

普惠金融能成为 促进中国产业结构优化升级的新动能吗？

——基于互联网发展的机制分析

苏任刚^{1,2}, 赵湘莲¹, 胡香香¹

(1.南京航空航天大学 经济与管理学院,南京 211106;2.安徽商贸职业技术学院,安徽 芜湖 241002)

摘要:运用中国283个城市2003—2016年的面板数据,采用双向固定效应模型、工具变量模型和面板门槛模型等分析方法,研究了普惠金融、互联网发展对中国产业结构优化升级的作用机理及因果关系。研究发现:普惠金融正向显著促进了中国产业结构优化升级。互联网发展具有调节效应和中介效应,这两种效应具有阶段特征和区域异质性。普惠金融借助互联网对产业结构优化升级的影响,具有非线性特征和网络溢出效应。最后提出政策建议。

关键词:普惠金融;互联网发展;产业结构优化升级

中图分类号:F064.1 **文献标志码:**A **文章编号:**1002—980X(2020)4—0039—14

发展是经济结构的成功转变^[1]。而中国产业结构优化升级持续促进了经济增长^[2-3]。产业结构转变是理解发展中国家与发达国家经济差异的一个核心变量,也是后发国家加快经济发展的本质要求^[4]。同时,产业结构优化升级依赖于一定的外部环境和客观条件,尤其是对金融服务有着特殊的要求^[5]。作为现代经济血脉的金融是区域产业结构调整和经济持续增长的主要动力和集中体现^[6]。但是,目前我国的金融服务还存在典型的所有制排斥、规模排斥、行业排斥和地区排斥现象,金融的迅速扩张与金融的包容性发展不协调^[7],金融的发展方式不利于产业结构的优化调整。强调金融深度指标的同时,也有必要从金融宽度指标(普惠金融)探索金融因素的产业结构优化升级效应。2017年中国网民规模7.72亿人,互联网对于社会经济生活的方方面面都产生了广泛影响。自然也可能成为普惠金融促进产业结构优化升级的中介路径和有力抓手。其“全空域、全流程、全场景、全解析和全价值”的全五特征,为优化配置金融资源、降低交易成本和信息不对称提供了保障,是为“金融长尾群体^①”提供金融服务的有效途径。根据“长尾”理论^②，“金融长尾群体”的金融需求积少成多,数量是可观的,所转化的产业优化升级动能也是可观的。2016年9月,G20峰会公布了《G20数字普惠金融高级原则》,进一步为普惠金融与互联网的深度融合发展提供了理论支撑和发展方向。在此背景下,本文将要探讨如下内容:首先,普惠金融发展方式能否促进产业结构优化升级?其次,互联网能否成为普惠金融实施的有效途径和有力抓手?普惠金融与互联网发展相融合,影响产业结构优化升级的机制如何?是否存在地域的异质性?机制存在的深层原因是什么?最后,本文利用量化分析方法逐层回答以上问题。

目前,从金融宽度和金融发展方式(普惠金融)的角度,探讨产业结构优化升级效应的文章较少。论述普惠金融与互联网相融合促进产业结构优化升级的研究更少。本文的主要贡献如下:

(1)在研究视角上,利用城市数据实证了普惠金融与互联网相融合的产业升级效应、影响机制和深层原因,得到了多重证据,探索了产业结构优化升级的一条可行性路径。

收稿日期:2019—12—22

基金项目:安徽省教育厅自然科学研究重点项目“金融创新、资本配置与企业技术创新协同演化机理及模型研究”(KJ2018A0722);安徽省教育厅自然科学研究重点项目“基于灰色系统理论与KLR信号分析法的P2P互联网金融风险评估预警模型研究”(KJ2017A588);安徽省高校2017年度国内访学研修项目(gxfx2017201)

作者简介:苏任刚(1979—),男,河北乐亭人,南京航空航天大学经管学院博士研究生,研究方向:技术经济管理与金融发展;赵湘莲(1968—),女,河南郾城人,南京航空航天大学经管学院教授,博士研究生导师,研究方向:技术经济管理与金融发展;胡香香(1994—),女,江苏淮安人,南京航空航天大学经管学院硕士研究生,研究方向:技术经济管理与金融发展。

① 长尾群体指的是金融弱势群体,包括中小企业、非公经济、农户家庭和低收入家庭等,根据长尾理论,在互联网时代激活长尾群体需求与活力,会凝聚成动力、促进产业结构优化升级。

② 参考克里斯·安德森著,乔江涛和石晓燕译,《“长尾”理论》,中信出版社,2012年9月,第3版,第108页。

(2)在数据选择上,利用2003—2016年中国283个地级及以上城市面板数据,实证普惠金融、互联网发展与产业结构优化升级的关系。相比于国家数据和省级数据。城市数据可以捕捉到更多信息,可以支撑分样本的实证分析,得出的研究结论更加真实可靠。

(3)在分析方法上,利用工具变量法处理内生性问题,利用双向固定效应模型结合Sobel检验进行机制分析。利用Hansen门槛模型进一步探究机制形成的深层原因。

一、理论分析与研究假设

(一)普惠金融与产业结构优化升级的关系

产业结构优化升级需要大量资金的注入。这需要恰当的金融安排来实现。因此,有了“产业革命发生之前发生金融革命”的论断^[8]。金融发展对产业结构的作用不能停留在数量扩张和要素堆积。仅仅通过金融规模和深度的扩张无法促进产业结构升级^[7]。金融发展的核心是金融发展方式的转变^[9]。改变金融歧视,提高金融的可得性和覆盖面,优化金融资源的配置机制和效率。才能够促进产业结构优化升级和经济发展方式的转变^[10]。普惠金融通过服务“金融长尾群体”,解决其融资难题,弥补传统金融的不足,促进国民就业和社会稳定,激发底层活力和内在动力,促进产业结构优化升级。普惠金融满足大量长尾群体金融需求,供需不断转化,蕴含着大量产业结构优化升级动能。基于此,本文提出假设1:

普惠金融随着发展水平的提升和规模的扩大,对于产业结构优化升级的作用也会逐步显现,且越来越显著(H1)。

(二)互联网发展与产业结构优化升级的关系

互联网与产业结构优化升级的研究是一个随着互联网的发展逐渐深入的过程。期初,互联网被认为仅仅是一种通用的技术,其应用并没有影响非理性投资者和管理者的行为,并未影响发达国家的经济增长和产业结构的升级。但对于发展中国家具有产业优化升级的作用^[11]。但是,更多的学者研究认为宽带的基础设施建设和互联网的应用,对于中国全要素生产率的提高和产业结构优化升级都有积极的作用^[12]。跨入到互联网时代,多元主体参与其中,信息和影响力近乎零成本传播,而传播速度几何式增长。新产品、新技术、新商业层出不穷,互联网逐步成为促进产业结构升级的有效途径。普惠金融与互联网相融合产生的升级效应,随着互联网的发展也会有不同特征。首先,互联网使用初期,网络规模和扩散范围小。信息获取成本高,用户少,互联网的应用部门获益有限,普惠金融与互联网融合产生的升级效应不明显。随着互联网用户的持续增长,互联网技术的进步,边际成本持续下降,边际效益增加。互联网的应用部门开始获益,为了谋求获益的优势,互联网应用部门会不断创新服务。这样做一方面刺激用户的互联网需求,随之互联网的用户数量进一步增加;另一方面,刺激互联网研发部门不断的研发创新。建立在大量互联网用户基础上,技术创新的经济收益也是几何式增长,促进互联网技术进一步提升^[13]。普惠金融与互联网融合产生的升级效应逐步显现。互联网应用部门和研发部门的边际成本持续下降,收益不断增加,其他参与者也会从互联网发展水平提升中获益。如此累积循环响应,互联网逐步成为普惠金融促进产业结构优化升级的重要途径和有力抓手。当然,互联网发展同样需要资金、技术和管理的投入。互联网是渠道,资金是水流,金融服务是保障,渠道的延伸和扩展也自然会扩大资金流的范围。也会普及到更广的资金需求群体。但是,由于各地区资源禀赋、经济和教育水平、技术水平等存在差异,使得互联网发展水平也有了差异。这也使得互联网在区域产业结构升级中的效应大小不同。随之,普惠金融与互联网相融合促进产业结构优化升级,就会出现阶段效应的不同和区域的异质性。基于此,本文提出假设2:

互联网发展对于普惠金融促进产业结构优化升级有调节效应和中介效应。两种效应存在阶段特征和区域的异质性。互联网拓展了交易边界,提高了金融的包容性(H2)。

(三)普惠金融、互联网发展与产业结构升级的关系^③

普惠金融与互联网相融合为“金融长尾群体”提供金融服务。从部门角度分析,一方面,普惠金融通过互

③ “普惠金融”并不是提供廉价的资金帮助,其实质是根植于金融市场规律,体现风险规则的机会公平的获取金融资源,为更多的个人发展、创新创业、中小企业和民营企业发展提供有效金融服务,解决实体经济的融资难融资贵问题;同时也谋求金融自身发展,实现双赢。普惠金融强调了金融发展方式的转变,互联网提高了金融包容性水平,助推普惠金融规模增长。普惠金融与互联网的耦合发展是实现金融供给侧改革的有效路径。

