

数字金融影响用水强度的机制及门槛效应研究

王保乾, 刘雨行

(河海大学商学院, 江苏 南京 211100)

摘要: 数字金融为推动节水型社会建设带来新机遇。基于我国30个省份2011—2019年数据,运用固定效应模型、中介效应模型和门槛模型,实证检验数字金融对用水强度的影响。研究表明:数字金融显著降低了用水强度,数字金融能够通过促进产业结构升级和技术创新水平间接降低用水强度,数字金融对用水强度的抑制作用具有产业结构升级的单一门槛效应和技术创新水平的双重门槛效应。因此,提出如下针对性建议:大力发展数字金融,促进节水社会建设;合理优化产业结构,充分发掘节水潜力;持续提高技术创新,加快提升用水效率。

关键词: 数字金融;用水强度;中介效应;门槛效应

中图分类号: TV213.4

文献标志码: A

文章编号: 1003-9511(2023)03-0008-08

1 问题的提出

中国社会主义现代化建设和高质量发展都离不开强有力的水资源保障,然而,中国水资源短缺、水资源刚性约束尚待强化,非常规水源资源化能力和集约节水能力弱,呈现新老问题交织、覆盖广、治理难等特征。作为金融发展的一种新态势,数字金融在促进地区产业结构升级、提高地区科技创新能力及地区水资源利用效率等方面提供了新机遇。因此,研究数字金融与水资源利用效率之间的关系,探讨数字金融对用水强度影响的内在机制,对于深化水利改革,促进智慧水利发展,建设节水型社会 and 高质量发展均具有十分重要的理论与实践意义。

关于水资源利用效率的已有研究主要集中在指标测算、影响因素等方面。针对水资源利用指标测算,主要有两种方式:一是将用水量、用水强度作为水资源利用效率的衡量标准,如Brelsford等^[1-3]采用用水总量指标分别对拉斯维加斯、广东、京津冀地区水资源利用进行了研究,张乐勤等^[4]将用水强度作为衡量指标对安徽省水资源利用效率进行了研究。二是基于投入产出,采用前沿效率评价方法进行测算,如李珊等^[5]将工业用水量、工业从业人员、工业固定资产投资作为投入指标,技术投资、工业增加值作为期望产出,工业COD排放量、工业氨氮排放量作为非期望产出,采用Super-SBM模型对中国

工业用水效率进行了测算;章恒全等^[6]将用水总量、就业人数、固定资产投资作为投入指标,人均国民生产总值作为期望产出,废水排放作为非期望产出,通过SBM模型对中国省市水资源利用效率进行了测算;许晶荣等^[7]将水足迹、资本存量、劳动力作为投入指标,GDP作为产出指标,采用Shephard水资源距离函数的SFA模型,对中国区域全要素水资源效率进行了测算。针对水资源利用效率的影响因素,部分学者采用因素分解法对用水量、用水强度的驱动因素进行了研究。如Brelsford等^[1]发现,消费下降、干旱警报、减少水资源浪费的政策在保护水资源方面发挥重要作用;Yang等^[2]利用LMDI分解法发现,富裕因子和人口因子引起生产部门用水的正向变化,而结构因子和技术因子引起生产部门用水的负向变化;曹俊文等^[3]利用LMDI时间分解法和改进D-R空间分解法对京津冀地区用水总量分析发现,推动用水量增加的因素是经济增长和人口增加,驱动用水量下降的因素是产业用水强度降低和产业结构优化;张乐勤等^[4]从技术进步、结构变动视角出发,采用完全分解模型进行研究发现,技术进步、产业结构调整均能显著提升水资源利用效率。此外,部分学者采用回归分析的方法对水资源利用效率的影响因素进行了研究,如曹飞^[8]的研究表明,城镇化与用水效率之间存在空间库兹涅茨曲线;章恒全等^[9]结合STIRPAT模型进行分析发现,城镇

化能够提高水资源利用效率;金巍等^[10]提出,经济集聚对用水强度具有显著的抑制作用,且该抑制作用的内在机制为城镇化和环境规制。

作为数字技术与传统金融深度结合的产物,数字金融日益受到学者们的广泛关注,其概念和内涵是通过数字金融指数来体现的。伍旭川等^[11]从可获得性、使用情况、服务质量三方面构建数字金融指标体系,对经济体普惠金融情况进行测算;陈银娥等^[12]以银行业为主体,从金融服务渗透度、可获得性、使用效应、承受度角度衡量了中国各省份数字金融的发展;郭峰等^[13]突破银行业视角,从覆盖广度、使用深度、数字化程度三维度构建数字金融指标体系,多数学者认可并引用该数据进行分析研究。在数字金融改善资源利用效率方面,田杰等^[14]研究发现,数字金融能够显著改善资本错配和劳动力错配,提升整体资源配置效率;Liu等^[15]提出,金融包容、绿色融资等融资技术对E7经济体能源效率具有重要作用;汪克亮等^[16]表示,数字金融对能源效率产生显著的提升作用,并且该提升作用的传导机制是创新水平;张云辉等^[17]进一步分析表明,数字金融提高能源效率的传导机制是创新水平和创业水平。节能与节水同样具有显著公益性和外部性,其金融经验可供节水领域借鉴。周哲宇等^[18]发现,金融支持节水在政策手段、支持目标和实施效果方面,均落后于金融支出节能;张莉^[19]认为,应充分发挥金融在中国水利项目建设中的支撑作用;张建斌^[20]提出,金融从资本供给、方式创新和风险规避等角度支持了水权交易,提高了水资源利用效率;高晓燕等^[21]则从政府部门、社会资本及社会公众3个层面研究了绿色金融发展促进水资源节约的作用机理。

