

数字普惠金融、产业结构升级与新型城镇化

吴本健, 王饶饶, 张 玉

(中央民族大学 经济学院 北京 100081)

摘要: 新型城镇化是保持经济持续健康发展的强大引擎。在“十四五”时期,中国的经济发展进入新阶段,新型城镇化的建设也迈上新征程。与传统的城镇化不同,新型城镇化发展的效率更高,更加以人为本,更绿色集约。数字普惠金融能带来人口素质提升、金融服务可获得性增强和产业结构优化,这与新型城镇化的内涵高度统一。同时,产业结构优化也能促进传统城镇化向新型城镇化转型。通过分析数字普惠金融、产业结构升级和新型城镇化之间的影响机制,选取 2011—2019 年各地级市的宏观数据和北京大学数字普惠金融指数,结合中介效应模型实证检验数字普惠金融对新型城镇化的直接和间接影响。实证结果显示:第一,数字普惠金融能够显著地提升新型城镇化发展水平。第二,数字普惠金融通过提升产业结构升级来促进新型城镇化。第三,前述中介效应在中西部地区表现得比在东部地区明显。因此,在新型城镇化发展的新征程中,不仅要加快产业结构的升级优化,还要大力发展中西部地区的数字化基础设施建设。

关键词: 数字普惠金融; 新型城镇化; 产业结构升级; 中介效应

中图分类号: F832.29 **文献标志码:** A **文章编号:** 2095-0098(2022)04-0017-11

一、引言与文献综述

城镇化是现代化水平的重要标志,是工业化发展的目标。改革开放以来,中国的城镇化水平飞速发展,目前仍处于高速发展阶段。在过去的 10 年里,中国城镇化率年均提高 1.421%,第七次全国人口普查数据显示,中国城镇常住人口为 90199 万人,占总人口的 63.89%,比 2018 年末提高了 1.01 个百分点。然而,在传统城镇化“粗放型”的发展中,资源浪费、生产同质化、高污染及农民难以市民化的问题对居民福祉和社会发展都产生了重要影响。因此,国务院发布《国家新型城镇化规划(2014—2020 年)》,明确了要走以人为本、四化同步、优化布局、生态文明、文化传承的中国特色新型城镇化道路,这标志着我国城镇化进程迈向了新阶段。

新型城镇化的发展受到多重因素影响。首先,经济因素对新型城镇化有根本性的影响。产业结构的优化是城镇化的根本动力。同时,城乡居民收入差距的缩小、劳动力的流动都能直接快速地提高城镇化率(车明好等 2019^[1];王芳等 2020^[2];杨丽莹 2019^[3])。其次,科技的创新、环境规制的落实能够大幅改善城镇化的质量。科技创新会带来新技术、新产品,刺激新行业的发展并提高经济的技术层面的质量(贺建风和吴慧 2016)^[4]。与此同时,科技技术进步与技术替代一方面能降低生产成本,另一方面有利于二氧化碳的减排和污染的降低,从而有利于环境保护和高质量绿色发展,在提升竞争优势同时弱化城镇化对环境的负面影响(傅为一等 2022^[5];孙叶飞和周敏 2016^[6];刘治彦和余永华 2021^[7];王玉娟等 2021^[8])。除了外部经

收稿日期: 2021-12-04

基金项目: 国家自然科学基金面上项目“新时期的小额信贷与相对贫困治理: 理论反思、机制分析及路径优化”(72073151); 北京社会科学基金重点项目“缓解相对贫困的长效机制及其北京应用研究”(21JJA002)

作者简介: 吴本健(1986—),男,湖南邵阳人,博士,教授,研究方向为普惠金融和农村金融。

济、社会发展因素外,人的道德、心理、精神、文化内核的现代化等因素,更能影响新型城镇化水平(陈心颖, 2020)^[9]。如居民精神的丰富和人口素质的提升能够提高进城农民的身份认同,与新型城镇化倡导的“以人为本”的核心相契合(李德煌和夏恩君 2013^[10];卢晖临和潘毅 2014^[11])。

数字普惠金融作为数字科技和金融创新的结合,依托大数据、云计算等创新技术,能突破地域限制,在促进信息流动的同时扩大金融服务的受众面(King & Levine, 1993^[12];滕磊和马德功, 2020^[13];傅利福等, 2021^[14])。微观层面,数字普惠金融能够增加居民的收入、刺激消费和提高居民金融素养,也能降低个人和中小企业面临的融资约束,提高风险抵御能力(陈池波和龚政, 2021^[15];谢绚丽等, 2018^[16];邹新月和王旺, 2020^[17];史晓和张翼, 2021^[18];梁榜和张建华, 2018^[19])。在此背景下,数字普惠金融能够进一步激发企业技术创新的动力,进而大幅提升社会创业水平(翟淑萍等, 2021^[20];梁榜和张建华, 2019^[21];冯永琦和蔡嘉惠, 2021^[22])。更宏观地看,数字普惠金融能够促进创新创业且引发就业增长,促进产业结构优化,且在中西部地区更为显著(杜金岷等, 2020^[23];谭蓉娟和卢祺源, 2021^[24])。此外,数字普惠金融在减贫、缩小城乡收入差距方面也有重要作用(黄倩等, 2019^[25];陈治国和白凤娇, 2021^[26])。

