新的商业信用机制,降低借贷成本,使其能够以更低的利率和更灵活的还款方式获得资金支持。

第四,数字金融可提升平台经济的风险管理效率,即风控效应。平台经济的网络外部性、锁定效应等特征,使其存在着信任、支付和信息不对称的风险。而数字金融是以基于区块链的可信大数据模型为支撑,可消减信用风险,并对风险进行穿透式监管,能更好地预测风险事件(丁晓蔚,2021)^[12],可为平台经济构建更好的信贷风控机制,为欺诈检测、风险评估和争议解决提供处理方案。例如以互联网征信为代表的数字金融产品,利用大数据模型良好的预测功能,降低信息不对称等信贷风险。未来,分布式记账和智能合同等技术日渐成熟,数字金融将为平台经济风险控制提供更多的支持方式。

因此,文章提出假设1:数字金融显著促进平台经济发展。

(二) 数字金融对平台经济的作用机制

平台企业是平台经济的重要载体。中国信息通信研究院发布的《中国数字经济发展白皮书(2020)》在对平台经济定义的阐释中强调,平台企业是平台经济的核心。Edward W(2020)^[27]和 Morales-Pérez S等(2022)^[30]指出,平台创业,即参与平台经济活动的新创平台企业,是促进平台经济发展的重要因素,云计算等信息技术使得创立平台企业的成本降低,促进初创平台企业的激增。而数字金融拓展了电子商务发展的空间和维度,扩大了电商平台的发展深度和广度,释放了共享经济领域的新创企业数量(张林等,2020)^[34]。这些研究为本文分析数字金融对平台经济的影响机制打开了新的视野,具体而言:

首先,数字金融为平台企业搭建多维的信用通道,降低融资成本,激发平台企业的创业活力。根据网络经济理论,当金融为新创平台企业提供了融资便利,则可能导致初创平台企业能够承受更大的竞争压力而与现有平台企业抗衡(Martin Kenney,2020)^[35]。平台企业通常需要大量的资金用于市场推广、技术研发等方面。数字金融提供的便捷的融资工具,如众筹、网络小贷等,为平台企业提供了更多的资金来源。当平台企业增加而致使平台经济竞争更充分时,可以抑制大平台资源垄断和收入分配不均的问题。

其次,数字金融能够利用大数据分析技术对平台创业的融资诉求予以精准画像。投资者可以更好地理解平台企业的融资诉求和创业潜力,提高投资决策的准确性和平台企业的创业成功率。例如电子合同技术的应用可以加强合同的安全性和透明度,提高平台企业与金融机构之间的信任度;隐私计算技术的应用能够保护平台企业数据的隐私,减少信息泄露和滥用的风险;数字人民币智能合约技术的应用则可

以实现金融交易的自动化和智能化,提高交易的效率和可靠性(肖婷,2023)^[36]。这些技术的综合运用可以促成平台企业、资本市场、金融机构和政府的多维连接,释放平台企业的创业活力。

综上所述,文章提出假设 2:平台创业是数字金融促进平台经济发展的中介机制。

(三) 数字金融对平台经济发展影响的非线性效应

首先,数字金融和平台经济都具有数字经济的属性,根据“梅特卡夫法则”,网络价值与互联网用户数的平方成正比。当数字金融用户数到达一定阈值时,数字金融的使用广度就会呈指数级增长,进而达到更大规模。数字金融使用广度越大,单个节点的共享价值就越大。当前,我国全民数字化程度持续提升,在手机等移动通信设施的支持下,数字金融的平均成本和边际成本逐渐降低,产生的效益呈现指数形式的增长(王文姬等,2023)^[37]。数字金融的使用范围越广,使用频率越大,在算法算力的赋能下,可以对平台企业的支付、结算、信贷等数据加工,实现时间轴和空间轴的价值流通,对平台企业和商户的资金融通、经营决策可能产生几何级的价值增长。

其次,数字金融对平台经济的影响会受到自身发展水平的影响。北京大学数字普惠金融指数报告(2021)表明,数字金融在覆盖广度和数字化程度发展达到一定阶段后,就需要依赖使用深度的增长空间来促进数字金融的发展。而数字金融使用深度 2011—2020 年的发展趋势显示出了非线性增长趋势。因此,可能存在当数字金融发展到某一水平时,对平台经济发展的影响就会出现拐点。另有一些研究表明,我国数字金融发展不均衡,与地区经济增长之间具有非线性关系,随着人力资本、技术创新、信息化设施水平跨越门槛值,数字金融的促进作用有逐渐增强的趋势(邓丽媛,2023)^[38]。

最后,数字金融参与用户越多且依赖程度越高,支付功能更完善,信贷功能更有效,对平台创业的刺激作用越大。数字金融通过激励平台创业,促进平台经济发展的内生动力机制的完善。据此,本文提出如下研究假设:

假设 3:数字金融门槛下,数字金融对平台经济的影响呈非线性特征。

假设 4:平台创业门槛下,数字金融对平台经济的影响呈非线性特征。

三、研究设计

(一) 模型设计

基于上述理论分析,为探究数字金融能否促进平台经济发展,建立如下基准回归模型:

$$PE_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Dfin_{i,t} + \alpha_c Control_{i,t} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中, $PE_{i,t}$ 表示省份 i 在时期 t 的平台经济发展水平, $Dfin_{i,t}$ 表示省份 i 在时期 t 的数字金融发展水平, $Control_{i,t}$ 为一系列控制变量,包含经济聚集程度($Eagg$)、财政分权($Fdec$)、教育投入($Einp$)及科技投入($Tinp$)。 μ_i 表示控制省份固定效应, δ_t 表示控制时间固定效应, $\varepsilon_{i,t}$ 表示随机扰动项。

在此基础上,结合前文对数字金融与平台经济发展的影响机制的探讨,引入中介变量 $Pent$ 构建中介效应检验模型,见公式(2)、公式(3)。根据温忠麟等(2004)^[39]中介效应检验方法,可通过综合分析回归系数 β_1 、 γ_1 及 γ_2 的显著性和大小判断平台创业是否为数字金融促进平台经济发展的中介变量。

$$Pent_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Dfin_{i,t} + \beta_c Control_{i,t} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

$$PE_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 Dfin_{i,t} + \gamma_2 Pent_{i,t} + \gamma_c Control_{i,t} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

此外,为进一步验证数字金融对平台经济发展的非线性影响,构建门槛效应模型进行检验,具体形式如下(以单门槛为例):

$$PE_{i,t} = \theta_0 + \theta_1 Dfin_{i,t} \times I(d_{i,t} \leq \varphi) + \theta_2 Dfin_{i,t} \times I(d_{i,t} > \varphi) + \theta_c Con_{i,t} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

其中, $d_{i,t}$ 为门槛变量, 取数字金融或平台创业, $I(\cdot)$ 为门槛变量的示性函数, 当括号内事件为真时取 1, 否则为 0。

(二) 变量测度与说明

1. 平台经济发展指标体系构建

关于平台经济发展水平的测度, 已有一些研究从不同的维度展开, 如张俊英 (2019)^[40] 以互联网+指数对电子商务平台发展水平进行测度, 余文涛 (2020)^[41] 采用互联网交易额指标衡量平台运行水平, 纪园园等 (2022)^[42] 从平台化交易、平台化基础设施、平台化产品三个维度构建了平台经济发展指数。本文认为平台经济的评价体系还应该包含发展不规范、不充分的问题, 把有助于平台经济发展的正向指标以及阻碍平台经济发展的负项指标纳入测度指标, 构建更细颗粒度的评价体系。由此, 在数据可得性、多维复合性等原则的基础上, 参照已有文献构建平台经济发展评价指标的思路, 本文以平台经济基础建设、平台运行、发展活力、公平分配以及规范经营 5 个维度设立一级指标, 再整理出 9 个二级指标 (见表 1), 运用熵权法, 构建平台经济发展指数 (PE)。

表 1 平台经济发展指标体系

一级	二级指标	指标说明	属性
基础建设	光缆长度	光缆线路长度/公里	+
	互联网普及率	每百人互联网接入数/(户/百人)	+
	移动电话用户数	每百人移动电话拥有量/(部/百人)	+
平台运行	电商销售额	电子商务销售额/亿元	+
	电商采购额	电子商务采购额/亿元	+
发展活力	参与企业数	有电子商务交易活动的企业数/个	+
	快递量	快递量/万件	+
公平分配	行业收入差距	信息传输、软件和信息技术服务业与全行业平均收入差异倍数	-
规范经营	行政处罚数	与平台经济相关行政处罚数/件	-

图 1 为 2021 年中国各省份平台经济发展指数测算情况, 可以看出, 中国各省平台经济发展水平存在较大差距, 广东、上海、北京、浙江、江苏等区域处于全国领先地位。从区域来看, 平台经济发展水平呈现“东部>中部>西部>东北”的空间格局, 东部遥遥领先, 其余地区发展水平较低。此结论与《互联网经济蓝皮书: 中国互联网经济发展报告 (2022)》公布的 2021 年全国各省份互联网经济发展指数基本一致, 验证了本文平台经济发展指数测度的合理性以及可靠性。图 2 展示了 2013—2021 年全国平均平台经济发展指数以及数字金融指数变化情况, 可以看到样本期内伴随着数字金融的不断发展, 平台经济发展指数也稳步增长。

