

DOI: 10.13504/j.cnki.issn1008-2700.2024.02.002

数字普惠金融助推产业结构升级的效果与机制研究

司增焯, 曹露玉, 张 义

(江苏师范大学 商学院, 江苏 徐州 221116)

摘 要: 运用固定效应模型, 选取 2011—2018 年 277 个地级城市的面板数据, 评估数字普惠金融助推产业结构升级的效果, 并进一步运用中介效应模型和门限效应模型检验其中的内在机制。研究表明, 数字普惠金融能够有效地助推城市产业结构升级, 助推作用主要通过数字普惠金融的覆盖广度和使用深度两个途径实现。数字普惠金融不仅能直接影响产业结构, 还通过影响科技创新、消费水平及传统金融等因素, 间接地促进产业结构升级。数字普惠金融有效提升了东部和中部地区城市产业结构, 但未对西部地区城市产业结构产生影响。数字普惠金融影响城市产业结构呈现非线性特征: 当数字普惠金融、传统金融和科技研发水平越过门限值后, 数字普惠金融对城市产业结构升级的推动力会逐步增强; 教育水平越过两个门限值后, 数字普惠金融对城市产业结构升级的推动力会呈现先减弱后增强的趋势。

关键词: 数字普惠金融; 产业结构升级; 科技创新; 消费水平; 传统金融; 教育水平

中图分类号: F424.3 **文献标识码:** A **文章编号:** 1008-2700 (2024) 02-0019-14

一、问题提出和文献综述

金融发展在产业结构调整过程中发挥着重要作用。金融机构内部的存贷款机制, 有助于资金的累积, 影响生产要素在不同部门之间的配置, 进而影响产业结构调整^[1]。近年来, 在“互联网+”和“产业数字化”战略引领下, 金融市场发生了深刻变革, 新的金融服务方式、数字普惠金融借助互联网平台以及大数据、云计算等技术手段应运而生。与传统金融相比, 数字普惠金融提供的金融产品类型更多, 提供的金融服务更廉价更便捷。那么, 数字普惠金融作为一种新兴的金融服务方式如何影响城市产业结构优化升级?

对传统金融影响产业结构升级的问题, 学者们有不同观点。一些学者认为金融发展显著促进了产业结构优化升级^[2]。金融发展加速了资本流动、改善了资本分配, 使生产力强和效率高的公司更易获得资金, 而使发展前景差、环境治理成本高的企业较难获得融资, 倒逼这些企业转型提升, 从而实现产业结构优化升级^[3]。金融发展对产业结构升级的这种促进作用是非线性的, 呈现先升后降的倒 U 型特征^[4]。有学者采用产业结构优化和就业结构优化指标测度产业结构升级, 发现金融发展水平对就业结构优化率的正向作用效果大于对产业结构优化率的作用效果^[5]。另一些学者则认为, 金融发展不利于产业结构水

收稿日期: 2023-02-09; 修回日期: 2023-11-24

基金项目: 国家社会科学基金一般项目“发挥产业支撑农村集体经济成长的基础性作用研究”(21BJY178)

作者简介: 司增焯 (1972—), 男, 江苏师范大学商学院教授; 曹露玉 (1996—), 女, 江苏师范大学商学院硕士研究生; 张义 (1989—), 男, 江苏师范大学商学院讲师。

平提升。金融发展过程中存在经济“脱实向虚”问题,金融投资更多涌入服务业和房地产领域,导致生产性投入不足,经济发展缺乏创新驱动,中小企业融资困难,出现实体经济空心化现象,抑制了产业结构优化升级^[6]。有学者对30多个国家的数据进行分析,发现金融发展水平并未有效促进产业结构升级^[7]。此外,采用不同变量衡量金融发展水平,其对产业结构的影响表现也不同。金融结构合理化对产业结构升级的正向影响较显著^[8]。在对产业结构升级影响过程中,金融规模存在边际效应递减规律,金融规模在扩大初期,对产业结构升级有明显促进作用,但金融规模过度扩张会抑制产业结构提升^[9]。金融产出率能够在短期内促进产业结构升级,长期来看,金融结构比例和金融经营效率是影响产业结构升级的关键因素^[10]。

产业结构是衡量经济发展状况的重要指标,数字普惠金融发展对其产生何种影响也逐步得到关注。有文献认为数字普惠金融能够有效促进产业结构升级,但是这种促进作用是非线性的,促进效应的强弱会随着数字普惠金融不断发展而改变^[11]。数字普惠金融不仅对产业结构合理化、高级化及内部演进趋势有直接促进作用,还通过缩减收入差距、促进技术创新、推动资本积累、扩大消费需求等途径,间接助推产业结构升级^[12]。有学者把数字普惠金融细分为覆盖广度、使用深度和数字化程度三个维度,研究发现仅有覆盖广度长期有效地推动产业结构升级,使用深度和数字化程度影响产业结构升级的作用存在着由未有影响到显著促进的转变,使用深度和数字化程度只有发展到一定高度,才能在推动产业结构优化升级中发挥作用^[13]。数字普惠金融对产业结构升级存在差异化影响。从县级层面看,由于经济发展状况、自然资源和制度环境发展的差异,数字普惠金融能够有效提高非贫困县产业结构水平,对贫困县产业结构升级未能产生影响^[14]。从区域层面上看,数字普惠金融有效地促进了经济较发达地区产业结构升级,对经济欠发达地区产业结构升级的促进作用潜力还需要进一步挖掘^[15]。从具体产业上看,数字普惠金融提升了中端制造业结构水平,但抑制了高端制造业结构升级,这种促进和抑制作用的强度会随着科技创新能力的发展而减弱^[16]。

有部分文献对数字普惠金融与产业结构升级的关系进行了分析,但这些文献多是基于省级层面的数据,本文扩大样本容量和增加研究年限,基于城市层面的数据进一步检验数字普惠金融的产业结构升级效应以及效应产生过程中存在的影响机制。本文的边际贡献如下:验证了整体层面的数字普惠金融对产业结构升级的影响效果,并分析了内在影响机制;探究了不同维度的数字普惠金融影响产业结构效果的差异;对数字普惠金融推动产业结构提升的效果进行了区域异质性检验,并分析了可能导致这种差异化影响的原因。

二、理论分析与研究假设

数字普惠金融是金融普惠(金融准入和金融知识)、数字普惠(可及性、可负担性和能力)和社会普惠(社交网络和社会资本)的交集^[17]。数字普惠金融在影响城市产业结构升级的过程中,既存在直接影响,也存在间接影响。

从直接影响看,首先,中小企业是中国产业结构中重要的企业主体,数字普惠金融要满足中小企业融资需求,促进中小企业转型升级^[18]:而在传统金融体系中,中小企业普遍存在融资渠道狭窄、贷款额度低且期限短以及融资成本高等问题^[19]。数字普惠金融将互联网等数字技术应用在金融领域,能够降低金融服务门槛和成本,为更多小微企业提供数字化金融服务,能够有效解决中小企业融资问题。金融环境的改善激发了企业经营活力,提升了企业市场竞争力。企业向好发展,有助于产业结构升级。