在探究新型城镇化发展时,已有的研究大多关注传统金融发展,如农村金融、普惠金融和小额信贷等对新型城镇化的影响。自新冠肺炎疫情暴发以来,数字化、智能化的生产和生活方式给国民的生活提供便利,同时也支撑了国家的经济增速。相应地,加强和完善“新基建”成为稳定和发展经济的重要措施,数字化建设的重要性不断凸显。在此背景下,数字普惠金融作为金融发展的重要进步,给新型城镇化带来的影响值得探究,但目前的研究少有讨论二者之间关系。将数字普惠金融、产业结构升级以及新型城镇化纳入统一的分析框架下,通过理论分析和实证来探究数字普惠金融对新型城镇化的影响机理,同时明晰产业结构在其中发挥的作用,进而利用数字普惠金融为新型城镇化的发展助力。

二、理论机制与研究假说

与传统的城镇化相比,新型城镇化更加注重城镇化的质量而非城镇规模扩张。具体而言,其一,由于生产要素得到高效配置以及城市群的辐射带动作用得以发挥,新型城镇化的效率较传统城镇化而言有极大提高,不仅注重大中小城市之间的协调发展,还注重城镇对农村的反哺作用,破除城乡二元结构。其二,在传统城镇化“以物为本”的发展理念下,一个地区往往将城镇化发展片面地理解为城镇人口的持续增加和城镇规模的不断扩张。而新型城镇化的根本是“以人为本”,将人口素质提高、农业转化人口市民化、城乡基本公共服务均等等当作首要任务。其三,传统的城镇化为了GDP的增长而走“粗放型”路线,这就导致了传统城镇化的不可持续。而新型城镇化主张绿色、集约,坚持工业化、城镇化、信息化和农业现代化协同发展,走可持续的发展路线(黄开腾, 2016^[27];黄开腾, 2018^[28];王颂吉和黎思灏, 2018^[29];邱鹏阳, 2013^[30];王彦霞和王培安, 2019^[31])。

首先,数字普惠金融能够提高全要素生产率,优化资源配置,进而提高新型城镇化的效率(惠献波, 2021^[32];葛和平和高越, 2021^[33])。此外,互联网的普及能够抵消地理障碍给传统金融带来的影响,降低金融服务对网点的依赖,提高金融的覆盖面。因此,以数字技术为优势的数字普惠金融发展打破了传统金融行业的“二八定律”,弥补了传统金融的不足,大幅提高了长尾客户金融服务的可得性和便利性(宋伟等, 2022)^[34],使得金融服务的范围扩大到农村地区,提高了公共服务的均等性。更重要的是,相较于传统的普惠金融,数字普惠金融能加快信息的传递速度、扩充知识的获取途径,让居民都能够接触更多金融信息,提高金融素养(周洋等, 2018)^[35],提高人口素质。人口素质的提高和公共服务均等化实现“以人为本”的新型城镇化内涵。基于此,提出如下假说:

假说1:数字普惠金融对新型城镇化有显著促进作用。

数字普惠金融一方面能够加快信息与新技术的结合,不仅提高已有产业的生产率,还加快了新兴产业的落地,促进产业优化;另一方面能够提高资本的配置效率和金融业服务实体经济的能力,惠及各行各业,实现金融资本与产业资本的高效匹配,最终带动产业之间及产业内部的优化升级(常建新等, 2021^[36];Bruhn & Love, 2014^[37])。此外,数字普惠金融能够通过优化配置资源,增强生产要素的流动,改善中小微企业的融资

和经营缓解,提高创新创业,不断推动产业结构高级化和合理化(唐文进等,2019^[38];张庆君和黄玲,2021^[39];周璐瑶,2022^[40])。

产业结构的升级能够提升新型城镇化水平。首先,产业结构升级能提升城镇化的效率。合理的产业结构能够深化区域分工,不仅能横向促进产业集聚、提高全要素生产率、优化资源配置,还能纵向优化区域内的大中小城市以及农村的产业分工,发挥地域优势,减少垄断、竞争,加强城市群的辐射效应,提高城市间与城乡间的联系和协调发展,提升城镇化的效率。其次,产业结构升级能深化城镇化“以人为本”的发展内涵。产业结构优化使得地区的产业结构向二、三产业转型,而二、三产业尤其是服务业的发展规模化能够提升该地区的服务功能和质量内涵,提高其吸引力。这不仅加快技术创新和资源积累,提高城镇人力资本质量,还能完善公共服务设施(董建博和张敏,2021)^[41]。在同等的发展水平下,农村公共服务设施的边际提升度要比城镇高,因此,产业结构优化能促进城乡公共服务均等化。最后,产业结构优化能够减少污染,实现绿色、集约的新型城镇化发展。产业结构升级一方面能带来“结构红利”,即同样的投入在服务业上比在工农业上能够获得更多的回报,促使经济发展表现为服务化特征(孙叶飞和周敏,2016)^[6]。相较于工农业,服务型企业对环境的污染要更低;还能够充分使用已有资源,使传统的粗放、高能耗的经济增长模式转向绿色集约,提高区域生态效率,例如,现代化农业产生的污染比传统农业更低(吴穹等,2018^[42];郭晓川等,2018^[43];杨浩昌等,2018^[44];万伦来和李浩,2020^[45])。因此,产业结构升级能够推动新型城镇化发展。基于此,提出如下假说:

假说2:数字普惠金融通过推动产业结构升级进而促进新型城镇化发展。

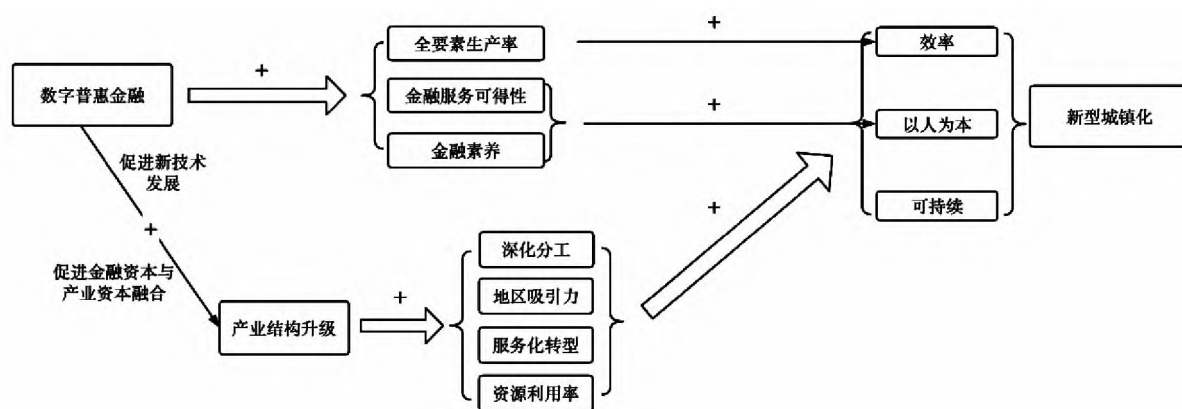


图1 数字普惠金融对新型城镇化影响的机制分析

从数字普惠金融的角度看,数字普惠金融的发展在地区之间不均衡,这是因为在经济发展初期,中国采取“先富带动后富”战略,东部地区先发展起来,金融资源禀赋优于中西部地区,高新技术产业的分布也聚集在东部地区,加上长三角、珠三角、粤港澳大湾区和京津冀经济带的辐射作用,东部地区已有较为完善的金融体系。此外,东部地区的教育水平较高,东部地区居民的金融素养也高于中西部地区居民。从新型城镇化进程看,中国新型城镇化存在明显的区域差异,新型城镇化在中西部的推行力度要大于东部,如在第二批试点城市名单中,东部地区共有22个试点,中部地区11个,西部地区32个。因此,中、西部地区数字普惠金融给新型城镇化带来的边际影响比东部地区更显著。基于此,提出如下假说:

假说3:数字普惠金融对新型城镇化发展的影响在中、西部更为显著。

三、数字普惠金融对新型城镇化影响的实证分析

(一) 数据来源、变量选取及模型设定

1. 样本选择及数据来源。实证数据源于2011—2019年城市统计年鉴数据和政府网站、各地级市国民经济和社会发展统计公报、《中国统计年鉴》《中国人口与就业年鉴》和北京大学数字普惠金融指数,个别缺失数据采用线性插值法予以补齐处理。由于西藏、海南的数据来源存在局限性,将其剔除,最终共有280个地级市,2520个样本。

2. 变量选取。根据《新型城镇化规划(2014—2020)》,新型城镇化(NU)是人口规模、经济发展、生态协调等多维的概念,参照蒋正云和胡艳(2021)^[46]、王彦霞和王培安(2019)^[31]的指标构建体系,从人口城镇化、经济城镇化、社会城镇化、生态城镇化和城乡协同五个方面运用熵权模型来衡量新型城镇化水平。选择新型城镇化指标时,考虑到新型城镇化与传统城镇化的差异,在城镇化率等传统的指标体系中纳入申请专利授权数、第三产业占比来体现生产要素的配置,加入每万人普通中学在校生人数、每万人医疗机构床位数和每万人发明专利数反映人口素质以及公共服务的均等化,加入城乡人均可支配收入比体现城乡协同发展,最后加入绿化覆盖面积和人均工业废水排放量体现城镇化的绿色、集约。具体指标体系详见表1。

表1 新型城镇化指标体系

目标层	系统层	指标层	测算	指标属性
NU	人的城镇化	X1 城镇化率	城镇人口/总人口(%)	+
		X2 第三产业从业人员占比	第三产业从业人员/GDP(%)	+
		X3 失业率	城镇登记失业率(%)	-
	经济城镇化	X4 人均GDP	/	+
		X5 第三产业占比	第三产业产值/GDP(%)	+
		X6 城镇人均可支配收入	/	+
	社会城镇化	X7 每万人普通中学在校生人数	/	+
		X8 每万人发明专利数	/	+
		X9 人口密度	全市总面积/总人口	+
	生态城镇化	X10 每万人医疗机构床位数	/	+
		X11 建成区绿化覆盖率	/	+
		X12 人均工业废水排放量	工业废水排放量/总人口	-
	城乡协同	X13 城乡人均可支配收入差距	城镇人均可支配收入/农村人均可支配收入	-

参考杨丽(2015)^[47]所用熵值法,构建新型城镇化的综合评价体系,对表1中各项指标赋权,对选取的280个地级市的新城镇化水平进行综合得分计算,计算步骤如下:

(1) 首先对于各指标进行归一化处理,其中,正向指标和负向指标的处理方式有所差异。正向指标: $X'_{ijt} = \frac{X_{ijt}}{X_{\max}}$, 负向指标: $X'_{ijt} = \frac{X_{\min}}{X_{ijt}}$, X'_{ijt} 为第 i 个地级市的第 j 个指标在第 t 年的值, p 为所选指标总数, m 为研究年份的长度, n 为研究的地级市个数。

(2) 对各地级市标准化后的指标进行权重计算: $P_{ijt} = \frac{X'_{ijt}}{\sum_{t=1}^m \sum_{i=1}^n X'_{ijt}}$, P_{ijk} 为第 i 个城市第 j 个指标在第 t 年的权重。

(3) 利用权重计算第 j 项指标的熵值: $e_j = -\frac{1}{\ln(mn)} \sum_{t=1}^m \sum_{i=1}^n P_{ijt} \ln(P_{ijt})$, $e_j > 0$ 。

(4) 计算第 j 项指标的信息效用值: $g_j = 1 - e_j$ 。

(5) 计算各指标的权重: $w_j = \frac{g_j}{\sum_{j=1}^p g_j}$, $0 \leq w_j \leq 1$ 。

(6) 计算 m 研究期内,各地级市新型城镇化综合得分: $F_{it} = \sum_{j=1}^p w_j X'_{ijt}$ 。

核心解释变量选取数字普惠金融指数(Index),以北京大学数字普惠金融指数的地级市数据作衡量指标。

基于理论分析,将产业结构升级(ISU)作为中介变量,其指标构建参考李翔等(2018)^[48]使用的产业结构层次系数,构建如下模型:

$$ISU = \sum_{i=1}^n i \times \left(\frac{Y_{it}}{Y_t} \right)$$

其中, i 表示产业类型, n 表示产业数, Y_t 表示某一地区第 t 年的总产值, Y_{it} 表示该地区第 t 年第 i 产业的

产值。当 *ISU* 指数越高,表明产业结构越优化。这一指标的意义不在于度量产业结构优化的绝对水平,而在于对不同区域不同时间产业结构优化程度进行对比,考察产业结构变动的情况。

为避免模型出现遗漏变量的问题,加入控制变量。为保证变量的选取科学合理,主要基于相关文献选择,将公共支出(*Public*)、金融深化程度(*Financial_deep*)、固定资产投资(*Investment*)和进出口(*Import_Export*)作为控制变量。其中公共支出用地方财政一般预算支出与 GDP 的比值表示,金融深化程度用年末金融机构贷款余额与 GDP 的比值表示,固定资产投资用固定资产投资占 GDP 的比重表示,进出口用进出口额占 GDP 的比重表示。

表2 变量描述性统计

变量	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值
NU	2520	0.1603	0.0726	0.0127	0.7121
Index	2520	164.5348	65.3027	17.02	321.6457
ISU	2520	2.2818	0.1432	0	2.7185
Public	2520	19.9068	10.7636	1.2302	102.4956
Financial_deep	2520	136.7645	71.9203	37.2127	2010.02
Investment	2520	81.0325	32.8178	3.1789	474.3547
Import_Export	2520	16.3153	27.7441	0.0003	249.1304

3. 模型设定。基准回归模型如下:

$$NU_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Index_{it} + \alpha_2 X_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中 i 、 t 分别表示省份和年份, X_{it} 为控制变量, μ_i 为时间固定效应, ε_{it} 为随机扰动项。

前述理论分析中假设数字普惠金融是通过影响产业结构来推动城镇化水平提升的,因此,以产业结构优化为中介变量。参考温仲麟和叶宝娟(2014)^[49]的研究,构建“逐步法”模型来验证是否存在中介效应,模型如下:

$$NU_{it} = cIndex_{it} + \mu_i + e_1 \quad (2)$$

$$ISU_{it} = aIndex_{it} + \varphi_i + e_2 \quad (3)$$

$$NU_{it} = c'Index_{it} + bISU_{it} + \gamma_i + e_3 \quad (4)$$

其中 i 、 t 分别表示省份和年份, μ_i 、 φ_i 、 γ_i 均为时间固定效应, e_1 、 e_2 、 e_3 为随机扰动项。

(二) 实证结果及分析

1. 基准回归结果分析。表3汇报了基准回归的实证结果。其中,列(1)表示未加入控制变量,也没有控制时间固定效应的结果,列(2)在列(1)的基础上控制列时间固定效应,列(3)在列(2)的基础上聚类,列(4)在列(1)的基础上纳入控制变量,列(5)在列(4)的基础上在地级市层面上聚类。结果显示,在加入控制变量和使用时间固定效应前后,数字普惠金融指数均能在1%的置信水平下显著促进新型城镇化,即数字普惠金融的发展能够提高新型城镇化水平。

表3 基准回归结果

变量	(1) NU	(2) NU	(3) NU	(4) NU	(5) NU
Index	0.0003*** (54.4758)	0.0015*** (25.1931)	0.0015*** (8.7409)	0.0015*** (24.5530)	0.0015*** (8.2576)
Public				-0.0004*** (-4.4269)	-0.0004*** (-3.8609)
Financial_deep				0.0000* (1.9028)	0.0000 (1.2124)
Investment				-0.0001*** (-4.0532)	-0.0001*** (-3.1320)
Import_Export				-0.0001*** (-4.5609)	-0.0001* (-1.8750)
Constant	0.1075*** (41.4231)	0.0535*** (13.8068)	0.0535*** (7.1876)	0.0678*** (14.9142)	0.0678*** (8.3883)
观测值	2 520	2 520	2 520	2 520	2 520

