

# 数字普惠金融、差异化发展与地区产业结构升级

姬新龙, 贺 斌

(兰州财经大学 金融学院, 甘肃 兰州 730020)

**摘要:**我国当前数字普惠金融发展具有明显东高西低的空间特征。选取2011—2020年的省际面板数据,从不同角度实证分析了数字普惠金融的差异化对产业结构的影响。结果表明:数字普惠金融能够推动产业结构升级,且存在明显的区域异质性;数字普惠金融全局上不存在门槛效应,但局部存在的这种效应对地区产业结构会产生不同的影响;金融发展、技术进步、对外开放以及城镇化建设对产业结构升级存在正向推动作用,但随着时间的推移,这些因素的促进作用正在逐步减弱,而经济发展则会对产业结构产生不确定性冲击。

**关键词:**数字普惠金融;产业结构;固定效应;门槛效应

**中图分类号:**F061.5 **文献标志码:**A **文章编号:**2095-0098(2023)02-0054-09

## 一、问题的提出

当前,我国的经济已由高速增长阶段转向高质量发展阶段,而推动经济高质量发展的核心就是要合理地推进产业结构转型升级,在保证第一、二产业有序增长的同时,大力发展第三产业并由此实现产业现代化。研究表明,金融发展与产业结构之间存在高度的耦合性,具有很强的互动关系,因此前者无疑是推动产业结构转型升级的有力武器之一<sup>[1]</sup>。但传统金融由于信息不对称等问题而导致的金融排斥现象时有发生,这使得一些社会群体无法获得应有的金融服务,其中以小微企业为主的第三产业群体尤为明显<sup>[2]</sup>。因此,如何打破当前金融困局,疏通对小微企业的金融支持路径就显得极为迫切。而随着互联网等数字化科技的发展,数字普惠金融应运而生,相较于传统金融,其兼具数字化和普惠性的特征,极大地提高了金融服务的可得性与便利性,对于缓解金融排斥,打破金融壁垒,减少金融“长尾”人群具有积极影响<sup>[3]</sup>。鉴于上述原因,深入研究数字普惠金融对产业结构的影响具有现实意义。

考虑到当前我国数字普惠金融具有明显东高西低的空间特征,故将研究重点放在数字普惠金融的差异化发展对于地区产业结构的影响上,其边际贡献在于:第一,区别于其他学者对影响产业结构的具体影响因素进行研究,在探究数字普惠金融对产业结构影响的基础上,增添了其对三大产业的影响以及区域异质性的分析,并由此建立起数字普惠金融—三大产业变动—产业结构升级的影响路径。第二,采用面板门槛模型,选取不同的门槛变量,在进一步分析区域异质性的基础上,对前文数字普惠金融差异化发展对产业结构的影响进行了佐证。第三,对于工具变量的选用,并没有采用常规变量滞后的做法,而是引入相邻省份平均财政支出这一新变量进行稳健性检验,结果更具可靠性。

**收稿日期:**2022-05-25

**基金项目:**甘肃省科技厅软科学项目“区块链技术在供应链金融和普惠金融领域的应用研究”(20CX9ZA049);甘肃省科技计划项目“甘肃省工业企业绿色创新效率评价与提升路径研究”(20JR5RA295);甘肃省教育揭榜挂帅项目“甘肃碳排放权交易市场建设及减排路径研究”(2021-jyjbg-08)

**作者简介:**姬新龙(1982—),男,河南南阳人,博士,教授,研究方向为绿色金融、普惠金融。

## 二、数字普惠金融对产业结构的影响机制梳理

国内外学者研究普遍认为,数字普惠金融会促进产业结构的转型升级并且对影响路径进行了相关研究。Demertizs et al. (2018)表示数字普惠金融能够借助于互联网实现大数据分析,可有效满足游离于金融体系之外的长尾人群的融资需求,这对于降低金融服务门槛、提升资本配置效率、弥补产业结构优化的资金缺口具有积极影响<sup>[4]</sup>;李优树等(2022)同样从长尾人群角度分析,认为在当前环境管制趋于紧缩的情况下,数字普惠金融能够缓解长尾人群面临的资金约束压力,通过推动资源配置优化、金融体系完善等方面可以实现产业结构的正向升级并基于空间杜宾模型探究了数字普惠金融对于产业结构的影响,结果表明数字普惠金融可以显著促进产业结构升级并且对周边地区其有显著的溢出效应<sup>[5]</sup>。唐文进等(2019)表示数字普惠金融会通过资本形成、要素配置和技术进步等效应实现对产业结构影响的正向传导,而金融机构“使命漂移”和有效需求不足则会对产业结构形成负向的传导效应<sup>[6]</sup>。杜金岷等(2020)基于省际面板数据,采用中介效应模型探究数字普惠金融对产业结构的影响机制。结果显示,数字普惠金融能够通过缩小收入差距、资本积累、消费需求扩张以及技术创新等中介因素实现产业结构优化升级<sup>[7]</sup>。牟晓伟等(2022)则是以经济发展作为中介变量,构建了数字普惠金融—经济发展—产业结构升级这一间接传导机制<sup>[8]</sup>。