其次,传统金融体系提供的金融服务覆盖范围相对较小,欠发达地区和乡村地区的居民缺少参与金融市场、购买金融产品以及享受金融服务的机会。数字普惠金融发展可以弥补传统金融在这方面的局限和弊端。数字普惠金融主要依靠互联网平台提供金融服务,互联网在较短时间内实现大范围覆盖,能够为传统金融发展落后地区提供金融服务^[20],使得更多的人员进入金融市场,金融市场活跃度提高,成为当地产业发展和结构升级的资金来源。

再次,数字普惠金融能够依靠大数据、云计算等技术,实现对企业资金供需和信用风险的精准评估,有效降低金融风险。数字普惠金融能够实现资金链供需端的精准匹配,解决借贷双方之间的信息不对称问题。数字金融机构能够将资金配置到更优的生产部门,实现资源优化配置,带动产业结构优化。

在上述分析基础上,本文提出第一个假设。

假设 1: 数字普惠金融有利于助推城市产业结构优化升级。

从间接影响角度分析,数字普惠金融能够先促进科技创新,再通过科技创新来助推产业结构升级。

首先,创新能够推动产业结构的升级^[21]。一方面,科技创新为传统产业注入新活力,促使传统产业变革生产工艺,节约生产成本,提高产业的生产效率,推动传统产业向绿色、可持续方向发展^[22];另一方面,科技创新带来技术进步,能够促进新兴产业部门的兴起,并在相关产业间实现技术扩散,有助于价值链不断由技术低端向高端攀升,从而促进产业结构升级^[23]。

其次,数字普惠金融能够提高企业创新能力和创新水平^[24]。在传统金融体系中,金融机构将资金更多地贷给盈利稳定的传统产业部门^[25]。对于一些需要投资经济回报不确定的项目的企业而言,为了规避风险,金融机构主要通过抵押、担保等信用评估方式向企业提供贷款,加大了部分中小企业的融资难度。尤其是一些中小型技术企业,在科技创新活动中,需要投入大量资金,仅靠企业自有资金难以满足研发需求,需要从金融机构融资。但是创新项目周期长、风险大,传统金融机构出于对金融风险的考虑,不愿意提供融资支持^[26]。数字普惠金融有效解决了金融市场借贷双方信息不对称问题,使企业融资渠道畅通,缓解融资约束,提供企业创新活动所需资金支持^[27]。企业是科技创新主体,企业创新发展可以提升整个社会的创新水平,推进产业结构升级和优化。

从间接影响看,数字普惠金融加快了传统金融发展,以金融发展带动其他产业发展,实现产业结构升级。作为一种新型金融服务方式,数字普惠金融的出现加剧了金融市场上金融机构之间的竞争,提高了以银行为代表的传统金融机构的服务效率。数字普惠金融为传统金融发展提供了技术支持,数字金融机构在服务模式上给传统金融机构提供借鉴。在数字普惠金融影响下,传统金融体系也会将更多资金投入实体经济中^[28-30],有助于实现产业结构水平提升。

由此,本文提出第二个假设。

假设 2: 数字普惠金融在影响城市产业结构升级的过程中存在中介效应,通过影响科技创新、居民消费和传统金融,间接影响产业结构升级。

现有文献表明,数字普惠金融作为一种数字化的金融工具对各地区的县域产业结构升级^[31]、居民消费水平^[32]、就业^[33]等方面的影响存在差异。由此可以推测,数字普惠金融影响产业结构升级可能也存在区域差异。这种差异化影响主要是各地之间的发展差异带来的。中国不同区域在数字普惠金融发展、传统金融发展、科技研发和教育等方面存在差异。

首先,数字普惠金融是在传统金融和数字基础设施发展基础上演变而来的,一般来说,传统金融较为发达的地区更易推进数字普惠金融。虽然数字普惠金融的发展给传统金融机构的业务造成了一定的冲击^[34],但传统金融机构可以成为数字普惠金融线下宣传、服务的载体,以其庞大的客户群体以及完善的规范和监管体系,促进数字普惠金融的发展^[35]。

其次,数字普惠金融依托数字化手段实现对资金的优化配置,这一过程需要科技支持,而科技研发投入又是影响技术水平的决定性因素。因此,科技研发水平也可能影响数字普惠金融作用的发挥。

再次,数字普惠金融既具有强技术性,又具有金融和互联网双重叠加的风险性,这两种特征就要求其受众具备相应的知识技能^[36]。对金融知识了解越多的人,越可能成为风险偏好型的投资者,进而越频繁地参与到数字普惠金融市场中^[20]。教育水平在一定程度上反映一个地区居民的知识素养,教育水平高的地区,居民有较高的知识素养,储备的金融知识和接受新鲜事物的能力都相对较多和较强,对数字普惠金融的接受和认可度也相对较高。因此,教育水平也可能影响地区数字普惠金融发挥作用。

此外,数字普惠金融本身的发展水平也会对其在产业结构升级过程中发挥的作用产生影响,处在不

同发展水平的数字普惠金融, 给产业结构升级带来的影响可能是不同的, 也就是说, 数字普惠金融对产业结构升级的影响可能是非线性的。

据此, 本文提出第三个假设。

假设 3: 数字普惠金融在影响城市产业结构升级的过程中存在门限效应, 数字普惠金融本身、传统金融发展水平、科技研发水平和教育水平均是数字普惠金融影响城市产业结构升级的门限变量。

三、模型构建与指标选取

(一) 模型构建

1. 基准模型

本文构建面板数据线性模型, 用来检验数字普惠金融影响城市产业结构升级的性质及程度。对面板数据的研究通常使用随机效应模型和固定效应模型两种, 本文对样本数据进行了豪斯曼 (Hausman) 检验^①, 结果显示, 基准模型应选用固定效应模型。双向固定效应模型具有缓解不随时间变化的遗漏变量带来的内生性问题的作用^[37], 所以本文选择双向固定效应模型对样本数据进行回归。具体模型如下:

$$Ais_{i,j} = \alpha_0 + \alpha_1 DIFI_{i,j} + \alpha_2 X_{i,j} + \varphi_i + \mu_j + \varepsilon_{ij} \quad (1)$$

其中, $Ais_{i,j}$ 表示产业结构升级, $DIFI_{i,j}$ 是数字普惠金融指数, $X_{i,j}$ 是控制变量, φ_i 、 μ_j 分别表示个体固定效应和时间固定效应, ε_{ij} 是随机误差项。