变量	(1) NU	(2) NU	(3) NU	(4) NU	(5) NU
地级市数量	280	280	280	280	280
时间固定效应	NO	YES	YES	YES	YES
聚类	/	/	City	/	City

注: *、**、*** 分别代表在 10%、5%、1% 水平下显著 括号内表示标准差。

2. 机制结果分析。表 4 报告了中介效应的结果。列(1) — (3) 是没有加入控制变量的中介效应, 分别表示逐步回归中的式(1)、式(2)和式(3)的结果。结果显示在 1% 的置信水平下, 数字普惠金融能够通过优化产业结构来促进新型城镇化的发展, 其中介效应占比为 4.47%。列(4) — (6) 也是逐步回归中的式(1)、式(2)和式(3)的结果, 在列(1) — (3) 的基础上纳入了控制变量。结果表明, 在考虑控制变量后, 数字普惠金融仍然能够在 1% 的置信水平下通过促进产业结构优化进而完善新型城镇化的发展, 其中介效应占比为 2.09%。

表 4 产业结构升级的中介效应回归结果

变量	(1) NU	(2) ISU	(3) NU	(4) NU	(5) ISU	(6) NU
Index	0.0015 *** (8.7409)	0.0016 *** (8.4110)	0.0015 *** (8.8650)	0.0015 *** (8.2576)	0.0006 *** (3.7786)	0.0015 *** (8.2840)
ISU			0.0419 *** (7.6088)			0.0522 *** (4.2449)
控制变量	NO	NO	NO	YES	YES	YES
观测值	2 520	2 520	2 520	2 520	2 520	2 520
地级市数量	280	280	280	280	280	280
时间固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
聚类	City	City	City	City	City	City
Sobel Z 值			24.99			20.36
中介效应占比			4.47%			2.09%

注: *、**、*** 分别代表在 10%、5%、1% 水平下显著 括号内表示标准差。

(三) 内生性和稳健性检验

在新型城镇化发展的进程中, 新型城镇化会通过激发城市创新促进数字普惠金融的发展(王媛媛和韩瑞栋 2021)^[50]。这种反向因果关系可能会使估计结果有偏。此外, 环境的污染程度、城镇的建设投入等因素都对新型城镇化有影响, 在这种情况下, 很可能因为遗漏变量而使模型存在内生性。因此, 采用工具变量来解决内生性问题。研究表明, 虽然数字普惠金融的表现形式为线上, 但受地理空间约束的影响, 会表现为距离杭州越远推广难度越大的问题(郭峰等 2017)^[51]。同时, 各地级市与杭州市的空间距离不会影响到新型城镇化的发展水平。因此, 使用“该地级市到杭州的距离”作为数字普惠金融的工具变量。同时为了增强模型结果的稳健性, 采取 Tobit 方法对数据重新进行估计。内生性检验和稳健性检验的结果另见表 5。

此外, 列(1) 更换了回归方法, 用 Tobit 回归代替 OLS 回归, 更换回归方法后, 数字普惠金融对新型城镇化依然有显著的促进作用, 表明模型有较强的稳健性。列(3) — (5) 加入了工具变量, 两阶段回归的第一阶段的 F 值远大于 10, 说明不存在弱工具变量问题。此外, 内生性检验在 chi-sq 值很大, 大于临界值, 说明使用工具变量较好地解决了原模型的内生性问题。

表 5 内生性和稳健性检验结果

变量	(1) NU	(2) Tobit ISU	(3) NU	(4) NU	(5) IV ISU	(6) NU
Index	0.0027 *** (11.4796)	0.0038 *** (8.8334)	0.0021 *** (10.6041)	0.0020 *** (4.9346)	0.0042 *** (3.6354)	0.0019 *** (4.5661)
ISU			0.1461 *** (7.5048)			0.0296 ** (2.0768)

变量	(1) NU	(2) Tobit ISU	(3) NU	(4) NU	(5) IV ISU	(6) NU
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
观测值	2 520	2 520	2 520	2 520	2 520	2 520
地级市数量	280	280	280	280	280	280
时间固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
聚类	City	City	City	City	City	City
第一阶段 F 值				170.143		
chi - sq 值				1491.17	1422.10	1476.97
Sobel Z 值			28.09			12.02
中介效应占比			20.56%			6.22%

注: *、**、*** 分别代表在 10%、5%、1% 水平下显著 括号内表示标准差。

(四) 异质性分析

1. 数字普惠金融子指数异质性。数字普惠金融指数在总指数之下还细分了三个子指数,分别是数字金融的覆盖广度(CB)、数字金融的使用深度(UD)和普惠金融数字化程度(DL),将其分别代替数字普惠金融总指数作为核心解释变量,可以将原中介效应的逐步法模型改写为:

$$NU_{it} = cCB_{it}(UD_{it}, DL_{it}) + e_1 \quad (5)$$

$$ISU_{it} = aCB_{it}(UD_{it}, DL_{it}) + e_2 \quad (6)$$

$$NU_{it} = c'CB_{it}(UD_{it}, DL_{it}) + bISU_{it} + e_3 \quad (7)$$

如表6所示,模型中使用了数字普惠金融的三个子指标做核心解释变量。列(1)一(3)是使用数字金融的覆盖广度作为核心解释变量时的中介效应结果,结果表明,在5%的置信水平下,数字金融的覆盖广度能够通过促进产业结构升级,进而提升新型城镇化水平,其中中介效应量占比2.89%。列(4)一(6)、列(7)一(9)分别表示以数字金融的使用深度,着力推进普惠金融数字化程度作为核心解释变量时的中介效应结果。结果表明,二者均不能通过影响产业结构升级,促进新型城镇化的发展。