联网在其应用部门的持续扩散和广泛应用,随之能够为这些部门及其关联群体提供金融服务。通过金融服务提高部门商业能力、激发创新活力、改变生产方式、从而促进产业结构升级;另一方面,应用部门的持续进步,会不断催生对于互联网和金融服务的新的需求。互联网研发部门适应需求不断研发创新。这也进一步拓展了资金需求和普惠金融的服务通道。资金持续助力互联网的研发部门和应用部门发展。如此累积因果循环,从而促进产业结构升级。从个体角度分析,普惠金融与互联网融合为“金融长尾群体”从事生产、消费、学习、创业等活动提供了资金支持。使其不断发展壮大,反过来又会进一步促进资金需求和互联网的发展,如此累积因果循环,促进产业结构优化升级。具体讲,普惠金融与互联网相融合,发挥外部经济效应、资源优化配置效应、规模经济效应、创新激励效应,产生多种作用因素推动产业结构优化升级。作用机理如图1所示。

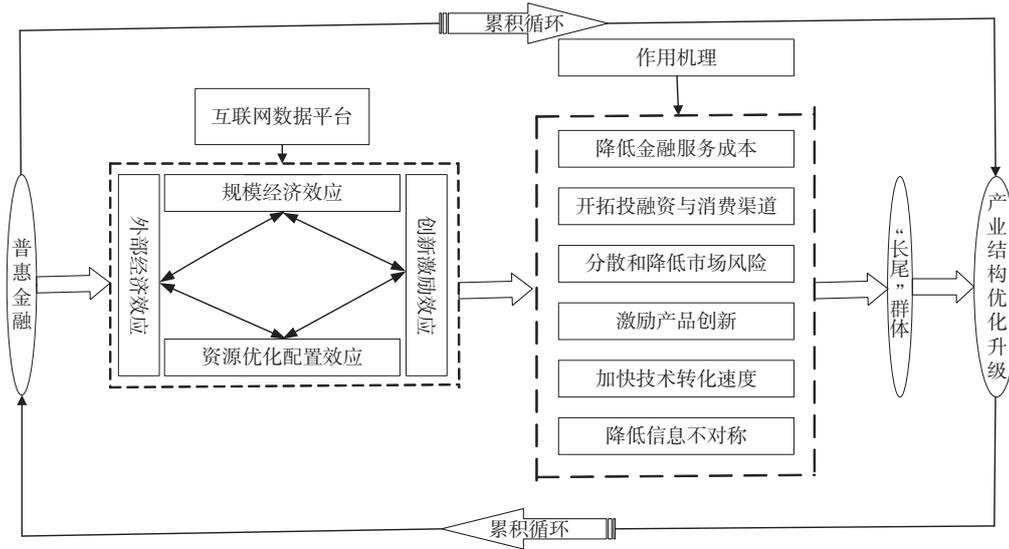


图1 普惠金融、互联网发展促进产业结构升级的理论机制

1. 外部经济效应

交易成本过高是制约普惠金融发展的重要因素。而互联网具有高效率、低边际成本和普惠性的特点。普惠金融利用互联网的先进技术大大降低交易成本。普惠金融产品和服务的群体数量大幅度增加。根据梅特卡夫定律^④,互联网连接多元市场主体,随着金融网络节点的增加,网络成员之间的依存度会越来越紧密,个体效率和价值也会成倍增加。金融网络连接还会产生很多新变化和新动能。同时,这种金融网络汇集海量资源和信息,可以为不同类型、不同规模的企业和个人提供短期和长期的金融服务方案。甚至是点对点的服务。解决企业和个人的资金约束问题;另一方面,网络汇集了海量特色需求,各种投资项目也更容易找到对口的投资者。金融网络中的金融机构与其他企业机构和个人通过网络联系,形成长期的信用评价机制和诚信信息账户。减少金融产品服务的信息不对称。促进普惠金融和互联网深度融合和互动发展。

2. 规模经济效应

根据传统经济理论,随着边际成本上升,金融服务会逐渐从规模经济发展到规模不经济。但是,普惠金融与互联网融合提供的更多是虚拟服务业务,可变成成本趋于零,边际成本递减,规模经济明显^[6]。金融企业借助互联网的先进技术构建高效支付体系,实现资金高效周转、降低融资成本,通过信息在互联网上高速传递和交换,提高了投融资便利性和资本市场流动性、降低了投资风险。互联网为金融发展插上了翅膀。通过互联网可以形成金融资源、金融服务和下游企业的一体化平台。实现金融与其相关行业的信息交流和资源共享,加速规模性增长,为区域实体经济发展和升级提供资金支持。普惠金融利用互联网数据平台会产生规模效应和溢出效应,为本地和周边区域产业发展和升级提供资金支持。

3. 资源优化配置效应

中国目前还是银行主导型金融市场,而银行关注的是具有更好资源禀赋的资金需求者。忽略了那些具有成长性的资金需求者。究其原因是银行通过为资源禀赋高的资金需求者提供服务,建立了更完善的信息

④ 梅特卡夫定律,是由以太网的发明人鲍勃·梅特卡夫提出,内容是网络价值同网络用户数量的平方成正比,即N个联结可以创造N²效益。

链。降低了信息不对称风险。这一点对于被忽视的具有资金需求的“金融长尾群体”很重要。利用互联网数据平台降低交易成本,“金融长尾群体”获得金融服务的机会增加,逐渐形成信用信息链,降低信息不对称,降低资金流动性风险,普惠金融投资更加精准高效。金融资源得到优化配置。“金融长尾群体”的金融服务是未来的“蓝海市场”。这个市场的开发也将促进新产品、新模式、新业态的出现,加速落后产业退出,逐步实现产业结构优化升级。

4. 创新激励效应

首先,互联网为人们知识和信息的获取提供便利。通过互联网人们可以掌握新技能,学习新知识,提高了人力资本水平,大大激励了创新活动开展。其次,互联网的重要特点是连接。只有连接才会跨界,才会融合创新。很多的发明创造实际就是组合和连接。互联网实现了金融资源、投融资信息与产业技术等众多要素的连接和融合,通过高效的信息流转。快速的识别创新项目,配置创新资源,构建区域创新网络和金融创新生态体系,不断的孵化创新产品和创新项目。普惠金融与互联网相融合构建的金融生态体系将持续有效的促进技术进步和创新。为拥有新产品、新工艺、新技术的创业者提供资金支持和长效激励,共享创新成果,促进创新行为的长期化和稳定化。最后,普惠金融与互联网的融合还可以产生多种的金融创新形式。一方面为技术创新提供持续的资金支持,消除流动资金顾虑,降低技术创新风险;另一方面,通过互联网也可以快速找到创新需求对象,实现技术创新快速转化。基于此,本文提出假设3:

互联网发展提高了金融包容性水平。普惠金融与互联网相融合,促进产业结构优化升级的网络溢出效应,具有递增的非线性特征。随着互联网发展水平提高愈加明显,符合“梅卡特夫定律”(H3)。

二、研究设计

(一) 计量模型设定

以钱纳里^[14]提出的“标准产业结构模型”为基础构建计量模型验证以上理论分析的推演结论。国家经济发展“标准产业结构模型”如下:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 \ln GDP + \beta_2 (\ln GDP)^2 + \gamma_1 \ln N + \gamma_2 (\ln N)^2 + \varepsilon F, i = 1, 2, 3 \quad (1)$$

其中: Y_i 是产业所占经济的比重,反映经济结构状况; GDP 是人均国民收入; N 是人口总数; F 是资本流入。

以模型(1)为基础,将被解释变量产业结构升级指数(SOP),核心解释变量普惠金融(FD)、中介和门槛变量互联网渗透率(NET)加入到模型(1)中。之后,将原模型中的 GDP (人均国民收入)、 N (人口总数)、 F (资本流入,以 FDI 代理)作为控制变量,建立模型(2)如下:

$$SOP_{it} = \beta_0 + \beta_1 FD_{it} + \beta_2 NET_{it} + \sum_{k=3}^9 \beta_k \times Control_{it} + \eta_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中:下标 i 代表城市;下标 t 代表年份;被解释变量 SOP_{it} 是产业结构优化升级指数;核心解释变量 FD_{it} 是普惠金融发展指数;中介门槛变量 NET_{it} 是互联网渗透率; $Control_{it}$ 是控制变量; η_i 是个体固定效应; ν_t 是时间固定效应; ε_{it} 是随机扰动项。