目前,学者们就数字金融与能源效率的关系进行了系统研究,发现创新水平是数字金融提升能源效率的传导机制,但关于数字金融与水资源效率的研究尚不全面,且大部分停留在理论层面。综上,以2011—2019年全国省域数据为样本,探究数字金融的节水效应。本研究可能的边际贡献在于:一方面,将数字金融与用水强度置于同一框架进行探索分析,拓宽了数字金融改善资源利用效率层面的研究;另一方面,从产业结构升级、技术创新的视角探究了数字金融影响用水强度的内在机制,并构建门槛模型进一步分析数字金融对用水强度的非线性影响。

2 理论分析与研究假设

2.1 数字金融对用水强度的直接效应

数字金融能够通过绿色金融引导节水生产,通过绿色消费引导节水生活,进而降低地区用水强度。

借助数字化、智能化手段,数字金融获取并分析数据,提高了将绿色环保要素纳入金融贷款的可行性,在传统金融只考虑负债能力和盈利能力等因素的基础上,对环保方面信息披露提出了更高的要求,对企业节能节水进行约束,为节能节水技术、节能节水产品等项目提供金融支持,引导企业节水节能生产。同时,数字金融能够赋能绿色消费,提高公众节水节能意识,在生活层面践行节水节能实践,在消费层面实现消费结构绿色转型,推动企业进行绿色产品研发,进一步倒逼企业节水节能生产。基于此,提出假设一:数字金融有利于降低用水强度,提高用水效率。

2.2 数字金融影响用水强度的传导机制

数字金融能够通过资源配置效应、消费升级效应、创新创业效应对产业结构升级产生积极的正向影响:第一,数字金融能够弱化信息不对称问题,减弱金融壁垒和信贷歧视,提高资金供需匹配的精确度,实现资本的有效配置^[22]。清洁能源领域的创新型企业特别容易受到融资约束的影响^[23],数字金融能够促进该类企业发展,推动要素从高耗水高污染行业向清洁节水行业转移,促进产业高级化、生态化转型。第二,数字金融实现了消费和支付的分离,激发了消费潜能,缓解了中低收入群体的消费约束,带动了消费延伸。同时,数字金融的发展能够加速消费需求反馈至供给端的过程,推动企业改革创新,以满足居民绿色、节水的消费理念,促使产业转型升级^[24]。第三,数字金融的普惠性极大程度激发了“大众创业、万众创新”的激情,为创新创业活动提供了更宽的融资渠道和更广的金融服务,促进更公平的市场竞争,刺激新业态和新模式的形成,实现了产业结构的优化升级^[25]。进一步地,产业结构转型升级能够促进水资源在产业间的高效配置,推动用水方式从粗放型向集约型转变,降低用水强度,产生一定的节水效应。基于此,提出假设二:数字金融能够通过促进产业结构升级降低用水强度。

数字金融能够通过弥补传统金融短板、人力资本效应、消费引致效应对技术创新水平产生积极的正向影响:首先,数字金融能够纠正传统金融中固有的“属性错配”“领域错配”“阶段错配”等结构性错配,降低融资门槛,缩小融资成本差异,使得各创新主体尤其是最具发展潜力的中小企业可以更加高效便捷地获得资金支持,缓解创新主体融资约束,降低创新主体融资成本,增强创新主体研发强度^[26-27]。其次,人力资本是技术创新活动的前提和保障,也是技术创新成果扩散的重要推动力。数字金融可以减弱公司融资约束和就业者信贷约束,增加高技术劳动力需求与供给,提高劳动力整体质量,增强人力资

本水平,为节水技术开发与推进输送匹配型人才^[28]。最后,数字金融充分挖掘了公众消费需求,推动了消费需求的多样化,倒逼企业进行产品品质的提升,通过需求引致创新效应加快企业技术创新的步伐。技术创新水平的提高增强了节水技术的研发与应用,促进了智慧水务和数字治水的深入发展,推动了生产方式和生活方式绿色节水化转变,降低了用水强度,推进节水型社会建设。基于此,提出假设三:数字金融能够通过提升技术创新水平降低用水强度。