以上学者就数字普惠金融对产业结构的影响机制做了详尽阐述,但却忽视了数字普惠金融与三大产业之间的关系,产业结构的变化归根到底是取决于三大产业的发展程度,数字普惠金融是通过介质因素先影响到三大产业才进而影响到产业结构的。因此,在探究数字普惠金融对产业结构影响的基础上,有必要对三大产业的影响进行深入探讨并做异质性分析,以验证其对产业结构和三大产业的影响是否具有 consistency。

## 三、变量选择与模型设定

### (一) 变量选择

1. 被解释变量。核心被解释变量:产业结构指数( $Ist$ )。大量研究表明,第三产业的快速发展是产业结构升级的重要表现。借鉴徐敏和姜勇(2015)<sup>[9]</sup>的做法,通过赋予第一、二、三产业不同权重的方法表征产业结构水平,具体方法如下:

$$Ist_{it} = I_{1,it}/I_{it} + I_{2,it}/I_{it} \times 2 + I_{3,it}/I_{it} \times 3 \quad (1)$$

式(1)中, $I_{it}$ 、 $I_{1,it}$ 、 $I_{2,it}$ 、 $I_{3,it}$ 分别表示*i*省/直辖市/自治区*t*时刻的总产值、第一产业产值、第二产业产值和第三产业产值。

被解释变量:第一产业指数  $Pri_{it}$ 、第二产业指数  $Sei_{it}$  和第三产业指数  $Tei_{it}$ 。过往研究对三大产业指标的选取主要有两种,一是各产业产值与 GDP 的比值,二是产业增加值。前者忽视了产业的绝对规模,即随着 GDP 的不断增加,会出现规模增大比值却在下降的情况。而后者往往由于数值过大,一般会进行对数处理,但这样无法很好地衡量产业产值的变动情况,基于此,分别采用对应的产业产值  $I_{n,it}$  与基年产业产值  $I_{n,i,2011}$  的比值来表示的发展情况。

2. 解释变量与控制变量。解释变量:数字普惠金融(Diff),对于地区数字普惠金融发展的衡量,多数学者做了细致的研究,这里采用北京大学数字研究中心发布的数字普惠金融指数(2011—2020)<sup>[10]</sup>来度量31个省份的数字普惠金融发展状况。参照已有学者的做法,对原始数据除以100进行标准化处理。

控制变量:金融发展(Fis,存贷款余额/地区GDP),金融发展可以推动市场资金进行合理调配,正确引导资金流向从而带动产业结构升级。但过度金融化则会显著抑制企业的实业投资,“脱实向虚”的投资政策会对产业结构带来不利影响<sup>[11-13]</sup>;技术进步(Tee,地区GDP/专利总数),作为产业结构升级的根本动能,技术进步在改造传统产业的同时,也会促进新型产业的形成,从而加快产业结构升级的步伐。但科研投资占比小、投资结构不合理、需求空间有限等因素也会抑制技术进步发挥作用<sup>[14-15]</sup>;对外开放(Otw,进出口总额/地区GDP),对外开放对于产业结构具有导向性作用,会加速资本要素在产业间的流动,推动产业升级与发展。但当前国与国之间的贸易壁垒却在一定程度上削弱了对外开放对产业结构升级的积极影响<sup>[16-17]</sup>;城镇化建设(Urb,城镇人口/总人口),城镇化建设不仅加速了农村人口向城镇地区的流动,也带动劳动力从第一

产业转向第二、三产业,进而推动产业结构调整<sup>[18]</sup>。但随着劳动力转移逐渐陷入瓶颈,继续推行城镇化可能会对产业结构产生负面影响;经济水平(Ecl,地区 GDP/人口总数),多数学者普遍认为,经济发展会促进产业结构升级,但目前我国仍处在社会经济转型期,经济发展带来的波动影响可能会对产业结构产生巨大的不确定性冲击<sup>[19]</sup>。以上所有变量的描述性统计如表 1 所示,数据来源于北京大学数字金融研究中心、各省份《统计年鉴》以及数据库。