(二) 变量说明与描述性分析

1. 被解释变量

产业结构升级指数(SOP):产业结构升级应当包含两个方面,一方面是产业结构比例关系的变化,第一产业产值比重持续下降,二产和三产相继成为增长的主导产业;另一个方面是劳动生产率的提高,这是中国经济实现转型升级的主要动力^[15]。部门内部结构中,由劳动密集型产业占优势向资本、技术密集型和知识密集型占优势梯度演进。产品结构中,由初级产品占优势向中间产品和最终产品占优势演进^[16]。采用第三产业产值与第二产业产值比重与劳动生产率的乘积计算产业结构升级指数^[17]。计算公式为

$$SOP_{it} = v_{it} L_{it} \quad (3)$$

其中: v_{it} 是 t 时间内第 i 个城市第三产业产值与第二产业产值的比率; L_{it} 是 t 时间内第 i 个城市第三产业劳动生产率与第二产业劳动生产率的比值。计算劳动生产率的比值前,要先对各产业的劳动生产率进行标准化处理,其标准化公式是为

$$LP_{it}^{std} = \frac{LP_{it} - LP_{is}}{LP_{if} - LP_{is}} \quad (4)$$

其中: LP_i^{std} 是标准化后的劳动生产率; LP_{it} 是各城市的实际劳动生产率; LP_{is} 是工业化起点劳动生产率; LP_{it} 是工业化终点劳动生产率。根据钱纳里的标准结构模型,本文计算的工业化起点和终点的人均收入标准为907.2美元和13608美元^⑤,见表1。

表1 工业化进程中劳动生产率的核算标准

产业类别	劳动生产率 (1970年)/美元	劳动生产率 (2016年)/美元	劳动生产率 (2016年)/元(人民币)
工业化起点:人均收入标准是907.2美元(2016年)/美元			
第一产业	70	453.60	3011.90
第二产业	292	1892.16	12563.94
第三产业	340	2203.20	14629.25
工业化终点:人均收入标准是13608美元(2016年)/美元			
第一产业	1442	9344.16	62045.22
第二产业	3833	24837.84	164923.26
第三产业	1344	8709.12	57828.56

2. 核心解释变量

普惠金融发展指数(FD)^⑥:借鉴Sarma和Pais^[9]、王修华和赵亚雄^[10]的构建方法。计算公式如下:

$$FD = 1 - \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^k \left[\frac{(M_i - d_i)}{(M_i - m_i)} \right]^2}{k}} \quad (5)$$

其中: k 为所采用的维度个数; M_i 是*i*维度数据最大值; m_i 是*i*维度数据最小值; d_i 是对应*i*维度的值。取 $k = 5$,引入5个维度指标来构建普惠金融发展指数,见表2。

表2 普惠金融发展指数测算指标体系

目标层	准则层	指标层	单位	指标性质
普惠金融发展	金融发展规模	人均存贷款	元/人	正
		存贷款/GDP	%	正
	金融发展易获取程度	贷存比	%	正
		地区金融从业人员地域分布	个/km ²	正
	金融发展活跃程度	地区金融从业人员数/地区总从业人员数	%	正

3. 中介变量和门槛变量

互联网渗透率指标(NET):互联网渗透率指标相比于网页数、域名数、网站数等指标更具有代表性。采用该指标作为互联网发展的代理变量。用“互联网宽带订购用户数”和“年末人口数”计算得到^[19-20]。

4. 工具变量

因为存在遗漏变量、测量误差和双向因果等因素。解释变量的内生性问题是较难避免的,也是实证计量研究的核心难题。显然,普惠金融的发展不是随机现象。受到地区经济发展水平等诸多因素的影响。一些与解释变量相关的不可观测的因素可能遗漏在扰动项中。因此,本文的核心解释变量普惠金融发展指数是内生变量。即使是控制了很多因素的固定效应回归模型也不能从根本上解决内生性问题,估计结果可能依然有偏误。为进一步克服内生性问题,需要寻找有效的工具变量。把普惠金融发展指数的滞后一期作为核心解释变量的工具变量^[21-24]。作为有效的工具变量必须满足与内生解释变量的相关性,以及与随机扰动项的外生性。普惠金融发展指数的滞后一期与当期高度相关。又因为不可观测变量(随机扰动项)前定。普惠金融发展指数滞后期与当期随机扰动项不相关。因此,解释变量滞后一期可以成为当期的工具变量。这也是GMM动态面板回归的基本理论基础^[25]。当然,有效的工具变量必须通过检验,一方面要通过Kleibergen-Paap rk Wald F统计量检验和Kleibergen-Paap rk LM统计量检验,证明工具变量与解释变量的相关性;另一方面,要通过Hansen J或Sargan的过度识别检验,证明工具变量与随机扰动项的不相关。从历史的角度寻找另一个工具变量^[26-28]。把各样本城市在1933年是否有铁路通过的虚拟变量(*railway33*)作为工具变量。该变量的数据来自白寿彝^[29]《中国交通史》一书的第五篇第三章,铁道部业务司^[30]编纂的《中国铁道便览》中铁路全

⑤ 钱纳里以1970年美国的美元为基础计算。工业化起点和终点的人均收入是140美元和2100美元。根据美国的CPI指数,1970年的美元换算成2016年的美元,折算因子是6.48。

⑥ 合成普惠金融指标需要确定不同指标的权重。已有文献中,采用的方法有熵值法、系数变异法和主成分分析,但都有局限性^[18]。Sarma^[9]提出,普惠金融注重的是各项基础性服务的协同发展,因而各个子分项指标同等重要,应该被赋予相同的权重。本文按照指标创立者的做法,基于等权重假定构建普惠金融指数。

图确定。铁路分布反映了中心城市的分布,联通的是经济聚集中心、金融发展中心和城市未来的潜在增长动力。这些很早铁路联通的城市往往也是经济活跃和新事物产生的地区。应当与内生解释变量相关;另一方面,1933年距今已86年,中国的社会和经济状况都发生了巨大变化,从经济理论上讲,工具变量不会与随机扰动项相关。当然,理论是否正确,还要进行计量检验。

5. 控制变量

(1)经济发展水平(*AGDP*)。经济发达地区集中了生产率较高的企业,产业结构升级程度可能会更高。采用人均GDP来表征一个城市的经济发展水平^[6]。

(2)城市创业活力(*LV*)。城市创业活力引致技术创新,技术创新提高产品质量,促进传统产业改造,创造新兴产业,进而促进产业升级。采用城镇私营经济和个体经济从业人员数占总就业人数的比重衡量城市创业活力^[31]。

(3)外商直接投资(*FDI*)。一个地区的FDI既可以增加该地区的资本存量,还可以通过产业关联、知识外溢等途径促进地区的产业结构优化升级。采用FDI占GDP的比率测度地区外商直接投资水平^[20]。

(4)政府干预程度(*GOV*)。政府对于经济市场的有限度干预可以调节资源的配置,政府对经济活动的参与对于一个地区的产业升级必然会有影响。采用财政支出占GDP的比重来反映政府干预程度,其中财政支出包括科技支出和教育支出等^[32]。

(5)人力资本(*EDU*)。人力资本水平的提高依靠教育水平的提高,人力资本水平提高影响知识溢出、提升管理和创新效率促进产业结构升级。选取高校教师数与学生数的比率作为人力资本水平的代理变量^[33]。

(6)研发能力(*RDP*)。研发人员的多少影响区域技术创新和产品升级。选取科学研究、技术服务与地质勘查从业人员占该地区全部从业人员的比重代理区域研发能力^[20]。

(7)人口规模(*LNPOP*)。根据钱纳里^[14]提出的“标准产业结构模型”。城市人口规模是影响地区产业结构优化的重要因素,采用城市户籍人口数的对数作为人口规模变量。

6. 描述性统计分析

表3报告了变量的描述性统计结果。stata检测方差膨胀系数VIF值是1.57,小于10的临界值。说明变量之间没有多重共线性问题。研究样本之间存在较大差异,变量取值都在合理范围内。

表3 数据描述性统计表

变量类别	变量符号	观测值	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
被解释变量	<i>SOP</i>	3962	2.09	2.01	0.0154	1.4181	10.8847
核心解释变量	<i>FD</i>	3962	0.12	0.07	0.0199	0.1097	0.4092
中介和门槛变量	<i>NET</i>	3962	0.12	0.13	0.0014	0.0778	0.7657
工具变量	<i>lfd</i>	3679	0.12	0.07	0.0199	0.1088	0.4092
	<i>railway33</i>	3962	0.38	0.48	0	0	1
控制变量	<i>AGDP</i>	3962	2.22	1.65	0.1892	1.7188	8.5003
	<i>LV</i>	3962	0.44	0.13	0.1570	0.4357	0.7588
	<i>FDI</i>	3962	0.02	0.02	0	0.0130	0.1063
	<i>GOV</i>	3962	0.15	0.08	0.0313	0.1346	0.4704
	<i>EDU</i>	3962	0.06	0.02	0	0.0562	0.1897
	<i>RDP</i>	3962	0.01	0.01	0.0005	0.0065	0.0397
	<i>LNPOP</i>	3962	5.86	0.69	2.7955	5.9065	8.1292