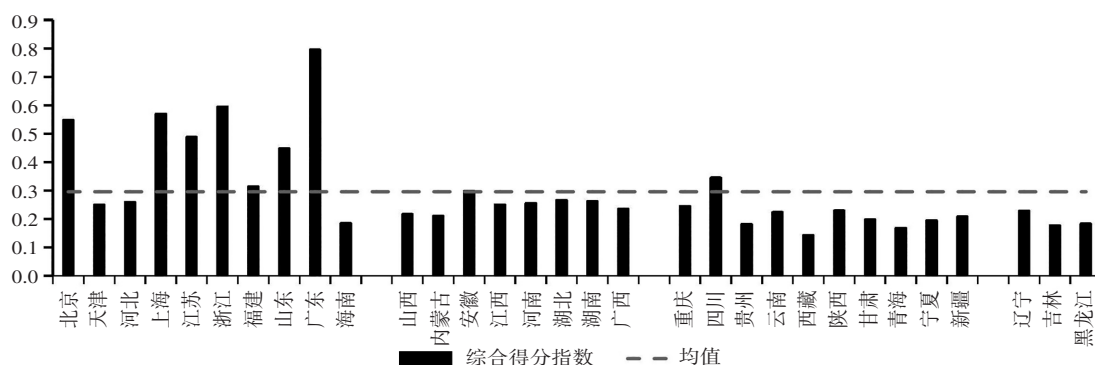
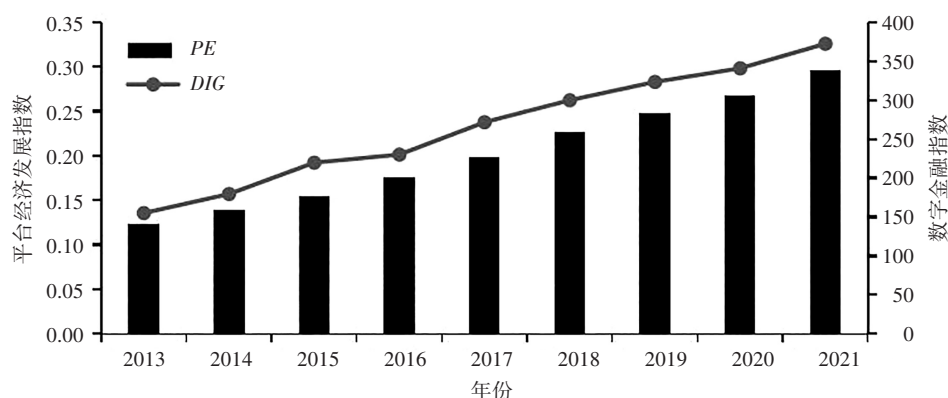


图 1 平台经济发展水平 (2021 年)



注:数字金融指数引用“北京大学数字普惠金融指数”。

图 2 平台经济发展指数变化趋势

2. 数字金融指数及平台创业

数字金融具有金融的本质属性和功能,比如支付宝作为具有代表性的移动支付工具,优化了金融清算支付和结算支付服务功能。本文基于金融功能理论,采用“北京大学数字普惠金融指数”衡量数字金融发展水平($Dfin$)。北京大学数字金融研究中心通过数字金融覆盖广度、使用深度和数字化程度 3 个维度共 24 个子指标构建数字普惠金融指标体系,测算数字普惠金融发展指数,能够比较全面地反映了数字金融的发展情况,为数字金融相关研究提供了可参考的数据,该指数也已受到学者们广泛应用。

平台创业($Pent$),使用各地区新增注册互联网平台、互联网信息服务等平台经济相关企业数表示,并通过极值标准化法对数据进行缩放。

3. 控制变量

为更加准确地分析平台经济发展中数字金融的影响效应,还需考虑对平台经济发展可能产生影响的控制变量。结合数字金融特征和平台经济特征,选取如下控制变量:(1)经济聚集程度($Eagg$),用地区就业总人数比上地区面积表示,即单位面积就业人数,经济聚集程度可能会影响数字金融的普及及平台经济的发展。(2)财政分权($Fdec$),地区财政预算内收入比预算内支出,财政分权下,政府的“有形之手”会对市场产生干预,从实际来看,政府会限制平台经济的无序扩张。(3)教育投入($Einp$),政府教育支出占国内生产总值比例,教育投入可以提高人口的受教育程度和技能水平,促进平台经济的发展。(4)科技投入($Tinp$),政府科技支出占国内生产总值比例,科技研发投入可以提高科技水平和技术创新能力,为平台经济发展增添动力。

(三)数据来源及描述性统计

基于数据可得性,本文基于 2013—2021 年中国 31 个省份数据,构建平台经济发展指标。行政处罚数据来自北大法宝数据库,通过筛选平台经济相关的行政处罚,分时间和省份进行统计。衡量平台创业变量时,新增注册平台相关企业数通过天眼查获取新增企业注册信息,并按行业进行相关统计。数字金融指数引用“北京大学数字普惠金融指数”,并除以 100。其余数据均来自《中国统计年鉴》。变量的描述性统计见表 2。

表 2 变量描述性统计结果

	变量	变量含义	观测数	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	PE	平台经济发展水平	279	0.203	0.120	0.083	0.795
解释变量	$Dfin$	数字金融发展水平	279	2.662	0.758	1.151	4.590

续表2

	变量	变量含义	观测数	均值	标准差	最小值	最大值
中介变量	<i>Pent</i>	平台企业创业	279	0.116	0.147	0.000	1.000
	<i>Eagg</i>	经济聚集程度	279	0.026	0.039	0.000	0.218
控制变量	<i>Fdec</i>	财政分权	279	0.477	0.195	0.094	0.931
	<i>Einp</i>	教育投入	279	0.044	0.023	0.022	0.168
	<i>Tinp</i>	科技投入	279	0.005	0.003	0.002	0.013