2. 门限效应模型

为了验证数字普惠金融和城市产业结构升级之间的关系是否为线性, 以及进一步检验数字普惠金融对城市产业结构升级产生异质性影响的内在机制, 本文以数字普惠金融指数、传统金融发展水平、科技研发水平和教育水平四个指标作为门限变量, 构建了本文的门限模型, 模型具体如下。

单门限模型为:

$$Ais_{i,j} = \beta_0 + \beta_1 DIFI_{i,j} \times I(q_{i,j} \leq y) + \beta_2 DIFI_{i,j} \times I(q_{i,j} > y) + \beta_3 X_{i,j} + \varphi_i + \varepsilon_{ij} \quad (2)$$

双门限模型为:

$$Ais_{i,j} = \theta_0 + \theta_1 DIFI_{i,j} \times I(q_{i,j} \leq y_1) + \theta_2 DIFI_{i,j} \times I(y_2 < q_{i,j} \leq y_1) + \theta_3 DIFI_{i,j} \times I(q_{i,j} > y_2) + \theta_4 X_{i,j} + \varphi_i + \varepsilon_{ij} \quad (3)$$

其中, 与式 (1) 相同的变量的含义与式 (1) 相同。 $I(\cdot)$ 是指标函数, 当括号内条件得到满足时, I 取 1, 反之取 0; $q_{i,j}$ 是门限变量; y 是门限值。

(二) 指标选取与数据说明

1. 指标选取

(1) 被解释变量。本文被解释变量是产业结构升级。在相关文献中, 学者们通常选用第三产业增加值与第二产业增加值的比值^[8]、第三产业增加值与一、二产业增加值之和的比值^[15]等指标表示。本文参考唐文进等 (2019)^[13]、孙倩和徐璋勇 (2021)^[14]的做法, 采用产业结构层次系数来衡量产业结构升级状况。具体计算方式如下:

$$Ais_{i,j} = \sum_{n=1}^3 y_{i,n,j} \times n, n = 1, 2, 3 \quad (4)$$

其中, $y_{i,n,j}$ 表示第 i 个地区第 n 产业在 j 年占该地区生产总值的比重。 $Ais_{i,j}$ 的取值范围为 1~3, 数值越大, 表示的产业结构水平越高。

(2) 核心解释变量。本文运用北京大学数字金融研究中心发布的北京大学数字普惠金融指数来衡量各城市数字普惠金融发展水平。数字普惠金融指数 ($DIFI$) 为核心解释变量。数字普惠金融指数包含的

① 受篇幅限制, Hausman 检验结果未在文中列示, 备案。

三个维度指标,即覆盖广度 (*DCOVE*)、使用深度 (*DDEP*) 和数字化程度 (*DDIG*) 是细化研究的解释变量。本文在研究时对数字普惠金融指数及三个维度指标进行了对数化处理。

(3) 控制变量。本文选择了四个指标作为控制变量。对外开放程度 (*OPEN*),用实际利用外资额与地区生产总值的比值表示。地区经济发展水平 ($\ln PGDP$),用以 2009 年为基期平减后的各城市实际人均地区生产总值的对数表示。数字基础设施水平 (*INFRA*),用各城市邮电业务总额占地区生产总值的比重表示。科学技术水平 (*TECH*),用各市财政支出中科学技术支出额的对数表示。

(4) 门限变量。本文选取四个指标作为门限变量。数字普惠金融指数 (*DIFI*),参考唐文进等 (2019)^[13]、谭蓉娟和卢祺源 (2021)^[11]的研究,选取数字普惠金融指数本身作为门限变量,研究数字普惠金融影响城市产业结构升级是否存在门限效应,二者之间是否存在非线性关系。传统金融发展水平 (*FINA*),各城市传统金融发展状况影响着该市企业融资状况。银行等金融机构通过吸收存款和发放贷款,实现资本积累和要素调整,进而影响地区产业结构水平^[1]。传统金融发展水平可能是数字普惠金融对产业结构升级产生差异化影响的原因之一,所以本文将传统金融发展水平作为门限变量。传统金融发展水平用金融机构存贷款总额占地区生产总值的比重来衡量。科技研发水平 (*RDE*),本文用各城市研发 (*R&D*) 经费内部支出的对数来衡量科技研发支出水平。数字普惠金融是将互联网等数字技术运用于传统金融领域来降低金融服务的门槛和成本,提升金融机构抗风险能力。数字普惠金融发展需要依靠技术创新,科技研发水平影响技术创新水平,所以本文将科技研发水平作为门限变量。教育水平 (*EDU*),金融素养和金融知识对普惠金融发展有着促进作用,更多的金融知识能够加强金融基础设施在金融服务中的作用效果。因此,促进金融发展,除扩大金融基础设施建设外,金融教育也是重要的工具^[38]。教育水平高的地区,人们通常能够接受更多金融知识教育,更有利于数字普惠金融在推动产业结构升级过程中作用的发挥。所以本文将教育水平作为门限变量。城市教育水平用各城市高等学校在校学生数的对数表示。

2. 数据说明

本文在选取数据时,剔除了行政区划变动和数据缺失严重的地区,最终选取 2011—2018 年 277 个城市的相关数据进行研究。其中,除数字普惠金融指数来自北京大学数字普惠金融指数外,其他数据则来自各省份的统计年鉴、《中国城市统计年鉴》和科技统计年鉴。对于部分缺失值,采用均值法进行填补。数据描述性统计如表 1 所示。

表 1 描述性统计

| 符号 | 变量 | 样本量 | 均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
|--------------|----------|-------|----------|---------|---------|----------|
| <i>AIS</i> | 产业结构水平 | 2 216 | 2.276 2 | 0.141 3 | 1.318 3 | 2.805 9 |
| <i>DIFI</i> | 数字普惠金融指数 | 2 216 | 4.937 1 | 0.512 6 | 2.834 4 | 5.713 7 |
| <i>DCOVE</i> | 覆盖广度 | 2 216 | 4.854 7 | 0.576 6 | 0.620 6 | 5.671 0 |
| <i>DDEP</i> | 使用深度 | 2 216 | 4.924 5 | 0.514 8 | 1.456 3 | 5.785 97 |
| <i>DDIG</i> | 数字化程度 | 2 216 | 5.104 9 | 0.635 7 | 0.993 3 | 6.365 1 |
| <i>OPEN</i> | 对外开放程度 | 2 216 | 0.017 3 | 0.018 1 | 0.000 0 | 0.209 6 |
| $\ln PGDP$ | 经济发展水平 | 2 216 | 10.244 0 | 0.566 0 | 8.590 6 | 12.733 6 |
| <i>INFRA</i> | 数字基础设施水平 | 2 216 | 2.243 0 | 1.407 6 | 0.232 5 | 24.840 4 |
| <i>TECH</i> | 科学技术水平 | 2 216 | 1.558 8 | 1.040 9 | 0.072 6 | 6.318 9 |
| <i>FINA</i> | 传统金融发展水平 | 2 216 | 2.322 1 | 1.048 5 | 0.587 9 | 8.777 4 |
| <i>RDE</i> | 科技研发水平 | 2 216 | 2.716 0 | 1.473 8 | 0.095 3 | 7.534 6 |
| <i>EDU</i> | 教育水平 | 2 216 | 1.689 8 | 1.020 5 | 0.010 0 | 4.697 2 |