注:*lfd*是*FD*的滞后一期。

(三)数据来源

数据来源于2003—2016年的《中国城市统计年鉴》,针对个别城市的缺失数据采用线性插值法进行插补。巢湖、毕节、铜仁、三沙、海东、中卫、陇南、拉萨等城市,因为行政区划变动和数据严重缺失被剔除。为了避免离群值造成回归偏误,部分数据进行1%的缩尾处理。本文使用283个地级及以上城市2003—2016年的面板数据进行分析。所有时间价值变量(GDP、存款金额、贷款金额等)以2003年为基期进行平减计算。

三、实证检验与结果分析^⑦

(一)基于全样本的实证检验结果

表4报告了全样本的检验结果^⑧。广义最小二乘法模型(GLS)和双向固定效应模型(FE)回归中,普惠金融变量FD回归系数分别是10.880和7.883,通过了1%水平显著性检验,表明普惠金融促进了中国产业结构

⑦ 所有模型采用的是stata15操作完成的,该软件对于严格多重共线,序列相关等问题具有较强识别性。所有模型都采用了稳健标准误回归解决异方差问题。由于篇幅限制,本文部分回归只报告了核心变量回归结果,控制变量的回归结果备索。

⑧ 本文采用工具变量法来解决内生性,如果面板数据存在自相关与异方差,两阶段最小二乘法(2SLS)估计结果可能会产生偏误,而采用广义矩估计(GMM)比2SLS更有效率^[25]。所有的回归模型都是稳健性回归,GLS是广义最小二乘法,FE是双向固定效应模型,IV-GMM是工具变量法两步广义矩估计。一般情况下IV两阶段回归汇报的是Sargan值,但在严格的采用异方差稳健标准误回归情况下,过度识别检验汇报的是Hansen值。如果没有特别说明,以下的回归模型都采用了本注释的原则。

优化升级,初步验证了H1的结论。

为了克服内生性问题,采用工具变量两阶段广义矩估计模型(IV-GMM)。首先,DWH检验统计量为17.228,在1%显著性水平拒绝了核心解释变量是外生变量的原假设。说明存在内生性问题。采用IV-GMM估计更有效率。核心解释变量FD的第一阶段回归Kleibergen-Paap rk Wald F统计量(后面简称Wald F统计量)是1029.708,大于19.93的临界值,拒绝了“工具变量是弱识别”的原假设。工具变量 lfd 和 $railway33$ 对于核心解释变量FD的回归结果也在1%以上水平显著。说明工具变量与核心解释变量FD具有较强的相关性。Kleibergen-Paap rk LM统计量(后面简称LM统计量)是64.177。在1%显著性水平拒绝了“工具变量识别不足”的原假设。再次验证了工具变量与内生变量相关。在异方差稳健标准误回归情况下,过度识别检验汇报的是Hansen J值而不是Sargan值。Hansen值是0.805,不能在10%显著水平拒绝“工具变量是过度识别”的原假设。说明工具变量是外生的,与模型的随机扰动项无关。以上统计检验表明,工具变量是合理的,模型的设定是可靠的。IV-GMM回归中,普惠金融变量FD的系数是15.670,通过了1%水平显著性检验。这表明普惠金融发展方式对于产业结构优化升级有正向影响,支持了H1的结论。

(二)地域异质性检验结果

中国幅员辽阔,东中西^⑨三个区域在自然禀赋、经济发展水平等多方面都存在差异。有必要分区域检验普惠金融与产业结构升级的情况,检验结果见表5。首先,东中西三地区GLS回归系数分别是9.081、5.711和17.130,且都通过了1%水平显著性检验。FE回归系数分别是5.544、3.451和16.820,东部和西部通过了5%水平显著性检验,表明普惠金融发展方式促进了中国产业结构优化升级。

为了克服内生性问题,采用工具变量两阶段广义矩估计模型(IV-GMM)。东中西三个地区的普惠金融变量FD都通过了IV-GMM回归异方差稳健的DWH检验。在1%以上显著性水平上拒绝了核心解释变量是外生变量的原假设。说明存在内生性问题,采用IV-GMM回归模型更有效率。东中西三个地区普惠金融变量FD第一阶段回归的Wald F统计量都大于19.93的临界值。拒绝了“工具变量是弱识别”的原假设。说明工具变量与普惠金融变量FD具有较强的相关性。东中西三个地区回归的LM统计量分别是30.878、22.563和21.867,都在1%显著性水平拒绝了“工具变量识别不足”的原假设。再次验证了工具变量与普惠金融变量FD相关。东中西三个地区回归的Hansen J值是0.575、0.397和0.331。都不能在10%显著性水平拒绝“工具

表4 全样本普惠金融、互联网发展与产业结构优化升级回归结果

解释变量	被解释变量(SOP)			
	GLS	FE	IV-GMM	
			第一阶段	第二阶段
lfd			0.898*** [43.810]	
$railway33$			0.002*** [2.790]	
FD	10.880*** [7.305]	7.883*** [4.381]		15.670*** [7.471]
NET	2.030*** [2.623]	1.665** [2.175]		2.737** [2.384]
$AGDP$	0.122 [1.468]	0.0713 [0.716]		-0.038 [-0.456]
LV	-1.232*** [-2.840]	-1.313*** [-2.839]		-1.345*** [-2.662]
FDI	-15.310*** [-4.788]	-18.85*** [-5.483]		-1.164 [-0.341]
GOV	-1.486 [-1.351]	-1.814 [-1.264]		-0.560 [-0.484]
EDU	3.413** [2.357]	3.542** [2.501]		1.151 [0.377]
RDP	-27.680** [-2.427]	-32.380** [-2.316]		-30.280*** [-2.756]
$LNPOP$	0.400*** [2.718]	1.392 [1.359]		0.253* [1.938]
常数项	-1.207 [-1.355]	-6.308 [-1.055]	-0.800 [0.422]	0.27 [0.256]
个体效应		控制	控制	控制
时间效应		控制	控制	控制
DWH(Durbin-Wu-Hausman)检验				17.228*** (0.000)
Kleibergen-Paap rk Wald F统计量			1029.708 {19.93}	
Kleibergen-Paap rk LM统计量				64.177*** (0.000)
Hansen J检验				0.061 (0.805)
观测值	3962	3962	3679	3679
adj.R ²	0.296	0.300	0.924	0.385

注:***、**、*分别代表通过1%、5%、10%水平上的显著性检验;[]内为FE模型下为检验t值,GMM模型下为检验Z值;()内为检验P值;{}内是Stock-Yogo检验10%水平上的临界值;第一阶段的被解释变量是FD;IV-GMM回归都采用cluster语句在城市层面聚类控制。

⑨ 东部地区样本组包含北京市、天津市、河北省、辽宁省、上海市、江苏省、浙江省、福建省、山东省、广东省和海南省。中部地区样本组包含山西省、吉林省、黑龙江省、安徽省、江西省、河南省、湖北省、湖南省。西部地区样本组包含内蒙古、广西、重庆市、四川省、贵州省、云南省、陕西省、甘肃省、青海、宁夏、新疆。

变量是过度识别”的原假设。说明工具变量是外生的,与模型的随机扰动项无关。以上统计检验表明,工具变量是合理的,模型的设定是可靠的。东中西三个地区样本的回归中,普惠金融变量 *FD* 的 IV-GMM 回归系数分别为为 17.380、12.390 和 15.720。且都通过了 1% 水平显著性检验。这说明普惠金融在中国的东中西三个地区都促进了产业结构优化升级。

表 5 普惠金融、互联网发展与产业结构优化升级分地区回归结果^⑩

解释变量	被解释变量 <i>SOP</i>								
	东部地区			中部地区			西部地区		
	GLS	FE	IV-GMM	GLS	FE	IV-GMM	GLS	FE	IV-GMM
<i>FD</i>	9.081*** [4.289]	5.544** [2.226]	17.380*** [4.219]	5.711** [2.353]	3.451 [1.399]	12.390*** [4.834]	17.130*** [5.849]	16.820*** [4.374]	15.720*** [5.065]
常数项	-1.689 [-0.779]	-10.920 [-0.985]	1.659 [0.689]	2.575* [1.797]	-3.344 [-0.698]	3.978** [2.221]	-2.168*** [-2.664]	-10.19 [-1.110]	-1.899* [-1.868]
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
个体效应		控制	控制		控制	控制		控制	控制
时间效应		控制	控制		控制	控制		控制	控制
DWH(Durbin-Wu-Hausman)检验			13.793*** (0.000)			7.543*** (0.006)			15.653*** (0.000)
Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量			270.439 {19.930}			263.360 {19.930}			1872.142 {19.930}
Kleibergen-Paap rk LM 统计量			30.878*** (0.000)			22.563*** (0.000)			21.867*** (0.000)
Hansen J 检验			0.314 (0.575)			0.718 (0.397)			0.946 (0.331)
观测值	1414	1414	1313	1400	1400	1300	1148	1148	1066
adj. <i>R</i> ²	0.485	0.494	0.488	0.231	0.248	0.249	0.213	0.227	0.435