四、实证检验

(一) 基准回归

基于面板双向固定效应模型检验了数字金融对平台经济发展的影响,结果见表3。模型(1)为未加入控制变量的回归结果,核心解释变量数字金融发展水平(*Dfin*)的系数显著为正且通过1%水平显著性检验。模型(2)在加入控制变量后核心解释变量数字金融发展水平系数依然为正且通过1%显著性检验。这表明数字金融促进了平台经济的发展,验证了研究假设1。同时,加入的控制变量中,经济聚集(*Eagg*)与平台经济发展(*PE*)显著正相关,意味着地区的经济聚集有利于平台经济发展;财政分权(*Fdec*)的系数在5%的水平下显著为负,表明政府干预会抑制平台经济的发展;教育投入(*Einp*)和科技投入(*Tinp*)的系数都在5%的水平下显著为正,意味着对教育和科技的投入带来了人力资源、科技创新等正面作用,有利于平台经济发展。

表 3 基准回归结果

变量	(1)	(2)
	<i>PE</i>	<i>PE</i>
<i>Dfin</i>	0.240 ^{***} (8.10)	0.204 ^{***} (6.95)
<i>Eagg</i>		3.290 ^{***} (4.99)
<i>Fdec</i>		-0.160 ^{**} (-2.13)
<i>Einp</i>		1.220 ^{**} (2.14)
<i>Tinp</i>		4.366 ^{**} (2.11)
常数项	-0.250 ^{***} (-5.38)	-0.265 ^{***} (-4.46)
省份固定	是	是
年份固定	是	是
样本量	279	279
<i>R</i> ²	0.800	0.828

注:****P*<0.01, ***P*<0.05, **P*<0.1;括号中为*t*值,下表同。

(二) 机制检验

基准回归证实了数字金融能够促进平台经济发展。在此基础上,针对前文理论分析所述,引入中介变量平台创业(*Pent*),检验数字金融通过激励平台创业促进平台经济发展这一作用机制。表 4 汇报了机制检验结果,在模型(3)证实了数字金融能够促进平台经济发展的基础上,模型(4)数字金融发展水平(*Dfin*)对平台创业(*Pent*)的影响系数显著为正,表明数字金融对平台创业有刺激作用。进一步分析,模型(5)数字金融和平台创业对平台经济发展的影响系数都显著为正,且数字金融系数 0.136 较直接效应模型(3)中 0.204 有所降低,表明平台创业是数字金融促进平台经济发展的中介机制,属于部分中介效应。Sobel 检验也佐证了中介效应存在,平台创业中介效应为 0.068,占总效应 33.33%。综上所述,数字金融可以通过激励平台创业促进平台经济发展,支持了假设 2,表明数字金融对平台经济发展存在平台创业的调节影响,验证了理论分析的观点。

表 4 机制检验结果

变量	(3)	(4)	(5)
	<i>PE</i>	<i>Pent</i>	<i>PE</i>
<i>Dfin</i>	0.204*** (6.95)	0.432*** (5.40)	0.136*** (4.82)
<i>Pent</i>			0.157*** (7.25)
Sobel 值		0.068***	
中介效应占比		33.33%	
省份固定	是	是	是
年份固定	是	是	是
样本量	279	279	279
R^2	0.828	0.526	0.859

(三) 非线性影响检验

针对数字金融对平台经济发展可能存在的非线性影响,本文分别构建以数字金融和平台创业的面板门槛模型进行检验。根据门槛效应检验结果(表 5),数字金融变量存在双门槛,平台创业变量存在单门槛。基于此分别对数字金融和平台创业进行双门槛和单门槛的模型回归,回归结果见表 6。数字金融自身存在双门槛,门槛值分别为 1.806、3.777,不同门槛条件下数字金融回归系数分别为 0.096、0.068 和 0.083,均在 5%水平下显著。可见,随着数字金融发展水平的提升,其对平台经济发展的促进作用呈现“先高后低再高”的特征。这个特征与数字金融使用深度指标的发展趋势相似。结合数字金融的发展过程分析,在数字金融发展初期,移动支付的推广普及为平台经济的发展提供了机遇,促进平台经济蓬勃发展;随着数字金融发展持续推进,移动支付用户日趋饱和,数字金融对平台经济发展促进作用有所放缓。同时平台经济前期的粗犷发展也暴露出了如垄断、金融安全、隐私侵犯等问题,使得金融监管力度提高,放缓了平台经济的发展速度;而随着科技的进步,技术与金融业务的结合愈加深入,数字金融普惠性功能进一步释放,数字金融使用深度得到提升,有效缓解企业的融资约束,支持创业、创新活动。同时,政策的积极引导也促进了平台经济健康有序发展,进而推动了平台经济的整体进步。

平台创业方面存在单门槛,门槛值为 0.417。当平台创业越过门槛值后,数字金融系数由 0.149 提升

至 0.166,且在 1%的水平下显著。表明随着创业活动的增加,数字金融对平台经济发展的促进作用不断提高。“数字金融和平台创业的门槛模型”都表明了数字金融对平台经济发展具有非线性影响,数字金融使用深度的提高和平台创业活动的增加都会显著地提升数字金融对平台经济发展的促进效果,上述结果验证了假设 3、假设 4。