表 1 变量描述统计表

变量	Vab	样本数	平均值	标准差	最小值	最大值
产业结构指数	Pri	310	2.395	0.122	2.133	2.834
第一产业	Pri	310	1.353	0.358	0.773	3.496
第二产业	Sei	310	1.364	0.379	0.708	3.788
第三产业	Tei	310	1.789	0.594	1.000	3.261
数字普惠金融	Diff	310	2.162	0.971	0.162	4.319
金融发展	Fis	310	3.380	1.139	1.478	7.552
技术进步	Tee	310	8.332	0.725	6.982	10.640
对外开放	Otw	310	0.388	0.397	0.017	1.743
城镇化建设	Urb	310	0.580	0.130	0.228	0.893
经济水平	Ecl	310	10.817	0.439	9.706	12.935

## (二) 模型设定

1. 静态双向固定效应模型。鉴于不同地区数字普惠金融存在差异化发展,且有着明显东高西低的特点,为实证检验数字普惠金融对产业结构和三大产业的影响,设定如下静态双向固定效应模型:

$$Ist_{it}/Pri_{it}/Sei_{it}/Tei_{it} = \alpha_i + \alpha_j Diff_{it} + \alpha_k X_{it} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

式(2)中, $Ist_{it}$ 为核心被解释变量,表示*i*地区*t*时间的产业结构水平, $Pri_{it}$ 、 $Sei_{it}$ 、 $Tei_{it}$ 分别为*i*地区*t*时间的第一、二、三产业指数, $Diff_{it}$ 为解释变量,衡量*i*地区*t*时间的数字普惠金融发展水平, $X_{it}$ 是控制变量的集合, $\mu_i$ 为个体效应, $\gamma_t$ 为时间效应, $\varepsilon_{it}$ 为随机扰动项。

2. 面板门槛模型。门槛模型(Hansen,1999)<sup>[20]</sup>既可以反映不同地区数字普惠金融的差异化对产业结构的门槛效应,也能够刻画两者之间的非线性关系,因此为进一步研究数字普惠金融差异化对产业结构的影响,设定如下面板门槛模型:

$$Ist_{it} = \beta_0 + \beta_1 (Tvar \leq tval_1) Diff_{it} + \beta_2 (tval_1 < Tvar \leq tval_2) Diff_{it} + \beta_3 (Tvar > tval_2) Diff_{it} + \beta X_{it} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

式(3)中, $Tvar$ 为门槛变量, $tval_i$ 为门槛值, $Diff_{it}$ 表示地区数字普惠金融发展水平, $X_{it}$ 是控制变量的集合, $\mu_i$ 为个体效应, $\gamma_t$ 为时间效应, $\varepsilon_{it}$ 为随机扰动项。

## 四、实证结果分析

### (一) 基准回归分析

回归结果如表 2 所示,数字普惠金融对于推动产业结构升级具有显著正向影响,具体表现在对第一产业的抑制和对第二、三产业的推动,其原因可以从数字化和普惠性两个角度阐述。当前我国经济向着高质量阶段发展,这势必要求在夯实第二产业的基础上,将发展重心逐步移向第三产业,因此会加大对第二、三产业的扶持力度,而扶持效果会在数字化金融的支持下放大。此外,我国大量的中小微企业主要集中在二、三产业,“融资难、融资贵”的突出问题也集中在二、三产业,那么具有普惠性质的金融政策无疑对改善企业外部融资环境、降低融资成本具有积极意义,综上所述,两方面共同推动二、三产业的发展,而第一产业则由于需要保持相对的稳定态势以及上述原因的“挤出效应”,数字普惠金融对其发展产生了一定的阻碍。

数字普惠金融差异化对地区产业结构的影响研究,应着重考虑异质性,控制变量并非本文的研究重点,因此只针对核心被解释变量  $Ist$  做部分解释说明。在控制时间效应后,控制变量的系数均未发生明显的变化,只是显著性水平有所下降,因此考虑从时间角度对控制变量的不显著予以解释。金融发展(Fis)对于产业结构的影响是正向的,但是对于企业来说,能否获取长期稳定的金融支持是至关重要的,在一段时间内,与