综上所述,数字金融通过促进产业结构升级和提升技术创新水平降低用水强度,具体的传导机制见图1。

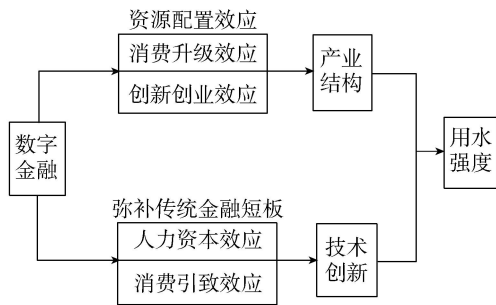


图1 数字金融发展影响用水强度的传导机制

2.3 数字金融对用水强度的非线性影响

数字金融对用水强度的作用还取决于各地区发展水平的差异,其节水效应会受到产业结构升级、技术创新的影响。从产业结构角度来看,产业结构升级为数字金融节水效应的发挥提供了良好的条件,地区产业结构越优化、产业间协调能力和关联关系越强,越有利于产业间水资源的配置,数字金融的节水效应发挥得越充分。从技术创新水平来看,数字金融节水效应的发挥离不开技术创新的支持,技术创新带来的知识集聚能够有效解决水资源分散和利用效率低下的难题。随着技术创新水平的提高,数字金融能够更加充分地发挥对用水强度的抑制作用。基于此,提出假设四:不同区域产业结构升级和技术创新水平存在差异,使得数字金融对用水强度的影响呈现非线性特征。具体表现为,随着产业结构升级和技术创新水平的提高(跨越门槛),数字金融的节水效应增强。

3 模型构建与变量选取

3.1 模型构建

3.1.1 基准模型

为验证假设1,设定固定效应模型验证数字金融对用水强度的抑制作用:

$$\ln WI_{it} = \varphi_0 + \varphi_1 \ln Z_{it} + \rho \ln X_{it} + \varepsilon_i + \tau_{it} \quad (1)$$

式中: WI_{it} 为*i*省份*t*年份的用水强度; Z_{it} 为*i*省份*t*年份数字金融发展总指标和各分类指标,具体包括数字金融(*DF*)、覆盖广度(*CB*)、使用宽度(*UD*)与数字化程度(*DL*); X_{it} 为控制变量; ε_i 、 τ_{it} 分别为个体固定效应和随机扰动项。

3.1.2 中介模型

进一步地,为识别数字金融降低用水强度的作用机制,基于假设二和假设三,设定中介模型进行实证验证。

$$\ln WI_{it} = \lambda_0 + \lambda_1 \ln DF_{it} + \eta \ln X_{it} + \gamma_i + \mu_{it} \quad (2)$$

$$\ln M_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln DF_{it} + \theta \ln X_{it} + \omega_i + \delta_{it} \quad (3)$$

$$\ln WI_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln DF_{it} + \beta_2 \ln M_{it} + \vartheta \ln X_{it} + \sigma_i + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

式中: DF_{it} 为*i*省份*t*年份的数字金融; M_{it} 表示中介变量,具体包括产业结构优化和技术创新水平; γ_i 、 ω_i 、 σ_i 和 μ_{it} 、 δ_{it} 、 ε_{it} 分别为个体固定效应和随机扰动项。

3.1.3 门槛模型

数字金融与用水强度可能存在非线性关系,创新水平与产业结构会影响数字金融对用水强度的作用程度,因此,构建门槛模型检验不同产业结构优化或技术创新水平下,数字金融对用水强度的影响:

$$\begin{aligned} \ln WI_{it} = & v_0 + v_1 \ln DF_{it} I(\ln H_{it} < \gamma_1) + \\ & v_2 \ln DF_{it} I(\gamma_1 \leq \ln H_{it} < \gamma_2) + \dots + \\ & v_n \ln DF_{it} I(\gamma_n \leq \ln H_{it}) + \varphi \ln X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (5) \end{aligned}$$

式中: H_{it} 表示门槛变量,具体包括产业结构优化和技术创新水平; $I(\cdot)$ 为指示函数; γ_1 、 γ_2 、 \dots 、 γ_n 为门槛值。

3.2 变量选取与数据来源

3.2.1 被解释变量

被解释变量为用水强度(*WI*),具体计算方法为用水总量与地区生产总值的比值,用水强度指标越大,说明地区节水能力越弱,水资源利用效率越低。

3.2.2 核心解释变量

核心解释变量为数字金融(*DF*),具体采用北京大学数字金融研究中心发布的2011—2019年省域层面的数字普惠金融指数衡量^[13]。此外,还考虑数字普惠金融指数的分类指标,如覆盖广度(*CB*)、使用深度(*UD*)、数字化程度(*DL*)对用水强度的影响。

3.2.3 机制变量

从产业结构优化和技术创新水平两个角度研究数字金融对用水强度的影响。产业结构优化(*IS*)的计算公式为 $(1P_1 + 2P_2 + 3P_3)/6$ 其中, P_i ($i=1,2,3$)为第*i*产业增加值占地区生产总值的比值;技术创新水平(*TI*)采用人均发明专利申请授权量来衡量。

3.2.4 控制变量

选用经济发展、城镇化、对外开放、地方财政、人力资本等一系列会对用水强度产生影响的变量作为控制变量。其中:经济发展(*EC*)采用实际地区生产总值与城区面积的比值衡量,城镇化水平(*UR*)采用城镇人口占年末常住人口的比重衡量,对外开放(*OP*)采用进出口额与地区生产总值的比值衡量,地方财政(*FI*)采用地方财政收入与地方财政支出的比值衡量,人力资本(*ED*)采用每 10 万人口高等学校平均在校生数衡量。