表 5 门槛效应检验

门槛变量	门槛个数	<i>F</i> 统计值	<i>P</i> 值	10%临界值	5%临界值	1%临界值	是否存在
<i>Dfin</i>	单门槛	64.690	0.000	16.676	21.843	34.908	是
	双门槛	31.930	0.017	16.599	21.414	35.761	是
	三门槛	29.950	0.533	66.066	77.604	101.003	否
<i>Pent</i>	单门槛	69.810	0.001	24.507	30.476	45.722	是
	双门槛	22.110	0.134	24.144	31.114	47.580	否

注:使用自助法 bootstrap 检验,抽样次数 1 000 次。

表 6 门槛模型回归结果

变量		门槛变量	
		<i>Dfin</i>	<i>Pent</i>
门槛值	d_1	1.806	
	d_2	3.777	0.417
$Dfin \cdot I(d \leq d_1)$		0.096 ^{***}	0.149 ^{***}
		(3.08)	(5.30)
$Dfin \cdot I(d_1 < d < d_2)$		0.068 ^{**}	0.166 ^{***}
		(2.19)	(6.05)
$Dfin \cdot I(d \geq d_2)$		0.083 ^{***}	
		(2.82)	
控制变量		是	是
省份固定		是	是
年份固定		是	是
样本量		279	279
R^2		0.872	0.856

(四) 稳健性检验与内生性讨论

1. 稳健性检验

为增强研究结论的可靠性,本文设计了如下稳健性检验,结果见表 7。

(1)滞后一期核心解释变量。考虑到本文被解释变量平台经济和核心解释变量数字金融可能存在一定的反向因果问题,首先采取滞后一期内生变量的方法缓解可能出现的内生性问题。列(1)显示,数字金融滞后一期仍然显著地促进了平台经济发展。

(2)替换被解释变量。鉴于目前平台经济量化研究较少,使用此前研究平台经济较常用指标电商销售额替换平台经济发展指数。列(2)结果表明,数字金融的系数依旧在 1%的水平下显著为正。

(3)替换核心解释变量。北京大学数字普惠金融指数由 3 个子指标构成,包括数字金融覆盖广度、使用深度及数字化程度。本文将使用 3 个子指标分别替代数字金融发展水平重新进行估计。列(3)中数字

金融覆盖广度系数不显著,而列(4)、列(5)中,数字金融使用深度和数字化程度的系数分别为 0.113 和 0.076,且通过了 1%的显著性检验。这表明数字金融的覆盖广度对平台经济的发展并没有明显的促进作用,而数字金融使用深度和数字化程度的提高可以显著地促进平台经济发展。这意味着数字金融服务在推动平台经济发展方面的作用主要来自于数字化程度的提高和数字金融服务使用深度的增加,而不仅仅是数字金融服务的普及程度。

表 7 稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	滞后一期	替换 被解释变量	替换解释变量 覆盖广度	替换解释变量 使用深度	替换解释变量 数字化程度
<i>Dfin</i>	0.191 *** (6.70)	0.411 *** (7.64)	0.006 (0.14)	0.113 *** (6.92)	0.076 *** (7.18)
控制变量	是	是	是	是	是
省份固定	是	是	是	是	是
年份固定	是	是	是	是	是
样本量	248	279	279	279	279
R^2	0.834	0.561	0.792	0.827	0.830

2. 内生性讨论

(1) 工具变量法。尽管前文通过滞后一期核心解释变量处理,能在一定程度上缓解可能由反向因果产生的内生性问题,但仍具有一定局限性。基于此,本文试图找到合适的工具变量,更好地解决内生性问题。历史股票交易情况一定程度上代表了某个地区金融市场的活跃程度,而数字金融的发展通常需要活跃的金融市场作为基础。与此同时,平台经济是一种通过互联网平台来实现交易、物流、支付等经济活动的模式,其与股票市场的交易情况并不相关。具体而言,本文选择 2001 年各省在沪市的股票交易金额(数据来源于 RESSET 数据库)除以地区国内生产总值,得到各省 2001 年股票交易活跃度。运用对于面板工具变量的构建方法^[43],引入上一年度全国互联网用户数这个随时间变化的变量,分别与各省 2001 年股票交易活跃度相乘,得到该年数字金融发展指数的工具变量 IV。

表 8 汇报了工具变量 IV 的回归结果。根据第一阶段回归结果显示,无论加入控制变量与否,IV 的系数均通过了 1%的显著性水平检验,工具变量对于数字金融有较强解释能力。同时 Kleibergen-Paaprk LM 统计量在 1%水平下显著,Kleibergen-Paaprk Wald F 统计量也超过了 10%显著性水平的临界值,意味着不存在弱工具变量和过度识别的问题。第二阶段回归结果表明,在采用工具变量减缓内生性后,数字金融对于平台经济发展的促进作用依然显著,并且相比于基准回归系数有所提高。以上检验表明了工具变量选取的合理性,进一步佐证了数字金融发展能够促进平台经济发展这一结论。

表 8 工具变量回归

变量	第一阶段: <i>Dfin</i>		第二阶段: <i>PE</i>	
IV	0.044 *** (0.007)	0.053 *** (0.007)		
<i>Dfin</i>			0.631 *** (0.099)	0.508 *** (0.076)

