

数字金融对资源型城市经济增长的影响

李蔓菁

(河北地质大学 经济学院, 石家庄 050031)

摘要:构建固定效应模型及中介效应模型分析 2011—2020 年数字金融对中国资源型城市经济增长的影响及作用路径,并从地理位置和经济发展水平两个角度进行异质性分析。研究表明:数字金融显著促进资源型城市经济增长;刺激居民消费是数字金融促进资源型城市经济增长的重要渠道;数字金融对资源型城市经济增长存在地理位置及经济发达异质性。最后,为资源型城市在转型关键期恰当运用数字金融工具推动经济持续发展提供政策建议。

关键词:资源型城市;数字金融;经济增长;中介效应

中图分类号:F832 **文献标志码:**A **文章编号:**1671-1807(2023)19-0085-07

自然资源是社会生产发展和人类财富积累的重要源泉。随着工业革命的到来,资源型城市在全球范围内大规模出现,在其长期发展过程中形成独特的产业结构和经济体系。中国资源型城市数量众多,分布广泛,所有城市都经历从乡村到城市的发展模式。由《全国资源型城市可持续发展规划(2013—2020 年)》可知:资源型城市在新中国成立以来累计生产原煤 529 亿 t、铁矿石 58 亿 t。“一五”计划时期,国家重点建设项目中有近 50% 布局在资源型城市。资源型城市为国家经济建设发展提供物质基础支持,推进新型城镇化建设,提供就业机会,为建立我国独立完整的现代工业体系、促进国民经济发展作出巨大贡献^[1]。但由于资源型城市后备资源不足、产业结构单一、整体技术落后等问题诸多,粗放型经济模式导致其综合竞争力相对较弱。

自 2005 年联合国首次提出“普惠金融”以来,各国致力于推动数字金融相关服务的发展。随着数字化与信息化融合发展,2015 年底,政府发布了《推进普惠金融发展规划(2016—2020 年)》,表示中国正在大力发展数字经济,全力建设“数字中国”。数字化将传统金融转变为数字金融,为金融数字化创造必要条件。与传统金融相比,数字金融是一种结合互联网信息技术,运用大数据、区块链、人工智能等数字技术的金融发展方式。数字金融在用户体验和服务精准度方面优势明显,大大降低金融交易成本,便捷的支付方式提高了金融服务效率,

金融服务覆盖范围扩大。此外,数字金融不受地理位置限制,即使在西部偏远地区也能发挥其独特作用,因此,数字普惠金融在带动区域经济发展方面存在明显优势。然而,资源型城市依靠经济结构单一的产业结构发展极不稳定,城市经济发展韧性较弱,因此,挖掘城市发展潜力、寻求经济增长新动能、培育城市新兴产业迫在眉睫。《中华人民共和国国民经济和社会发展第十四个五年规划和 2035 年远景目标纲要》提出推动资源型地区可持续发展示范区和转型创新试验区建设^[2],同时明确指出要加快传统基础设施数字化改造,推动设备更新和技术改造,数字普惠金融的推广是有效途径之一。

已有的国内外文献中关于数字金融的研究大多集中在数字金融兴起与产业结构转型^[3-5]、经济高质量发展^[6-8]、社会就业^[9-11]、创新能力^[12-14]、全要素生产率^[15-17]之间的关系。苍玉权和赵洪宸^[5]发现,数字金融发展能显著推动本地和周边地区产业结构合理化;王仁祥等^[8]从金融功能角度证明了数字金融通过提升资源配置效率和金融可得性来实现经济高质量发展。已有文献中对数字金融的经济增长效应也展开广泛讨论,尽管研究方法和切入点不同,但普遍认为数字金融会促进经济发展^[18-19]。然而,现有文献中尚未对资源型城市数字金融的经济增长效应展开研究,因此,考虑到区域特殊性,重点研究数字金融对中国资源型城市的经济增长影响和作用路径,并就研究结论提出可行性建议。