综上所述,所用变量具体介绍如表 1 所示。

表 1 变量选取

变量类型	变量名	变量符号	单位
被解释变量	用水强度	<i>WI</i>	m ³ /万元
核心解释变量	数字金融	<i>DF</i>	
	覆盖广度	<i>CB</i>	
	使用深度	<i>UD</i>	
机制变量	数字化程度	<i>DL</i>	
	产业结构优化	<i>IS</i>	%
控制变量	技术创新水平	<i>TI</i>	项/10 万人
	经济发展	<i>EC</i>	百万元/km ²
	城镇化	<i>UR</i>	%
	对外开放	<i>OP</i>	%
	地方财政	<i>FI</i>	%
	人力资本	<i>ED</i>	人

以 2011—2019 年中国 30 个省市(未包括香港、澳门、台湾、西藏)为样本进行研究,所需数据均来自国家统计局、《中国统计年鉴》《中国科技统计年鉴》以及北京大学数字普惠金融指数。个别缺失数据通过插值法补齐,相关金额数据均以 2000 年为基期进行了消胀处理。为弱化多重共线性影响,对所有变量均进行了对数化处理,表 2 为相关变量的描述性统计。

表 2 描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
ln <i>WI</i>	270	4.915 1	0.783 8	3.120 3	7.171 0
ln <i>DF</i>	270	5.151 3	0.670 1	2.908 5	6.016 8
ln <i>CB</i>	270	4.995 4	0.826 9	0.672 9	5.952 3
ln <i>UD</i>	270	5.133 1	0.645 7	1.911 0	6.086 6
ln <i>DL</i>	270	5.457 9	0.716 2	2.025 5	6.136 1
ln <i>IS</i>	270	3.682 4	0.050 1	3.570 6	3.855 0
ln <i>TI</i>	270	2.217 9	1.071 5	0.213 4	5.490 9
ln <i>EC</i>	270	5.488 9	0.509 3	3.822 3	6.484 2
ln <i>UR</i>	270	4.033 6	0.202 8	3.537 0	4.544 9
ln <i>OP</i>	270	2.844 1	0.956 2	0.147 8	4.915 6
ln <i>FI</i>	270	3.848 0	0.389 5	2.717 7	4.534 1
ln <i>ED</i>	270	7.817 7	0.283 7	6.986 6	8.632 8

4 实证分析

4.1 数字金融对用水强度的影响

4.1.1 基准模型结果分析

采用固定效应模型对假设 1 进行估计,实证分

析数字金融对用水强度的影响,回归结果如表 3 所示。其中,表 3 列(1)到列(4)分别为数字金融、覆盖广度、使用深度和数字化程度对用水强度作用的估计结果。数字金融、覆盖广度、使用深度和数字化程度均在 1% 的显著性水平下对用水强度产生负向作用,作用系数分别为 -0.129、-0.090、-0.109、-0.087,由此说明数字金融能够显著抑制用水强度,具有一定的节水效应,且数字金融分类指标对用水强度的抑制作用仍然显著,其中使用深度对用水强度的抑制作用最大,假设一得到验证。

表 3 基准模型回归结果

变量	(1) ln <i>WI</i>	(2) ln <i>WI</i>	(3) ln <i>WI</i>	(4) ln <i>WI</i>
ln <i>DF</i>	-0.129 *** (0.023)			
ln <i>CB</i>		-0.090 *** (0.020)		
ln <i>UD</i>			-0.109 *** (0.021)	
ln <i>DL</i>				-0.087 *** (0.013)
ln <i>EC</i>	-0.185 ** (0.071)	-0.231 *** (0.082)	-0.212 *** (0.076)	-0.177 ** (0.069)
ln <i>UR</i>	-0.767 ** (0.299)	-0.827 ** (0.315)	-0.953 *** (0.296)	-1.191 *** (0.249)
ln <i>OP</i>	0.108 ** (0.051)	0.115 * (0.059)	0.117 ** (0.055)	0.130 ** (0.055)
ln <i>FI</i>	0.356 *** (0.010)	0.391 *** (0.115)	0.274 *** (0.089)	0.318 *** (0.095)
ln <i>ED</i>	-0.289 ** (0.136)	-0.269 * (0.153)	-0.357 ** (0.141)	-0.326 ** (0.142)
Constant	10.27 *** (1.287)	10.24 *** (1.433)	11.88 *** (1.067)	12.12 *** (0.954)
Observations	270	270	270	270
R-squared	0.891	0.881	0.882	0.894

从控制变量角度分析,经济发展对用水强度的作用系数至少在 5% 的水平下显著为负,表明经济发展水平的提高有助于降低用水强度;城镇化对用水强度的作用系数至少在 5% 的水平下显著为负,这是因为城镇化能够通过集聚效应、规模经济、集约化发展等带来用水效率的提高,降低用水强度;对外开放对用水强度的作用系数至少在 10% 的水平下显著为正,说明对外开放倾向于增加用水强度;地方财政对用水强度的作用系数在 1% 的水平下显著为正,说明地方财政也具有提高用水强度的影响;人力资本对用水强度的作用系数至少在 10% 的水平下显著为负,说明人力资本水平的提高能够降低用水强度,高人力资本往往意味着地区节水理念更强,节水技术的开发与推进是降低用水强度的重要途径,而人力资本无疑是开发与推进节水技术的重要基础。