产业相关的金融政策发生变动会消减金融支持的效果;对外开放(Otw)对于推动产业结构升级具有积极影响,这主要体现在投资与进出口,外资的涌入会弥补部分产业资金的空缺,而进出口会引导产业朝高附加值的方向发展,随着我国经济实力不断增强,产业体系趋于完善以及进一步扩大内需的系列政策出台,这些因素无疑会削弱投资与进出口对产业结构的推动作用;在推进城镇化建设(Urb)的早期,非城镇地区存在的大量空余土地资源被用于第二、三产业的发展,这对于促进二、三产业发展,实现产业结构升级转型具有积极作用,但是现阶段我国城镇化建设已经取得了历史性成就,部分省市的城镇化率高达90%,在维持耕地红线的前提下,通过继续压缩第一产业并以此推动产业结构升级的方法并不可取,这一点在东部地区尤为明显。

表2 基准回归结果

Var	Fe_Ist(1)	Fe_Ist(2)	Fe_Pri	Fe_Sei	Fe_Tei
Diff	0.0421*** (8.42)	0.0411*** (7.34)	-0.5546*** (-2.76)	0.5909*** (2.87)	0.6155*** (3.86)
Fis	0.0129** (1.98)	0.0097 (1.53)	-0.0950** (-2.43)	-0.1636 (-1.62)	-0.0927** (-2.17)
Tee	0.0122* (1.66)	0.0164** (2.22)	-0.0466 (-1.24)	-0.2358*** (-3.07)	0.0109 (0.30)
Otw	0.0226* (1.94)	0.0186 (1.43)	-0.0754 (-0.74)	-0.1748 (-1.31)	0.0263 (0.53)
Urb	0.1307** (2.16)	0.0574 (1.00)	2.1569 (1.47)	1.9252** (2.19)	2.5381** (2.37)
Ecl	-0.0133 (-0.88)	-0.0211 (-1.33)	0.2943* (1.69)	0.2862* (1.64)	0.2126* (1.73)
Cons	2.5215*** (13.41)	2.6750*** (13.61)	-2.7582 (-1.19)	-1.2072 (-0.53)	-3.7783** (-2.23)
个体效应	控制	控制	控制	控制	控制
时间效应	—	控制	控制	控制	控制
R-squared	0.9661	0.9725	0.8337	0.8350	0.9637

注: \*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著,括号内为 t 值,下同。

## (二) 区域差异分析

1. 横向广度分析。由于我国数字普惠金融的空间格局存在明显的东高-中次-西低的三阶梯过渡形式,需进一步研究该特征会对本地区产业结构产生何种的影响,回归结果如表3-表5所示<sup>①</sup>。结果显示,数字普惠金融对产业结构的影响存在异质性,对西部地区的影响最大,东部次之,中部存在不确定性,原因可能是西部地区的产业结构形态较为落后,第一、二产业比重较大,产业结构升级存在很大的空间余地,并且可以发挥后发优势,借鉴东部地区成熟的经验与做法,实现快速发展。而东部地区由于部分省市的产业结构调整已经陷入了瓶颈期,产业结构趋于稳定并且不再追求产业高级化,而是向着产业合理化发展,因此数字普惠金融对其的影响呈现回落态势。中部地区则由于周边诸如京津、陕西、成渝、江浙等省份具有很强的虹吸效应,因而不利于本地区产业结构的转型发展,且从长期来看,中部地区缺乏有效的政策支持,这些都在一定程度上削弱了数字普惠金融对产业结构的影响,造成不确定性冲击。

考虑到产业结构取决于三大产业的发展状况,在前文整体回归的基础上,进一步分析数字普惠金融对三大产业影响的异质性。结果表明,数字普惠金融对于东、中、西部地区的第二产业存在显著的正向影响,这与整体回归一致,一方面数字普惠金融的发展加速了资本在工业领域的流动,搭建起连接资金供求双方的又一平台,能够有效弥补第二产业发展的资金缺口。另一方面,随着绿色普惠金融政策的落地实施,依托于数字化工具,符合条件的企业可以精准地获得普惠性资金,实现快速发展。对于第一产业,数字普惠金融的影响则存在显著的差异性,这可能与我国的人口地理结构有关,东部地区地狭人稠,能够用于耕作的土地更是少之又少,在数字普惠金融的推动下,规模很小的第一产业极易受到来自二、三产业的挤压作用而产生负面影响。而西部地区地广人稀,种植养殖业占有很大的比重,二、三产业的挤压作用并不突出,数字普惠金融作为

<sup>①</sup> 根据我国经济区域划分并考虑数据样本的平衡性,将北京、天津、河北、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东和海南划入东部地区,山西、安徽、江西、河南、湖北、湖南、辽宁、吉林和黑龙江划入中部地区,内蒙古、广西、重庆、四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏和新疆划入西部地区。