四、实证结果与分析

(一) 基准回归结果

本文的基准回归结果见表2。为了进行比较,分别采取随机效应模型和双向固定效应模型对全样本数据进行回归,并在回归中对标准误进行了市级层面的聚类稳健处理。回归结果显示,无论是采用随机效应模型还是固定效应模型,数字普惠金融指数的估计系数值都为正,且都在1%水平上显著,显示从整体看,数字普惠金融可以有效地助推产业结构升级及优化。数字普惠金融在带动传统金融业发展的同时,还能促进企业创新^[39]、有效提升居民消费水平^[40],这些影响都对产业结构升级产生促进作用。

表2 基准回归结果

| 变量 | 随机效应模型 | 双向固定效应模型 | | | |
|------------------|-------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|
| | | <i>DIFI</i> | <i>DCOVE</i> | <i>DDEP</i> | <i>DDIG</i> |
| <i>DIFI</i> | 0.076 9*** (0.002 9) | 0.051 5*** (0.012 2) | | | |
| <i>DCOVE</i> | | | 0.023 3*** (0.006 7) | | |
| <i>DDEP</i> | | | | 0.012 5* (0.007 0) | |
| <i>DDIG</i> | | | | | -0.004 1 (0.003 3) |
| <i>OPEN</i> | -0.084 3 (0.105 0) | 0.166 0* (0.086 7) | 0.185 0** (0.087 6) | 0.215 0** (0.088 0) | 0.228 0** (0.088 9) |
| <i>lnPGDP</i> | -0.018 9** (0.009 2) | -0.039 0*** (0.010 4) | -0.040 7*** (0.010 6) | -0.034 9*** (0.010 4) | -0.035 3*** (0.010 4) |
| <i>INFRA</i> | 0.001 9* (0.001 0) | 0.000 5 (0.000 6) | 0.000 5 (0.000 6) | 0.000 6 (0.000 6) | 0.000 6 (0.000 6) |
| <i>TECH</i> | 0.031 8*** (0.005 4) | 0.000 8 (0.006 8) | 0.000 0 (0.006 8) | -0.000 7 (0.006 8) | -0.001 4 (0.006 8) |
| 年份固定 | 未控制 | 未控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 地区固定 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 常数项 | 2.038 0*** (0.093 0) | 2.417 0*** (0.125 0) | 2.576 0*** (0.107 0) | 2.568 0*** (0.111 0) | 2.656 0*** (0.102 0) |
| 观测数 | 2 216 | 2 216 | 2 216 | 2 216 | 2 216 |
| $\overline{R^2}$ | 0.533 0 | 0.954 0 | 0.954 0 | 0.953 0 | 0.953 0 |

注:***、**、* 分别表示在1%、5%和10%水平上显著,括号内为市级层面的聚类稳健标准误,后表同。

从数字普惠金融的细分指标看,数字普惠金融覆盖广度、使用深度的估计系数值都为正,且分别在1%、10%的水平上显著,而数字化程度的估计系数值不显著,这说明在2011—2018年,数字普惠金融对

产业结构升级的促进作用主要是从数字普惠金融的覆盖广度和使用深度两个渠道实现的。数字普惠金融利用大数据技术提高金融机构的风险管控能力,降低了金融服务的门槛和成本,从而有助于解决中小微企业在传统金融模式下融资难的问题。数字金融能够鼓励小微企业进行创业^[41]。随着数字普惠金融覆盖范围不断扩大,能够享受数字金融服务的主体数量持续增加,尤其是中小型企业的经营活力得到激发,这有利于促进城市产业结构水平提升。优化资源配置是实现产业结构升级的重要途径之一。相较于传统金融机构,数字金融机构使金融服务更加便利化、高效化,企业和个人使用金融服务的频率增加,数字金融机构在资金积累的基础上不断调节资金配置,有利于资金高效利用,从而推动城市产业结构优化升级。信息和通信技术促进数字金融发展,金融部门能够利用信息和通信技术弥补传统金融发展的不足,给更多地区和企业提供融资服务^[42]。但目前中国数字金融市场软件基础设施不完善,在数字化支持金融发展过程中还存在信用风险和利率风险^[43],这些因素可能影响数字普惠金融的数字化程度对产业结构升级的促进效果。

(二) 内生性和稳健性检验

本文采取的双向固定效应模型虽然在一定程度上减少了不随时间变化的遗漏变量带来的内生性问题,但随时间变化的遗漏变量以及数字普惠金融与产业结构双向因果关系还可能使基准回归结果因内生性问题而存在偏差。因而,在做内生性检验时,本文使用二阶段最小二乘(2SLS)法。在工具变量选取时,参考梁双陆和刘培培(2019)^[44]、杨虹和王乔冉(2021)^[15]的做法,将互联网普及程度(*INTER*)作为数字普惠金融指数的替代变量。互联网普及程度满足工具变量的两个基本特征。一方面,数字普惠金融体现了金融业的数字化水平,数字普惠金融发展需要依托互联网这一数字化基础设施,二者之间具有相关性。另一方面,互联网作为一种基础设施,普及程度受国家发展规划和财政投入的影响,与产业结构升级之间并不存在直接关系,满足外生性的假定。互联网普及程度用各城市互联网宽带接入户数的对数衡量。估计结果如表3所示。从表中可以看出,在第一阶段的估计中,*INTER*的估计系数数值在1%水平上显著为正,显示互联网普及程度和数字普惠金融高度相关。第一阶段的KWF检验值为735.83,远大于10%临界值水平下的16.38,说明不存在弱工具变量问题。与此同时,由DWH的检验结果可知,基准回归结果可能存在内生性问题,要通过第二阶段回归对基准回归结果进行验证。由第二阶段检验结果可知,数字普惠金融的估计系数仍为正,且在1%水平上显著,与基准回归结果一致。

为了进一步确保基准回归结果的准确性,本文参照杜金岷等(2020)^[12]的做法,采用剔除部分样本和更换变量衡量方式这两种方法进行稳健性检验。业界普遍认为数字金融在2013年余额宝上线以后得到迅猛发展,因此本文剔除了2011年和2012年的数据再次进行基准回归,回归结果如表3所示。此外,本文还更改了变量的衡量方式,用人均实际利用外资额的对数、实际地区生产总值的对数、人均邮电业务额的对数和研发内部经费与地区生产总值的比值分别表示对外开放程度、地区经济发展水平、数字基础设施建设水平和科学技术发展水平,进行回归,结果如表3所示。由两次回归结果可知道,数字普惠金融影响产业结构升级的估计系数数值为正,且在1%的水平下显著,与基准回归结果一致,可见基准回归结果是稳健的。