4.1.2 稳健性检验

为确保实证分析结论的可靠性,使用替换被解

释变量、剔除个别值、处理内生性问题进行了稳健性检验,检验结果见表4。第一,替换被解释变量。以单位城区面积用水量作为被解释变量,重新进行回归估计,结果见表4列(1)。第二,剔除个别值。为排除直辖市的特殊性对样本的影响,将北京、天津、上海和重庆从研究样本中剔除后重新进行回归,回归结果见表4列(2)。为消除异常值对样本的影响,将相关变量低于10%和高于90%分位数的数据进行了剔除,并重新进行回归,回归结果见表4列(3)。第三,处理内生性问题。采用工具变量法解决模型内生性问题,将人均互联网接入端口数作为工具变量,通过两阶段最小二乘法重新进行估计。工具变量回归中,Kleibergen-Paap rk LM 统计量为11.976,在1%水平上通过不可识别检验,说明人均互联网接入端口数作为工具变量具有可识别性。Cragg-Donald Wald F 统计量为42.845, Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量为26.407,均大于10%水平下的F临界值16.38,拒绝了弱工具变量的原假设。一阶段回归结果表明,人均互联网接入端口数的系数显著为正,说明人均互联网接入端口数与数字金融存在显著的正相关关系,表明选取的工具变量有效,二阶段回归结果见表4列(4)。表4列(1)到列(4)的回归结果均显示,数字金融对用水强度的负向影响在1%的水平下显著,说明数字金融能够显著抑制用水强度,具有一定的节水效应,佐证了结论的稳健性。

表4 稳健性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	lnWI	lnWI	lnWI	lnWI
lnDF	-0.129*** (0.023)	-0.105*** (0.020)	-0.117*** (0.022)	-0.448*** (0.074)
Constant	5.663*** (1.287)	11.140*** (1.193)	10.970*** (1.305)	-2.646 (3.221)
Control	控制	控制	控制	控制
Observations	270	234	246	270
R-squared	0.791	0.913	0.894	0.977

4.1.3 异质性分析

中国各地区资源禀赋和发展水平存在显著不同,可能会影响数字金融对用水强度的影响方向和影响程度,因此,从地理区位、水资源禀赋、金融监管

3个方面进行分样本回归,分析数字金融抑制用水强度的异质性。

第一,地理区位异质性。将中国省域数据分为东部、中部、西部3个子样本,分别进行模型(1)的估计,回归结果见表5列(1)至(3)。结果表明:东部地区数字金融对用水强度的作用系数为-0.090,且在5%的水平下显著;中部地区数字金融对用水强度的作用并不显著;西部地区数字金融对用水强度的作用系数为-0.117,且在1%的水平下显著。由此说明,数字金融对用水强度的抑制作用在东部和西部显著,且西部地区抑制作用的程度更强,中部地区的抑制作用并不显著。

第二,水资源禀赋异质性。将全样本分为水资源短缺和水资源富足两个子样本,考察不同水资源禀赋下数字金融对用水强度的影响。具体处理方式:选取人均水资源指标作为分组标准,将不高于人均水资源50%分位数的作为水资源短缺组,将剩余数据作为水资源富足组,分别进行模型(1)的估计,回归结果见表5列(4)和(5)。结果表明:当地区水资源短缺时,数字金融对用水强度的抑制系数为-0.140;当地区水资源富足时,数字金融对用水强度的抑制系数为-0.109,且均在1%的水平下显著。这说明,与水资源短缺地区相比,水资源富足地区数字金融抑制用水强度的程度更低,这可能是由于水资源富足的地区往往水资源约束不强,水资源节约意识不够,阻碍了水资源利用效率的提升。

第三,金融监管水平异质性。金融监管作为数字金融发展的重要制度环境,能够影响数字金融对用水强度的抑制效果,以地方财政金融监管支出与金融业增加值的比值衡量金融监管水平,并以金融监管水平的50%分位数为基准,将总样本分为金融监管宽松和金融监管严格两组,分别进行回归分析,估计结果见表5列(6)和(7)。结果表明:当地区金融监管宽松时,数字金融对用水强度的抑制系数为-0.122;当地区金融监管严格时,数字金融对用水强度的抑制系数为-0.095,且均在1%的水平下显

表5 异质性分析结果

变量	地理区位异质性			水资源禀赋异质性		金融监管异质性	
	lnWI	lnWI	lnWI	lnWI	lnWI	lnWI	lnWI
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
lnDF	-0.090** (0.032)	-0.032 (0.021)	-0.117*** (0.023)	-0.140*** (0.038)	-0.109*** (0.034)	-0.122*** (0.033)	-0.095*** (0.031)
Constant	8.614*** (1.318)	14.65*** (1.268)	10.42*** (1.289)	9.151*** (2.025)	11.13*** (2.014)	10.61*** (1.512)	13.14*** (1.918)
Control	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Observations	99	72	99	135	135	135	135
R-squared	0.931	0.951	0.933	0.876	0.906	0.892	0.900

著。这说明,与金融监管宽松地区相比,金融监管严格地区数字金融抑制用水强度的程度更低,这可能是过度监管不利于数字金融的稳健发展,将会减弱数字金融对用水强度的抑制程度。