收稿日期:2023-07-13

作者简介:李蔓菁(1999—),女,广东揭阳人,河北地质大学经济学院,硕士研究生,研究方向为大数据分析。

1 文献综述与机理分析

1.1 文献综述

现有文献中对于资源型城市经济发展的研究集中在4个方面:一是资源型城市转型评价指标体系建立。宫本敬^[20]基于大数据发展背景,构建一套包含众多指标层次化的、多维度化的和系统化的生态环境量化评价指标体系,宋小燕等^[21]构建煤炭开发利用效率评价指标体系;赵奥^[22]构建了资源型城市绿色转型创新发展水平评价体系,突出强调创新要素在绿色转型中的重要性。二是基于资源型城市经济转型与高质量发展主题的探究。李昊远^[23]从定性角度分析了资源型城市经济转型与社会意识形态之间的关系,认为资源型城市经济转型有利于整合各项社会要素力量,带动城市建设中的相关事业发展,对社会意识形态能够产生一定的促进作用;王家明和丁浩^[24]基于全国126个资源型城市,构建综合指数模型与DEA-Malmquist模型,测度了资源型城市环境规制强度与经济高质量发展间的关系。三是资源型城市产业结构升级的实证研究。郭艺等^[25]、段鑫和陈亮^[26]、宋洋^[27]从区域一体化、经济高质量发展、土地利用效率等多角度研究其与资源型城市产业结构升级的关系。四是从可持续发展背景切入,研究资源型城市碳排放和污染减排效应。周宏浩和谷国锋^[28]使用双重差分倾向匹配得分方法(propensity score matching-difference in difference, PSM-DID)方法和双向固定效应模型评估可持续发展规划对资源型城市环境污染的影响;张艳等^[29]基于2003—2018年我国285个城市的面板数据,研究可持续发展政策对资源型城市碳排放强度的影响和作用路径。

与现有文献相比,本文中对数字金融在资源型城市发挥的经济增长效应研究存在如下创新点:一是丰富了资源型城市经济增长的理论研究,已有文献中关于数字金融对资源型城市的贡献主要集中在可持续发展和产业结构转型升级两方面的实证分析^[30-31],尚未有文献分析其经济增长效应。二是采用108个资源型城市的面板数据,不仅从整体视角,而且考虑了数字金融覆盖广度、使用深度和数字化程度3个细分维度对资源型城市经济增长的影响,并从地理位置和经济发达水平两个层面验证了资源型城市的数字金融发展在不同区域及不同经济水平的经济增长效应异质性。三是从居民消费角度,探究数字金融促进资源型城市经济增长的作用路径,为资源型城市在转型关键期恰当运用数字金

融工具推动经济发展提供理论参考,并从多个角度提供具有可行性的政策建议。

1.2 机理分析

1.2.1 数字金融对经济增长的直接影响

国家金融结构对经济发展至关重要,金融结构迭代更新是经济发展的主要内容,并且金融结构提升能有效提高经济发展效率。金融发展通过金融资产的形式直接增加储蓄,从而促进资本形成与经济增长。同时,金融市场通过提高资金使用效率来优化资本配置效率,以资本积累的形式进一步促进经济增长^[32]。数字金融作为一种新型金融服务模式,将普惠金融与数字科技相融合,为社会不同群体提供便捷有效服务的金融体系。数字金融服务能够渗透到农业生产、流通和消费等环节,为平衡发展提供有力保障,由此产生的金融场景和金融服务平台能有效减少金融机构内部信息不对称,降低提供服务获取成本和风险,实现金融资源高效利用。一方面,数字金融通过满足不同群体的金融需求,为服务不足的企业、社区和地区提供超前消费的资金支持,带动居民消费,从而促进经济增长;另一方面,金融帮助中小创新型企业有效克服融资难、融资贵等困难,激发民营经济生产活力,刺激当地经济增长。然而,数字金融在资源型城市经济发展过程中是否发挥同样正向作用尚有待考察。基于此,提出如下研究假设:

H1:数字金融显著促进资源型城市经济增长。

1.2.2 数字金融对经济增长的间接影响

在中国经济下行压力较大的情况下,消费作为稳定经济、保障民生的重要渠道,在中国政府中发挥重要作用。数字金融通过提供便捷移动支付等方式,提高居民消费效率。与此同时,网上购物也离不开数字金融技术的支持,网络浏览使居民消费行为更具随机性,消费时间成本有效降低,居民自发购买次数显著增加,但是居民消费往往受到流动性约束,即由于资金不足导致居民难以实现消费行为,贷款服务无法及时得到满足;相反,数字普惠金融正是通过提供消费信贷产品有效提高消费贷款可得性,极大满足了居民提前消费的愿望。金融创新产品作为跨时期配置资源工具,有助于缓解居民消费的流动性约束,实现居民消费效用最大化。随着数字金融普及率逐渐上升,居民逐渐养成使用消费信贷的习惯,对未来消费贷款可得性预期显著提高。总之,数字金融通过满足提前消费欲望来刺激居民消费,是促进经济增长的重要手段,也是新焦

点。然而,居民消费水平能成为数字金融促进资源型城市经济增长的路径以及实际经济数据是否能够验证这种作用渠道,还需要进一步的实证分析。因此,提出如下研究假设:

H2:数字金融通过提高居民消费水平对资源型城市经济增长产生正向影响。

2 研究设计与变量选取

2.1 模型设计

重点考察数字金融对资源型城市经济增长的影响和作用路径,选取 108 个资源型城市的面板数据(2011—2020 年)构建如下基准模型:

$$\ln \text{gdp}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{index}_{it} + \beta_c X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式中: i 、 t 分别为城市和年份; $\ln \text{gdp}_{it}$ 为被解释变量,地区生产总值取对数; index_{it} 为核心解释变量,表示第 t 时期城市 i 的数字金融发展水平; X_{it} 为一系列控制变量,包括政府干预、城镇化、对外开放和人力资本的发展程度; β_0 为常数项; β_1 、 β_c 为回归系数; μ_i 为城市个体固定效应; λ_t 为时间效应; ε_{it} 为随机扰动项。

如前所述,数字金融通过刺激居民消费带动地区经济增长。为证实该作用路径,使用中介效应模型检验居民消费水平是否影响数字金融与资源型城市经济增长关系的中介变量。具体步骤如下:首先检验式(1)中核心解释变量 index_{it} 对因变量 $\ln \text{gdp}_{it}$ 的总效应,如果 β_1 显著,则表明可能存在中介作用;然后用 Sobel 法检验式(2)中系数 φ_1 和式(3)中系数 τ_2 的显著性,判断是否存在中介效应,中介效应模型设为

$$\text{Consume}_{it} = \varphi_0 + \varphi_1 \text{index}_{it} + \varphi_c X_{it} + \mu_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$\ln \text{gdp}_{it} = \tau_0 + \tau_1 \text{index}_{it} + \tau_2 \text{Consume}_{it} + \tau_c X_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

式中: i 、 t 分别为城市和年份; Consume_{it} 为城市居民消费水平; φ_0 、 τ_0 为常数项; φ_1 、 φ_c 、 τ_1 、 τ_2 、 τ_c 为回归系数。

2.2 变量与数据说明

1)核心解释变量。实证使用的数字金融指数是北京大学为反映数字普惠金融发展情况而创建的。该指数由北京大学数字金融研究所、上海大学金融研究所、蚂蚁金服集团等联合研究小组根据蚂蚁金服数字普惠金融交易账户大数据编制而成,具有较高研究价值。本文选取地市级数字金融总指数及 3 个细分维度(覆盖广度、使用深度、数字化水平)的数据,所有指标均除以 100。

2)被解释变量。使用地区生产总值对数值来衡量资源型城市经济增长情况。

3)中介变量。采用资源型城市的社会消费品零售总额反映国民消费水平。

4)控制变量。选择对外开放水平、城镇化水平、政府干预程度和人力资本水平作为控制变量。变量定义见表 1。

考虑数据可得性,选取 2011—2020 年中国 108 个资源型城市的面板数据,并采用均值插值法处理缺失值。数据来源于北京大学数字金融研究中心公布资料、国家统计局、各地市统计年鉴和统计公报、中经网。变量描述性统计见表 2。