表6 数字普惠金融子指数异质性分析结果

变量	(1) NU	(2) ISU	(3) NU	(4) NU	(5) ISU	(6) NU	(7) NU	(8) ISU	(9) NU
CB	0.0014*** (8.62)	0.0011*** (5.96)	0.0014*** (8.49)						
UD				0.0005*** (5.87)	0.0001 (0.87)	0.0006*** (6.06)			
DL							0.0004*** (6.64)	0.0000 (0.18)	0.0004*** (6.72)
ISU			0.0368** (3.12)			0.0625*** (4.45)			0.0616*** (6.48)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
观测值	2 520	2 520	2 520	2 520	2 520	2 520	2 520	2 520	2 520
地级市数量	280	280	280	280	280	280	280	280	280
时间固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
聚类	City	City	City	City	City	City	City	City	City
Sobel Z 值			20.02			/			/
中介效应占比			2.89%			/			/

注: *、**、*** 分别代表在 10%、5%、1% 水平下显著 括号内表示标准差。

2. 区域异质性。将各地级市划分为东部地区、中部地区和西部地区,共有东部地区样本1035个,中部地区样本771个,西部地区774个。以数字普惠金融总指数为自变量,新型城镇化为因变量,基于“逐步法”分地区进行异质性检验。从描述性统计结果看,数字普惠金融指数、产业结构升级和新型城镇化发展水平指标都呈现东部地区最高、中部地区次之、西部地区最低的趋势。这与理论框架分析说明的东部地区的数字金融

发展和新型城镇化水平比中西部地区更加完善的情况相符合,这也说明中西部地区第三产业的发展潜力高于东部。因此,不难判断出,数字普惠金融更能通过提高中西部地区的产业结构升级来促进新型城镇化发展,即在中、西部地区数字普惠金融对新型城镇化的边际提高效应更强。

表 7 不同区域数字普惠金融发展差异描述性统计分析

均值 (标准差)	东部地区	中部地区	西部地区
NU	0.1793 (0.0806)	0.1532 (0.0666)	0.1414 (0.0595)
Index	172.1399 (65.9262)	163.0117 (65.2437)	155.7529 (63.3725)
ISU	2.3169 (0.1378)	2.2692 (0.1461)	2.2464 (0.1368)

回归结果如表 8 所示,总体而言,在 5% 的置信水平下,逐步回归的系数都显著,中介效应存在。此外,产业结构在数字普惠金融和新型城镇化发展中发挥的中介效应存在区域异质性。具体而言,列(1) — (3) 报告了东部地区的中介效应情况,数字普惠金融能够通过完善产业结构升级来促进东部地区的新型城镇化发展,中介效应占比为 1.83%。列(4) — (6) 表明中部地区数字普惠金融能够促进产业结构优化,进而提升新型城镇化水平,中介效应占比为 2.57%。列(7) — (9) 报告了西部地区的数字普惠金融通过优化产业结构来促进新型城镇化的中介效应,结果表明中介效应显著存在,占比为 5.08%。通过对东、中、西部地区中介效应占比的分析,发现产业结构升级在数字普惠金融和新型城镇化中发挥的中介作用在中、西部地区高于东部地区。

表 8 区域异质性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	东部地区			中部地区			西部地区		
	NU	ISU	NU	NU	ISU	NU	NU	ISU	NU
Index	0.0018*** (8.09)	0.0006* (2.40)	0.0018*** (8.20)	0.0021*** (3.89)	0.0006* (1.94)	0.0020*** (3.73)	0.0007*** (4.37)	0.0006* (1.85)	0.0008*** (4.58)
ISU			0.0550** (2.72)			0.0898*** (3.63)			0.0593** (3.19)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
观测值	2 520	2 520	2 520	2 520	2 520	2 520	2 520	2 520	2 520
地级市数量	280	280	280	280	280	280	280	280	280
时间固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
聚类	City	City	City	City	City	City	City	City	City
Sobel Z 值			12.08			9.538			12.28
中介效应占比			1.83%			2.57%			5.08%

注: *、**、*** 分别代表在 10%、5%、1% 水平下显著,括号内表示标准差。

四、结论与政策含义

通过上述分析,得到如下三点结论:一是数字普惠金融的发展能够直接促进新型城镇化发展,在处理了内生性之后,结果依然稳健。二是产业结构升级在数字普惠金融对新型城镇化的影响路径中的中介作用显著。此外,以数字金融的覆盖广度做核心解释变量时的中介效应最强。三是与东部相比,中、西部地区的数字普惠金融发展更能通过产业优化来提升新型城镇化水平。