4.2 数字金融对用水强度的作用机制及门槛效应

4.2.1 中介效应分析

利用模型(2)(3)(4)对产业结构优化和技术创新水平在数字金融影响用水强度过程中是否发挥了中介效应进行验证(表6)。表6列(1)是根据模型(2)进行的数字金融对用水强度的回归估计,结果显示数字金融能够在1%的显著性水平下对用水强度产生负面影响,影响系数为-0.129,是数字金融抑制用水强度的总效应。

表6 中介模型回归结果

变量	基准回归		产业结构升级		技术创新	
	(1) lnWI	(2) lnIS	(3) lnWI	(4) lnTI	(5) lnWI	(5) lnWI
lnDF	-0.129*** (0.023)	0.010*** (0.003)	-0.101*** (0.021)	0.277*** (0.043)	-0.087*** (0.018)	
lnIS			-2.903*** (0.940)			
lnTI					-0.150*** (0.037)	
lnEC	-0.185** (0.071)	0.016 (0.010)	-0.139** (0.056)	0.335** (0.144)	-0.135** (0.055)	
lnUR	-0.767** (0.299)	0.159*** (0.039)	-0.306 (0.350)	1.797** (0.860)	-0.497 (0.306)	
lnOP	0.108** (0.051)	0.00152 (0.006)	0.113** (0.053)	-0.265** (0.127)	0.068 (0.048)	
lnFI	0.356*** (0.010)	-0.061*** (0.014)	0.180 (0.115)	-0.842*** (0.287)	0.229*** (0.082)	
lnED	-0.289** (0.136)	-0.040 (0.027)	-0.405*** (0.119)	0.052 (0.388)	-0.281** (0.115)	
Constant	10.270*** (1.287)	3.448*** (0.240)	20.280*** (3.020)	-4.707 (3.125)	9.561*** (1.126)	
Observations	270	270	270	270	270	
R-squared	0.891	0.814	0.906	0.795	0.912	

列(2)(3)为以产业结构优化为中介变量的估计结果。列(2)是根据模型(3)进行的数字金融对产业结构升级的回归估计,结果表明:数字金融能够在1%的水平下对产业结构升级产生显著的促进作用,作用系数为0.010。列(3)是根据模型(4)进行的数字金融、产业结构升级对用水强度的回归估计,结果表明数字金融对用水强度的作用系数降为-0.101,产业结构升级对用水强度的作用系数为-2.903,均在1%的水平下显著。由此可见,产业结构升级在数字金融对用水强度的影响中发挥了部分中介效应,中介效应占比为22.50%,说明数字金融能够通过促进产业结构升级来抑制用水强度。

列(4)(5)为以技术创新水平为中介变量的估计结果。列(4)是根据模型(3)进行的数字金融对

技术创新水平的回归估计,结果表明数字金融能够在1%的水平下对技术创新水平产生显著的促进作用,作用系数为0.277。列(5)是根据模型(4)进行的数字金融、技术创新水平对用水强度的回归估计,结果表明数字金融对用水强度的作用系数降为-0.087,技术创新水平对用水强度的作用系数为-0.150,均在1%的水平下显著。由此可见,技术创新水平在数字金融对用水强度的影响中发挥了部分中介效应,中介效应占比为32.21%,说明数字金融能够通过提高技术创新水平来抑制用水强度。

综上所述,数字金融能够通过促进地区产业结构升级和技术创新水平,抑制用水强度,产生节水效应,假说二和假说三得到验证。

4.2.2 门槛效应分析

从产业结构升级和技术创新水平视角分析数字金融与用水强度之间的非线性关系。表7为以产业结构升级和技术创新水平为门槛变量的门槛检验结果,结果显示:数字金融对用水强度的作用存在产业结构升级的单一门槛效应和技术创新水平的双重门槛效应。

表7 门槛检验结果

门槛变量	门槛数	门槛值	F值	P值	95%置信区间
lnIS	单一门槛	3.7810	49.32	0.0200	[3.7772, 3.7872]
	双重门槛	3.7184	46.78	0.1067	[3.7151, 3.7227]
lnTI	单一门槛	3.9084	1.82	0.0000	[3.9002, 3.9574]
	双重门槛	2.7432	67.67	0.0000	[2.6952, 2.7926]
	三重门槛	3.0246	29.96	0.5167	[3.0215, 3.0366]

基于门槛检验结果,根据模型(5)进行回归估计,结果如表8所示。列(1)是以产业结构优化为门槛变量的回归结果,结果显示:当lnIS跨越3.7810时,数字金融对用水强度的负面作用从-0.113转变为-0.164,且均在1%的水平下显著。据此可知,产业结构升级在不同门槛区间时,数字金融对用水强度的作用效应不同,数字金融对用水强度的抑制效应随着产业结构的提高而增强。列(2)是以技术创新水平为门槛变量的回归结果,结果显示:当lnTI < 2.7432、2.7432 ≤ lnTI < 3.9084、lnTI ≥ 3.9084时,数字金融作用于用水强度的系数分别为-0.098、-0.121、-0.161,且均在1%的水平下显著。据此可知,随着技术创新水平的提升,数字金融对用水强度的抑制程度递增。