表 3 为对资源型城市在 2011 年、2020 年的统计数据初步调查的结果,展示了资源型城市数字金融总指数及其 3 个细分维度指数在 2011 年和 2020 年的均值差异。

综合指数表明,该数值从 2011 年的 46.54 显著上升至 2020 年的 246.96,年均增长率为 20.37%。这 10 年间资源型城市总指数值发生巨大增幅,表明资源型城市数字金融在过去 10 年发展迅速。全样本期内,资源型城市数字金融发展呈上升趋势,但数

表 1 变量定义

变量类型	变量名称	变量符号	变量定义
被解释变量	经济增长水平	gdp	地区生产总值的对数
核心解释变量	数字金融	index	数字金融指数/100
	覆盖广度	coverage_breadth	覆盖广度指数/100
	使用深度	usage_depth	使用深度指数/100
	数字化程度	digitization_level	数字化程度指数/100
控制变量	对外开放度	open	进出口总额/地区生产总值
	城市化水平	urban	城镇常住人口/总常住人口
	政府干预程度	govern	一般预算支出/地区 GDP
	人力资本水平	human	地区教育支出/财政预算内支出
中介变量	居民消费水平	consume	对数社会消费品零售总额

表2 变量描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
log_gdp	1 080	6.649	0.352	5.632	7.609
index_aggregate	1 080	1.670	0.655	0.213	2.955
coverage_breadth	1 080	1.565	0.637	0.051	2.908
usage_depth	1 080	1.622	0.673	0.125	2.947
digitization_level	1 080	2.107	0.801	0.036	4.379
open	1 080	0.076	0.100	0.000	1.214
urban	1 080	0.524	0.135	0.000	0.954
government	1 080	0.182	0.092	0.000	0.644
human	1 080	0.176	0.061	0.007	0.926
consume	1 080	6.378	0.466	4.528	7.998

表3 2011年、2020年不同地区资源型城市数字金融发展情况

指标	年份	东部	中西部	全区域
总指数	2011	49.48	46.47	46.54
	2020	251.49	247.07	246.96
覆盖程度	2011	48.39	43.53	43.42
	2020	246.26	242.21	242.04
使用深度	2011	50.23	47.65	47.91
	2020	240.16	234.28	234.14
数字化程度	2011	51.71	54.03	54.39
	2020	289.34	286.38	286.53

字金融发展存在区域异质性,东部地区数字金融总指数年均增长率(19.80%)略低于中西部地区的年均增长率(20.40%),一定程度上体现了数字金融在中西部的发展潜力。

观察细分维度指标,数字金融覆盖广度、使用深度和数字化水平在研究期内均呈上升趋势,对应平均值分别从43.42上升到242.04、47.91上升到234.14和54.39上升到286.53。覆盖广度和使用深度城市差异基本一致,但东部城市发展程度最高,中西部城市发展程度最低。相比之下,数字化水平城市差异较大,部分中西部城市发展赶超东部。例如,2011年亳州市和承德市数字化水平指数分别为23.42和40.76,而到2020年,亳州市(298.47)数字化水平赶超承德市(291.67),这体现近年来数字金融为起点落后的城市创造明显倾斜,同时也说明数字化水平的提高是数字金融发展趋同的必要条件。因此,分析资源型城市数字金融不同维度的发展,有利于探索数字金融对经济发展的影响。

3 实证结果分析

3.1 基本回归结果

根据豪斯曼检验结果(检验值为19.926, P 为0.003,强烈拒绝原假设),采用固定效应模型检验数字金融对资源型城市经济增长的影响。表4列示了基准回归结果。列(1)和列(2)通过使用普通最小二乘法探究数字金融对资源型城市经济增长的

线性影响,可以发现,数字金融回归系数估计值在1%检验水准下显著为正,说明其对资源型城市经济增长存在正向影响。由于不同资源型城市以及不同年份下的数字金融服务和经济发展水平存在差异,进一步构建固定效应模型。从列(3)可以看出,加入控制变量后,总指数回归系数仍通过显著性检验,说明保持其他条件不变,数字金融总指数增加100单位可使地区生产总值提高38%,即数字金融服务可显著促进资源型城市经济增长。

