

数字普惠金融改善了城市空气质量吗?

——来自中国285个城市的经验证据

刘松涛 罗炜琳*

摘要:空气质量关乎千家万户与高质量发展成色,推动发展方式绿色转型是把握大气污染防治主动权的根本之策。本文使用2011—2021年中国285个城市的面板数据,分别以北京大学数字普惠金融指数与 $PM_{2.5}$ 、 PM_{10} 和 PM_1 这三个不同当量直径的空气颗粒物平均浓度来衡量数字普惠金融发展水平与空气质量,考察了数字普惠金融对城市空气质量的影响效应与内在机理。研究发现,数字普惠金融显著降低了城市 $PM_{2.5}$ 、 PM_{10} 和 PM_1 浓度,改善了空气质量。使用工具变量估计、自变量滞后一期回归等方法进行检验,结果保持稳健。异质性分析表明,数字普惠金融对城市空气质量的影响具有地理方位、行政级别、资源储备异质性。基于发展方式绿色转型的机制分析表明,数字普惠金融通过推动产业结构升级、助力创新能力提升、促进数字创新创业,从而改善城市空气质量。门槛效应检验发现,数字普惠金融对城市空气质量的影响存在非线性门槛特征。文章的研究结论为发挥数字普惠金融赋能绿色高质量发展、助力大气污染防治的实践提供了可靠的理论与经验证据。

关键词:数字普惠金融;城市空气质量;发展方式绿色转型;门槛效应

一、问题的提出

空气质量关乎群众切身利益与经济社会高质量发展。近年来,以雾霾以及 $PM_{2.5}$ 为主要特征的空气污染事件频发,引发社会各界高度关注,已成为群众“心肺之患”和经济社会“不可承受之痛”。党的十八大以来,大气污染防治攻坚战取得决定性进展,空气质量实现突破性改善。当前,中国经济社会已加快进入绿色化、低碳化的高质量发展阶段。但不容忽视的是,空

*刘松涛(通讯作者),广州市社会科学院财政金融研究所,邮政编码:510410,电子邮箱:nba136@vip.qq.com;罗炜琳,中国人民银行龙岩市分行,邮政编码:364000,电子邮箱:luoweiling100@163.com。

本文获国家社会科学基金一般项目“经济下行压力加大条件下农村家庭债务风险生成机理、影响因素及防范机制研究”(19BJY162)、中国博士后科学基金面上项目“数字金融促进农村居民家庭消费的效应、机制与对策”(2021M700929)、广州市宣传文化人才培养专项经费的支持。感谢匿名审稿专家和编辑老师所提修改建议。文责自负。

气污染防治面临的结构性、根源性、趋势性压力^①尚未根本缓解,蓝天保卫战虽已取得一定成效但仍不稳固,空气污染防治整体形势依然严峻^②,高能耗行业这一长期困扰空气质量改善的深层次存量问题尚未根本解决,机动车辆尾气排放等新的增量问题又陆续叠加,全面深化空气污染防治的需求变得更为突出、越发紧迫。党的二十大报告提出持续深入打好蓝天、碧水、净土保卫战,对空气污染防治作出新部署新要求。2023年7月,习近平总书记在全国生态环境保护大会上强调坚持把绿色低碳发展作为解决生态环境问题的治本之策。2024年政府工作报告提出加强生态文明建设,协同推进降碳、减污、扩绿、增长。由此可见,在绿色低碳高质量发展加速推进且工业排放仍然是中国最大碳排放源的现实情境下,加快发展方式绿色转型是应对空气污染防治压力、增强空气污染防治能力、把握空气污染防治主动权的根本之策,事关当前及未来一段时期高质量发展全局与空气污染防治成败。

金融在推动经济社会绿色高质量发展、保护和改善生态环境方面发挥着重要作用。已有研究发现,金融发展具有环境效应,能够通过助力生产技术升级、强化环境风险管理、转变日常生活方式等渠道推动生产生活绿色化,从而改善空气质量(Jalil & Feridun, 2011; 黄建欢等, 2014; 严成樑等, 2016)。但这些研究主要关注传统金融的环境效应,而数字普惠金融与传统金融差异较大。近年来,富有中国特色的数字普惠金融重构了传统金融发展模式,创造了新的金融发展形态,改变了金融市场竞争格局,提升了金融服务质效,实现了对经济社会绿色低碳高质量发展的全方位赋能,这意味着数字普惠金融可能具有更强的环境效应。纵观已有文献,直接聚焦数字普惠金融与空气质量的研究相对有限。Wen等(2022)、郑万腾等(2022)发现数字金融通过助力产业转型与技术创新推动工业三废^③减排,但其关注点是工业污染以及整体环境状况,而非聚焦空气质量。少部分学者发现数字普惠金融能够改善空气质量。Ma等(2023)构建商业银行数字化转型指数,发现商业银行数字化降低了当地及周边城市的PM_{2.5}排放。李从欣和孙雪佳(2022)使用京津冀地区13个城市面板数据,发现数字普惠金融降低了PM_{2.5}浓度。Yang等(2022)使用北京大学数字普惠金融指数和中国283个城市数据,发现数字普惠金融降低了PM_{2.5}浓度。刘松涛等(2021)使用1715个县域面板数据,同样发现数字普惠金融降低了PM_{2.5}浓度,抑制了雾霾污染。

综上所述,尽管关于数字普惠金融与空气质量的研究为数不多,但学者们已经取得一定共识,即数字普惠金融同样具有环境效应,能够改善空气质量,这为本文的研究提供了重要的

^①根据《2022年中国生态环境状况公报》披露的数据,在2022年间,全国339个地级及以上城市中仍有126个城市空气质量超标,占比超过1/3;在339个地级及以上市的平均超标天数中,以PM_{2.5}为首要污染物的超标天数占总超标天数的36.9%,位居所有污染物之首。

^②2024年3月,生态环境部总工程师、大气环境司司长刘炳江在接受北京青年报采访时表示,今年推动PM_{2.5}浓度稳定下降、空气质量持续改善的压力依然较大,要最大程度发挥“人努力”的作用。

^③即废水、废气、固体废弃物。

文献支撑。与此同时,本文认为上述研究在空气质量衡量指标选取、影响机制探讨等方面仍存在一定拓展空间。从空气质量衡量指标来看,这些研究主要使用PM_{2.5}浓度。尽管PM_{2.5}作为可吸入颗粒物对人体健康危害较大而备受关注,成为衡量空气污染最重要的指标,但也应看到另外两个常见指标可吸入颗粒物PM₁₀和超细颗粒物PM₁的危害同样不容忽视,数字普惠金融对PM₁₀和PM₁的影响同样值得关注。从异质性效应来看,这些研究大多探讨城市地理位置导致的差异影响,未能关注可能存在的城市行政级别、资源储备等异质性。从影响机制来看,这些研究主要围绕数字技术和信贷可得进行机制分析,较少聚焦发展方式绿色转型这一关键机制展开探讨。从影响效应来看,这些研究主要探讨数字普惠金融对空气质量的线性影响,很少关注数字普惠金融对空气质量的影响是否存在非线性的门槛效应。还有部分研究未能处理计量模型可能存在的内生性,这会导致估计结果不够稳健。

本文使用2011—2021年中国285个城市作为样本,实证研究数字普惠金融对城市空气质量的影响,探讨可能存在的城市异质性以及门槛效应,重点关注发展方式绿色转型这一关键机制所发挥的作用。相较于已有文献,本文的边际贡献可能在于以下四个方面:一是空气质量衡量指标方面,同时纳入PM_{2.5}、PM₁₀和PM₁这三个不同当量直径的空气颗粒物浓度,既能够更为客观全面地衡量城市空气质量,也可能发现数字普惠金融对不同当量直径的空气颗粒物浓度的差异性影响。二是异质性效应方面,关注城市行政级别以及资源储备造成的差异,能够为不同类型城市因地制宜推进差异化的数字普惠金融实践从而改善城市空气质量提供经验证据。三是影响机制方面,把握绿色高质量发展这一解决生态环境问题的治本之策,聚焦发展方式绿色转型这一关键机制,解构数字普惠金融与城市空气质量之间存在的内在逻辑关系,能够为数字普惠金融赋能绿色高质量发展、助力空气污染防治的实践提供思路。四是门槛效应方面,探讨不同发展水平下数字普惠金融对城市空气质量可能存在的门槛效应,能够更为客观深入地掌握数字普惠金融的环境效应。

本文剩余内容安排如下:第二部分为理论分析与研究假说,第三部分为计量模型、变量与数据,第四部分为基准实证结果与经济分析,第五部分为机制检验,第六部分为门槛效应检验,第七部分为研究结论与实践启示。

二、理论分析与研究假说

(一)数字普惠金融对城市空气质量的改善效应

融合了大数据、云计算、人工智能等新一代信息技术的数字普惠金融拥有天然的绿色属性。基于“数据+算法+算力+场景+移动智能终端”的综合运用,数字普惠金融打破时空限制,推动金融资源高效流动,实现投融资双方的有效对接和精准匹配,拓宽了应用场景,提升了金融资源利用率,在助推发展方式绿色转型、助力生态环境质量改善方面独具优势。一方面,数