同样地,以单位城区面积用水量作为被解释变量,将数字金融对用水强度的中介效应和门槛效应进行稳健性检验,得出的结论是一致的,限于篇幅,不再赘述。

表 8 门槛效应回归结果

变量	(1) lnWI	(2) lnWI
$\ln DF \cdot I(\ln IS < 3.7810)$	-0.113 *** (0.015)	
$\ln DF \cdot I(\ln IS \geq 3.7810)$	-0.164 *** (0.016)	
$\ln DF \cdot I(\ln TI < 2.7432)$		-0.098 *** (0.012)
$\ln DF \cdot I(2.7432 \leq \ln TI < 3.9084)$		-0.121 *** (0.012)
$\ln DF \cdot I(\ln TI \geq 3.9084)$		-0.161 *** (0.013)
lnEC	-0.171 *** (0.031)	-0.130 *** (0.027)
lnUR	-0.940 *** (0.156)	-0.936 *** (0.134)
lnOP	0.097 *** (0.029)	0.111 *** (0.024)
lnFI	0.338 *** (0.069)	0.224 *** (0.060)
lnED	-0.309 *** (0.082)	-0.377 *** (0.071)
Constant	11.08 *** (0.768)	11.73 *** (0.654)
Observations	270	270
R-squared	0.902	0.929

5 研究结论与建议

以中国 2011—2019 年 30 个省份(除港澳台和西藏)为研究样本,采用中介模型和门槛模型,实证验证了数字金融对用水强度的直接影响、作用机制以及非线性效应。研究表明:第一,数字金融显著降低了用水强度,具有一定的节水效应。分维度分析发现,数字金融覆盖广度、使用深度和数字化程度均起到了抑制用水强度的作用,且使用深度对用水强度的抑制作用最大。异质性分析发现,数字金融对用水强度的抑制作用在东部地区、西部地区显著,在中部地区并不显著;在水资源禀赋短缺的地区,数字金融对用水强度的抑制作用更强;在金融监管宽松的地区,数字金融对用水强度的抑制作用更强。第二,数字金融不仅能直接抑制用水强度,而且能通过促进产业结构升级和提高技术创新水平间接抑制用水强度,其中“数字金融-技术创新水平-用水强度”路径中介效应占比更大。第三,数字金融对用水强度的抑制作用具有产业结构升级的单一门槛效应和技术创新水平的双重门槛效应。在产业结构升级跨越门槛值时,数字金融对用水强度的抑制程度增强,在技术创新水平逐渐增大的 3 个门槛区间内,数字金融对用水强度的抑制程度持续增强。

基于上述研究结论,为推动我国水利高质量发展,加快节水型社会建设,需要强化和重视以下三方

面的政策措施。

首先,大力发展数字金融,促进节水社会建设。数字金融能够显著降低地区用水强度,提高地区水资源用水效率,因此应将水资源保护和水污染防治作为数字金融服务的重要任务之一。不仅要加强 5G、大数据、云计算等数字技术的发展,借助数字技术构建企业水资源利用信息平台,实现金融资源投放精准化、绿色化、节水化,还要加大数字金融对水利基础设施建设、节水项目、节水企业的支持力度,推动“节水贷”落地增效,创新节水金融产品与服务,引导水资源合理利用。此外,加大数字金融支持水权交易力度,加快水权金融服务体系和监管机制建设,推进水权金融产品和服务方式创新,助力全国统一水权交易市场的建立。

其次,合理优化产业结构,充分发掘节水潜力。产业结构的优化升级具有显著的节水效应,为此应坚持以水定产,协调产业间水资源配置,促进水资源高效集约利用,尤其是要加强数字金融对节水服务业的支持,促进智慧节水、合同节水的发展,提升各行业用水精细化管理水平。同时,强化工业用水定额管理,限制高耗水行业发展,加快高耗水项目改造,鼓励水资源梯级利用和循环利用,实现工业结构性节水。

最后,持续提高技术创新,加快提升用水效率。技术创新为降低用水强度提供了强有力的科技支撑,因此,应加快节水领域科技人才队伍建设,加强节水技术研发和推广力度,推动数字技术与水资源管理深度融合,促进智慧水务发展。特别是要充分发挥数字金融优势,从源头上破除企业开发和应用节水技术的融资困境,推动节水技术研发与节水设施普及。

参考文献:

- [1] BRELSFORD C, ABBOTT J K. Growing into water conservation? Decomposing the drivers of reduced water consumption in Las Vegas, NV [J]. *Ecological Economics*, 2017, 133: 99-110.
- [2] YANG J, CHEN X H. Quantification of the driving factors of water use in the productive sector change using various decomposition methods [J]. *Water Resources Management*, 2019, 33(12): 4105-4121.
- [3] 曹俊文,方晓娟. 京津冀水资源消耗时空差异的驱动效应研究[J]. *统计与决策*, 2020, 36(6): 54-58.
- [4] 张乐勤,方宇媛. 安徽省产业结构变化和技术进步对用水效率影响测度与分析:基于完全分解模型[J]. *水文*, 2017, 37(2): 54-58.
- [5] 李珊,张玲玲,丁雪丽,等. 中国各省区工业用水效率影响因素的空间分异[J]. *长江流域资源与环境*, 2019, 28