续表8

变量	第一阶段: <i>Dfin</i>		第二阶段: <i>PE</i>	
控制变量	否	是	否	是
省份固定	是	是	是	是
年份固定	是	是	是	是
Kleibergen-Paaprk LM	10.462 ***	12.020 ***		
Kleibergen-Paaprk Wald F	25.358	39.152		
	[16.38]	[16.38]		
样本量	279	279	279	279
<i>R</i> ²	0.994	0.995	0.895	0.924

注:****P*<0.01, ***P*<0.05, **P*<0.1;圆括号中为标准误,方括号内为 Stock-Yogo 检验 10%临界值。

(2)GMM 动态面板分析。地区平台经济发展水平存在一定的时间惯性,及序列自相关,可能导致内生性问题。因此,加入解释变量数字金融发展指数的一阶和二阶滞后项作为工具变量,分别利用差分 GMM 模型和系统 GMM 模型对动态面板模型进行回归分析,检验前文结论的稳健性。结果见表 9,模型(1)和模型(2)中 AR(1)都小于 0.05,而 AR(2)都大于 0.1,表明序列只存在一阶序列自相关,不存在二阶序列自相关。Hansen 检验值都位于[0.1,0.25]的区间内,表明工具变量均有效,满足动态面板模型条件。回归结果显示,差分 GMM 模型和系统 GMM 模型中,数字金融发展水平 *Dfin* 系数都显著为正,这表明在控制内生性问题后,数字金融仍对平台经济发展产生了显著的正向影响,与前文得到的结论一致。

表 9 GMM 动态面板回归

变量	(1)	(2)
	<i>DIFF_GMM</i>	<i>SYS_GMM</i>
L. <i>HQPT</i>	0.795 *** (17.06)	0.959 *** (23.47)
<i>Dfin</i>	0.027 *** (5.70)	0.013 ** (2.49)
控制变量	是	是
AR(1)	0.011	0.020
AR(2)	0.111	0.247
Hansen 检验	0.191	0.117
样本量	217	248

(五) 进一步研究:区域异质性

如前文图 1 所示,各地区的平台经济发展水平存在较大差异。那么,对于不同地区,数字金融对平台经济发展的影响或许也有一定差异。因此,本文将样本划分为东部、中部、西部以及东北四个区域(根据国家统计局《东西中部和东北地区划分方法》),通过对分区域样本统计,如表 10 所示,我国数字金融和平台经济发展水平均存在区域间的差异性。东部地区处于领先地位,相较于其他地区有较大的领先优

势,中部地区次之,西部和东北地区相对落后,而中部与西部、东北差距较小。进一步研究发现,通过对分区域样本进行回归分析,结果如表 11 所示,数字金融对平台经济发展的促进作用也存在区域间的不均衡,东部地区的促进作用最为显著,而其余地区影响作用微弱且不显著。产生这一结果的原因可能在于,数字技术的特点是脱离地理空间限制和边际成本接近于零,这促进了经济落后地区和偏远地区的发展,使其共享数字经济的普惠红利。然而,数字金融作为金融服务的一种形式,金融功能的发挥仍然依赖于经济活动的生产和生活,无法脱离实体经济。由于集聚效应和网络效应的存在,数字金融的发展通过技术手段实现了获取服务的公平机会,但其服务实体的金融本质仍然遵循相对集中的发展结果^[44]。东部地区经济发达,金融发展水平较高,数字金融在东部地区的发展水平和使用活跃度仍然具有优势,使得东部的平台经济发展水平遥遥领先,数字金融对平台经济的影响作用更加显著。再结合前文对门槛效应的分析,当中部、西部、东北地区的数字金融发展程度以及经济发展的硬、软件水平提高到一定的水平后,数字金融对平台经济的影响作用会更显性。

表 10 分区域样本统计

地区	样本量	PE 均值	Dfin 中位数
东部	90	0.302 8	0.607 4
中部	72	0.169 2	0.324 9
西部	90	0.149 0	0.271 4
东北	27	0.144 2	0.337 9

表 11 区域异质性检验

变量	东部	中部	西部	东北
Dfin	0.299 *** (3.39)	0.001 (0.02)	0.004 (0.10)	-0.023 (-0.19)
控制变量	是	是	是	是
省份固定	是	是	是	是
年份固定	是	是	是	是
样本量	90	72	90	27
R ²	0.885	0.973	0.892	0.985

五、结论与政策建议

本文分析了数字金融对平台经济发展的影响效应和作用机制,构建了平台经济发展指标体系,选取我国 31 个省份的数据为样本,对 2013—2021 年各省平台经济发展水平进行测度,运用双向固定效应模型、中介效应、门槛效应和空间效应实证检验数字金融对平台经济发展的影响机制,得到以下结论并引申出建议。

第一,数字金融对平台经济发展有显著促进作用。特别是数字金融指数中的使用深度和数字化程度指标充分发挥了数字金融在提升平台经济发展效率、稳定性的积极作用。在政策建议上,一是政府积极

推动数字金融进一步发展,支持区块链金融技术的不断完善和成熟,为平台经济的稳健发展提供更多的金融创新工具和风险监控支持。二是政府加大支持数字技术创新的力度,为数字金融提供更多的技术支持和创新环境,为平台企业提供更多的信用通道,引导数字金融“脱虚向实”,充分释放金融服务实体经济的能力。