沟通东、西地区的资源纽带,推动了资金技术的跨区转移,实现了对西部地区第一产业的金融支持。第三产业作为产业结构升级的核心,数字普惠金融在中、西部对其存在显著的正向影响,而在东部则具有不确定性,原因可能是东部地区的第三产业发展已经陷入了瓶颈期,通过压缩一、二产业规模,实现更进一步的方法已不可取,并且部分省市已经向产业结构合理化发展,这势必会对第三产业的发展有所限制。

表 3 东部地区回归结果

Vab	Ist	Pri	Sei	Tei
Diff	0.0379 <sup>***</sup> (3.59)	-0.7385 <sup>***</sup> (-3.22)	0.4284 <sup>*</sup> (1.72)	0.3208 (1.45)
控制变量	control	control	control	control
个体效应	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制
R-squared	0.9938	0.7940	0.9091	0.9797

表 4 中部地区回归结果

Vab	Ist	Pri	Sei	Tei
Diff	0.0277 (1.59)	-0.1644 (-0.93)	0.7708 <sup>***</sup> (3.61)	1.2687 <sup>***</sup> (7.64)
控制变量	control	control	control	control
个体效应	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制
R-squared	0.9700	0.9151	0.9545	0.9859

表 5 西部地区回归结果

Vab	Ist	Pri	Sei	Tei
Diff	0.0383 <sup>***</sup> (3.93)	0.8778 <sup>**</sup> (2.51)	2.2041 <sup>***</sup> (3.85)	0.8032 <sup>***</sup> (3.56)
控制变量	control	control	control	control
个体效应	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制
R-squared	0.8857	0.8908	0.8652	0.9785

2. 纵向深度分析。选用面板门槛模型,以数字普惠金融 Diff 作为门槛变量,进一步探究同一地区、不同发展阶段的数字普惠金融对产业结构的影响。地区门槛检验与回归结果见表 6 至表 9。结果进一步验证了数字普惠金融会对产业结构产生正向影响,但在全国范围内,数字普惠金融不存在门槛效应,对产业结构的影响仍然是线性的,原因很可能是数字普惠金融的发展存在显著的空间异质性,且东、西部地区在社会经济发展、产业形态和要素禀赋等方面均存在较大差异,这些因素会干扰数字普惠金融对产业结构的影响路径与结果。因此考虑分地区进一步探究数字普惠金融的门槛效应。

对于东部地区,数字普惠金融具有单门槛效应,随着数字普惠金融的进一步发展,其对产业结构的影响存在边际递减效应,基本与前文结果和现实情况一致;而对于西部地区,数字普惠金融对产业结构的正向影响经历了由不显著向显著的转变,其原因可能是西部地区自身产业结构的缺陷和地区数字普惠金融发展缓慢,但根据门槛值 2.3389 追溯原始数据可以发现,门槛值的时间节点是 2016 年,恰逢《G20 数字普惠金融高级原则》发布,并且在前一年国务院刚刚制定了《推进普惠金融发展规划(2016—2020 年)》,这无疑对西部地区的数字普惠金融发展起到了助推作用,对产业结构的影响也就变得愈发显著。中部地区没有通过门槛检验,不存在门槛效应,可能是因为中部地区作为连接东、西部地区的桥梁纽带,充当产业承接与转移的角色,产业结构相对复杂,因而数字普惠金融对该地区的产业结构并不具有非线性影响。

以上分析仅仅考虑了数字普惠金融自身不同发展程度对于产业结构的影响,忽视了外部因素对于它的限制,为了使结论更充分,考虑影响数字普惠金融发挥作用的门槛因素,基于前文整体回归结果并考虑具有显著空间差异的因素,选取对外开放程度(Otw)作为门槛变量进行再次回归,结果如表 10 所示,对外开放这

一因素具有双门槛效应,数字普惠金融对于产业结构的影响会随着对外开放程度的不断加深而呈现先增后减的倒U形式。其原因可能是相对闭塞的发展环境缺乏足够的资金支持数字普惠金融发挥有效的指引作用,而过于开放的发展环境则易造成资金的快速流动,资金还未来得及有效发挥作用便被转移。