字普惠金融在推动生产生活绿色化方面具有天然优势。数字普惠金融打破传统金融服务所受到的时间、空间和渗透限制,大幅降低了人力成本和业务能耗,显著提高了业务多元化水平、风险管理能力和金融服务质效,有力缓解了长尾客户长期遭遇的金融排斥(郭峰等,2020; Ma et al., 2023),这既能够减少市场主体获取金融服务过程中产生的污染排放,也有助于生产工艺相对落后、管理水平相对粗放的市场主体推进生产工艺改造、技术创新和绿色管理,从而改善城市空气质量(Chen & Zhang, 2021; 许钊等, 2021)。同时,数字普惠金融产生的数字溢出也能够将数字化理念和数字化运营模式传递到各类市场主体和社会群体中(刘松涛等, 2023),从而带动生产生活数字化,这也有助于节能减排。另一方面,数字普惠金融与数字创新创业能够形成良性互动。数字普惠金融是技术导向型产品,也是数字创新创业的产物。伴随着数字普惠金融发展水平提升,其对新一代数字技术的应用需求和迭代速度提出了更高要求,这会传导至学术界和产业界,带动学术领域和产业领域的技术创新和数字创新创业,而技术创新和数字创新创业均是改善生态环境的关键(李广昊、周小亮, 2021; 郑金辉等, 2024)。与此同时,学术界和产业界涌现的技术创新和数字创新创业又会反哺数字普惠金融,进一步推动数字普惠金融发展,由此不断循环往复,推动城市空气质量改善(Hommel & Bican, 2020)。基于此,本文提出如下假说:

假说1:数字普惠金融能够改善城市空气质量。

(二)基于发展方式绿色转型的机制分析

1. 产业结构升级机制

产业结构升级是考察发展方式绿色转型的机制之一。数字普惠金融能够推动产业结构升级。从金融资源供给端看,数字普惠金融具有信息发现优势,能够缓解银企信息不对称,纠正金融资源错配,加快生产要素跨产业流动,持续赋能技术升级与业态创新,加速新质转型与绿色生产,推动产业结构高级化与绿色化(Chen & Zhang, 2021; 许钊等, 2021)。从消费市场需求端看,以数字消费信贷、移动支付等为代表的数字普惠金融业务显著改变了消费者的消费方式、消费结构和消费理念,具有释放消费潜力、促进消费扩容提质的作用,特别是能够增加数字消费、绿色消费、健康消费等新型消费需求,这种需求端的变化将传导至供给端,倒逼产业结构加速转型升级以适应新型消费需要(许钊等, 2021; 龙云安等, 2023)。

进一步地,产业结构升级能够改善城市空气质量。工业排放是空气污染的重要来源,我国超过70%的碳排放来自生产领域,特别是工业生产领域(Wang et al., 2018)。长期以来,以煤炭、钢铁、有色金属、建材、石化为代表的传统高耗能高排放行业对空气污染防治形成了较大压力。数字普惠金融能够引导金融活水精准支持前述重点行业转型升级,推进节能改造和污染物深度治理,有助于加速传统产业全面绿色升级(Cheng et al., 2018; Wang et al., 2018)。与此同时,数字普惠金融改变了消费者的消费行为,增加了新型消费需求,也能够传导至产业

层面,催生更加“绿意盎然”和环境友好的新产业、新业态、新模式(郑万腾等,2022)。总而言之,构建绿色低碳的环境友好型现代产业体系是解决生态环境问题、实现减污降碳的重要抓手,特别是在工业排放长期作为中国最大碳排放源的现实情境下,推动产业结构升级、提升产业体系低碳化水平关乎空气污染防治成败。基于此,本文提出如下假说:

假说2:数字普惠金融通过推动产业结构转型来改善城市空气质量。

2. 创新能力提升机制

创新能力提升是考察发展方式绿色转型的机制之二。数字普惠金融能够助力创新能力提升。一方面,数字普惠金融能够矫正传统金融领域长期存在的资源错配和结构扭曲,助力市场主体创新。数字普惠金融的普惠包容与便捷高效显著扩大了金融资源覆盖面,提高了投融资撮合效率,有助于矫正传统金融的“属性错配”“领域错配”和“阶段错配”(唐松等,2020),从整体上降低要素错配程度(张永恒、王家庭,2020),更精准有力地引导金融活水及时滴灌真正有创新需求的市场主体,为市场主体创新赋能聚力。另一方面,数字普惠金融产生的数字溢出也有助于市场主体创新。数字化程度高是数字普惠金融的特色,实体部门在使用数字普惠金融业务过程中,也同时获得了与数字化经营管理相关的数字技术,典型表现之一即数字普惠金融的业务线上化、数据云端共享等数字技术能够带动实体部门,特别是小微企业和个体工商户加快数字技术应用,提升数字创新能力(刘松涛等,2023)。

进一步地,创新能力提升能够改善城市空气质量。回顾环境治理历程,科技创新和技术进步始终是驱动节能减排、深化空气污染防治的第一动力(Cheng et al., 2018)。从创新驱动环境治理来看,创新为实现更加精准科学的环境治理以及更深度的社会公众参与提供了可能,从应用物联网、遥感技术的实时高分辨率大范围环境监测与污染源追踪,到基于大数据与人工智能的环境监测数据精准分析预测与模拟,再到运用技术改造和数字化提高资源利用率和企业管理效率、实现节能减排,以及共享出行、无纸化登机更加绿色环保的新业态和生活方式,均需要技术创新作为支撑,这表明创新为改善空气质量、保护生态环境提供了更加有力的支持(Cheng et al., 2018;解春艳等,2017;余昱等,2020)。从经济发展、生活需求与环境友好三重目标来看,中国庞大体量的经济保持中高速增长与数量众多的人口日益增加的生活需求必然产生一定量的空气污染物,而节能减排与空气污染防治决不能简单对能源消耗“一刀切”,需要找寻一条充分考量经济发展、居民生活与环境保护的平衡路径,既保障企业合理排放需求,也不能以降低居民生活质量作为代价,因此根本上要通过技术创新来提高能源利用效率与空气污染防治能力(Wang et al., 2018)。基于此,本文提出如下假说:

假说3:数字普惠金融通过提升创新能力来改善城市空气质量。

3. 数字创新创业机制

数字创新创业是考察发展方式绿色转型的机制之三。数字普惠金融能够促进数字创新

创业。数字普惠金融本就是数字创新创业的产物,其是与数字经济高度匹配的金融形态,在助力数字创新创业方面具有天然优势,能够发挥数字创新创业“导航仪”的功能,与数字创新创业形成良性互动。近年来,以大数据、云计算、人工智能等为代表的数字技术与普惠金融业务深度融合,促进了金融服务提质增效,推动了经济发展动力转换、数字经济与实体经济融合发展,成为助力数字创新创业的重要动能。依托数字化金融服务平台,数字普惠金融实现了新一代信息技术与数据要素在金融业务的深度应用,进一步激活金融要素、拓展金融功能、创新业务模式、优化服务流程、提高价值贡献,能够以高效的跨界信息共享机制打破信息不对称这一长期桎梏,实现资金、资源、市场、技术的互联互通,从海量投融资需求中快速识别与匹配,提高数字创新创业投融资撮合效率,为市场主体的数字创新创业提供更有力的金融支持,这为市场主体数字创新创业打开了空间(Hommel & Bican,2020;郑金辉等,2024)。

进一步地,数字创新创业能够改善城市空气质量。已有研究发现,尽管数字经济对能源消耗和碳排放的影响是非线性的,但整体而言仍然具有明显的节能减排效应(孙文远、周浩平,2022;王香艳、李金叶,2022)。数字创新创业带来了以数字化、绿色化、平台化、共享化为特征的新产业、新业态、新商业模式,推动数字技术与实体经济深度融合,赋能传统产业低碳转型,实现了经济活动中资源利用率提升且碳减排减少这一革命性变化(李广昊、周小亮,2021)。与此同时,数字创新创业带来的绿色导向效应也从源头上改变了生产生活中的资源消耗模式,资源循环利用更加高效,低碳生活理念深入人心,诸如共享单车和新能源汽车等绿色低碳出行方式、电子发票和线上支付等无纸化生活方式、以支付宝蚂蚁森林为代表的游戏化公益类别的高自觉性、高践行度的亲环境行为深入人心,这能够推动生产生活绿色化,从而改善城市空气质量(李梦娣,2018;芦慧等,2020)。据此,本文提出如下假说:

假说4:数字普惠金融通过促进数字创新创业来改善城市空气质量。

以上数字普惠金融对城市空气质量的影响机制见图1。

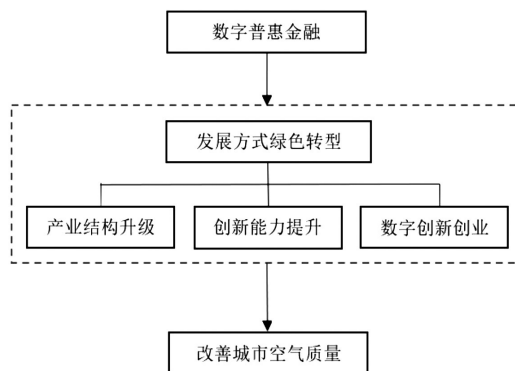


图1 数字普惠金融改善城市空气质量的机制

三、计量模型、变量与数据

(一)模型构建

结合研究目标与所获数据,本文构建如下回归模型:

$$Airquality_{i,t} = \alpha + \beta DFII_{i,t} + \delta Control_{i,t} + \delta_i + v_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

式(1)中, α 为常数项; $Airquality_{i,t}$ 为空气质量,使用PM_{2.5}、PM₁₀和PM₁这三个不同当量直径的空气颗粒物平均浓度来衡量,PM_{2.5}、PM₁₀和PM₁的平均浓度越高表明空气质量越差,反之则越好; $DFII_{i,t}$ 为数字普惠金融,使用北京大学数字普惠金融指数来衡量; $Control_{i,t}$ 为控制变量; β 和 δ 分别表示数字普惠金融和控制变量的系数,如果数字普惠金融发展水平的提升能够改善空气质量,则系数 β 为负,反之为正; i 和 t 分别表示第 i 个城市和第 t 年; δ_i 是个体固定, v_t 是时间固定, $\varepsilon_{i,t}$ 为服从零均值正态分布的随机扰动项,即 $\varepsilon_{i,t} \sim (0, \sigma^2)$ 。

(二)变量选取与数据来源

1. 因变量

本文的因变量为城市空气质量,结合学者研究和我国大气污染防治实践,使用城市PM_{2.5}、PM₁₀和PM₁这三个不同当量直径的空气颗粒物平均浓度来衡量(李小飞等,2012;周宏春,2020)。其中,PM_{2.5}数据来自达尔豪斯大学大气成分分析组发布的卫星云图,PM₁₀和PM₁数据来自Wei等(2019;2021)提供的中国高分辨率高质量PM₁₀和PM₁数据集,使用ArcGIS提取各城市的PM_{2.5}、PM₁₀和PM₁平均浓度。

2. 自变量

本文的自变量为数字普惠金融,使用北京大学数字普惠金融指数来衡量。该指数由北京大学数字金融研究中心编制与发布(郭峰等,2020)。

3. 控制变量

结合研究目标并借鉴已有文献,本文在模型中纳入了以下可能影响城市空气质量的变量。一是经济发展。经济发展会影响环境质量,且可能存在“环境库兹涅茨曲线”(Grossman & Krueger, 1995; 齐绍洲、严雅雪, 2017)。本文使用GDP衡量经济发展,同时加入“GDP的平方”,用于检验“环境库兹涅茨曲线”。二是金融发展。金融是现代经济的核心,金融发展能够提高资金配置效率,引导资金流向环境友好型产业。本文使用“金融机构年末存贷款总额与GDP的比值”衡量金融发展。三是高铁。相较于传统燃油车与飞机,高铁更为绿色低碳,也能促进高端要素聚集,推动城市产业结构转型(孙伟增等,2022)。四是财政支出规模。财政支出规模体现政府财力资源,政府的购买性支出会影响环境质量。本文使用“财政一般预算内支出与GDP的比值”衡量财政支出规模。五是外贸依存度。外贸发展可能产生一定环境风

险,但伴随着贸易质量提升和环保政策落实,环境质量将得到改善。本文使用“进出口总额与GDP的比值”衡量外贸依存度。六是外资依存度。外资带来的先进管理理念和生产技术溢出有助于提高生产效率,这会影响空气质量。本文使用“实际利用外商投资额与GDP的比值”衡量外资依存度。如无特别说明,上述控制变量数据均来自历年《中国城市统计年鉴》、Wind数据库以及城市统计公报,部分缺失数据使用线性插值法进行填补。各变量定义及描述性统计见下表1。

表1 变量定义及描述性统计

	变量名称	变量定义	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
因变量	城市空气质量(PM _{2.5})	空气中PM _{2.5} 平均浓度(微克/立方米)	3135	40.92	14.85	11.65	106.3
	城市空气质量(PM ₁₀)	空气中PM ₁₀ 平均浓度(微克/立方米)	3135	77.99	29.78	25.93	195.4
	城市空气质量(PM ₁)	空气中PM ₁ 平均浓度(微克/立方米)	3135	25.22	9.267	7.719	60.92
自变量	数字普惠金融	数字普惠金融指数(取对数)	3135	5.116	0.517	2.891	5.888
控制变量	GDP	GDP(取对数)	3135	16.63	0.933	14.11	19.88
	GDP的平方	GDP的平方(取对数)	3135	277.5	31.45	199.0	395.4
	金融发展	金融机构年末存贷款总额与GDP的比值	3135	1.045	0.612	0.132	7.450
	高铁	是否开通高铁	3135	0.553	0.497	0	1
	财政支出规模	财政一般预算内支出与GDP的比值	3135	0.203	0.102	0.0439	0.916
	外贸依存度	进出口总额与GDP的比值	3135	0.175	0.282	0	2.491
	外资依存度	实际利用外商投资额与GDP的比值	3135	0.0153	0.0161	0	0.116

四、实证结果与经济分析

(一)数字普惠金融影响城市空气质量的基准回归

为缓解遗漏变量问题,本文使用双向固定效应模型进行检验。从下表2的(1)—(3)列可知,数字普惠金融的估计系数均显著为负,即数字普惠金融显著降低了PM_{2.5}、PM₁₀和PM₁的浓度,表明数字普惠金融具有显著的空气质量改善效应,原因可能同前所述,均等普惠、便捷高效、绿色低碳的数字普惠金融通过助力发展方式绿色转型,实现了节能减排,改善了城市空气质量。本文还发现数字普惠金融对PM_{2.5}、PM₁₀和PM₁这三个不同当量直径的空气颗粒物浓度的降低幅度存在一定差异,具体表现为PM₁最小、PM_{2.5}次之、PM₁₀最大,原因可能同这三个空气颗粒物的来源存在差异且具有包含关系有关。PM₁主要来自汽车尾气、厨房油烟、生物质燃烧等,PM_{2.5}和PM₁类似,PM₁₀还包括工业生产中的大型颗粒物排放、土壤风沙等(周志恩等,2013)。简言之,PM₁₀的来源既包含PM_{2.5}和PM₁的所有来源,还包含一些能产生更大颗粒物的

来源,即 PM_1 是 $PM_{2.5}$ 的一个子集,而 $PM_{2.5}$ 又是 PM_{10} 的一个子集,且 $PM_{2.5}$ 质量占 PM_{10} 一半以上, PM_1 质量又占 $PM_{2.5}$ 的70%以上(周宏春,2020)。

表2 数字普惠金融影响城市空气质量的基准回归结果

	(1)	(2)	(3)
	$PM_{2.5}$	PM_{10}	PM_1
数字普惠金融	-5.1359*** (1.2275)	-12.1658*** (1.8671)	-3.6436*** (0.6316)
GDP	62.4101*** (6.5183)	95.5342*** (10.1920)	40.3248*** (3.3374)
GDP的平方	-2.0259*** (0.1946)	-2.8761*** (0.3049)	-1.2604*** (0.0999)
金融发展	-0.8380*** (0.3251)	-1.6015*** (0.6103)	-0.2437 (0.1564)
高铁	-0.4909* (0.2791)	0.0498 (0.4535)	-0.0562 (0.1436)
财政支出规模	-5.4458* (3.0950)	20.3773*** (5.3335)	0.3516 (1.4220)
外贸依存度	-5.2739*** (0.9125)	-7.3446*** (1.8180)	-2.5775*** (0.5145)
外资依存度	-58.1051*** (10.1095)	-134.1580*** (17.0573)	-29.6281*** (5.4795)
常数项	-404.5809*** (52.7302)	-649.7367*** (82.3005)	-275.9526*** (26.7112)
城市固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
观测值	3135	3135	3135
R^2	0.928	0.955	0.953
F值	31.58***	27.75***	31.39***

注:*、**和***分别表示10%、5%和1%的统计显著水平;括号内为聚类到城市的稳健标准误;如无特别说明,下同。

(二)内生性讨论

虽然本文已使用固定效应模型并控制了一系列城市特征变量,但数字普惠金融与城市空气质量之间的因果关系仍面临反向因果与遗漏变量造成的内生性挑战。数字普惠金融可能通过助力绿色高质量发展来改善城市空气质量,但空气质量较差的城市也可能更倾向于发展数字普惠金融来实现节能减排,二者还可能同时受到不可观测因素的干扰。这均可能导致基准回归估计有偏。为此,本文使用份额转移工具变量回归与自变量滞后一期回归来缓解内生性问题。

1. 份额转移工具变量回归

本文借鉴柏培文和喻理(2021)的思路,构建份额转移工具变量“1984年各城市邮局数量 \times 全国互联网端口数量”。1984年各城市邮局数量用来衡量历史上各城市数字基础设施水平,