注:***、**、*分别代表通过 1%、5%、10% 水平上的显著性检验;[]内 FE 模型下为检验 *t* 值;IV-GMM 模型下为检验 *Z* 值;()内为检验 *P* 值;{|}内是 Stock-Yogo 检验 10% 水平上的临界值;IV-GMM 回归采用 cluster 语句在城市层面聚类控制。

普惠金融对于产业结构优化升级的促进作用在西部地区综合水平最显著。中部地区和东部地区虽然不及西部地区,但也非常显著。这可能是西部地区很多资源和发展机遇尚未开发,在普惠金融刺激下生产要素得到释放,促进产业结构升级的效果也较明显。而中部地区多是农业大省,第一产业比重相对较大,目前处于产业承接和转型升级的阶段,普惠金融所起的助推作用将非常重要。东部地区金融设施和金融服务更完善。普惠金融的发展条件优越,对于产业结构优化升级的促进效应依然持续显著。分地区的实证结果支持了 H1 的结论。

(三) 稳健性检验回归与扩展分析

参照李立威和景峰^[34]的研究,互联网的发展在 2008 年发生了巨大变化,其作用越来越显著。而在这一年也爆发了全球金融危机。金融发展面临挑战。2012 年被认为是互联网金融元年。互联网金融的异军突起虽然伴随了诸多问题。但也体现了金融发展和互联网的融合是大势所趋。2012 年也是党的十八大召开的时间。很多改革政策相继出台。中国发展进入新篇章。本文就以 2008 年和 2012 年这两个时间点为界考察普惠金融对于产业结构升级的影响,回归结果见表 6。首先,按照时间先后,三个时间段普惠金融变量 *FD* 的 GLS 模型回归系数分别是 7.898、6.198 和 13.150,且都通过了 1% 水平显著性检验。FE 模型回归系数分别是 5.058、-2.194 和 5.815,2012—2016 年的样本通过了 1% 水平显著性检验。实证结果表明普惠金融促进中国产业结构优化升级的效应,随着时间的推移显著性逐渐显现。

为了克服内生性问题,采用工具变量两阶段广义矩估计模型(IV-GMM)。三个时间段的 IV-GMM 回归都通过了异方差稳健的 DWH 检验。在 1% 显著性水平拒绝了核心解释变量是外生变量的原假设。说明存在内生性问题,采用 IV-GMM 回归模型更有效率。三个时间段回归的核心解释变量 *FD* 第一阶段回归的 Wald F 统计量都大于 19.93 的临界值。拒绝了“工具变量是弱识别”的原假设。说明工具变量与核心解释变量

⑩ 由于篇幅限制,只汇报核心解释变量的回归结果。其他变量的回归结果备索。

FD具有较强的相关性。三个时间段回归的LM统计量分别是47.667、53.232和52.793,都在1%显著性水平拒绝了“工具变量识别不足”的原假设。再次验证了工具变量与普惠金融变量FD相关。三个时间段回归的Hansen J值是0.863、0.506和0.799。都不能在10%显著性水平拒绝“工具变量是过度识别”的原假设。说明工具变量是外生的,与模型的随机扰动项无关。以上统计检验表明,工具变量是合理的,模型的设定是可靠的。三个时间段样本的回归中,普惠金融变量FD的IV-GMM的模型回归系数分别是9.531、15.730和21.990,且都通过了1%水平显著性检验。表明随着时间的推移,普惠金融促进中国产业结构优化升级的效应越来越显著。GLS回归和FE回归都体现了相同的趋势。以上实证分析进一步支持了H1的结论。

表6 普惠金融、互联网发展与产业结构优化升级分时段回归结果^①

解释变量	被解释变量 SOP								
	2003—2007年			2008—2011年			2012—2016年		
	GLS	FE	IV-GMM	GLS	FE	IV-GMM	GLS	FE	IV-GMM
FD	7.898*** [3.962]	5.058 [1.338]	9.531*** [4.938]	6.198*** [3.979]	-2.194* [-1.826]	15.730*** [7.273]	13.150*** [6.243]	5.815*** [3.145]	21.990*** [7.040]
常数项	0.980 [1.077]	0.717 [0.161]	2.108** [1.971]	-0.397 [-0.405]	4.978 [1.552]	0.197 [0.182]	1.640* [1.689]	6.649* [1.724]	-3.244*** [-2.731]
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
个体效应		控制	控制		控制	控制		控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
DWH(Durbin-Wu-Hausman)检验			12.744*** (0.000)			30.126*** (0.000)			37.045*** (0.000)
Kleibergen-Paap rk Wald F统计量			771.151 [19.930]			748.692 [19.930]			271.817 [19.930]
Kleibergen-Paap rk LM统计量			47.667*** (0.000)			53.232*** (0.000)			52.793*** (0.000)
Hansen J检验			0.030 (0.863)			0.442 (0.506)			0.064 (0.799)
观测值	1415	1415	1132	1132	1132	1132	1415	1415	1415
adj.R ²	0.091	0.091	0.181	0.021	0.058	0.433	0.401	0.436	0.457

注:***、**、*分别代表通过1%、5%、10%水平上的显著性检验;[]内FE模型下为检验t值;IV-GMM模型下为检验Z值;()内为检验P值;|内是Stock-Yogo检验10%水平上的临界值;IV-GMM回归采用cluster语句在城市层面聚类控制。

四、普惠金融促进中国产业结构优化升级的机制分析

(一)互联网发展的调节效应分析

在“互联网+”时代,互联网与普惠金融之间融合互动。互联网为普惠金融发展提供客户群体、信息技术等支持。普惠金融也为互联网发展注入资金和动力。二者融合相互促进共同发展,为“金融长尾群体”提供金融服务,助力产业结构优化升级。在模型(2)中加入FD(普惠金融发展指数)变量和NET(互联网渗透率)变量的交互项FD'NET,采用双向固定效应模型分析^⑩,分析结果见表7。首先,中部地区样本回归的交互项FD'NET回归系数是37.300,通过5%水平显著性检验。在互联网(NET)调节下,普惠金融发展方式(FD)对产业结构优化升级(SOP)的平均边际效应是1.821^⑪,边际效应显著。说明互联网发展具有显著的网络溢出效应和调节效应。符合梅特卡夫定律。普惠金融与互联网的融合在中部地区可以促进产业结构优化升级。而且,中部地区多为农业大省,实证内容说明普惠金融与互联网融合对农村和农业的金融服务有所提升。这一点具有政策启示。

表7 互联网发展的调节效应检验

解释变量	被解释变量 SOP			
	全国样本	东部地区	中部地区	西部地区
FD'NET	8.517 [1.297]	2.195 [0.342]	37.300** [2.304]	27.420* [1.807]
FD	6.109*** [3.110]	4.917* [1.930]	-1.387 [-0.457]	11.780*** [3.445]
NET	0.007 [0.007]	0.576 [0.438]	-5.125** [-2.433]	-6.195** [-2.232]
常数项	-5.419 [-0.893]	-10.63 [-0.958]	-1.549 [-0.319]	-7.199 [-0.830]
控制变量	控制	控制	控制	控制
个体效应	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制
观测值	3962	1414	1400	1148
adj.R ²	0.298	0.493	0.266	0.247

注:***、**、*分别代表通过1%、5%、10%水平上的显著性检验;中括号内FE模型下为检验t值。

⑩ 由于篇幅限制,只汇报核心解释变量的回归结果。其他变量的回归结果备索。

⑪ 中介效应分析采用了双向固定效应模型,为了保持分析的前后一致性,调节效应分析也采用双向固定效应模型。

⑫ 1.821 = -1.387 + 37.30 × 0.086, 0.086,是中部地区变量NET的样本均值。计算结果是平均边际效应。

其次,西部地区样本回归中,交互项 $FD'NET$ 回归系数是 27.42,通过了 10% 水平显著性检验。在互联网 (NET) 调节下。普惠金融 (FD) 对产业结构升级 (SOP) 的平均边际效应是 14.06^⑭。边际效应非常显著。互联网发展在西部地区有更显著的调节效应。二者融合对西部地区的产业结构优化升级有更显著的促进作用。在全国和东部地区样本中交互项 $FD'NET$ 回归系数分别是 8.517 和 2.195,都未达显著。未达显著的原因可能是东部地区的普惠金融和互联网的发展水平更高。已经过了调节效应阶段,进入到了另外一个阶段。全国样本因为东部地区样本的影响表现相同的阶段性质。以上实证内容支持了 H2 的结论。