控制变量方面,城镇化水平回归系数为正,且大部分通过10%显著性检验,说明城镇化水平越高,经济增长程度越高,具体而言,城镇化建设提速刺激了大规模人口流动与城市发展融合,农村劳动力流入城市带来现代化建设新活力,从而带动城市经济增长。然而可以发现,人力资本水平系数显著为负,这意味着教育经费投入对经济增长无法产生积极影响。实际上,在改革开放初期,人力资本水平对经济增长的促进作用仍较为突出,然而,在创新驱动发展新常态下,人力资本不再发挥决定性作用,新时期发展应该寻求经济增长新动力。在政府干预和对外开放方面,回归系数均显著为负。一方面说明当前政府支出对于中国经济增长的拉动作用逐渐减弱,证实应该充分发挥市场在资源配置中的决定性作用;另一方面也说明开拓国际市场业务已经不是经济发展重点,国家在加强对外开放的同时,更应该侧重加强国内市场供给侧改革,提高企业竞争力和创新能力,在国内市场寻找更多发展机会。

数字金融是一个综合概念,接下来分析3个细分维度对资源型城市经济增长的影响。结果见表4列(4)、列(5)和列(6),分别为数字金融覆盖广度、使用深度和数字化水平。结果表明,覆盖广度、使用深度和数字化水平的提升对资源型城市经济增长均有显著正向影响,影响程度(即回归系数)分别为0.503、0.110和0.027。其中,覆盖广度的促进效应最高,其次是使用深度,而数字化水平最低。分析其中的原因发现,数字金融覆盖广度强调的是提供充足且全面的数字金融服务,说明增加数字金融服务覆盖具有积极作用,这对政府部门扩大数字金融服务覆盖范围及优化金融基础设施建设具有启示意义。使用深度衡量数字金融服务的实际使用情况,其内涵是对数字金融服务不同层次的有效需求。正向影响表明丰富的金融工具和产品可有效满足相应需求并拉动城市经济增长,而有效需求

表 4 基准模型回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	log_gdp	log_gdp	log_gdp	log_gdp	log_gdp	log_gdp
index_aggregate	0.124*** (0.004)	0.470*** (0.052)	0.380*** (0.049)			
coverage_breadth				0.503*** (0.050)		
usage_depth					0.110*** (0.035)	
digitization_level						0.027* (0.014)
open			-0.235*** (0.080)	-0.224*** (0.078)	-0.250*** (0.082)	-0.256*** (0.082)
urban			0.119* (0.069)	0.014 (0.069)	0.201*** (0.071)	0.178** (0.071)
government			-0.638*** (0.059)	-0.617*** (0.058)	-0.688*** (0.060)	-0.694*** (0.060)
human			-0.509*** (0.094)	-0.557*** (0.092)	-0.536*** (0.097)	-0.560*** (0.097)
时间固定效应	No	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
城市固定效应	No	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	1 080	1 080	1 080	1 080	1 080	1 080
R ²	0.469	0.508	0.566	0.584	0.544	0.541

注: *、**、*** 分别代表在 0.1、0.05、0.01 检验水准下显著;括号内为标准误差。

与金融知识的识别密切相关,这凸显了普及金融知识对于增进金融服务需求的重要性。数字化水平体现金融服务便捷性、低成本性和可信性,这就要求地方政府加快金融基础设施信息化,积极普及数字金融,鼓励金融机构为社会各阶层提供实惠服务,让弱势群体也有机会享受数字金融带来的福利。综上所述,数字金融显著促进资源型城市经济增长,验证假设 H1。

3.2 中介效应分析

互联网技术推动数字金融发展,提高金融服务效率,有效缓解居民流动性约束,提高了居民消费可能性。以下采用中介效应模型检验居民消费水平是否是数字金融促进资源型城市经济增长的路径,结果见表 5。列(1)单独验证资源型城市数字金融对居民消费水平的影响,其结果显示,数字金融对居民消费水平的影响系数为 0.131,表明数字金融可显著促进居民消费。列(2)中数字普惠金融回归系数为 0.380,表明数字金融发展能促进资源型城市经济增长。列(3)则将数字金融与居民消费水平放入同一个模型中考察,回归系数分别为 0.301 和 0.601,且均通过 1% 显著性检验,说明数字金融与居民消费水平均对资源型城市经济增长有积极促进作用。与此同时,数字金融的系数从第(2)列的 0.380 明显下降到 0.301,说明居民消费水平在数字金融促进经济增长中存在部分中介效应。最后