表3 内生性检验和稳健性检验结果

| 变量 | 内生性检验 | | 稳健性检验 | |
|--------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | 第一阶段 | 第二阶段 | 剔除部分样本 | 更换变量衡量方式 |
| <i>INTER</i> | 0.8047*** (0.0297) | | | |
| <i>DIFI</i> | | 0.1140*** (0.0036) | 0.0957*** (0.0266) | 0.0605*** (0.0089) |

表3(续)

| 变量 | 内生性检验 | | 稳健性检验 | |
|---------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|
| | 第一阶段 | 第二阶段 | 剔除部分样本 | 更换变量衡量方式 |
| <i>F</i> 值 | 126.780 0 | | | |
| KWF 检验 | 735.830 0 | | | |
| DWH 检验 | 39.986 1 | | | |
| | (P=0.000 0) | | | |
| <i>OPEN</i> | -3.310 4*** (1.151 2) | 0.134 0* (0.072 7) | 0.156 0** (0.067 5) | 0.002 1** (0.000 9) |
| <i>lnPGDP</i> | -0.120 2** (0.054 5) | -0.062 4*** (0.008 2) | -0.029 6*** (0.008 1) | -0.074 2*** (0.007 6) |
| <i>INFRA</i> | -0.011 2* (0.006 4) | 0.000 1 (0.000 7) | 0.001 2** (0.000 5) | 0.000 9 (0.002 2) |
| <i>TECH</i> | 0.333 5* (0.032 8) | -0.007 4 (0.005 9) | -0.008 4*** (0.002 8) | 1.415 0*** (0.294 0) |
| 年份固定 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 地区固定 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 观测数 | 2 216 | 2 216 | 1 662 | 2 102 |

(三) 影响机制检验

在数字普惠金融影响产业结构升级的过程中是否存在中介机制呢? 这需要进行中介效应检验。本文参照徐强楠和何宜庆(2021)^[16]、成学真和龚沁宜(2020)^[30]的研究,选取科技创新、消费水平和传统金融三个指标作为中介变量进行中介效应分析。科技创新用各城市专利授权数的对数形式衡量,消费水平用各城市社会消费品零售总额与地区生产总值的比值衡量,传统金融用金融机构的存贷款总额占地区生产总值的比重衡量。检验中介效应的方法主要包括系数乘法、系数差异法和逐步因果回归法,相较于其他两种,系数乘法有更高的检验效力^[45]。系数乘法又包括索贝尔(Sobel)检验和自助法(Bootstrap)检验。本文采用Bootstrap法检验中介效应,检验得到的结果见表4。从表4可以看出,三个中介变量对产业结构升级的间接效应95%的置信区间内都不包含0,表明数字普惠金融在对城市产业结构升级影响过程中存在着中介机制。科技创新、消费水平和传统金融间接效应的估计系数值分别为0.006 2、0.021 7、0.021 1,且均在1%的水平上显著。科技创新带来的中介效应在数字普惠金融给产业结构升级带来的总效应中占比为8.6%,消费水平和传统金融带来的中介效应在总效应中占比分别为30.14%和29.31%。可以看出,消费水平在数字普惠金融影响下对产业结构升级的间接贡献率最大,传统金融次之,科技创新的贡献率最小。中介效应检验结果显示,数字普惠金融不仅直接影响产业结构,还通过影响科技创新、消费水平和传统金融间接促进城市产业结构升级。

表4 中介效应分析结果

| 中介变量 | 效应 | 估计值 | 标准误 | P 值 | 95%的置信区间 |
|------|------|---------|---------|---------|---------------------|
| 科技创新 | 间接效应 | 0.006 2 | 0.001 3 | 0.000 0 | [0.003 8, 0.008 8] |
| | 直接效应 | 0.065 8 | 0.004 7 | 0.000 0 | [0.056 5, 0.075 5] |
| 消费水平 | 间接效应 | 0.021 7 | 0.001 9 | 0.000 0 | [0.018 31, 0.016 6] |
| | 直接效应 | 0.050 3 | 0.004 5 | 0.000 0 | [0.041 50, 0.059 4] |

表4(续)

| 中介变量 | 效应 | 估计值 | 标准误 | P 值 | 95%的置信区间 |
|------|------|---------|---------|---------|---------------------|
| 传统金融 | 间接效应 | 0.021 1 | 0.002 2 | 0.000 0 | [0.016 63, 0.025 2] |
| | 直接效应 | 0.050 9 | 0.004 0 | 0.000 0 | [0.043 27, 0.058 8] |

(四) 区域异质性检验

近些年来,数字普惠金融发展迅速,数字普惠金融惠及领域不断扩大。中国地域广阔,各区域间存在明显发展差距。数字普惠金融对产业结构的作用效果是否受到这种区域差异的影响?为了探究这个问题,本文按照各城市所属的区域,将样本数据分为东、中、西部三组,进行区域异质性检验,检验结果见表5。从表5中可以看出,无论是否加入控制变量,东部和中部地区数字普惠金融的估计系数值均在1%的水平上显著为正,西部地区的估计系数值不显著。这显示数字普惠金融提高了东部和中部地区城市的产业结构水平,但未对西部地区城市产业结构升级产生影响。

表5 区域异质性分析结果

| 变量 | 东部 | | 中部 | | 西部 | |
|------------------|-------------------------|--------------------------|-------------------------|--------------------------|-------------------------|--------------------------|
| | 加入控制变量 | 不加入控制变量 | 加入控制变量 | 不加入控制变量 | 加入控制变量 | 不加入控制变量 |
| <i>DIFI</i> | 0.071 4*** (0.013 9) | 0.059 6*** (0.013 9) | 0.062 2*** (0.017 1) | 0.069 3*** (0.017 3) | 0.002 1 (0.016 6) | 0.012 6 (0.013 7) |
| <i>OPEN</i> | | -0.018 8 (0.085 8) | | 0.081 9 (0.083 2) | | -0.104 0 (0.274 0) |
| <i>lnPGDP</i> | | -0.018 0** (0.009 0) | | -0.035 9*** (0.011 0) | | -0.106 0*** (0.020 2) |
| <i>INFRA</i> | | 0.001 3 (0.000 8) | | -0.001 0 (0.001 5) | | 0.000 0 (0.001 2) |
| <i>TECH</i> | | -0.009 2*** (0.003 4) | | 0.020 5 (0.013 3) | | -0.018 2*** (0.005 9) |
| 年份固定 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 地区固定 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 常数项 | 1.986 0*** (0.069 5) | 2.252 0*** (0.111 0) | 1.943 0*** (0.083 9) | 2.244 0*** (0.123 0) | 2.216 0*** (0.080 9) | 3.242 0*** (0.199 0) |
| 观测数 | 784 | 784 | 824 | 824 | 608 | 608 |
| $\overline{R^2}$ | 0.974 | 0.975 | 0.931 | 0.933 | 0.945 | 0.956 |