为匹配面板模型,引入时变变量“全国互联网端口数量”,构建具有动态特征的交互项工具变量。工具变量选取原因如下:从相关性条件看,1984年邮局数量能够反映城市历史上的通信基础设施水平,原因在于“邮电分离”之前,邮局承担着固网业务,固网则是数字普惠金融发展的重要基础,因而1984年邮局数量与数字普惠金融相关。互联网端口能够衡量互联网宽带网络规模与能力,是重要的数字普惠金融基础设施,同样与数字普惠金融关系密切,能够从侧面反映数字普惠金融发展水平。从外生性条件看,1984年距今已有四十年,期间邮局数量因行政区划调整等原因出现了一定变化,这一历史数据拥有典型的外生优势,且四十年来,信息技术的飞速发展深刻改变了通信方式,人们已从当年的“见字如面”迈入现今的“时空同步”,邮局承担的通信功能大幅下降,对城市空气质量的影响几乎可以忽略不计。互联网端口数量体现的是宽带网络的连接端口数量,同样很难直接影响城市空气质量。工具变量回归结果见下表3。一阶段回归结果通过了1%的统计水平检验,工具变量的相关性得到验证,且F值显著大于10,表明工具变量与内生变量具有较强的关联性,是一个强工具变量。二阶段回归中,数字普惠金融与PM_{2.5}、PM₁₀和PM₁这三个不同当量直径的空气颗粒物浓度均呈显著负相关,且三个回归系数绝对值均较基准回归出现明显提升,说明数字普惠金融的内生性造成OLS估计的向下偏误,导致其对城市空气质量的改善效应被低估。

表3 份额转移工具变量回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	一阶段	二阶段	二阶段	二阶段
	数字普惠金融	PM _{2.5}	PM ₁₀	PM ₁
1984年各地级市邮局数量×全国互联网端口数量	-0.0000*** (0.0000)			
数字普惠金融		-71.9224*** (19.7737)	-100.6667*** (26.8075)	-39.1988*** (10.2514)
控制变量	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
观测值	2464	2464	2464	2464
一阶段F值	17.79***			
F值		10.06***	12.13***	9.512***
Kleibergen-Paap rk LM statistic		18.907(0.00)	18.907(0.00)	18.907(0.00)
Kleibergen-Paap rk Wald F statistic		17.791	17.791	17.791
Cragg-Donald Wald F statistic		52.85	52.85	52.85

注:Kleibergen-Paap rk LM statistic 括号内为P值;Kleibergen-Paap rk LM statistic 的统计量为18.907,在1%的统计水平下显著,说明工具变量通过不可识别检验;Kleibergen-Paap rk Wald F statistic 和Cragg-Donald Wald F statistic 的统计量分别为17.791和52.85,均大于10%的临界值16.38;由于只使用一个工具变量,不存在过度识别问题,因此该结果是可靠的;因行政区划调整的原因,部分城市1984年邮局数量为空值,因此回归观测值存在部分缺失;为节省篇幅,此处未展示控制变量结果,下同。

2. 自变量滞后一期回归

数字普惠金融对城市空气质量的影响可能存在时滞。为进一步缓解内生性问题,本文将自变量数字普惠金融滞后一期进行回归,考察上期数字普惠金融对当期城市空气质量的影响,这也有助于缓解反向因果(Wooldridge, 2010),原因是当期空气质量不会影响历史空气质量,但数字普惠金融的历史发展水平是当期发展水平的基础,会影响当期空气质量。自变量滞后一期回归结果见下表4,可以看到滞后一期的数字普惠金融对PM_{2.5}、PM₁₀和PM₁这三个不同当量直径的空气颗粒物浓度的影响均显著为负,同基准回归保持一致,表明数字普惠金融的确能够改善城市空气质量。

表4 自变量滞后一期回归结果

	(1)	(2)	(3)
	PM _{2.5}	PM ₁₀	PM ₁
数字普惠金融	-6.5500*** (1.4031)	-13.5092*** (2.0570)	-4.3556*** (0.6860)
控制变量	是	是	是
常数项	-501.6370*** (60.3967)	-714.3491*** (95.9966)	-336.9604*** (31.7624)
城市固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
观测值	2850	2850	2850
R ²	0.927	0.953	0.951
F值	27.25***	25.13***	26.96***

注:自变量数字普惠金融指数时间跨度为2011—2020年,因变量PM_{2.5}、PM₁₀和PM₁的时间跨度为2012—2021年。

(三)稳健性检验

1. 替换自变量回归

数字普惠金融强调数字包容,旨在进一步提升金融服务可得性,为不同社会群体,特别是长尾客户提供可持续的金融服务(郭峰等,2020)。由此可见,覆盖范围更加广泛是数字普惠金融最显著的特征和最重要的贡献,也是衡量数字普惠金融发展水平最重要的指标。本文将自变量替换为“数字普惠金融覆盖广度指数”,检验数字普惠金融覆盖广度对城市空气质量的影响。从下表5可知,数字普惠金融覆盖广度对PM_{2.5}、PM₁₀和PM₁这三个不同当量直径颗粒物浓度的影响均显著为负,表明伴随着数字普惠金融覆盖广度增加,城市空气质量出现改善,替换自变量没有改变前文的回归结果。

表5 替换自变量回归结果

	(1)	(2)	(3)
	PM _{2.5}	PM ₁₀	PM ₁
数字普惠金融覆盖广度	-2.4837*** (0.6791)	-4.9699*** (1.1211)	-1.4075*** (0.3709)
控制变量	是	是	是
常数项	-421.2401*** (54.6934)	-658.1486*** (85.7769)	-275.7196*** (27.7513)
城市固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
观测值	3135	3135	3135
R ²	0.928	0.955	0.952
F值	31.10***	24.62***	29.62***

2. 剔除残差项

参考Cezar(2014)、范兆斌和张柳青(2017)的做法,剔除残差项(绝对值)大于2倍标准差的样本重新进行回归,检测外部环境变化对基准回归结果的影响。从下表6可知,数字普惠金融对PM_{2.5}、PM₁₀和PM₁这三个不同当量直径颗粒物浓度的影响同样为负,也都通过了1%的统计检验,表明本文的实证结果具有较强的稳健性。

表6 剔除残差项(绝对值)大于2倍标准差的样本回归结果

	(1)	(2)	(3)
	PM _{2.5}	PM ₁₀	PM ₁
数字普惠金融	-5.1006*** (1.0356)	-12.2582*** (1.7839)	-3.2268*** (0.5505)
控制变量	是	是	是
常数项	-463.7043*** (44.4726)	-695.3021*** (79.9422)	-266.5981*** (22.4952)
城市固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
观测值	2985	2985	2968
R ²	0.949	0.963	0.967
F值	47.66***	31.23***	46.11***

(四)异质性检验

前文基于总样本的估计可能掩盖数字普惠金融在改善城市空气质量上存在的城市差异。这部分从地理方位、行政级别、资源储备这三个层面入手,将全样本城市分别划分为东部城市与中西部城市、高行政级别城市与低行政级别城市、资源型城市与非资源型城市,从数据

层面检验数字普惠金融改善城市空气质量的异质性效应。

1. 东部城市与中西部城市

本文根据国家统计局对东中西部地区的划分,将样本城市划分为东部城市与中西部城市。下表7展示了数字普惠金融对东部城市与中西部城市 $PM_{2.5}$ 、 PM_{10} 和 PM_1 这三个不同当量直径颗粒物浓度的影响。从结果可知,相较于中西部城市,数字普惠金融对东部城市 $PM_{2.5}$ 浓度和 PM_{10} 浓度的降低幅度更大,原因可能是东部城市经济体量更大,人口数量更多,交通排放、工业排放以及大型颗粒物排放较高,数字普惠金融有着更多用武之地。值得关注的是,数字普惠金融显著降低了中西部城市 PM_1 浓度,但对东部城市 PM_1 的影响虽为负值却不具统计显著性,可能是因为 PM_1 是一种超细颗粒物,来源包括农业废弃物等生物质燃烧,而近年来数字普惠金融在广袤的中西部农村地区大展身手,推动了包括农村秸秆焚烧在内的农业废弃物无害化处理和农业资源化利用,助力农业清洁生产从而减少 PM_1 排放。

表7 东部城市与中西部城市异质性检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	东部城市	中西部城市	东部城市	中西部城市	东部城市	中西部城市
	$PM_{2.5}$	$PM_{2.5}$	PM_{10}	PM_{10}	PM_1	PM_1
数字普惠金融	-5.7749** (2.7665)	-3.0043** (1.4009)	-15.7184*** (4.7630)	-6.5347*** (2.0824)	-0.8495 (1.3419)	-3.4532*** (0.7760)
控制变量	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	1100	2035	1100	2035	1100	2035
R^2	0.937	0.929	0.960	0.956	0.962	0.952
F值	9.695***	32.82***	16.93***	23.74***	14.63***	33.72***
费舍尔组合检验	2.7706(0.00)		9.1837(0.00)		2.6037(0.00)	