数字普惠金融的发展给新型城镇化进程带来了新兴力量,探索两者之间存在的关系和影响机制,对中国当前推动新型城镇化发展有重要的政策含义。

第一,重视数字金融的使用度和普惠金融数字化程度。就实证分析的结果而言,数字普惠金融的各项指标中,以数字金融的使用深度和普惠金融数字化程度做核心解释变量时中介效应不显著。因此,为了加快新型城镇化发展,相关部门必须重视数字金融的使用深度,着力推进普惠金融数字化,力求数字普惠金融的均

衡全面发展。

第二,不断优化升级产业结构,助力新型城镇化发展。产业结构的优化不仅能助力新型城镇化发展,还能作为连接数字普惠金融与新型城镇化发展的重要桥梁。一方面,要促进产业联动,提升各产业对已有资源利用率。如将旧工业的遗留转化为新产业发展;通过活化利用工业遗产,将工业锈带改造为生活秀带、双创空间、新型产业空间和文化旅游场地。另一方面,引进数字化、智能化的设备和高技术人才,发展现代化农业和知识密集型工业、服务业,不断提高产业的附加值、减少资源浪费和环境污染,实现可持续发展。

第三,要加速中西部数字普惠金融发展,为东部地区谋新路。从异质性分析的结果看,数字普惠金融在中西部的新型城镇化中发挥更大的边际作用,因此,要大力发展中西部地区的数字金融技术设施建设,从覆盖广度、使用深度和数字化程度三个维度,提高数字普惠金融发展程度(于之倩等,2021)^[52],加快新型城镇化进程。在东部地区,数字普惠金融的刺激作用有限,要寻找新途径助力新型城镇化的进一步发展。

参考文献:

- [1]车明好,邓晓兰,陈宝东.产业结构合理化、高级化与经济增长:基于门限效应的视角[J].管理学报,2019(4):12-20.
- [2]王芳,田明华,秦国伟.新型城镇化与产业结构升级耦合、协调和优化[J].华东经济管理,2020(3):59-68.
- [3]杨丽莹.我国新型城镇化的主成分影响因子及其VAR传导效应研究[J].河北经贸大学学报,2019(2):73-80.
- [4]贺建风,吴慧.科技创新和产业结构升级促进新型城镇化发展了吗[J].当代经济科学,2016(5):59-68+126.
- [5]傅为一,段宜嘉,熊曦.科技创新、产业集聚与新型城镇化效率[J].经济地理,2022(1):90-97.
- [6]孙叶飞,周敏.中国城镇化、产业结构高级化对CO₂排放的影响——基于独立效应和联动效应双重视角[J].资源科学,2016(10):1846-1860.
- [7]刘治彦,余永华.以新型城镇化建设促进城乡高质量发展的路径研究[J].企业经济,2021(10):70-77.
- [8]王玉娟,江成涛,蒋长流.新型城镇化与低碳发展能够协调推进吗?——基于284个地级及以上城市的实证研究[J].财贸研究,2021(9):32-46.
- [9]陈心颖.新型城镇化中“人”的现代化解读[J].福建论坛(人文社会科学版),2020(2):36-44.
- [10]李德煌,夏恩君.人力资本对中国经济增长的影响——基于扩展Solow模型的研究[J].中国人口·资源与环境,2013(8):100-106.
- [11]卢晖临,潘毅.当代中国第二代农民工的身份认同、情感与集体行动[J].社会,2014(4):1-24.
- [12]King R. G., Levine R. Finance, Entrepreneurship and Growth[J]. Journal of Monetary Economics, 1993(3): 513-542.
- [13]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.
- [14]傅利福,厉佳妮,方霞,等.数字普惠金融促进包容性增长的机理及有效性检验[J].统计研究,2021(10):62-75.
- [15]陈池波,龚政.数字普惠金融能缓解农村家庭金融脆弱性吗?[J].中南财经政法大学学报,2021(4):132-143.
- [16]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(4):1557-1580.
- [17]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(4):133-145.
- [18]史晓,张冀.数字普惠金融能提高家庭资产组合多样性吗?[J].西南民族大学学报(人文社会科学版),2021(9):121-133.
- [19]梁榜,张建华.中国普惠金融创新能否缓解中小企业的融资约束[J].中国科技论坛,2018(11):94-105.