(二) 互联网发展的中介效应分析^⑮

根据前面的理论分析,普惠金融与互联网都具有“普惠性”特点,具有天然的耦合性^[35]。互联网可以成为普惠金融实现其普惠发展理念的有效途径。通过中介效应分析^[24,36]验证传导路径是否存在。建立如下递归模型进行中介效应检验,模型中的变量与前面的模型(2)保持一致:

$$SOP_{it} = \rho_0 + \rho_1 FD_{it} + \sum_{k=2}^8 \rho_k \times Control_{it} + \eta_i + \nu_i + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

$$NET_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 FD_{it} + \sum_{k=2}^8 \alpha_k \times Control_{it} + \eta_i + \nu_i + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

$$SOP_{it} = \beta_0 + \beta_1 FD_{it} + \beta_2 NET_{it} + \sum_{k=3}^9 \beta_k \times Control_{it} + \eta_i + \nu_i + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

检验结果见表 8。全国和东部地区样本回归,以及 Sobel 检验分别证实了中介效应显著存在,中介效应比例系数分别是 0.186 和 0.154。说明以上地区,互联网发展是普惠金融促进产业结构优化升级的传导路径。中部和西部地区样本未通过检验,中介效应不存在,以上实证内容支持了 H2 的结论。

综合以上分析,普惠金融促进产业结构优化升级的过程中,在互联网发展水平较低的中西部地区,互联网发展具有调节效应。在互联网发展水平较高的东部地区,互联网发展具有中介效应。成为了普惠金融促进产业结构优化升级的重要传导路径。这一发现具有启发意义。也验证了 H2 的结论。

为什么互联网在普惠金融促进产业结构优化升级的过程中,体现出了不同的效应和清晰的进阶轨迹呢? 深层原因可能是互联网发展存在门槛效应,其网络溢出效应具有递增的非线性特征,下面进行进一步检验。

表 8 互联网发展的中介效应检验

解释变量	全国			东部地区			中部地区			西部地区		
	被解释变量			被解释变量			被解释变量			被解释变量		
	SOP	NET	SOP	SOP	NET	SOP	SOP	NET	SOP	SOP	NET	SOP
FD	8.402*** [4.539]	0.312*** [3.081]	7.883*** [4.381]	5.849** [2.261]	0.297* [1.895]	5.544** [2.226]	3.469 [1.399]	0.126 [1.462]	3.451 [1.399]	16.46*** [4.218]	0.507* [1.939]	16.82*** [4.374]
NET			1.665** [2.175]			1.027 [1.029]			0.141 [0.109]			-0.714 [-0.889]
常数项	-5.503 [-0.934]	0.483 [1.524]	-6.308 [-1.054]	-9.764 [-0.897]	1.129** [2.020]	-10.920 [-0.985]	-3.313 [-0.693]	0.216* [1.818]	-3.344 [-0.698]	-10.04 [-1.091]	-0.214 [-0.424]	-10.190 [-1.109]
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
个体效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	3962	3962	3962	1414	1414	1414	1400	1400	1400	1148	1148	1148
Adj- R^2	0.291	0.545	0.296	0.492	0.557	0.493	0.248	0.654	0.248	0.226	0.507	0.227
Sobel 检验	2.292*** (Z=10.490)			2.324*** (Z=5.059)			2.073*** (Z=5.326)			0.471 (Z=1.508)		
中介效应比例	0.186			0.154			0.149			0.034		
是否存在中介路径	是			是			否			否		

注:***、**、*分别代表通过 1%、5%、10% 水平显著性检验;[] 内为检验 t 值;() 内为检验 Z 值;Sobel 检验控制了时间趋势。

(三) “互联网+普惠金融”促进产业结构优化升级的非线性特征和网络溢出效应检验

互联网对于普惠金融促进产业结构优化升级有不同的机制影响。可能是因为互联网发展受到基础设施建设,劳动者信息应用水平,网络规模等诸多因素的影响,存在不同门槛需要跨越。本文借鉴 Hansen^[37]提出

⑭ 14.06 = 11.78 + ×27.42 × 0.083,0.083 是西部地区变量 NET 的样本均值。计算结果是平均边际效应。

⑮ 中介效应模型的验证过程详见文献[36],本文不再赘述。

的面板门槛模型检验互联网发展是否存在非线性网络溢出效应。其基本模型如下:

$$y_{it} = \mu_i + \beta_1' x_{it} \times I(q_{it} \leq \gamma) + \beta_2' x_{it} \times I(q_{it} > \gamma) + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

其中: q 和 γ 分别代表门槛变量和门槛值; ε_{it} 是随机扰动项; $I(\cdot)$ 为示性函数;门槛值和门槛个数由样本数据内生决定。考虑多个门槛值的模型如下:

$$y_{it} = \mu_i + \beta_1' x_{it} I(q_{it} \leq \gamma) + \dots + \beta_n' x_{it} I(\gamma_{n-1} < q_{it} \leq \gamma) + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

采用稳健标准差检验估计面板门槛模型,一定程度上克服异方差的影响。产业结构升级指数(SOP)是被解释变量,普惠金融发展指数(FD)为核心解释变量。互联网渗透率(NET)为门槛变量。使用Hansen提出的“自抽样”,通过重叠模拟似然比统计量300次,得到 F 和 P ,估计结果见表9和表10。

全国样本的普惠金融发展指数 FD 对产业结构升级指数 SOP 的影响通过了互联网发展的双重门槛检验。互联网渗透率(NET)的门槛值依次为0.157、0.230和0.353。所构成的门槛区间依次是 $NET < 0.157$ 、 $0.157 \leq NET < 0.230$ 、 $0.230 \leq NET < 0.353$ 。普惠金融发展指数 FD 在各门槛区间的回归系数依次为6.743、10.00和12.334。全部通过了1%水平显著性检验,且逐渐增大。当互联网渗透率 $NET \geq 0.353$ 时,虽然没有通过门槛检验,但是在该区间内普惠金融发展指数 FD 的估计系数增大为15.89,也通过了1%水平显著性检验。

进一步对东中西三个地区的样本进行门槛检验。首先,东部地区样本的普惠金融发展指数 FD 对产业结构升级指数 SOP 的影响通过了互联网发展的双重门槛检验。互联网渗透率(NET)的门槛值依次为0.131、0.233和0.347。所构成的门槛区间依次是 $NET < 0.131$ 、 $0.131 \leq NET < 0.233$ 、 $0.233 \leq NET < 0.347$ 。普惠金融(FD)在各门槛区间的回归系数依次为1.318、4.925和7.710。除了1.318之外都通过了1%水平显著性检验。当互联网渗透率 $NET \geq 0.347$ 时,虽然没有通过门槛检验,但是在该区间内普惠金融发展指数 FD 的估计系数增大为11.199,也通过了1%水平显著性检验。

其次,中部地区和西部地区样本的门槛检验情况相似。都通过了互联网发展的一重门槛检验。当中部地区的互联网渗透率 $NET < 0.108$,西部地区 $NET < 0.105$ 。普惠金融发展指数 FD 的估计系数分别是7.391和8.433,且都通过了1%水平显著性检验。当中部地区的互联网渗透率 $0.108 \leq NET < 0.162$,西部地区 $0.105 \leq NET < 0.156$ 。普惠金融发展指数 FD 的估计系数分别增大为9.824和11.254,且都通过了1%水平显著性检验。当中部地区和西部地区的互联网渗透率 $NET \geq 0.162$ 和 $NET \geq 0.156$ 时,虽然没有通过门槛检验,但普惠金融发展指数 FD 的估计系数继续增大为14.687和15.449,且都通过了1%水平显著性检验。中部地区和西部地区样本回归系数随门槛值的增大也逐渐增大。

综合以上分析,随着互联网发展跨越门槛值,普惠金融与互联网相融合促进了产业结构优化升级。且促进作用逐渐增强,具有显著的动态非线性特征。同时,互联网发展具有显著的网络溢出效应,且溢出效应随

表9 互联网发展门槛个数与估计值检验

全国样本	F	P	BS	1%	5%	10%	门槛估计值
一重门槛模型	135.500	0.000	300	68.343	52.570	39.984	0.157
二重门槛模型	76.710	0.003	300	58.590	39.534	34.177	0.230
三重门槛模型	21.110	0.667	300	108.627	79.953	69.704	0.353
东部地区	F	P	BS	1%	5%	10%	门槛估计值
一重门槛模型	57.010	0.000	300	51.171	35.682	30.859	0.131
二重门槛模型	31.430	0.050	300	44.755	31.229	24.886	0.233
三重门槛模型	18.290	0.500	300	53.498	39.566	35.823	0.347
中部地区	F	P	BS	1%	5%	10%	门槛估计值
一重门槛模型	53.700	0.000	300	38.687	31.682	27.415	0.108
二重门槛模型	10.650	0.503	300	35.419	27.476	22.627	0.162
西部地区	F	P	BS	1%	5%	10%	门槛估计值
一重门槛模型	70.300	0.013	300	71.625	44.658	36.938	0.105
二重门槛模型	15.180	0.313	300	41.023	30.331	23.627	0.156