注:费舍尔组合检验的括号内为P值;P值为0.00,在1%的统计水平下拒绝了组间系数没有差异的原假设,即分样本回归系数存在显著的组间差异(连玉君、廖俊平,2017);下同。

2. 高行政级别城市与低行政级别城市

本文将直辖市、省会城市划分为高行政级别城市,其余则为低行政级别城市。下表8展示了数字普惠金融对高行政级别城市与低行政级别城市 $PM_{2.5}$ 、 PM_{10} 和 PM_1 这三个不同当量直径颗粒物浓度的影响。从结果可知,相较于低行政级别城市,数字普惠金融对高行政级别城市空气质量的改善效应更明显,原因可能是高行政级别城市的资源集聚度更高、金融资源更丰富、数字技术更发达、环保手段更有力、环保意识深入人心,空气质量本就相对更好,加之金融生态环境更为完善,能够为数字普惠金融改善空气质量提供更好的环境。

表8 低行政级别城市与高行政级别城市异质性检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	高行政级别城市	低行政级别城市	高行政级别城市	低行政级别城市	高行政级别城市	低行政级别城市
	PM _{2.5}	PM _{2.5}	PM ₁₀	PM ₁₀	PM ₁	PM ₁
数字普惠金融	-21.3113** (9.2071)	-4.3463*** (1.2561)	-45.7172*** (15.6085)	-11.5083*** (1.9103)	-11.1967** (4.5362)	-3.1747*** (0.6437)
控制变量	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	330	2805	330	2805	330	2805
R ²	0.926	0.930	0.953	0.956	0.959	0.954
F值	11.47***	30.49***	6.129***	26.56***	17.23***	31.19***
费舍尔组合检验	16.965(0.00)		34.209(0.00)		8.022(0.00)	

3.资源型城市与非资源型城市

本文借鉴李寿喜和张珈豪(2023)做法,按照国务院发布的《全国资源型城市可持续发展规划(2013—2020年)》,将样本城市划分为资源型城市与非资源型城市。下表9展示了数字普惠金融对资源型城市与非资源型城市PM_{2.5}、PM₁₀和PM₁这三个不同当量直径颗粒物浓度的影响。从结果可知,相较于资源型城市,数字普惠金融对非资源型城市空气质量的改善效应更明显,原因可能是资源型城市产业类型较为单一,多以高污染、高耗能的矿产资源产业为主,在一定程度上通过牺牲生态环境换取经济增长,长久以往背上了较重的“污染包袱”,且路径依赖导致其在推动发展方式绿色转型过程中面临更大阻力,这导致数字普惠金融“独木难支”,在改善城市空气质量上面临更多困难。

表9 资源型城市与非资源型城市异质性检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	资源型城市	非资源型城市	资源型城市	非资源型城市	资源型城市	非资源型城市
	PM _{2.5}	PM _{2.5}	PM ₁₀	PM ₁₀	PM ₁	PM ₁
数字普惠金融	-2.8902 (1.9089)	-6.2025*** (1.6869)	-5.2854* (2.9287)	-16.3423*** (2.5280)	-1.9986** (1.0168)	-4.6853*** (0.8564)
控制变量	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	1254	1881	1254	1881	1254	1881
R ²	0.933	0.926	0.959	0.954	0.954	0.954
F值	21.03***	13.87***	11.15***	22.48***	17.79***	17.71***
费舍尔组合检验	3.3123(0.00)		11.0569(0.00)		2.6867(0.00)	

五、数字普惠金融改善城市空气质量的机制检验

前文的分析发现了数字普惠金融能够改善城市空气质量,但其中的作用机制尚未被检验。根据理论分析,推动发展方式绿色转型是数字普惠金融改善城市空气质量的重要机制。这部分从产业结构升级、创新能力提升、数字创新创业这三个角度考察发展方式绿色转型,分别选择相应的机制变量,借鉴江艇(2022)的研究思路,建立回归模型,利用数据展开检验。

$$Mech_{i,t} = \alpha + \beta DFII_{i,t} + \delta Control_{i,t} + \delta_i + v_t + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

式(2)中, $Mech_{i,t}$ 为机制变量,分别为“产业结构层次系数”^①、“第三产业增加值与第二产业增加值的比值”、“专利申请数量”^②、“专利获得数量”^③、“中国数字经济核心产业创新创业指数”^④,其余同式(1)。

(一)产业结构升级机制

前文理论分析提出考察发展方式绿色转型的机制之一是产业结构升级。本文借鉴徐敏和姜勇(2015)的做法,使用“产业结构层次系数”来衡量产业结构,同时纳入“第三产业增加值与第二产业增加值的比值”这一常用的产业结构衡量指标(郭丰、任毅,2023)。若数字普惠金融能够推动产业结构升级,产业结构层次系数、第三产业增加值与第二产业增加值的比值这两个机制变量的回归系数将显著为正。下表10的第(1)列和第(2)列展示了数字普惠金融对产业结构的影响。可以看到,数字普惠金融显著提高了产业结构层次系数,也显著提高了第三产业增加值与第二产业增加值的比值,即数字普惠金融推动了产业结构升级。这验证了前文的理论分析,更为便捷、更加普惠的数字普惠金融有效缓解长尾客户长期遭遇的金融排斥,进一步促进消费扩容提质,更有力地推动了产业结构升级,进而改善城市空气质量。长期以来,工业排放一直是中国最大碳排放源,数量众多的中小企业排放量不容忽视,数字普惠金融秉持兼容并包的业务理念精准引流金融活水支持传统产业转型升级,改变消费行为催生更加“绿意盎然”的新产业、新业态、新模式,有助于全面构建环境友好型现代产业体系,是有效降低工业污染排放、改善空气质量的重要途径。

(二)创新能力提升机制

前文理论分析提出考察发展方式绿色转型的机制之二是创新能力提升。本文借鉴刘松涛等(2023)的做法,使用“专利申请数量”和“专利获得数量”来衡量创新能力。若数字普惠金

①本文借鉴徐敏和姜勇(2015)的做法,使用“产业结构层次系数”来衡量产业结构,计算公式为“1×第一产业产值占GDP比值+2×第二产业产值占GDP比值+3×第三产业产值占GDP比值”。

②专利申请数=发明专利申请数+实用新型专利申请数+外观设计专利申请数。

③专利获得数=发明专利获得数+实用新型专利获得数+外观设计专利获得数。

④戴若尘等(2022)测算的“中国数字经济创新创业指数”能够反映企业数字经济创新创业行为,本文使用这一指数来衡量数字创新创业。

融能够助力创新能力提升,专利申请数量、专利获得数量这两个机制变量的回归系数将显著为正。下表10的第(3)列和第(4)列展示了数字普惠金融对创新能力的影响。可以看到,数字普惠金融显著提高了专利申请数量和专利获得数量系数,即数字普惠金融提升了创新能力。这验证了前文的理论分析,融合云计算等底座能力、秉持兼容并包业务理念的数字普惠金融能够矫正传统金融资源错配和结构扭曲,在提高投融资撮合效率的同时产生数字溢出,有助于提升包括小微企业在内的各类市场主体创新能力,进而改善城市空气质量。创新为实现更加精准科学的环境治理以及更深度的公众环境参与提供了可能,特别是在经济增长与居民生活导致的双重排放压力下,科技创新和技术进步无可置疑地成为提升能源利用效率、减少空气污染物排放的第一动力,关乎空气污染防治成败。

(三)数字创新创业机制

前文理论分析提出考察发展方式绿色转型的机制之三是数字创新创业。本文借鉴刘松涛等(2023)的做法,使用“中国数字经济核心产业创新创业指数”(戴若尘等,2022)来衡量数字创新创业。若数字普惠金融能够促进数字创新创业,中国数字经济核心产业创新创业指数这一机制变量的回归系数将显著为正。下表10的第(5)列展示了数字普惠金融对中国数字经济核心产业创新创业指数的影响。可以看到,数字普惠金融显著提升了中国数字经济核心产业创新创业指数,即促进了数字创新创业。这验证了前文的理论分析,数字普惠金融依托新一代信息技术打破信息不对称这一长期桎梏,实现金融服务普与惠的深度结合,具有数字创新创业“导航仪”功能,特别是能够为怀揣创新创业梦想的小微企业、青年群体以及农户等长尾客群提供更有力的金融支持,有助于促进数字创新创业,进而改善城市空气质量。数字创新创业带来了更加绿色低碳可持续的新产业、新业态和新商业模式,既降低了经济活动的能耗和排放,也具有绿色导向效应,推动低碳生活理念深入人心,助力生产生活绿色化,从而改善城市空气质量。