表6 门槛检验结果

被解释变量	门槛变量	地区	门槛检验	统计量	10%	5%	1%
Ist	Diff	全国	单门槛	12.70	13.3878	16.0820	25.1217
		东部	单门槛	18.57*	16.5019	20.6129	30.7452
			双门槛	15.92	16.3914	21.6539	28.5851
		中部	单门槛	7.95	12.4541	15.5449	20.3990
			双门槛	17.87*	16.0643	19.3975	26.045
		西部	单门槛	17.04	33.2921	43.2499	67.5850
			双门槛	35.62**	27.9497	33.9794	53.4933
	Otw	全国	双门槛	32.03**	22.8231	27.4602	33.8656
			三门槛	16.36	33.8183	41.3329	58.0960

表7 门槛模型回归结果(东部)

门槛变量 Diff	Coef
Diff ≤ 3.5745	0.0393*** (3.23)
3.5745 < Diff	0.0318** (2.48)
控制变量	control
门槛值	3.5745
置信区间	[3.4223 3.6051]
个体效应	控制
时间效应	控制
R-squared	0.9384

表8 门槛模型回归结果(西部)

门槛变量 Diff	Coef
Diff ≤ 2.3389	0.0295 (1.73)
2.3389 < Diff	0.0369*** (3.82)
控制变量	control
门槛值	2.3389
置信区间	[1.8471 2.4020]
个体效应	控制
时间效应	控制
R-squared	0.7565

表9 门槛模型回归结果(全国)

门槛变量 OtW	Coef
OtW ≤ 0.0352	0.0300*** (3.41)
0.0352 < OtW ≤ 0.5665	0.0524*** (5.66)
0.5665 < OtW	0.0422*** (4.78)
控制变量	control
门槛值	0.0352, 0.5665
置信区间	[0.0348 0.0534] [0.5347 0.5774]
个体效应	控制
时间效应	控制
R-squared	0.8517

### (三) 稳健性检验

1. 剔除特殊样本。考虑到直辖市无论在区位还是在政策方面都有着很大的优势,借鉴张彩云和苏丹妮(2020)<sup>[21]</sup>的做法,剔除北京、上海、天津和重庆四个直辖市的原始数据中并对模型重新进行估计,结果如表11所示,相较于前文结果并没有显著的变化。

表11 剔除特殊样本回归结果

Vab	Fe_Ist	Fe_Pri	Fe_Se	Fe_Tei
Diff	0.0507*** (7.87)	-0.2830* (-1.73)	0.7764*** (3.52)	0.9013*** (5.76)
控制变量	control	control	control	control
个体效应	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制
R-squared	0.9259	0.8582	0.8400	0.9701

2. 替换核心解释变量。参考过往的研究<sup>[14]</sup>,将二、三产业产值之和与GDP的比值作为核心被解释变量Ist的替换变量,并增添高等教育程度(Hel)、交通密度(Rd)以及互联网发展水平(Lod)作为新的控制变量重新进行回归分析,结果如表12所示,与前文对照并无显著差异,表明前文结果是稳健的。

表 12 调整变量回归结果

Vab	Fe_Ist	Fe_Pri	Fe_SeI	Fe_Tei
Diff	0.0409*** (6.78)	-0.3386** (-1.97)	0.7266*** (3.71)	0.7738*** (5.81)
控制变量	control	control	control	control
个体效应	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制
R-squared	0.9777	0.8744	0.8493	0.9702

3. 缩短样本周期。2016 年,G20 杭州峰会提出《数字普惠金融高级原则》,我国数字普惠金融正式进入发展的黄金期,以该时间为起止点,前后各取 3 年,共计 7 年的数据作为样本重新进行回归分析,其结果如表 13 所示,被解释变量并没有显著变化,说明结果是稳健的。

表 13 缩短样本周期回归结果

Vab	Fe_Ist	Fe_Pri	Fe_SeI	Fe_Tei
Diff	0.0706*** (6.18)	-0.1622 (-0.71)	0.6570*** (3.65)	0.6155*** (3.68)
控制变量	control	control	control	control
个体效应	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制
R-squared	0.9797	0.8373	0.8978	0.9578

4. 工具变量法。前三种稳健型检验有可能出现因遗漏变量或逆向因果导致的内生性问题,为了使所得结果更加准确可靠,继续采用工具变量法进行稳健性检验。借鉴张杰等(2017)<sup>[22]</sup>思路,使用相邻地区的政府财政支出的均值(Fex)作为本地数字普惠金融的工具变量,其具体设定如下:

$$Fex_{it} = \frac{\sum_{j=1}^n fex_{jt}}{n_i}$$

(4)

式(4)中, $Fex_{it}$ 表示*i*省市*t*时刻相邻地区政府财政支出的均值, $fex_{jt}$ 表示*j*省市*t*时刻的政府财政支出, $n_i$ 表示与*i*省市相邻的省级行政区个数。