表 5 中介效应模型检验结果

变量	(1)	(2)	(3)
	consume	log_gdp	log_gdp
index_aggregate	0.131*** (0.032)	0.380*** (0.049)	0.301*** (0.046)
consume			0.601*** (0.045)
控制变量	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes
城市固定效应	Yes	Yes	Yes
观测值	1 080	1 080	1 080
R ²	0.876	0.566	0.633

注:*** 代表在 0.01 检验水准下显著;括号内为标准误差。

采用 Sobel 检验来确定中介效应的显著性。结果表明,检验统计值为 9.496,在 1% 检验水准下显著,表明居民消费水平中介作用明显,中介效应占总效应的 15.993%。至此,假设 H2 也被证实。

3.3 异质性分析

为加深对数字金融与资源型城市经济增长关系的理解,本节进一步探讨数字金融对资源型城市经济增长的异质性。

表 6 给出了数字金融对资源型城市经济增长影响在地理位置和经济发展水平两方面的异质性结果。考虑资源禀赋和发展阶段差异,数字金融对城市经济发展的贡献在区域分布上表现出显著异质性。表 6 列(1)和列(2)显示中西部地区和东部地区资源型城市的回归结果。从回归系数大小来看,与

表6 异质性分析结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	中西部	东部	发达	欠发达
index_aggregate	0.122*** (0.006)	0.148*** (0.014)	0.105*** (0.007)	0.123*** (0.009)
常数项	6.494*** (0.044)	7.015*** (0.071)	6.950*** (0.056)	6.161*** (0.051)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	880	200	540	540
R ²	0.546	0.671	0.524	0.598

注:***代表在0.01检验水准下显著;括号内为标准误差。

中西部城市相比,数字金融对东部资源型城市经济增长的积极作用更强,是由于经济发展不均衡,我国不同区域通信网络建设存在较大差异,东部地区在现代信息通信网络领域具有相对优势,有助于数字金融技术发展;然后将样本分为经济发达城市(高于中位数)和经济欠发达城市(低于中位数)两组,估计结果见表6列(3)和列(4)。发达城市和欠发达城市的系数分别为0.105和0.123,表明资源型城市经济发展水平越低,数字金融边际效用越大。结果解释是:数字金融发展可弥补传统金融服务不足,缓解金融排斥,使经济较不发达城市居民享受数字金融服务的红利而促进消费行为,从而更大程度促进较落后城市经济增长。

4 结论与建议

当金融体系稳定时,金融体系和经济生态之间可以建立良性有效的双向互动关系。数字金融作为新型金融发展模式的代表,通过建设地区数字经济,对实现资源型城市经济快速发展具有助推作用。收集了中国108个资源型城市2011—2020年的面板数据,通过固定效应模型、中介效应分析和异质性分析的多维实证,得到如下研究结论:

1)数字金融对资源型城市经济发展的影响系数为正,并且统计上显著,说明数字金融可有效促进资源型城市经济增长。从细分维度来看,数字金融覆盖广度、使用深度和数字化水平都可显著正向促进资源型城市经济增长,并且从作用强度大小来看,覆盖广度促进作用最大,使用深度次之,数字化水平较不明显。

2)以居民消费水平为中介变量的Sobel检验结果显著,验证了其中介效应的存在,说明提升居民消费水平是资源型城市数字金融发展助推地区经济增长的一个重要渠道。

3)数字金融的经济增长效应不仅在地理位置上存在显著差异,对于不同经济水平的城市也存在

异质性。数字金融对地处东部的资源型城市经济增长的积极作用比中西部更强,并且相比于经济发展状况较好的资源型城市,数字金融对欠发达城市的经济增长边际效用更加明显。

结合研究结论,为资源型城市在转型关键期恰当运用数字金融工具推动经济发展提出以下建议:

1)地方政府应该积极采取措施,在资源型城市引进大数据、云计算、区块链、人工智能等先进技术,助力数字金融持续发展。具体而言,政府可以加大对信息技术基础设施的投资,提供稳定的网络和数据中心支持,为数字金融技术发展提供良好外部环境。同时,鼓励金融机构加大数字金融服务投入,扩大金融科技覆盖范围,推动数字技术与传统金融业务深度融合,挖掘数字普惠金融新功能。

2)实施动态差异化的激励措施,提高数字金融在资源型城市的普及率和可及性。针对不同资源型城市的特点和需求,提供相应的支持和激励措施,如税收优惠、贷款担保、创业支持等,来吸引金融机构和科技企业在欠发达资源型城市开展数字金融业务。政府可通过推广数字金融知识和技能培训来提升资源型城市居民对数字金融的认知和使用能力,从而提高数字金融在资源型城市的普及率和可及性,有效缓解资源型城市区域发展不平衡,并帮助弱势群体解决资金困难,实现数字金融对包容性和可持续发展。

3)提高居民消费信心和能力,鼓励数字金融机构推出更高效的金融产品和服务。数字金融通过刺激居民消费为区域经济发展带来内生动力,政府可以通过推动社会保障体系建设,提供基本的社会保障,来增强居民的消费信心和能力。同时,鼓励数字金融机构创造性发展,推出符合资源型城市需求的金融产品,提供更快捷、便利的消费体验,提高居民对数字金融的接受度和使用意愿,以此激发居民的消费活力。

参考文献

- [1] 陶长琪,文双.数字金融对资源型城市可持续发展的实证研究[J].金融发展,2022(1):1-13.
- [2] 孙守仁.贯彻新发展理念 构建新发展格局 奋力谱写新时代老矿区转型发展新篇章[J].中国煤炭工业,2021(10):28-32.
- [3] 成琼文,申萍.数字金融对城市产业结构升级的影响研究[J].中南大学学报(社会科学版),2023,29(2):109-123.
- [4] LIU G, FANG H, GONG X, et al. Inclusive finance, industrial structure upgrading and farmers' income: empirical analysis based on provincial panel data in China[J]. Plos One, 2021, 16(10):e0258860.
- [5] 苍玉权,赵洪宸.数字金融发展与产业结构升级:基于空