表10 数字普惠金融影响城市空气质量的作用机制检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	产业结构层次系数	第三产业增加值与第二产业增加值的比值	专利申请数量	专利获得数量	中国数字经济核心产业创新创业指数
数字普惠金融	0.0353*** (0.0057)	0.1844*** (0.0714)	0.4289*** (0.1043)	0.5255*** (0.1146)	1.5357*** (0.1397)
控制变量	是	是	是	是	是
常数项	5.3378*** (0.2274)	2.7996 (3.7312)	-27.3639*** (4.2272)	-35.7048*** (4.3370)	-77.7780*** (5.5468)
城市固定效应	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
观测值	3135	3135	3135	3135	2850
R ²	0.943	0.890	0.970	0.971	0.858
F值	19.91***	32.90***	29.32***	31.74***	93.26***

注:中国数字经济创新创业指数目前更新至2020年,故第(5)列回归年份区间为2011—2020年。

六、数字普惠金融改善城市空气质量的门槛效应检验

前文的基准回归探讨的是数字普惠金融对城市空气质量的线性影响。但这种线性影响隐含的假设是数字普惠金融在不同发展水平下对城市空气质量的影响均是同质的,而这可能忽视了不同发展水平下数字普惠金融对城市空气质量存在的潜在门槛效应或临界效应。在这部分构建面板门槛模型,从数据层面探讨数字普惠金融对城市空气质量的非线性影响,检验不同发展水平下数字普惠金融对城市空气质量可能存在的门槛效应。

(一)门槛模型构建

门槛效应指的是某一经济参数跨过某个特定值之后引致另一经济参数在趋势或数量上发生变化的现象,这个特定值也被称为“门槛估计值”或“临界值”(Hansen, 1999)。本文以Hansen(1999)面板门槛模型为基础,构建数字普惠金融与城市空气质量的门槛模型,研究数字普惠金融发展水平对城市PM_{2.5}、PM₁₀和PM₁这三个不同当量直径的空气颗粒物平均浓度的非线性影响,具体模型如下:

$$Airquality_{i,t} = \delta_0 Control_{i,t} + \delta_1 DFII_{i,t} I(q_{i,t} \leq \gamma) + \delta_2 DFII_{i,t} I(q_{i,t} > \gamma) + \delta_i + v_t + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

式(3)中, δ_0 为控制变量系数, δ_1 和 δ_2 分别为不同区间的门槛变量系数; I 为指示函数,当括号内条件成立时, $I=1$,否则 $I=0$; $q_{i,t}$ 代表门槛变量数字普惠金融,使用北京大学数字普惠金融指数来衡量; γ 为门槛估计值;其余同式(1)。

(二)门槛效应检验

门槛效应检验的前提是确定合理的门槛估计值。本文使用Bootstrap方法反复抽样300次获得相关统计值,将数字普惠金融作为门槛变量对城市空气质量进行门槛估计值检验。从下表11可知,当因变量为PM_{2.5}时,数字普惠金融在10%的统计显著性下通过了双重门槛检验,表明数字普惠金融同时存在两个门槛估计值。当因变量为PM₁₀或PM₁时,数字普惠金融在1%的统计显著性下均通过了单一门槛检验,但双重门槛检验的统计显著性均大于10%,未能通过检验,表明只存在单一门槛。

表 11 门槛估计值检验结果

门槛变量	因变量	门槛性质	F统计值	P值	10%临界值	5%临界值
数字普惠金融	PM _{2.5}	单一门槛	42.97	0	13.676	15.916
		双重门槛	20.49	0.0633	15.5685	24.3284
数字普惠金融	PM ₁₀	单一门槛	33.42	0.0067	14.7188	17.038
		双重门槛	14.3	0.1233	15.7149	21.3162
数字普惠金融	PM ₁	单一门槛	30.45	0	13.9934	16.5457
		双重门槛	13.5	0.12	14.1965	19.8257

同时,本文测度了不同因变量下各自门槛估计值对应的置信区间,结果见下表12。当 $PM_{2.5}$ 为因变量、数字普惠金融为双重门槛变量时,门槛估计值分别为3.6486和4.5421,对应的95%置信区间则分别为[3.5978, 3.6773]和[4.5287, 4.5723]。当 PM_{10} 为因变量、数字普惠金融为单一门槛变量时,门槛估计值为3.6486,对应的95%置信区间则为[3.6098, 3.6773]。当 PM_1 为因变量、数字普惠金融为单一门槛变量时,门槛估计值为3.6486,对应的95%置信区间则为[3.6098, 3.6773]。

表 12 门槛估计值与置信区间

因变量	门槛数量	门槛	门槛估计值	95%置信区间	
				下界	上界
$PM_{2.5}$	2	单一门槛	3.6486	3.5978	3.6773
		双重门槛	4.5421	4.5287	4.5723
PM_{10}	1	单一门槛	3.6486	3.6098	3.6773
PM_1	1	单一门槛	3.6486	3.6098	3.6773

进一步地,本文绘制似然比函数验证门槛估计值是否真实存在。下图2似然比函数的横轴表示门槛估计值,纵轴表示似然比统计量。从图中可知,四个门槛估计值的似然比统计量均位于临界线7.35的下方,表明门槛估计值真实存在,接受数字普惠金融对 $PM_{2.5}$ 的影响存在双重门槛、对 PM_{10} 和 PM_1 的影响存在单一门槛的原假设,即数字普惠金融对 $PM_{2.5}$ 存在双重门槛的非线性影响、对 PM_{10} 和 PM_1 存在单一门槛的非线性影响。

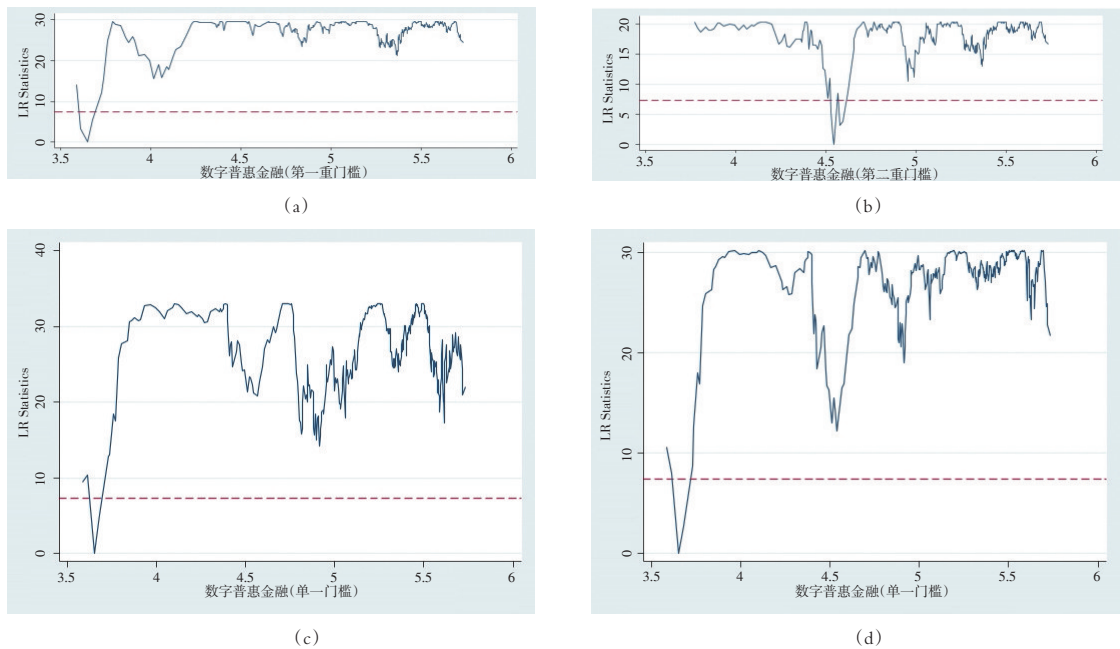


图 2 $PM_{2.5}$ 、 PM_{10} 和 PM_1 似然比函数

在上述检验结果的基础上,本文进一步构建以 $PM_{2.5}$ 为因变量、数字普惠金融为门槛变量的双重门槛模型,以及以 PM_{10} 和 PM_1 为因变量、数字普惠金融为门槛变量的单一门槛模型进行回归,结果详见下表13。从第(1)列可知,当数字普惠金融处在低于或等于门槛估计值3.6486这一区间时,数字普惠金融对 $PM_{2.5}$ 的影响显著为负;当数字普惠金融跨越一重门槛,处在高于门槛估计值3.6486且低于或等于门槛估计值4.5421这一区间时,数字普惠金融对 $PM_{2.5}$ 的影响同样显著为负,但相较于前一区间,回归系数绝对值出现了小幅下降;当数字普惠金融跨越一重门槛,处在高于门槛估计值4.5421这一区间时,数字普惠金融对 $PM_{2.5}$ 的影响同样显著为负,且相较于前一区间,回归系数绝对值出现了小幅上升,但仍然处在低于或等于门槛估计值3.6486这一区间时的绝对值。从第(2)列和第(3)列可知,当数字普惠金融处在低于或等于门槛估计值3.6486这一区间时,数字普惠金融对 PM_{10} 和 PM_1 的影响显著为负;当数字普惠金融处在高于门槛估计值3.6486这一区间时,数字普惠金融对 PM_{10} 和 PM_1 的影响同样均显著为负,但相较于前一区间,回归系数绝对值均出现了小幅下降。综上可知,伴随着数字普惠金融跨越门槛,其改善城市空气质量的效应略有下降。可能的原因在于,虽然数字普惠金融能够推动发展方式绿色转型来改善城市空气质量,但也应看到空气质量的影响因素比较复杂,既有自然原因也有经济社会因素,数字普惠金融的环境效应毕竟有限,其改善空气质量离不开工业制造、建筑节能等相关领域环境政策的协同配合,打赢蓝天保卫战更重要的是坚持系统治理的理念,充分发挥数字普惠金融在环境治理全局中的牵引作用以及赋能绿色低碳发展的“源头活水”功能,通过全局谋划、系统推进和协同治理来形成减排降碳的强大合力。