作为工具变量,必须要满足相关性和外生性的要求。政府财政支出会改善本省市基础设施的状况,打通与周边省市的交流渠道,扩大双方在经济、民生领域的合作,以此实现数字普惠金融的区域共同发展,此外也有研究表明政府支出会通过空间溢出效应正向影响周边地区数字普惠金融的发展,因此两者是具有相关性的。而政府财政支出往往是由本省份的经济水平和未来的发展规划所决定,具有特殊性和针对性,相邻省市的财政支出很难直接影响到目标省份的产业结构,符合外生性的标准,并且该指标通过了内生性、弱工具变量等检验,满足作为工具变量的要求。回归结果如表 14 所示,与前文相比并无显著差异,进一步增强了结果的稳健性。

表 14 工具变量回归结果

IV	Diff	Ist	Pri	Sei	Tei
Fex	0.0327*** (4.70)	—	—	—	—
Diff	—	0.1211* (1.75)	-0.5999 (-1.62)	1.4719*** (2.66)	1.6803*** (4.02)
控制变量	control	control	control	control	control
个体效应	控制	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制
R-squared	0.9962	0.9696	0.8336	0.8161	0.9525
1 阶 F 统计量			22.26**		



## 五、结论与对策建议

选取2011—2020年我国省际面板数据,采用双向固定效应等模型实证分析了数字普惠金融的差异化发展对地区产业结构的影响。研究表明:

第一,数字普惠金融会促进产业结构升级且存在区域异质性,对西部的影响最大,东部次之,中部最小。

第二,实证表明,不同地区产业结构升级的路径存在差异,从数字普惠金融对三大产业的影响看,东部地区是以牺牲第一产业为代价,推动二、三产业的发展,但目前第三产业陷入了进一步发展的瓶颈期,数字普惠金融对其的作用并不显著;对于中部地区,则是主要通过促进第二、三产业的发展实现产业结构升级,但是由于种种原因,对产业结构的整体推进效果并不明显;在西部地区,数字普惠金融会同时促进三大产业的发展,对于第二、三产业的影响尤为明显。

第三,数字普惠金融在全国范围内不具备门槛效应,但是在东、西部地区存在单门槛效应,并且对产业结构的影响分别处在边际递减与边际递增的阶段。此外,地区的对外开放程度同样存在门槛效应,随着开放程度的不断加深,数字普惠金融对产业结构的正向影响会先提高而后回落,呈现倒U的形式。

第四,金融发展、技术进步、对外开放以及城镇化建设对产业结构升级存在正向推动作用,但是随着时间的流逝,这些因素的促进作用在逐步减弱,而经济发展则会对产业结构产生不确定性冲击,一方面源于经济发展波动性会对产业结构带来误导性指引,另一方面可能是两者之间存在很强的内生性。

基于以上结论并结合我国的实际情况,提出如下几点建议:

首先,相较于东部地区,西部地区产业结构形态较为落后,产业结构调整与优化存在较大的上升空间,因此要继续提升数字普惠金融的服务供给,构建合理的数字普惠金融体系并疏通其对产业结构的影响路径。鉴于东部地区部分省市的产业结构转型陷入瓶颈的情况,当地政府应充分利用地区数字普惠金融的优势,积极引导产业结构从高级化向合理化发展,实现结构的二次转型。中部地区则要打破传统的地域限制因素,大力引进高科技产业与专业人才,摆脱周边省市虹吸效应的影响,打通数字普惠金融对三大产业的支持路径,必要时中央政府应予以政策上的支持。

其次,要充分考虑数字普惠金融与产业结构的兼容问题。从前文实证结果看,数字普惠金融会抑制第一产业发展,但是第一产业又是民生之基,因此政府要从宏观把握对于产业结构的调节方向与力度,借助数字普惠金融推动第二、三产业发展的同时,保证第一产业的良性发展与有序推进,切勿盲目追求高附加值产业而忽视了基础性产业的发展。

最后,要进一步扩大金融市场规模,降低金融门槛,加速产业间的资本流动,在提高产业技术含量的同时,重视科研投入与成果的转化效率,积极引入外商外资,有效提升外向度与开放水平,在兼顾产业平衡中推进城镇化发展,预防经济发展对产业结构产生的不确定性冲击。