- [20] 翟淑萍, 韩贤, 陈曦. 数字金融对企业投融资期限错配的影响及其路径分析——基于“短贷长投”视角[J]. 广东财经大学学报, 2021(4): 96-110.
- [21] 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(5): 74-86.
- [22] 冯永琦, 蔡嘉慧. 数字普惠金融能促进创业水平吗?——基于省际数据和产业结构异质性的分析[J]. 当代经济科学, 2021(1): 79-90.
- [23] 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.
- [24] 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(9): 85-104.
- [25] 黄倩, 李政, 熊德平. 数字普惠金融的减贫效应及其传导机制[J]. 改革, 2019(11): 90-101.
- [26] 陈治国, 白凤娇. 数字普惠金融对城乡居民收入差距的影响效应研究[J]. 金融教育研究, 2021(5): 26-35+80.
- [27] 黄开腾. 城乡协同: 新型城镇化背景下乡村治理的新思路[J]. 云南行政学院学报, 2016(4): 123-129.
- [28] 黄开腾. 新型城镇化推进精准扶贫: 内在逻辑及实现途径[J]. 西部论坛, 2018(1): 29-37.
- [29] 王颂吉, 黎思灏. 改革开放以来中国城镇化的规模扩张到质量提升[J]. 江西社会科学, 2018(8): 55-65.
- [30] 邱鹏阳. 勿借“新型城镇化”之名行“传统城镇化”之实[EB/OL]. [2013-02-01]. <http://theory.people.com.cn/n/2013/0201/c40537-20405381.html>.
- [31] 王彦霞, 王培安. 新型城镇化视角下县域城镇化时空格局及聚集特征——以浙江省为例[J]. 干旱区地理, 2019(2): 423-432.
- [32] 惠献波. 数字普惠金融发展与城市全要素生产率——来自 278 个城市的经验证据[J]. 投资研究, 2021(1): 4-15.
- [33] 葛和平, 高越. 数字普惠金融发展对农业全要素生产率的影响[J]. 财会月刊, 2021(24): 144-151.
- [34] 宋伟, 张保珍, 杨海芬. 数字普惠金融对农户创业的影响机理及实证分析[J]. 技术经济与管理研究, 2022(2): 99-104.
- [35] 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.
- [36] 常建新, 范立春, 高莉. 数字普惠金融能够推动经济高质量发展吗? [J]. 金融发展研究, 2021(12): 69-76.
- [37] Bruhn M., Love I. The Real Impact of Improved Access to Finance: Evidence from Mexico [J]. The Journal of Finance, 2014(3): 1347-1376.
- [38] 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.
- [39] 张庆君, 黄玲. 数字普惠金融、产业结构与经济高质量发展[J]. 江汉论坛, 2021(10): 41-51.
- [40] 周璐瑶. 数字普惠金融发展研究综述[J]. 财会月刊, 2022(1): 147-153.
- [41] 董建博, 张敏. 居民消费水平、公共服务对产业结构升级的影响[J]. 统计与决策, 2021(16): 106-109.
- [42] 吴穹, 仲伟周, 张跃胜. 产业结构调整与中国新型城镇化[J]. 城市发展研究, 2018(1): 37-47+54.
- [43] 郭晓川, 张学敏, 成功, 等. 内蒙古新型城镇化、产业结构合理化协调发展研究[J]. 内蒙古大学学报(自然科学版), 2018(3): 279-288.
- [44] 杨浩昌, 李廉水, 刘军. 产业聚集与中国城市全要素生产率[J]. 科研管理, 2018(1): 83-94.
- [45] 万伦来, 李浩. 生产性服务业集聚、产业结构升级与区域生态效率提升——来自 2003-2016 年中国 30 个省份的面板数据[J]. 经济经纬, 2020(2): 97-105.
- [46] 蒋正云, 胡艳. 中部地区新型城镇化与农业现代化耦合协调机制及优化路径[J]. 自然资源学报, 2021(3): 702-721.
- [47] 杨丽, 孙之淳. 基于熵值法的西部新型城镇化发展水平测评[J]. 经济问题, 2015(3): 115-119.

- [48]李翔,白洋,邓峰. 基于两阶段的区域创新与产业结构优化研究[J]. 科技管理研究 2018(1):103-111.
- [49]温忠麟,叶宝娟. 中介效应分析:方法和模型发展[J]. 心理科学进展 2014(5):731-745.
- [50]王媛媛,韩瑞栋. 新型城镇化对数字普惠金融的影响效应研究[J]. 国际金融研究 2021(11):3-12.
- [51]郭峰,孔涛,王靖一. 互联网金融空间集聚效应分析——来自互联网金融发展指数的证据[J]. 国际金融研究 2017(8):75-85.
- [52]于之倩,詹舒婷,李玲玲. 普惠金融评价指标与测度方法研究[J]. 金融教育研究 2021(5):13-25.

Digital Inclusive Finance ,Industrial Structure Upgrading and New Urbanization

WU Benjian , WANG Raorao , ZHANG Yu

(School of Economics ,Minzu University of China ,Beijing 100081 ,China)

Abstract: New urbanization is a powerful engine to maintain sustained and healthy economic development. During the “14th Five Year Plan period” ,China’s economic development enters a new stage ,so the construction of new urbanization also embarks on a new journey. Different from traditional urbanization ,the development of new urbanization is more efficient ,more “people - oriented” and more green and intensive. Digital inclusive finance can improve the quality of the population ,enhance the availability of financial services and optimize the industrial structure. At the same time ,industrial structure optimization can also promote the transformation from traditional urbanization to new urbanization. Therefore ,it is of great significance to explore the relationship between digital Inclusive Finance ,industrial structure upgrading and new urbanization. Firstly ,this paper analyzes the impact mechanism between digital Inclusive Finance ,industrial structure upgrading and new urbanization ,and then selects the macro data of local cities from 2011 to 2019 and the digital inclusive finance index of Peking University to empirically test the direct and indirect impact of digital Inclusive Finance on new urbanization combined with the intermediary effect model. It shows that: (1) Digital inclusive finance can significantly improve the development level of new urbanization; (2) Digital inclusive finance promotes new urbanization by upgrading the industrial structure; (3) Further study found that the above intermediary effect is more obvious in the central and western regions than in the eastern region. Therefore ,in the new journey of the development of new urbanization ,we should not only accelerate the upgrading and optimization of industrial structure ,but also vigorously develop the digital infrastructure construction in the central and western regions.

Key words: Digital inclusive finance; New urbanization; Industrial structure upgrading; Mediation effect

(责任编辑: 黎 芳)