表 13 数字普惠金融影响城市空气质量的门槛回归结果

	(1)	(2)	(3)
	双重门槛	单一门槛	单一门槛
	$PM_{2.5}$	PM_{10}	PM_1
数字普惠金融(数字普惠金融 \leq 3.6486)	-9.9447*** (2.2394)	-21.1815*** (3.9749)	-6.3562*** (1.3142)
数字普惠金融(3.6486 < 数字普惠金融 \leq 4.5421)	-8.6455*** (2.0184)		
数字普惠金融(4.5421 < 数字普惠金融)	-9.1807*** (2.0317)		
数字普惠金融(3.6486 < 数字普惠金融)		-19.0773*** (3.6609)	-5.7231*** (1.2086)
控制变量	是	是	是
常数项	-433.7667*** (92.8290)	-655.9376*** (157.7785)	-277.5026*** (54.2886)
城市固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
观测值	3135	3135	3135
R ²	0.773	0.856	0.880
F值	176.8***	269.4***	302***

七、研究结论与政策建议

(一) 研究结论

空气质量关乎居民生命健康与生活幸福,也关系到经济社会可持续发展。如何在保持经济增长的同时,通过推动发展方式绿色转型来实现节能减排,厚植高质量发展的绿色底色,是把握城市大气污染防治主动权的关键。本文在理论分析的基础上,基于2011—2021年全国285个城市的面板数据,使用北京大学数字普惠金融指数衡量城市数字普惠金融发展水平,将 $PM_{2.5}$ 、 PM_{10} 和 PM_1 这三个不同当量直径的空气颗粒物浓度作为城市空气质量衡量指标,运用面板固定效应模型、工具变量估计、面板门槛效应模型等方法展开实证分析,主要得到以下结论:第一,基准回归结果表明,数字普惠金融显著降低了 $PM_{2.5}$ 、 PM_{10} 和 PM_1 浓度,改善了城市空气质量,但对这三个不同当量直径的空气颗粒物浓度的降低效应存在一定差异;使用份额转移工具变量“1984年各城市邮局数量 \times 全国互联网端口数量”以及将自变量滞后一期缓解内生性,并将自变量替换为“数字普惠金融覆盖广度”、剔除残差项(绝对值)大于2倍标准差的样本重新回归,都表明研究结果稳健。第二,异质性分析发现,数字普惠金融对城市空气质量的改善效应因城市地理方位、行政级别、资源储备的不同而存在差异。数字普惠金融对东部城市 $PM_{2.5}$ 浓度和 PM_{10} 浓度的降低幅度更大,且显著降低了中西部城市 PM_1 浓度但对东部城市 PM_1 的影响虽为负值却不具统计显著性;对高行政级别城市以及非资源型城市空气质量的改善效应更明显。第三,机制分析部分,使用“产业结构层次系数”“第三产业增加值与第二产业增加值的比值”“专利申请数量”“专利获得数量”“中国数字经济核心产业创新创业指数”作为衡量发展方式绿色转型的指标,发现数字普惠金融能够推动产业结构升级、带动创新能力提升、促进数字创新创业,验证了数字普惠金融通过推动发展方式绿色转型从而改善城市空气质量。第四,门槛检验发现,数字普惠金融对 $PM_{2.5}$ 的影响存在双重门槛,对 PM_{10} 和 PM_1 的影响存在单一门槛,当数字普惠金融发展水平超过一定门槛之后,其对城市空气质量的改善效应略有下降。

(二) 政策建议

第一,推动数字普惠金融高质量发展,明确数字普惠金融赋能绿色高质量发展这一重点方向。在完善移动支付、数字信贷、数字保险、数字财富管理等已有数字普惠金融服务的基础上,加快推进数字普惠金融新基建,通过完善新一代IT基础设施等夯实数字普惠金融发展底座,以更具前瞻性的眼光布局并推动以金融大模型为代表的新一代信息技术在数字普惠金融业务中的应用,如基于AI的ESG数据采集分析模拟预测以及新一代智慧风控模型等,以数智化进阶赋能全面提升数字普惠金融服务能级。重点发展绿色数字普惠金融,引导金融机构充分运用数字化工具,深化碳金融、绿色债券、绿色保险等产品和服务创新,加大对绿色转型、科

技创新、数字经济等重点领域的支持力度,持续拓展数字普惠金融服务经济社会发展全面绿色转型的路径和方式,进一步发挥数字普惠金融的环境效益。

第二,在发展数字普惠金融过程中应坚持因城施策的理念,立足不同城市实际情况制定差异化的数字普惠金融发展策略,确保契合所需、落地见效。例如,低行政级别城市在发展数字普惠金融赋能绿色高质量发展过程中,在侧重完善金融基础设施的同时,也可以同步采取升级污染物管控清单、提升公众环保意识等措施,为数字普惠金融更好发挥节能减排功能提供支持。而对于资源型城市因历史上积累的“污染包袱”以及对资源开采路径依赖导致转型困难的问题,应强化政策导向和政策协同引领城市转型,重点发挥数字普惠金融在淘汰落后产能、培育替代产业、创新驱动升级、修复生态环境等领域的作用,解决数字普惠金融“独木难支”的问题。

第三,重点关注推动发展方式绿色转型这一数字普惠金融改善城市空气质量的关键机制。可以考虑从基础设施、技术创新、监管协调、生态优化等领域入手,如同步推进传统金融基础设施数字化改造和新一代数字金融基础设施布局,在依法合规和风险可控的前提下稳慎推进金融科技创新,完善监管框架和提升监管协调实现更高水平的金融发展与金融安全动态平衡,从政策、产业、技术等维度入手逐步完善数字普惠金融生态体系,从而为数字普惠金融从金融资源供给端和消费市场需求端双向推动产业结构升级,矫正传统金融的资源错配和结构扭曲以及产生数字溢出从而带动创新能力提升,发挥数字创新创业“导航仪”功能以及深化与数字创新创业的良性互动进而促进数字创新创业,创造更好的制度基础和政策环境。

第四,深刻认识空气质量影响因素的复杂性,客观评价数字普惠金融的环境效应,着重发挥数字普惠金融的牵引作用,坚持以系统观念推进空气污染治理。空气质量影响因素较为复杂,数字普惠金融的环境效应也有一定限度,数字普惠金融改善空气质量离不开工业制造、建筑节能、交通运输等相关领域环境政策的协同配合。在空气污染防治实践中,应当坚持全局谋划、系统推进和协同治理,更好发挥数字普惠金融在环境治理全局中的牵引作用,准确把握数字普惠金融赋能绿色高质量发展的重点领域,形成打赢蓝天保卫战的强大合力。

最后需要说明的是,本文的研究存在一定局限,主要是在空气质量衡量指标的选择上,本文使用 $PM_{2.5}$ 、 PM_{10} 和 PM_1 三个不同当量直径的空气颗粒物浓度来衡量城市空气质量。尽管以 $PM_{2.5}$ 为代表的颗粒物浓度是近年来关注度最高、对人体健康危害较大的城市空气首要污染物, PM_{10} 同样长期受到关注, PM_1 的监测和减排也已被学者呼吁提上日程。但严格意义上,如果想要更全面地衡量城市空气质量,还应包含二氧化氮、二氧化硫、一氧化碳等污染物。本文在研究中已关注到了这一情况并尝试解决,但由于缺乏二氧化氮等污染物数据,未能构建一个综合性的空气质量衡量指标,以至于无法更为全面地衡量城市空气质量,这一局限有待日后通过完善数据获取来解决。

参考文献:

- [1] 柏培文,喻理. 数字经济发展与企业价格加成:理论机制与经验事实[J]. 中国工业经济,2021(11):59-77.
- [2] 戴若尘,王艾昭,陈斌开. 中国数字经济核心产业创新创业:典型事实与指数编制[J]. 经济学动态,2022(4):29-48.
- [3] 范兆斌,张柳青. 中国普惠金融发展对贸易边际及结构的影响[J]. 数量经济技术经济研究,2017,34(9):57-74.
- [4] 郭丰,任毅. 数字经济如何赋能城市绿色全要素生产率?——基于数字技术创新与产业结构升级视角[J]. 环境经济研究,2023,8(4):74-94.
- [5] 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.
- [6] 黄建欢,吕海龙,王良健. 金融发展影响区域绿色发展的机理——基于生态效率和空间计量的研究[J]. 地理研究,2014,33(3):532-545.
- [7] 江艇. 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J]. 中国工业经济,2022(5):100-120.
- [8] 李从欣,孙雪佳. 基于系统GMM估计的京津冀数字金融对空气质量动态效应研究[J]. 河北工程大学学报(社会科学版),2022,39(4):33-41.
- [9] 李广昊,周小亮. 推动数字经济发展能否改善中国的环境污染——基于“宽带中国”战略的准自然实验[J]. 宏观经济研究,2021(7):146-160.
- [10] 李梦娣. 场景理论视域下“互联网+公益”的传播模式探索——以“蚂蚁森林”为例[J]. 新闻世界,2018(6):69-73.
- [11] 李寿喜,张珈豪. 数字普惠金融、技术创新与城市碳排放强度[J]. 华东师范大学学报(哲学社会科学版),2023,55(2):161-172+178.
- [12] 连玉君,廖俊平. 如何检验分组回归后的组间系数差异?[J]. 郑州航空工业管理学院学报,2017,35(6):97-109.
- [13] 刘松涛,罗炜琳,汪奕鹏. 数字金融发展与雾霾污染抑制:来自中国县域的证据[J]. 宁德师范学院学报(哲学社会科学版),2021,139(4):61-67.
- [14] 刘松涛,罗炜琳,梁颖欣. 数字普惠金融与城市FDI流入——基于人力资本与创新能力的视角[J]. 产业经济评论,2023(6):151-169.
- [15] 李小飞,张明军,王圣杰,等. 中国空气污染指数变化特征及影响因素分析[J]. 环境科学,2012,33(6):1936-1943.
- [16] 龙云安,孔德源,黄奕. 数字经济促进产业结构升级的影响机制与对策研究——基于能源结构、金融结构、居民消费结构层面的分析[J]. 科学管理研究,2023,41(1):80-89.
- [17] 芦慧,刘严,邹佳星,等. 多重动机对中国居民亲环境行为的交互影响[J]. 中国人口·资源与环境,2020,30(11):160-169.
- [18] 齐绍洲,严雅雪. 基于面板门槛模型的中国雾霾PM_{2.5}库兹涅茨曲线研究[J]. 武汉大学学报(哲学社会科学版),2017,70(4):80-90.
- [19] 余昱,吴中杰,侯亚琴. 前沿信息技术在环境监测中的应用前景展望[J]. 环境污染与防治,2020,42(11):1415-1419.
- [20] 孙伟增,牛冬晓,万广华. 交通基础设施建设与产业结构升级——以高铁建设为例的实证分析[J]. 管理世界,2022,38(3):19-34+58+35-41.

- [21] 孙文远,周浩平. 数字经济对中国城市碳排放的影响效应及其作用机制[J]. 环境经济研究,2022,7(3):25-42.
- [22] 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+9.
- [23] 王香艳,李金叶. 数字经济是否有效促进了节能和碳减排?[J]. 中国人口·资源与环境,2022,32(11):83-95.
- [24] 解春艳,丰景春,张可. 互联网技术进步对区域环境质量的影响及空间效应[J]. 科技进步与对策,2017,34(12):35-42.
- [25] 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,2015,32(3):3-21.
- [26] 许钊,高煜,霍治方. 数字金融的污染减排效应[J]. 财经科学,2021,397(4):28-39.
- [27] 严成樑,李涛,兰伟. 金融发展、创新与二氧化碳排放[J]. 金融研究,2016(1):14-30.
- [28] 张永恒,王家庭. 数字经济发展是否降低了中国要素错配水平?[J]. 统计与信息论坛,2020,35(9):62-71.
- [29] 郑金辉,陈海娜,徐维祥,等. 数字金融、创新创业效应与区域经济增长——基于规模与质量视角的分析[J]. 统计与决策,2024,40(3):145-150.
- [30] 郑万腾,赵红岩,赵梦婵. 数字金融发展有利于环境污染治理吗? ——兼议地方资源竞争的调节作用[J]. 产业经济研究,2022(01):1-13.
- [31] 周宏春. 尽早启动PM₁减排治理[EB/OL]. (2020-07-06)[2024-04-03]. <http://www.indaa.com.cn/zz/nyp/ NYPL202004/202007/P020200706642782236197.pdf>.
- [32] 周志恩,张丹,张灿. 重庆城区不同粒径颗粒物元素组分研究及来源识别[J]. 中国环境监测,2013,29(2):9-14.
- [33] Cezar, R. The Heterogeneous Effect of Finance on International Trade[J]. Applied Economics, 2014, 46(24): 2903-2919.
- [34] Chen, S., H. Zhang. Does Digital Finance Promote Manufacturing Servitization: Micro Evidence from China [J]. International Review of Economics & Finance, 2021, 76: 856-869.
- [35] Cheng, Z., L. Li, J. Liu. Industrial Structure, Technical Progress and Carbon Intensity in China's Provinces [J]. Renewable and Sustainable Energy Reviews, 2018, 81: 2935-2946.
- [36] Grossman, G. M., A. B. Krueger. Economic Growth and the Environment[J]. The Quarterly Journal of Economics, 1995, 110(2): 353-377.
- [37] Hansen, B. E. Threshold Effects in Non-Dynamic Panels: Estimation, Testing, and Inference[J]. Journal of Econometrics, 1999, 93(2): 345-368.
- [38] Hommel, K., P. M. Bican. Digital Entrepreneurship in Finance: Fintechs and Funding Decision Criteria[J]. Sustainability, 2020, 12(19): 8035.
- [39] Ma, F., S. Fahad, M. Wang, et al. Spatial Effects of Digital Transformation, PM_{2.5} Exposure, Economic Growth and Technological Innovation Nexus: PM_{2.5} Concentrations in China During 2010-2020[J]. International Journal of Environmental Research and Public Health, 2023, 20(3): 1-7.
- [40] Jalil, A., M. Feridun. The Impact of Growth, Energy and Financial Development on the Environment in China: A Cointegration Analysis[J]. Energy Economics, 2011, 33(2): 284-291.
- [41] Wang, Z., H. F. Jia, T. Xu, et al. Manufacturing Industrial Structure and Pollutant Emission: An Empirical Study of China[J]. Journal of Cleaner Production, 2018, 197:462-471.
- [42] Wei, J., Z. Li, J. Guo, et al. Satellite-derived 1-km-resolution PM₁ Concentrations from 2014 to 2018 across China[J]. Environmental Science and Technology, 2019, 53(22): 13265-13274.

- [43] Wei, J., Z. Li, W. Xue, et al. The China High PM₁₀ Dataset: Generation, Validation, and Spatiotemporal Variations from 2015 to 2019 across China[J]. *Environment International*, 2021, 146: 106290.
- [44] Wen, H., J. Yue, J. Li, et al. Can Digital Finance Reduce Industrial Pollution? New Evidence from 260 Cities in China[J]. *PLoS One*, 2022, 17(4): 1–22.
- [45] Wooldridge, J. M. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*[M]. US: MIT Press, 2010.
- [46] Yang, L., L. Wang, X. Ren. Assessing the Impact of Digital Financial Inclusion on PM_{2.5} Concentration: Evidence from China[J]. *Environmental Science and Pollution Research*, 2022, 29(15): 22547–22554.

Does Digital Inclusive Finance Improve Air Quality? Empirical Evidence from 285 Cities in China

Liu Songtao^a, Luo Weilin^b

(a: Guangzhou Academy of Social Sciences; b: The People's Bank of China Longyan Branch)

Abstract: Air quality concerns every household and is a reflection of high quality development. Promoting a green transformation in the way we develop is the fundamental strategy to take the initiative in air pollution prevention and control. This paper uses panel data from 285 cities in China from 2011 to 2021 and measures the level of digital inclusive finance development and air quality with the Peking University Digital Inclusive Finance Index and the average concentrations of PM_{2.5}, PM₁₀, and PM₁, three different equivalent diameter air particles. It examines the effect and internal mechanism of digital inclusive finance on urban air quality. The study finds that digital inclusive finance significantly reduces the concentrations of PM_{2.5}, PM₁₀, and PM₁ in cities, improves air quality, and the results remain robust after testing with instrumental variable estimation and lagging the independent variable by one period. Heterogeneity analysis indicates that the impact of digital inclusive finance on urban air quality varies based on geographical location, administrative level, and resource reserves. Mechanism analysis based on the green transformation of development shows that digital inclusive finance improves urban air quality by promoting industrial structure upgrading, enhancing innovation capability, and fostering digital innovation entrepreneurship. Threshold effect testing reveals that the influence of digital inclusive finance on urban air quality exhibits non-linear threshold characteristics. The research conclusion of the article provides reliable theoretical and empirical evidence for the practice of leveraging digital inclusive finance to empower green high-quality development and assist in air pollution prevention and control.

Keywords: Digital Inclusive Finance; Urban Air Quality; Green Development Transitions; Threshold Effect

JEL Classification: G21, Q51, Q53

(责任编辑:卢玲)