### 参考文献:

- [1] 曾繁清,叶德珠. 金融体系与产业结构的耦合协调度分析——基于新结构经济学视角[J]. 经济评论, 2017(3):134-147.
- [2] All Customers are not Treated Equally: Financial Exclusion in Isolated Greek Islands[J]. Journal of Financial Services Marketing, 2002(1):54-66.
- [3] 张勋,万广华,张佳佳,等. 数字经济、普惠金融与包容性增长[J]. 经济研究, 2019(8):71-86.
- [4] Demertzis M., Merler S., Wolff G. B. Capital Markets Union and the Fintech Opportunity[J]. Journal of Financial Regulation, 2018(1):157-165.
- [5] 李优树,李福平,李欣. 环境规制、数字普惠金融与城市产业升级——基于空间溢出效应与调节效应的分析[J]. 经济问题探索, 2022(1):50-66.
- [6] 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.
- [7] 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.



- [8] 牟晓伟, 盛志君, 赵天唯. 我国数字金融发展对产业结构优化升级的影响[J]. 经济问题, 2022(5): 10 - 20.
- [9] 徐敏, 姜勇. 中国产业结构升级能缩小城乡消费差距吗? [J]. 数量经济技术经济研究, 2015(3): 3 - 21.
- [10] 郭峰, 王靖一, 王芳, 等. 测度中国数字普惠金融发展: 指数编制与空间特征[J]. 经济学(季刊), 2020(4): 1401 - 1418.
- [11] Pradhan R P, Arvin M B, Norman N R. The Dynamics of Information and Communications Technologies Infrastructure, Economic Growth, and Financial Development: Evidence from Asian Countries[J]. Technology in Society, 2015( AUG. ): 135 - 149.
- [12] 王文波. 金融发展、技术创新与产业结构升级——基于省域数据的实证分析[J]. 金融教育研究, 2019(1): 40 - 48.
- [13] 张成思, 张步昙. 中国实业投资率下降之谜: 经济金融化视角[J]. 经济研究, 2016(12): 32 - 46.
- [14] 张翠菊, 张宗益. 中国省域产业结构升级影响因素的空间计量分析[J]. 统计研究, 2015(10): 32 - 37.
- [15] 高远东, 张卫国, 阳琴. 中国产业结构高级化的影响因素研究[J]. 经济地理, 2015(6): 96 - 101 + 108.
- [16] 孙晓华, 王昀. 对外贸易结构带动了产业结构升级吗? ——基于半对数模型和结构效应的实证检验[J]. 世界经济研究, 2013(1): 15 - 21 + 87.
- [17] 武晓霞. 省际产业结构升级的异质性及影响因素——基于 1998 年~2010 年 28 个省区的空间面板计量分析[J]. 经济经纬, 2014(1): 90 - 95.
- [18] 李鲁, 刘学华. 中国产业结构变迁及其影响因素研究[J]. 上海行政学院学报, 2020(4): 97 - 111.
- [19] 吕健. 产业结构调整、结构性减速与经济增长分化[J]. 中国工业经济, 2012(9): 31 - 43.
- [20] Hansen B. E. Threshold Effects in Non - dynamic Panels: Estimation, Testing, and Inference[J]. Journal of econometrics, 1999(2): 345 - 368.
- [21] 张彩云, 苏丹妮. 环境规制、要素禀赋与企业选址——兼论“污染避难所效应”和“要素禀赋假说”[J]. 产业经济研究, 2020(3): 43 - 56.
- [22] 张杰, 郑文平, 新夫. 中国的银行管制放松、结构性竞争和企业创新[J]. 中国工业经济, 2017(10): 118 - 136.

## Digital Financial Inclusion, Differentiated Development and Upgrading of Regional Industrial Structure

JI Xinlong, HE Bin

(School of Finance, Lanzhou University of Finance and Economics, Lanzhou, Gansu 730020, China)

**Abstract:** China's current digital inclusive finance development has obvious spatial characteristics of east high west low. The inter - provincial panel data from 2011 to 2020 are selected to empirically analyze the impact of the differentiation of digital financial inclusion on the industrial structure from different perspectives. The results show that: 1. Digital financial inclusion can promote the upgrading of industrial structure, and there is obvious regional heterogeneity; 2. There is no global threshold effect in digital financial inclusion, but the local effect will have different impacts on the regional industrial structure; 3. Financial development, technological progress, opening to the outside world and Construction of urbanization have a positive role in promoting the upgrading of industrial structure. However, with the passage of time, the promoting effect of these factors is gradually weakening, and the economic development will have an uncertain impact on the industrial structure.

**Key words:** Digital financial inclusion; Industrial structure; Fixed effect; Threshold effect

(责任编辑: 黎 芳)