第二,数字金融对平台经济的促进作用存在门槛效应,呈现“先高后低再高”的非线性特征。一方面反映出平台经济经历了“快速发展—治理调整—健康发展”的历程,另一方面也揭示出数字金融对平台经济的促进作用受到数字金融自身的发展效应的影响。目前,我国数字金融发展更需要加强使用深度的提升。由此建议鼓励金融机构与地方平台合作,开发针对农村电商、县域中小企业的定制化金融产品;政府分阶段优化数字金融政策,适配发展周期,如在数字金融高质量发展阶段,推动数字金融与实体经济深度融合,支持区块链、AI 等技术在供应链金融、小微普惠领域的应用,提升服务精准度。

第三,平台创业在数字金融对平台经济的促进作用中发挥了部分中介效应,并存在门槛效应。这反映出数字金融能够通过推动平台创业来实现平台经济发展;随着平台创业活动的增加,数字金融对平台经济发展的促进作用不断增强。因此,政府可以提供财政和税收支持,鼓励金融机构和科技企业开展数字金融业务,充分发挥其在创业激励上的作用,为平台创业者提供更好的创业场域。

第四,平台经济在我国的发展水平呈现了“东部>中部>西部>东北”的空间格局,并且数字金融对平台经济发展的影响在东部地区最为显著。平台经济的区域异质性反映出地区经济发展实力与金融服务功能发挥密切相关,而平台经济发展并未改变目前我国经济活动的空间不平衡。因此,应构建梯度化区域发展策略,激活中西部内生动力。东部地区可以试点跨境数据流动与数字金融开放政策,支持头部平台参与国际标准制定。中西部、东北各省发挥各级地区的比较优势,优化产业布局,提升平台经济对生产要素流动效率,打通“生产—流通—融资”闭环。通过差异化的政策供给与系统性制度创新,既发挥东部地区的创新辐射作用,又可激活中西部和东北地区的比较优势,最终推动平台经济从“地理集聚”向“功能协同”转型,为构建新发展格局提供结构性支撑。

参考文献:

- [1] 中共中央关于进一步全面深化改革 推进中国式现代化的决定[BE/OL]. (2024-07-21)[2025-02-23]. https://www.gov.cn/zhengce/202407/content_6963770.htm.
- [2] 刘航,李东阳,孙宝文. 平台经济中的跨业并购与杠杆传导:个性化定价的视角[J]. 经济研究,2024(8):114-131.
- [3] 努力开创民营经济发展新局面——习近平总书记在民营企业座谈会上的重要讲话把脉定向提振信心[BE/OL]. (2025-02-19)[2025-02-23]. https://www.gov.cn/yaowen/liebiao/202502/content_7004342.htm.
- [4] 蔡禾. 平台经济对社会结构的影响——小业主中间阶层的“重生”及其影响[J]. 社会科学辑刊,2024(5):131-136, 238, 241.
- [5] 王勋,黄益平,苟琴,等. 数字技术如何改变金融机构:中国经验与国际启示[J]. 国际经济评论,2022(1):70-85,6.
- [6] 张晓鹏,姜凌,王蜀凡. 数字普惠金融的创业效应研究[J]. 经济经纬,2023(3):139-149.
- [7] 陈梦根,张乔. 数字金融对企业融资行为的影响效应及作用机制[J]. 改革,2023(9):34-52.
- [8] 王国刚. 马克思的货币理论及其实践价值[J]. 金融评论,2019(1):1-14,123.
- [9] 吴晓求. 互联网金融:成长的逻辑[J]. 财贸经济,2015(2):5-15.
- [10] 黄益平. 平台经济的机会与挑战[J]. 新金融,2022(1):10-15.
- [11] 王定祥,胡小英. 数字金融研究进展:源起、影响、挑战与展望[J]. 西南大学学报(社会科学版),2023(1):101-110.
- [12] 丁晓蔚. 从互联网金融到数字金融:发展态势、特征与理念[J]. 南京大学学报(哲学·人文科学·社会科学),2021