数字普惠金融是以传统金融为基础,借助互联网等数字技术提供更多金融服务来促进金融业发展。这就说明数字普惠金融在促进产业结构发展的过程中需要依靠传统金融和技术创新。

东部地区城市在传统金融和技术创新领域具有先天发展优势。东部地区既拥有上海等金融中心城市,又拥有杭州、深圳等率先研发并实施数字金融的城市。数字普惠金融在东部地区实施以后,数字金融机构给企业和个人提供多样化金融产品,随着数字普惠金融使用深度加深,数字金融机构能够实现资源有效配置^[11],促进东部地区城市产业结构升级。

近年来,中部地区崛起,在传统金融和科技创新领域获得了较快发展。数字普惠金融又为中部地区城市这两个领域发展提供契机。中部地区的产业结构水平落后于东部地区,有较大的发展空间。数字普

惠金融实施以后, 金融业快速发展, 传统金融机构存在的企业融资难问题得到了有效解决, 这有利于中部地区第二产业、第三产业的发展, 从而带动中部地区城市产业结构优化升级。

西部地区各方面发展都相对落后, 在偏远山村地区, 甚至没有实现互联网和传统金融的全覆盖。数字普惠金融作为一种新兴的金融服务方式, 在西部地区可能缺乏基础条件支持, 难以在产业结构升级中发挥促进作用。

(五) 门限效应模型回归结果

区域异质性检验结果显示, 不同区域城市的数字普惠金融在影响产业结构升级的过程中, 其影响效果存在着差异性。为了进一步检验这种区域差异的内在机制, 以及探讨数字普惠金融的产业结构升级效应是否是线性的, 本文分别以数字普惠金融指数本身、传统金融发展水平 (*FINA*)、科技研发水平 (*RDE*) 和教育水平 (*EDU*) 为门限变量, 检验数字普惠金融在助推产业结构升级过程中门限效应的存在性。

运用面板门限模型和相关数据, 检验各门限变量的门限性质, 相关结果如表 6 所示。从表 6 可以看出, 以数字普惠金融指数和传统金融发展水平作为门限变量时, 单门限和双门限都在 1% 的水平上通过了显著性检验; 科技研发水平在 1% 的显著性水平上通过了单门限检验, 但双门限检验结果不显著; 教育水平未通过单门限的显著性检验, 但在 5% 的显著性水平上通过了双门限检验。

表 6 门限效应存在性检验结果

| 门限变量 | <i>DIFI</i> | | <i>FINA</i> | | <i>RDE</i> | | <i>EDU</i> | |
|-------------|-------------|------------|-------------|-----------|------------|----------|------------|----------|
| | 单门限 | 双门限 | 单门限 | 双门限 | 单门限 | 双门限 | 单门限 | 双门限 |
| 门限估计值 | 5.224 2 | 4.944 2 | 1.971 9 | 1.971 9 | 2.368 4 | 2.368 4 | 1.250 5 | 2.256 2 |
| | | 5.269 2 | | 3.161 2 | | 3.514 5 | | 2.276 6 |
| <i>P</i> 值 | 0.000 0 | 0.000 0 | 0.003 3 | 0.006 7 | 0.000 0 | 0.103 3 | 0.476 7 | 0.013 3 |
| <i>F</i> 值 | 559.72 *** | 164.58 *** | 100.49 *** | 84.68 *** | 70.26 *** | 30.43 | 20.66 | 43.27 ** |
| 10%显著性水平临界值 | 129.513 6 | 34.904 7 | 66.284 3 | 51.659 5 | 35.480 9 | 30.524 7 | 33.952 7 | 29.875 7 |
| 5%显著性水平临界值 | 137.447 4 | 39.782 2 | 74.869 3 | 59.923 2 | 39.598 2 | 40.585 5 | 38.970 6 | 36.038 3 |
| 1%显著性水平临界值 | 154.831 6 | 43.744 2 | 85.146 5 | 73.392 1 | 49.420 9 | 46.918 6 | 55.191 9 | 44.485 6 |

接下来对数字普惠金融指数、传统金融发展水平和教育水平进行双门限模型回归, 对科技研发水平进行单门限模型回归, 回归结果如表 7 所示。

从表 7 中可以看出, 当以数字普惠金融指数作为门限变量时, 双门限的估计值为 4.994 2 和 5.269 2。当数字普惠金融发展水平小于等于 4.994 2 时, 数字普惠金融促进城市产业结构水平提升, 当数字普惠金融发展分别越过 4.994 2 和 5.269 2 这两个门限值时, 数字普惠金融推动城市产业结构升级的能力持续增强。这显示数字普惠金融影响产业结构升级的过程是非线性的。在发展初期, 数字普惠金融应用的领域和区域较小, 提升产业结构水平的能力也相对较弱。随着数字普惠金融持续发展, 其所提供的金融服务所覆盖的领域和区域不断扩大, 金融产品种类增多, 企业和个人使用数字金融的频率不断增加, 当数字普惠金融发展越过门限阈值后, 会以更强的作用力度推进产业结构优化升级。

表 7 门限效应回归结果

| 变量 | <i>DIFI</i> | <i>FINA</i> | <i>RDE</i> | <i>EDU</i> |
|--------------|--------------------------|--------------------------|------------|--------------------------|
| $q \leq y_1$ | 0.035 6 *** (0.002 8) | 0.066 3 *** (0.002 3) | | 0.080 7 *** (0.002 1) |

表7(续)

| 变量 | <i>DIFI</i> | <i>FINA</i> | <i>RDE</i> | <i>EDU</i> |
|--------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|
| $y_1 < q \leq y_2$ | 0.042 0*** (0.002 4) | 0.072 6*** (0.002 1) | | 0.060 2*** (0.003 4) |
| $q > y_2$ | 0.050 0*** (0.002 4) | 0.079 8*** (0.002 1) | | 0.084 7*** (0.002 2) |
| $q \leq y$ | | | 0.076 2*** (0.002 1) | |
| $q > y$ | | | 0.082 2*** (0.002 0) | |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 地区固定 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 常数项 | 2.502 0*** (0.059 4) | 2.349 0*** (0.066 8) | 2.580 0*** (0.066 9) | 2.533 0*** (0.066 5) |
| 观测数 | 2 216 | 2 216 | 2 216 | 2 216 |
| $\overline{R^2}$ | 0.692 0 | 0.618 0 | 0.597 0 | 0.601 0 |