表10 普惠金融发展方式门槛面板模型的估计结果

门槛区间	全国样本		东部地区		中部地区		西部地区	
	区间显著性	CF	区间显著性	CF	区间显著性	CF	区间显著性	CF
$Var < Thre1$	6.743*** (10.190)	77.86	1.318 (1.140)	54.10	7.391*** (6.730)	69.79	8.433*** (7.930)	73.26
$Thre1 \leq Var < Thre2$	10.000*** (14.050)	11.00	4.925*** (4.310)	23.27	9.824*** (8.430)	18.86	11.054*** (9.880)	17.33
$Thre2 \leq Var < Thre3$	12.334*** (17.350)	6.22	7.710*** (6.640)	11.03	14.687*** (13.040)	11.35	15.449*** (14.740)	9.41
$Var \geq Thre3$	15.895*** (21.290)	4.92	11.199*** (9.510)	11.60				
常数项	-9.075*** (-4.290)		-19.539*** (-4.880)		-4.414 (-1.520)		-2.462** (-10.439)	
F统计量	16.280***		17.850***		17.870***		10.540***	
观测值	3962		1414		1400		1148	

注:括号的数值是修正方差后的t统计量;CF是门槛变量的区制,表示区间观测值数量的百分比,单位是%。

着互联网发展体现的越来越显著。

最后,横向比较,东部地区通过了互联网发展的双重门槛。中部地区和西部地区通过了一重门槛。东中西三地区的互联网发展的一重门槛值分别是0.131、0.108和0.105。东部>中部>西部。东中西三地区低于互联网发展的一重门槛的样本百分比分别是54.10%、69.79%、73.26%,东部<中部<西部。介于一重门槛和二重门槛之间的样本百分比分别是23.72%、18.86%和17.33%,东部>中部>西部。东部地区介于二重门槛和三重门槛之间的样本百分比11.03%。中部和西部地区没有跨越二重门槛。很明显,东部地区互联网发展跨越一重和二重门槛的样本城市更多,门槛值更高。东部地区的互联网发展水平高于中部和西部地区。所以,如果要充分发挥普惠金融对产业结构优化升级的作用。在三个地区都要提高区域的互联网综合应用能力,同时也要消除区域内部的“数字鸿沟”。东中西三个地区互联网渗透率 NET 低于一重门槛时,普惠金融发展指数 FD 的区间估计系数分别是1.318、7.391和8.433。普惠金融对产业结构优化升级的促进作用以及互联网的溢出效应,西部>中部>东部。东中西三个地区互联网渗透率高于一重门槛时低于二重门槛时。普惠金融发展指数 FD 的区间估计系数分别是4.925、9.824和11.054。系数都进一步扩大。排序依然是西部>中部>东部。这说明,中西部地区互联网发展门槛约束较低,网络溢出效应容易实现也更显著。普惠金融的产业结构优化升级效应也随之更显著。普惠金融与互联网发展相融合充分发挥“后发优势”。为缩小中西部地区与东部地区差距创造了契机。以上分析支持了H3的结论。

五、政策建议

金融发展、产业结构升级是发展经济学关注的两个核心领域。普惠金融、互联网发展如何支持产业结构优化升级一直是学术界关注的重要课题。在理论分析基础上,利用283个地级及以上城市2003—2016年的统计数据,实证了互联网驱动普惠金融发展是推动产业结构优化升级的新动能。分析了作用机制和深层原因。从全国样本和地区样本城市数据的估计结果来看。普惠金融对于产业结构优化升级存在明显的促进效应,具有非线性特征和区域的异质性。互联网驱动了普惠金融发展,具有显著的门槛效应、网络溢出效应和区域的异质性。发挥普惠金融的促进效应与互联网的溢出效应,促进产业结构优化升级。本文提出如下政策建议。

第一,政府要增强互联网对于普惠金融发展的驱动作用,促进产业结构优化升级。政府要推进金融发展方式转变,积极服务于“金融长尾群体”。就要成分发挥互联网的赋能驱动作用。政府要出台政策积极推进互联网发展,加大高端技术、短板技术和信息网络基础技术投入力度。推广IPv6和5G等新技术的升级换代。扩大互联网用户规模,拓展互联网应用服务内容^[38]。实现跨越式和内涵式发展。首先,巩固提高东部地区互联网发展优势,当好排头兵,先行先试,起到引领作用。其次,扶持中、西部地区互联网发展,引导互联网资源由东部地区向中、西部地区流动和扩散。最后,打破互联网发展的数字鸿沟,互联网要向乡村接入和覆盖,实现城乡互动的互联网发展架构,提升“金融长尾群体”的互联网认知程度,让他们会用、敢用、用好互联网。形成普惠金融、互联网发展和产业结构升级的累积循环因果系统。

第二,政府要实施动态化、差异化的“互联网+普惠金融”发展战略。普惠金融促进产业结构优化升级的过程,存在非线性特征和溢出效应。且在东中西三个地区存在差别,有必要实施动态化、差异化的“互联网+普惠金融”策略。东部地区互联网对于普惠金融发展的驱动作用有着更高的门槛约束,半数多城市未能满足第一重门槛条件,这些城市需要加强互联网建设和技术创新,强化互联网的溢出效应。中西部地区互联网发展门槛比东部地区要低。但是,大部分城市还没有跨越第一重门槛。中西部地区虽然相对落后,但是“互联网+普惠金融”发展提升空间大,获益更显著。普惠金融与互联网耦合协调发展是未来中西部地区缩小与东部地区差距的新动能。中西部地区要成分利用“后发优势”。加快金融发展方式转变和互联网建设步伐,实现“弯道超车”。使互联网驱动普惠金融发展,切实促进产业结构优化升级。

第三,普惠金融服务体系网络化,增强金融宏观渗透性和可获得性。我国金融资本投资依然集中于东部沿海城市经济体。金融辐射效应随地理距离增加而衰减的现象还是存在。通过互联网数据平台建设目前也无法完全解决这一问题。仅仅依靠东部地区的金融服务体系无法支撑全国产业结构升级。因而,需要在中西部加强多层次金融中心建设。利用互联网数据平台串联金融中心点、以点带面构建网络化、信息化的金融服务体系。根据不同城市规模和产业发展特点优化金融结构,针对中小企业、民营企业和个人创新创业等金融需求采取多样化金融资源配置方式、盘活信贷存量、提高资金效率,服务实体经济发展。

第四,普惠金融利用互联网中介效应加快发展,实现金融信贷和金融供给快速匹配。普惠金融促进产业升级的效应受到地区金融宏观层面可获得性的影响。政府要完善区域金融设施和服务体系。通过互联网促进普惠金融发展,实现宏观金融网络服务的全覆盖。金融宏观层面的渗透率和可获得性增强之后,不一定能直接改变地区产业结构和经济水平。还需要把外部冲击转化为内生动力。这就需要个体和区域具备相应的金融承载能力。利用互联网刺激信贷需求的内生增长。实现外部金融供给和内生信贷需求的快速匹配,促进产业结构优化升级。

第五,互联网促进金融发展方式转变,为“金融长尾群体”提供金融服务,发挥“长尾效应”。普惠金融发展目标是实现金融资源配置的全公平、全透明和全覆盖。为中小企业、低收入者等“金融长尾群体”提供金融服务。金融企业要充分利用互联网的先进技术收集信息、配置资源、管理控制风险、提升金融创新意识。互联网会催生普惠金融产品,刺激消费与投资,发挥“长尾效应”促进产业结构优化升级。产业优化升级会进一步刺激信贷需求、金融模式创新和金融覆盖率。也会加剧金融业的竞争和发展。形成良性循环。普惠金融服务要根据不同的服务对象提供相应的普惠金融产品。对于第一产业和第二产业的“金融长尾群体”主要是满足其再生产和再投资的资金需求。通过扩大再生产影响产业结构优化升级。对于第三产业的“金融长尾群体”主要提供消费、理财性质的普惠金融产品服务。

第六,政府要加强金融立法,通过互联网向“金融长尾群体”普及金融法律知识。法律依据和配套政策是普惠金融发展的基础。金融立法一方面营造公平的金融生态环境,维护金融主体权利和金融公平性,保障金融市场平稳运行;另一方面,金融立法加强了金融监管,约束了金融主体的违规行为,降低了金融市场风险。金融弱势群体普遍金融知识匮乏,金融风险承担能力差,通过互联网平台普及金融法律知识,增强其接受金融服务的能力。针对金融的决策场景,以案例视频等有代入感的形势传播。发挥典型案例的示范作用,实现网络的自我传播。同时,互联网数据平台与线下网点的配套监管相结合,形成一个全天候立体信用考核与风险监测体系,对于违规行为及时应对和处理。