- (6):28-44,162.
- [13] 邹静,张宇. 数字金融的研究现状、热点与前沿——基于 Cite Space 的可视化分析[J]. 产业经济评论,2021(5):133-146.
- [14] 王仁祥,李英杰,谢文君. 数字金融能否促进经济高质量发展——基于金融功能视角[J]. 北京邮电大学学报(社会科学版),2022(2):12-23.
- [15] 张勋,万广华,吴海涛. 缩小数字鸿沟:中国特色数字金融发展[J]. 中国社会科学,2021(8):35-51,204-205.
- [16] 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(3):34-47.
- [17] 滕磊,马德功. 数字金融能够促进高质量发展吗? [J]. 统计研究,2020(11):80-92.
- [18] 赵涛,张智,梁上坤. 数字经济、创业活跃度与高质量发展——来自中国城市的经验证据[J]. 管理世界,2020(10):65-76.
- [19] 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.
- [20] 夏杰长,杨昊雯. 平台经济:我国经济行稳致远的重要力量[J]. 改革,2023(2):14-27.
- [21] 陆岷峰. 平台经济与实体经济:融合优势、运行机理与赋能路径[J]. 新疆社会科学,2024(1):56-70.
- [22] 尹振涛,陈媛先,徐建军. 平台经济的典型特征、垄断分析与反垄断监管[J]. 南开管理评论,2022(3):213-224.
- [23] WILBUR K C. A two-sided, empirical model of television advertising and viewing markets[J]. Marketing Science,2008(3):356-378.
- [24] REISINGER M, RESSNER L, SCHMIDTKE R, Two-Sided Markets with Pecuniary and Participation Externalities*[J]. The Journal of Industrial Economics,2009(1):32-57.
- [25] 谭家超,李芳. 互联网平台经济领域的反垄断:国际经验与对策建议[J]. 改革,2021(3):66-78.
- [26] 李力行,周广肃. 平台经济下的劳动就业和收入分配:变化趋势与政策应对[J]. 国际经济评论,2022(2):46-59.
- [27] EDWARD W. The Uberisation of work: The challenge of regulating platform capitalism. A commentary[J]. International Review of Applied Economics,2020(4):512-521.
- [28] LARSSON S. Putting trust into antitrust? Competition policy and data-driven platforms[J]. European Journal of Communication,2021(4):391-403.
- [29] 孙晋. 数字平台的反垄断监管[J]. 中国社会科学,2021(5):101-127,206-207.
- [30] MORALES-PÉREZ S, GARAY-TAMAJÓN L A, CORRONS-GIMÉNEZ A, et al. The antecedents of entrepreneurial behaviour in the creation of platform economy initiatives: An analysis based on the decomposed theory of planned behaviour[J]. Heliyon,2022(10):e11078.
- [31] 李允尧,刘海运,黄少坚. 平台经济理论研究动态[J]. 经济学动态,2013(7):123-129.
- [32] GAWER A. Digital platforms' boundaries: The interplay of firm scope, platform sides, and digital interfaces[J]. Long Range Planning,2021(5):102045.
- [33] CUSUMANO M A, YOFFE D B, GAWER A. The Future of Platforms[J]. MIT Sloan Management Review,2020(3):26-34.
- [34] 张林,温涛. 数字普惠金融发展如何影响居民创业[J]. 中南财经政法大学学报,2020(4):85-95.
- [35] KENNEY M, ZYSMAN J. The platform economy: Restructuring the space of capitalist accumulation[J]. Cambridge Journal of Regions, Economy and Society,2020(1):55-76.
- [36] 肖婷. 智能合约在数字人民币中的应用与治理[J]. 中国货币市场,2023(6):84-88.
- [37] 王文姬,夏杰长. 数字金融、居民消费与地区经济增长[J]. 求索,2023(4):96-105.
- [38] 邓丽媛. 数字金融促进了地区经济增长吗? ——基于数字鸿沟的门槛效应[J]. 现代金融,2023(3):21-29,51.
- [39] 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.
- [40] 张俊英,郭凯歌,唐红涛. 电子商务发展、空间溢出与经济增长——基于中国地级市的经验证据[J]. 财经科学,2019(3):105-118.
- [41] 余文涛,吴士炜. 互联网平台经济与正在缓解的市场扭曲[J]. 财贸经济,2020(5):146-160.

- [42] 纪园园,张美星,冯树辉.平台经济对产业结构升级的影响研究——基于消费平台的视角[J].系统工程理论与实践, 2022(6): 1579–1590.
- [43] NUNN N, QIAN N. US food aid and civil conflict[J]. American Economic Review, 2014(6): 1630–1666.
- [44] 北京大学数字金融中心课题组.北京大学数字普惠金融指数报告(2011–2020)[R/OL]. (2021–04–21)[2025–05–01]. <https://idf.pku.edu.cn/zsbz>.

The Impact and Mechanism of Digital Finance on the Development of Platform Economy

XU Xiaojing^{a,b}, SHAO Tengwei^a

(a. Institute for Chengdu-Chongqing Economic Zone Development, b. Economics and Management Experimental Teaching Center, Chongqing Technology and Business University, Chongqing 400067, China)

Abstract: Using panel data from 31 provinces in China from 2013 to 2021, this study employs the entropy weight method to construct an index for platform economy development and combines it with the digital inclusive finance index. By employing the two-way fixed effects model, the mediation effect model, the threshold effect model, and the spatial effect model, this study systematically examines the impact mechanism of digital finance on the platform economy. The findings indicate that digital finance significantly promotes the development of the platform economy. Mechanism analysis shows that digital finance empowers platform economic development by stimulating entrepreneurial vitality on platforms. Non-linear tests reveal that the promotional effect of digital finance exhibits a dynamic threshold characteristic of “high at first, then low, and high again.” The regional heterogeneity shows that the platform economy follows a gradient pattern of “eastern region>central region>western region>northeastern region,” with the effect of digital finance being most significant in the eastern region. The spatial econometric results confirm that digital finance has a positive spatial spillover effect. The study concludes that improving the digital finance system can effectively enhance the efficiency of financial services to the real economy and promote the deep integration of the digital economy with the real economy. The findings provide theoretical support and practical insights for optimizing regional digital finance resource allocation and fostering new quality productive forces through the integration of digital and real economies.

Keywords: digital finance; platform economy; platform entrepreneurship; threshold effect

(责任编辑:田妍)