当以传统金融发展水平作为门限变量时,双门限的估计值为 1.971 9 和 3.161 2。当传统金融发展水平小于等于 1.971 9 时,数字普惠金融对产业结构有正向影响,当传统金融发展分别越过 1.971 9 和 3.161 2 这两个门限值时,数字普惠金融影响产业结构升级的正向作用力度不断加大。数字普惠金融以传统金融为基础,人们使用传统金融熟练程度越高,对数字金融接受能力就越强^[20]。传统金融业不断发展,并越过门槛阈值后,数字金融普及度随之大幅提升,对产业结构升级的促进作用有所加强。

当以科技研发水平作为门限变量时,单门限的估计值为 2.368 4。数字普惠金融在科技研发水平的两个门限区间内都有效促进城市产业结构水平提升,但这种促进作用在跨越门槛阈值 2.368 4 以后,变得更加强劲。数字普惠金融凭借大数据实现对资金供需和融资主体信息风险的精准评估,通过数字化手段实现资金便捷高效配置。这表明,数字金融在发挥作用的过程中需要技术支持。科技研发投入不断增加并突破门槛阈值后,技术水平有所提升,数字普惠金融发展得到更多的技术支持,从而促使产业结构更加优化。

当以教育水平作为门限变量时,双门限的估计值为 2.256 2 和 2.276 6。教育水平无论处于哪一个门限区间,数字普惠金融对产业结构升级都有明显促进作用。这种促进作用在教育水平小于第一个门限值时较强,在教育水平位于两个门限值之间时有所减弱,在教育水平越过第二个门限值时,回升到比之前更高的水平。两个门限值相差十分微小,说明数字普惠金融对产业结构促进效应减弱的时间非常短暂。这可能是因为,在教育水平较低的地区,以发展第一产业为主,数字普惠金融水平较小提升就会给产业结构发展带来较大影响。数字普惠金融的这种快速助推作用,在产业结构取得一定发展后会进入一个缓慢期。当教育水平发展到新高度并突破第二个门限值,能够为数字普惠金融发展和普及提供更多的人才支持,从而更有效地提升城市的产业结构水平。

这部分门槛效应主要是从供给方面设置门槛条件,分析门槛条件变化引起的数字普惠金融影响产业结构升级的效果的变化,重点考察正面促进影响,考察负向抑制影响则较小。其实,在数字普惠金融发展和推进过程中还存在着“使命漂移”和“有效需求不足”两种负面效应,这是两个负向传导机制^[13]。“使命漂移”效应可以用来解释在当前数字普惠金融成长中出现的现实背离预期的现象。在实践中,小微金融企业是推动数字普惠金融成长的重要主体和主要动力,但是其商业可持续性与普惠目标却较难兼容,

很难兼得,即存在一定程度上的“使命漂移”^[46]。现实中存在着“使命漂移”效应,不利于产业结构升级。“有效需求不足”效应是指中小微企业对金融服务需求不足。相对于国有或大型企业,中小微企业作为金融服务需求方,其金融知识较缺乏,抑制了其对金融服务的“有效需求”,即不能有效对接和使用金融服务^[47]。“有效需求不足”效应也会抑制产业结构升级。

五、结论及启示

本文选取2011—2018年277个地级市的面板数据,运用固定效应模型研究数字普惠金融助推城市产业结构升级的效果,并通过中介效应和门限效应模型分析影响作用的内在机制。研究结果表明:

(1) 数字普惠金融助推了城市产业结构升级,并且助推作用主要经由数字普惠金融的覆盖广度和使用深度两个渠道来实现。(2) 数字普惠金融不仅能直接影响产业结构,还能通过影响科技创新、消费水平和传统金融,间接促进城市产业结构升级。(3) 数字普惠金融影响城市产业结构的表现存在着区域异质性。数字普惠金融提升了东部和中部地区城市的产业结构,未对西部地区城市产业结构产生影响。(4) 数字普惠金融对城市产业结构的影响是非线性的,当数字普惠金融、传统金融、科技研发水平越过门限值后,数字普惠金融促进城市产业结构升级的作用力会随着门槛值的提高逐渐加强,教育水平在跨越两个门限值时,数字普惠金融推动产业结构升级的正向效应会表现出先减弱后增强趋势。

基于本文研究结果,可以得到如下启示:(1) 政府要鼓励发展数字普惠金融,扩大数字普惠金融覆盖范围,使数字普惠金融惠及更多领域和地区。发挥好数字普惠金融低门槛、低成本、优服务的特点,为中小微企业和传统金融发展落后的地区提供更多的金融服务,激发金融市场的发展活力,以金融发展带动其他部门发展,助推城市产业结构转型和升级。(2) 地方政府要以“互联网+”、数字经济、智能经济发展为契机,推进和加强数字基础设施建设,优化数字普惠金融成长的硬设施和软环境,增强数字普惠金融助推产业结构升级的作用。特别要注重提升经济发展落后地区数字技术的普及程度,提高这些地区的互联网覆盖率。(3) 要发挥好数字普惠金融在推进科技创新,提高居民消费水平和促进传统金融发展等方面的作用,从而进一步推进产业结构优化升级。(4) 对西部地区来说,要提高传统金融服务水平,提高人们对金融的认知程度,增强他们使用金融工具的意识,还要提升当地技术和教育水平,为数字普惠金融的实施创造良好的基础。

参考文献:

- [1]李文艳,吴书胜.金融发展与产业结构升级——基于经济危机视角的实证研究[J].金融论坛,2016,21(3):18-29.
- [2]谢婷婷,赵莺.科技创新、金融发展与产业结构升级——基于贝叶斯分位数回归的分析[J].科技管理研究,2017,37(5):1-8.
- [3]XU L, TAN J L. Financial development, industrial structure and natural resource utilization efficiency in China[J]. Resources Policy, 2020, 66: 101642.
- [4]陶爱萍,徐君超.金融发展与产业结构升级非线性关系研究——基于门槛模型的实证检验[J].经济经纬,2016,33(2):84-89.
- [5]姚华,宋建.中国金融发展与产业结构升级协整关系的多指标交叉检验[J].湖南大学学报(社会科学版),2016,30(1):76-82.
- [6]蓝管秀锋,匡贤明.产业结构转型升级对城乡收入差距的影响分析——基于金融“脱实向虚”视角[J].产经评论,2021,12(3):104-113.
- [7]钱水土,李正茂.金融结构、技术进步与产业结构升级——基于跨国数据的经验验证[J].经济理论与经济管理,2018(12):24-32.
- [8]王立国,赵婉婷.我国金融发展与产业结构升级研究[J].财经问题研究,2015(1):22-29.
- [9]王兰平,王昱,刘思钰,等.金融发展促进产业结构升级的非线性影响[J].科学学研究,2020,38(2):239-251.
- [10]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[J].中国软科学,2016(5):21-29.
- [11]谭蓉娟,卢祺源.数字普惠金融促进了产业结构优化升级吗? [J].投资研究,2021,40(9):85-104.
- [12]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.
- [13]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.