第七,政府利用互联网平台和大数据技术构建普惠金融征信系统,防范金融风险。普惠金融服务的“长尾群体”也是相对的高风险群体。我国大多的金融平台建立时间短。没有大量客户的数据积累,没有形成客户信息连。政府需要建立覆盖全国的普惠金融征信系统。央行虽然有规模庞大的征信系统。但是,没有与普惠金融发展对接。政府需要建立一个多层次的征信系统。不仅仅拘泥于客户的财务和资产信息。还要利用互联网和大数据扩大分析维度,关注其社交行为,思想言论、亲朋关系。建立一个全国联网、滚动更新、法定程序可查的信贷投资决策信息支持系统。

第八,政府利用互联网数据平台,推进普惠金融区域和城乡差别化发展^[39]。根据前文实证分析,我国东中西三个地区的普惠金融和互联网发展存在明显的区域差异。因此,政府部门应当根据地区发展特点依托互联网平台,实施差别化的普惠金融政策。因地制宜发展优势产业,金融与产业发展深度融合促进区域产业结构升级。目前,我国很多地区的乡村实现了网络化覆盖。普惠金融可以依托互联网向农村和农业延伸,避开与大型金融机构的竞争。为农村客户提供便捷、小额、成本合理的金融服务。中低端客户对于金融业务了解较少。通过互联网建立电子化沟通机制,提供方便快捷的金融产品和服务。助力农村重点龙头企业发展,培育长期优质普惠金融服务客户,树立成功的典型案例。

参考文献

- [1] CHENERY H B. The structuralist approach to development policy[J]. American Economic Review, 1975, 65(2): 310-316.
- [2] 江小涓. 产业结构优化升级: 新阶段和新任务[J]. 财贸经济, 2005(4): 3-9.
- [3] 刘伟, 蔡志洲. 我国工业化进程中产业结构升级与新常态下的经济增长[J]. 北京大学学报(哲学社会科学版), 2015, 52(3): 5-19.
- [4] 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, 46(5): 4-16.
- [5] 孙晶, 李涵硕. 金融集聚与产业结构升级——来自 2003—2007 年省际经济数据的实证分析[J]. 经济学家, 2012(3): 80-86.
- [6] 于斌斌. 金融集聚促进了产业结构升级吗: 空间溢出的视角——基于中国城市动态空间面板模型的分析[J]. 国际金融研究, 2017(2): 12-23.
- [7] 谢家智, 王文涛, 李尚真. 包容性金融发展的产业结构升级效应[J]. 当代经济研究, 2017(3): 74-83.
- [8] HICKS J. A theory of economic history[M]. Oxford: Oxford University Press, 1969.
- [9] SARMA M, PAIS J. Financial inclusion and development[J]. Journal of International Development, 2011, 23(5): 613-628.

- [10] 王修华, 赵亚雄. 中国金融包容的增长效应与实现机制[J]. 数量经济技术经济研究, 2019, 36(1): 42-59.
- [11] 韩宝国, 李世奇. 软件和信息技术服务业与中国经济增长[J]. 数量经济技术经济研究, 2018, 35(11): 128-141.
- [12] 郭家堂, 骆品亮. 互联网对中国全要素生产率有促进作用吗?[J]. 管理世界, 2016(10): 34-49.
- [13] 韩先锋, 宋文飞, 李勃昕. 互联网能成为中国区域创新效率提升的新动能吗[J]. 中国工业经济, 2019(7): 119-136.
- [14] 钱纳里·H. 工业化和经济增长的比较研究[M]. 上海: 上海三联书店, 2015: 51-53.
- [15] 蔡昉. 中国经济增长如何转向全要素生产率驱动型[J]. 中国社会科学, 2013(1): 56-71, 206.
- [16] 周林, 杨云龙, 刘伟. 用产业政策推进发展与改革——关于设计现阶段我国产业政策的研究报告[J]. 经济研究, 1987(3): 16-24.
- [17] 刘伟, 张辉, 黄泽华. 中国产业结构高度与工业化进程和地区差异的考察[J]. 经济学动态, 2008(11): 4-8.
- [18] 尹志超, 彭嫦燕, 里昂安吉拉. 中国家庭普惠金融的发展及影响[J]. 管理世界, 2019, 35(2): 74-87.
- [19] 张越, 李琪. 互联网对我国各省区经济发展的影响[J]. 山西财经大学学报, 2008(6): 38-44.
- [20] 叶初升, 任兆柯. 互联网的经济增长效应和结构调整效应-基于地级市面板数据的实证研究[J]. 南京社会科学, 2018(4): 18-29.
- [21] GROVES T, HONG Y, MCMILLAN J. Autonomy and incentives in Chinese state enterprises[J]. The Quarterly Journal of Economics, 1994, 109(1): 183-209.
- [22] 毛捷, 吕冰洋, 马光荣. 转移支付与政府扩张: 基于“价格效应”的研究[J]. 管理世界, 2015(7): 29-41, 187.
- [23] 吕越, 黄艳希, 陈勇兵. 全球价值链嵌入的生产率效应: 影响与机制分析[J]. 世界经济, 2017, 40(7): 28-51.
- [24] 黄亚捷, 闫雪凌, 马超. FDI对中国城镇化发展的影响-基于劳动力就业中介效应的实证研究[J]. 中山大学学报(社会科学版), 2018, 58(4): 185-195.
- [25] 陈强. 高级计量经济学及Stata应用[M]. 北京: 高等教育出版社, 2013: 146-152.
- [26] 章元, 刘修岩. 聚集经济与经济增长: 来自中国的经验证据[J]. 世界经济, 2008(3): 60-70.
- [27] FINGLETON B, LONGHI S. The effects of agglomeration on wages: Evidence from the micro-level[J]. Journal of Regional Science, 2013, 53(3): 443-463.
- [28] 吴晓怡, 邵军. 经济集聚与制造业工资不平等: 基于历史工具变量的研究[J]. 世界经济, 2016, 39(4): 120-144.
- [29] 白寿彝. 中国交通史[M]. 武汉: 武汉大学出版社, 2012: 165-176.
- [30] 铁道部业务司(1934): 中国铁道便览[M]. 上海: 商务印书馆, 1934.
- [31] 王叶军. 创业活力促进城市服务业经济增长了吗[J]. 当代财经, 2019(3): 94-105.
- [32] 林伯强, 谭睿鹏. 中国经济集聚与绿色经济效率[J]. 经济研究, 2019, 54(2): 119-132.
- [33] 陆铭, 向宽虎. 地理与服务业——内需是否会促使城市体系分散化?[J]. 经济学(季刊), 2012, 11(3): 1079-1096.
- [34] 李立威, 景峰. 互联网扩散与经济增长的关系研究——基于我国31个省份面板数据的实证检验[J]. 北京工商大学学报, 2013, 28(3): 120-126.
- [35] 吴晓求. 互联网金融: 成长的逻辑[J]. 财贸经济, 2015(2): 5-15.
- [36] 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.
- [37] HANSEN B E. Sample splitting and threshold estimation[J]. Econometrica, 2000, 68(3): 575-603.
- [38] 孙涛, 苗妙. 互联网金融对区域金融可得的均衡效应——基于P2P网贷交易数据的实证研究[J]. 技术经济, 2016, 35(8): 118-128.
- [39] 潘林伟, 马迪, 吴娅玲. 中国金融效率促进经济增长效应的区域差异及地方政府宏观调控的异质需求[J]. 技术经济, 2017, 36(10): 114-122.

Can Inclusive Finance Become a New Driving Force for the Optimization and Upgrading of China's Industrial Structure? Mechanism Analysis Based on Internet Development

Su Rengang^{1,2}, Zhao Xianglian¹, Hu Xiangxiang¹

(1. College of Economics and Management, Nanjing University of Aeronautics and Astronautics, Nanjing 211106, China;

2. Anhui Business College of Vocational Technology, Wuhu 241002, Anhui, China)

Abstract: The mechanism and cause-effect relationship of inclusive finance and Internet development on the optimization and upgrading of China's industrial structure are studied by using panel data from 283 cities in China from 2003 to 2016, two-way fixed-effects model, instrumental variable model, and panel threshold model. It is found that inclusive finance is significantly promoting the upgrading of China's industrial structure. The development of the Internet has a regulatory effect and a mediating effect. These two effects have stage characteristics and regional heterogeneity. The influence of inclusive finance on the optimization and upgrading of the industrial structure by virtue of the Internet has nonlinear characteristics and network spillover effects. Finally, policy suggestions are put forward.

Keywords: inclusive finance; internet development; industrial structure optimization and upgrading