- (11);2539-2552.
- [6] 章恒全,杨柳,张陈俊. 长江经济带用水量演变的驱动因素与预测:基于 LMDI 与 SD 模型[J]. 工业技术经济,2021,40(6):143-152.
- [7] 许晶荣,黄德春,方隼敏. 中国区域全要素水资源利用效率及其影响[J]. 河海大学学报(哲学社会科学版),2021,23(6):77-84.
- [8] 曹飞. 我国城镇化与用水效率的研究:基于空间库兹涅茨曲线拟合与研判[J]. 价格理论与实践,2017(3):163-166.
- [9] 章恒全,蔡晓莹,张陈俊. 城镇化进程对水资源利用效率影响的实证研究[J]. 管理现代化,2020,40(1):49-52.
- [10] 金巍,沙勇. 经济集聚对用水强度的影响及传导机制[J]. 软科学,2021,35(7):31-37.
- [11] 伍旭川,肖翔. 基于全球视角的普惠金融指数研究[J]. 南方金融,2014,454(6):15-20.
- [12] 陈银娥,孙琼,徐文赞. 中国普惠金融发展的分布动态与空间趋同研究[J]. 金融经济研究,2015,30(6):72-81.
- [13] 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),2020,19(4):1401-1418.
- [14] 田杰,谭秋云,靳景玉. 数字金融能否改善资源错配?[J]. 财经论丛,2021,271(4):49-60.
- [15] LIU H D, YAO P B, LATIF S, et al. Impact of green financing, fintech, and financial inclusion on energy efficiency [J]. Environmental Science and Pollution Research,2022,29(13):18955-18966.
- [16] 汪克亮,赵斌. “双碳”目标背景下数字金融对能源效率的影响研究[J]. 南方金融,2021,541(9):20-31.
- [17] 张云辉,李少芳. 数字金融发展能提升能源效率吗[J]. 财经论丛,2022,283(3):47-55.
- [18] 周哲宇,许凤冉,崔巍,等. 节水财税金融政策模式创新研究[J]. 水利经济,2022,40(1):55-58.
- [19] 张莉. 论水利项目建设中金融支撑的重要作用[J]. 农业科技与信息,2015,466(17):110-111.
- [20] 张建斌. 金融支持水权交易:内生逻辑、运作困境和政策选择[J]. 经济研究参考,2015,2687(55):9-16.
- [21] 高晓燕,王远,赵晓卉. 绿色金融发展对我国水资源节约的影响研究[J]. 环境保护,2019,47(20):43-45.
- [22] 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,2022,474(1):50-66.
- [23] NOAILLY J, SMEETS R. Financing energy innovation: internal finance and the direction of technical change[J]. Environmental and Resource Economics, 2022, 83:145-169.
- [24] 姚凤阁,王天航,谈丽萍. 数字普惠金融对碳排放效率的影响:空间视角下的实证分析[J]. 金融经济研究,2021,36(6):142-158.
- [25] 唐松,伍旭川,祝佳. 数字金融与企业技术创新:结构特征、机制识别与金融监管下的效应差异[J]. 管理世界,2020,36(5):52-66.
- [26] FAN W L, WU H Q, LIU Y. Does digital finance induce improved financing for green technological innovation in China? [J]. Discrete Dynamics in Nature and Society, 2022(1):1-12.
- [27] 乔彬,赵广庭,沈烁华. 数字普惠金融能促进企业绿色创新吗?[J]. 南方金融,2022(3):14-27.
- [28] 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.

(收稿日期:2022-09-16 编辑:高虹)

(上接第7页)

- [17] 吴洁,张云,韩露露. 长三角城市群绿色发展效率评价研究[J]. 上海经济研究,2020(11):46-55.
- [18] HOU Youxin, ZHANG Kerong, ZHU Yuchen, et al. Spatial and temporal differentiation and influencing factors of environmental governance performance in the Yangtze River Delta, China [J]. Science of The Total Environment, 2021, 801:149699.
- [19] 杨骞,刘鑫鹏,孙淑惠. 中国科技创新效率的区域差异及其成因识别:基于重大国家区域发展战略[J]. 科学学,2022,40(5):927-937.
- [20] 孙燕铭,谌思邈. 长三角区域绿色技术创新效率的时空演化格局及驱动因素[J]. 地理研究,2021,40(10):2743-2759.
- [21] 周亮,车磊,周成虎. 中国城市绿色发展效率时空演变特征及影响因素[J]. 地理学报,2019,74(10):2027-2044.
- [22] TOBIN J. Estimation of relationships for limited dependent variables [J]. Econometrica: Journal of the Econometric Society, 1958: 24-36.
- [23] MARTINUS K, SUZUKI J, BOSSAGHZADEH S. Agglomeration economies, interregional commuting and innovation in the peripheries [J]. Regional Studies, 2020, 54(6):776-788.
- [24] 郭金花,郭檬楠,郭淑芬. 中国城市科技人才集聚促进了全要素生产率增长吗:来自285个地级市的经验研究[J]. 科技进步与对策,2021,38(7):48-55.
- [25] 孙红军,张路娜,王胜光. 科技人才集聚、空间溢出与区域技术创新:基于空间杜宾模型的偏微分方法[J]. 科学学与科学技术管理,2019,40(12):58-69.

(收稿日期:2022-12-14 编辑:骆超)