- 间外溢视角的分析[J]. 区域金融研究, 2022(3):31-42.
- [6] 何宏庆. 数字金融:经济高质量发展的重要驱动[J]. 西安财经学院学报, 2019, 32(2):45-51.
- [7] SUN L, ZHU C. Impact of digital inclusive finance on rural high-quality development: evidence from China[J]. *Discrete Dynamics in Nature and Society*, 2022, 2022:7939103.
- [8] 王仁祥, 李英杰, 谢文君. 数字金融能否促进经济高质量发展:基于金融功能视角[J]. 北京邮电大学学报(社会科学版), 2022, 24(2):12-23.
- [9] 尹志超, 刘泰星, 张逸兴. 数字金融促进了居民就业吗?[J]. 福建论坛(人文社会科学版), 2021(2):98-112.
- [10] XIE W, WANG T, ZHAO X. Does digital inclusive finance promote coastal rural entrepreneurship? [J]. *Journal of Coastal Research*, 2020, 103(S1):240-245.
- [11] YANG L, GENG Z. Impact of digital financial inclusion on optimization of employment structure: evidence from China[J]. *Applied Economics*, 2022, 54(57):6625-6638.
- [12] 梁金华, 厉飞芹, 刘旭凤. 数字金融对区域创新能力提升的影响研究:基于长三角城市群的实证检验[J]. 技术经济与管理研究, 2022(1):37-42.
- [13] 何昊远. 数字金融与商业银行创新能力的提高:基于A股上市商业银行的面板模型分析[J]. 生产力研究, 2022(2):146-150.
- [14] XIAOGE Z, SHIHU Z, XIAOXIN G. Digital inclusive finance development, financial mismatch mitigation and enterprise innovations[J]. *Science Research Management*, 2021, 42(4):158.
- [15] 江红莉, 蒋鹏程. 数字金融能提升企业全要素生产率吗?:来自中国上市公司的经验证据[J]. 上海财经大学学报, 2021, 23(3):3-18.
- [16] 冉芳, 谭怡. 数字金融、创新投入与企业全要素生产率[J]. 统计与决策, 2021, 37(15):136-139.
- [17] 孙学涛, 田杨. 数字金融对县域绿色全要素生产率的影响[J]. 山东社会科学, 2022(4):156-163.
- [18] LIU Y, LUAN L, WU W, et al. Can digital financial inclusion promote China's economic growth? [J]. *International Review of Financial Analysis*, 2021, 78:101889.
- [19] PRADHAN R P, ARVIN M B, NAIR M S, et al. Sustainable economic development in India: the dynamics between financial inclusion, ICT development, and economic growth[J]. *Technological Forecasting and Social Change*, 2021, 169:120758.
- [20] 宫本敬. 资源型城市生态环境评价指标体系研究:基于大数据发展背景[J]. 造纸装备及材料, 2021, 50(12):93-95.
- [21] 宋小燕, 田雪莲, 王春梅. 绿色发展下资源型城市煤炭开发利用效率评价指标体系的构建研究[J]. 中国市场, 2021(18):26-29.
- [22] 赵奥. 辽宁省资源型城市绿色转型创新发展成效的评价体系研究[J]. 北方经济, 2021(7):60-63.
- [23] 李昊远. 我国资源型城市经济转型和社会意识形态间的关系[J]. 山西财经大学学报, 2023, 45(S1):1-3.
- [24] 王家明, 丁浩. 资源型城市环境规制与经济高质量发展[J]. 统计与决策, 2022, 38(15):108-112.
- [25] 郭艺, 曾刚, 魏文栋, 等. 区域一体化对资源型城市产业结构升级的影响[J]. 经济地理, 2023, 43(3):131-139.
- [26] 段鑫, 陈亮. 产业结构升级对黄河流域资源型城市经济高质量发展的影响研究[J]. 生态经济, 2023, 39(2):92-99.
- [27] 宋洋, 贺灿飞, YEUNG G, 等. 中国资源型城市产业结构升级对土地利用效率的影响[J]. 地理研究, 2023, 42(1):86-105.
- [28] 周宏浩, 谷国锋. 资源型城市可持续发展政策的污染减排效应评估:基于PSM-DID自然实验的证据[J]. 干旱区资源与环境, 2020, 34(10):50-57.
- [29] 张艳, 郑贺允, 葛力铭. 资源型城市可持续发展政策对碳排放的影响[J]. 财经研究, 2022, 48(1):49-63.
- [30] 毛成刚, 杨国佐, 范瑞. 数字金融与资源型地区产业结构转型升级:基于109个资源型城市的实证分析[J]. 经济问题, 2022(7):63-70.
- [31] 韩元亮, 石贝贝. 金融深化、企业所有权性质与资本配置效率:基于沪深上市公司面板数据的实证研究[J]. 河北经贸大学学报, 2020, 41(2):24-36.
- [32] GUO F, WANG J, WANG F, et al. Measuring China's digital financial inclusion: Index compilation and spatial characteristics[J]. *China Economic Quarterly*, 2020, 19(4):1401-1418.

The Impact of Digital Finance on the Economic Growth in Resource-based Cities

LI Manjing

(School of Economics, Hebei GEO University, Shijiazhuang 050031, China)

Abstract: A fixed effect model and a mediation effect model were built to analyze the impact of digital finance on China's resource-based cities' economic growth from 2011 to 2020 and its action path, and heterogeneity analysis was made from the perspective of geographical location and economy level. Results show that digital finance significantly promotes economic growth in resource-based cities. Stimulating residents' consume is an important channel for digital finance to promote economic growth in resource-based cities. Digital finance has heterogeneity in geographical location and economic development for the economic growth of resource-based cities. Finally, policy recommendations for resource-based cities to appropriately utilize digital finance tools to promote sustainable economic development during the critical period of transformation had been provided.

Keywords: resource-based cities; digital financial; economic growth; mediation effect