- [14]孙倩,徐璋勇.数字普惠金融、县域禀赋与产业结构升级[J].统计与决策,2021,37(18):140-144.
- [15]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.
- [16]涂强楠,何宣庆.数字普惠金融、科技创新与制造业产业结构升级[J].统计与决策,2021,37(5):95-99.
- [17]AZIZ A,NAIMA U. Rethinking digital financial inclusion: evidence from Bangladesh[J]. Technology in Society, 2021, 64: 101509.
- [18]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[J].经济与管理研究,2023,44(8):38-54.
- [19]吴晗.银行业结构、融资依赖与行业生产率——基于异质性企业动态视角[J].中国经济问题,2017(4):77-87.
- [20]郭峰,王瑶佩.传统金融基础、知识门槛与数字金融下乡[J].财经研究,2020,46(1):19-33.
- [21]时乐乐,赵军.环境规制、技术创新与产业结构升级[J].科研管理,2018,39(1):119-125.
- [22]叶堂林,毛若冲.京津冀科技创新与产业结构升级耦合[J].首都经济贸易大学学报,2019,21(6):68-79.
- [23]刘冉.我国产业结构升级对全要素生产率的影响研究[D].南京:南京财经大学,2016.
- [24]王敏,李兆伟.数字普惠金融与企业创新:理论逻辑与实证检验[J].管理学报,2023,36(1):102-119.
- [25]王文倩,张羽.金融结构、产业结构升级和经济增长——基于不同特征的技术进步视角[J].经济学家,2022(2):118-128.
- [26]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,2019,41(5):74-86.
- [27]任碧云,刘佳鑫.数字普惠金融发展与区域创新水平提升——基于内部供给与外部需求视角的分析[J].西南民族大学学报(人文社会科学版),2021,42(2):99-111.
- [28]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.
- [29]谢春玲,费利群.供给结构改革与需求结构改革互动关系研究[J].经济学家,2017(5):20-25.
- [30]成学真,龚沁宜.数字普惠金融如何影响实体经济的发展——基于系统 GMM 模型和中介效应检验的分析[J].湖南大学学报(社会科学版),2020,34(3):59-67.
- [31]张林.数字普惠金融、县域产业升级与农民收入增长[J].财经问题研究,2021(6):51-59.
- [32]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.
- [33]蓝乐琴,杨卓然.数字普惠金融能提升居民消费水平吗? [J].财经问题研究,2021(12):49-57.
- [34]郑志来.互联网金融对我国商业银行的影响路径——基于“互联网+”对零售业的影响视角[J].财经科学,2015(5):34-43.
- [35]崔建军,赵丹玉.数字普惠金融能够促进城乡融合发展吗?——基于门槛效应模型的实证检验[J].经济问题探索,2023(3):79-96.
- [36]梁双陆,刘培培.数字普惠金融、教育约束与城乡收入收敛效应[J].产经评论,2018,9(2):128-138.
- [37]周广肃,王雅琦.住房价格、房屋购买与中国家庭杠杆率[J].金融研究,2019(6):1-19.
- [38]GROHMANN A, KLÜHS T, MENKHOFF L. Does financial literacy improve financial inclusion? Cross country evidence[J]. World Development, 2018, 111: 84-96.
- [39]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.
- [40]邹新月,王旺.数字普惠金融对居民消费的影响研究——基于空间计量模型的实证分析[J].金融经济研究,2020,35(4):133-145.
- [41]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.
- [42]MUSHTAQ R, BRUNEAU C. Microfinance, financial inclusion and ICT: implications for poverty and inequality[J]. Technology in Society, 2019, 59: 101154.
- [43]马黄龙,屈小娥.数字普惠金融对经济高质量发展的影响——基于农村人力资本和数字鸿沟视角的分析[J].经济问题探索,2021(10):173-190.
- [44]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.
- [45]唐建荣,李晴.治理结构、R&D 投入与绩效的逻辑分析——兼议政府补助的作用路径[J].审计与经济研究,2019,34(2):67-78.
- [46]星焱.普惠金融的效用与实现:综述及启示[J].国际金融研究,2015(11):24-36.
- [47]周洋,王维昊,刘雪瑾.认知能力和中国家庭的金融排斥——基于 CFPS 数据的实证研究[J].经济科学,2018(1):96-112.

Effectiveness and Mechanism of the Digital Inclusive Finance Boosting the Upgrading of Industrial Structure

SI Zengchuo, CAO Luyu, ZHANG Yi
(Jiangsu Normal University, Xuzhou 221116)

Abstract: This paper uses a fixed-effect model, selects panel data of 277 prefecture-level cities during 2011–2018 to study the impact of digital inclusive finance on the upgrading of urban industrial structure, and analyzes the internal mechanism of the impact through the mediating effect model and threshold effect model. The findings show that digital inclusive finance has a significant contribution to the upgrading of urban industrial structure, which is mainly achieved through the breadth of coverage and the depth of use of digital inclusive finance. Digital inclusive finance can not only directly influence the industrial structure, but also indirectly promote the upgrading of urban industrial structure by influencing technology innovation, consumption level and traditional finance. Digital inclusive financial has improved the industrial structure of cities in the eastern and central regions, without affecting the industrial structure of cities in the western region. The impact of digital inclusive finance on urban industrial structure is non-linear, and the impact of digital inclusive finance will be gradually strengthened when the level of digital inclusive finance, traditional finance, and science and technology R&D exceed the threshold value, and the positive impact shows a trend of firstly weakening and then strengthening when the education level exceeds two thresholds in the domain.

The innovations are as follows. (1) This paper is different from other literature in one or many aspects in research methods, model setting, variable selection and measurement, and heterogeneity testing. (2) This paper verifies the impact of digital inclusive finance on the upgrading of industrial structure at the overall level and analyzing its internal mechanism, and explores the differences in the impact of different dimensions of digital inclusive finance on industrial structure. This paper also conducts a regional heterogeneity test on the effectiveness of digital inclusive finance in promoting industrial structure improvement.

The policy implications are as follows. (1) The government should encourage the development of digital inclusive finance, expand the coverage of digital inclusive finance, and make digital inclusive finance benefit more areas. (2) Local governments should take advantage of the opportunity of the digital economy and the “Internet Plus” development strategy to accelerate the construction of digital infrastructure, optimize the soft environment for the development of digital inclusive finance, and enhance the role of digital finance in the upgrading of industrial structure. (3) It is necessary to fully leverage the role of digital inclusive finance in promoting technical innovation, improving residents’ consumption level, and promoting the development of traditional finance, thus further promoting the optimization and upgrading of industrial structure. (4) For the underdeveloped areas in the western region, the first step is to improve traditional financial services, enhance resident’s understanding of finance, and their awareness of using financial tools, and improve local technology and education levels to create a good foundation for the implementation of digital inclusive finance.

Keywords: digital inclusive finance; industrial structure upgrading; technical innovation; consumption level; traditional finance; education level

(责任编辑: 姜 莱; 姚望春)