

金融科技如何影响绿色发展

——基于动能转换和地理结构的经验证据

刘继兵¹, 田韦仑², 张 驰¹, 常俊萍¹

(1. 中南民族大学 经济学院, 武汉 430074; 2. 郑州大学 商学院, 郑州 450001)

摘要: 基于中国2010—2018年245个城市的平衡面板数据,运用面板固定效应模型、中介效应模型等方法实证分析金融科技对绿色发展的影响与作用机制。研究发现:金融科技能够显著促进城市绿色发展。从传导机制看,金融科技通过推动供给侧绿色技术创新动能和需求侧产业结构升级动能进而促进绿色发展。从地理结构看,金融科技中心溢出和地方金融科技集聚均能促进绿色发展,随着各城市与中心城市距离的增加,金融科技中心溢出和地方金融科技集聚对绿色发展的作用存在替代关系。从区域上看,金融科技对绿色发展的促进作用在东部最强,中部稍次,西部最弱。从内部渠道看,金融科技通过降低排放消耗和拉动经济增长推动绿色发展。从外部环境看,环境监管和金融监管处于动态中性有助于金融科技促进绿色发展。本文为高质量实现金融科技赋能绿色发展,完成中国碳达峰碳中和提供思路借鉴。

关键词: 金融科技; 绿色发展; 动能转换; 金融科技集聚; 地理距离

中图分类号: F832 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002—980X(2022)9—0095—14

一、引言

绿色发展是新时代中国发展的必经之路。改革开放以来,中国经济经过了四十多年的高速增长,依靠投资和内需拉动的粗放型发展已经难以为继。一方面,中国资源环境的承载力已经达到了一个限度,经济发展方式必须放弃原来高污染、高能耗、高排放的粗放模式;另一方面,按照经济发展的规律,中国目前也有转型升级发展方式的必要。近年来,通过依靠科技进步和提高劳动者素质,中国单位GDP能耗减少了不少,但目前仍远高于美、日等发达国家。同是,我国的“双碳”发展目标蕴藏着巨大的经济增长空间和技术创新动力。《中华人民共和国国民经济和社会发展第十四个五年规划纲要》(“十四五”规划)和2035年远景目标纲要指出,要“坚持创新驱动发展,全面塑造发展新优势”,“加快数字化发展,建设数字中国”,“推动绿色发展,促进人与自然和谐共生”。绿色发展不仅是突破资源和环境瓶颈的必然选择,也是中国生态文明建设的关键。

金融是现代经济的血脉。自中国人民银行于2019年印发《金融科技(fintech)发展规划(2019—2021)》以来,银行系金融科技公司开始大力发展,金融科技监管沙盒落地,中国得益于巨大市场和新基建的优势,金融行业加速数字化,金融科技产业正在蓬勃发展。《中国金融科技与数字普惠金融发展报告(2022)》指出,2021年中国金融科技产业水平位居世界首位,金融科技企业规模持续增长,金融科技赋能绿色金融实现碳达峰的路径正在增加。世界银行和国务院发展研究中心联合课题组(2012)指出,绿色发展是指经济增长摆脱对资源使用、环境破坏和碳排放的过度依赖,通过创造新的绿色产品市场、绿色技术、绿色投资及改变消费和环保行为来促进增长,这意味着经济发展要与生态环境之间形成良性循环,绿色发展应成为未来经济发展的新模式。而金融科技是传统金融要素与大数据等技术结合的金融创新,自身便具有赋能与绿色高效率的特点,理应可以驱动绿色发展。

中国经济增长已经进入“新旧动能”转换关键时期,以传统的要素投入为驱动机制的经济增长路径已经难以为继,必须探寻新的发展动能。从供给侧持续增强创新动力和需求侧完成相应的结构转变是“新旧动能”转换的主要途径(郑江淮等,2018),而且绿色技术创新不足(Ghisetti和Quatraro,2017)和产业结构偏重

收稿日期:2022-04-27

基金项目: 中央高校基本科研业务费专项资金项目“数字经济推动农民农村共同富裕进程的实现路径研究”(CSY22034);国家社会科学基金“虚拟集聚背景下服务乡村振兴的金融包容体系重构研究”(20BJY117)

作者简介: 刘继兵,博士,中南民族大学经济学院教授,研究方向:金融发展与金融政策;田韦仑,郑州大学商学院博士研究生,研究方向:金融科技;张驰,中南民族大学经济学院硕士研究生,研究方向:金融科技;常俊萍,中南民族大学经济学院硕士研究生,研究方向:机器学习。

(许宪春等,2019)是制约绿色发展的重要因素。那么,金融科技的发展能否通过促进绿色技术创新和产业结构升级推动绿色发展呢?另外,既有研究认为金融科技的发展具有“溢出效应”和“虹吸效应”(Hou et al, 2016;唐松等,2019;张梁等,2021),而金融科技公司往往集聚在一起形成金融科技中心,那么金融科技中心的发展会如何影响绿色发展呢?厘清金融科技对绿色发展的影响与作用机制,对推动居民生活福祉提高、缓解气候能源等挑战,以及完成经济转型实现绿色高质量发展具有重要的理论和现实意义。

本文运用2010—2018年的245个城市平衡面板数据,利用金融科技公司数量定义金融科技发展水平,利用全局主成分分析法从4个准则层20个指标层测度绿色发展水平,考察金融科技对绿色发展的影响及其作用机制。本文可能的边际贡献在于:第一,现有直接研究绿色发展的文献中,少有以金融科技为出发点的研究,本文将金融科技纳入绿色发展的分析框架,探索了金融科技对绿色发展的影响,也拓展了关于金融科技的影响研究。第二,从提高城市绿色技术创新能力和促进城市产业结构升级这两个机制,深入分析了金融科技驱动绿色发展的新动能渠道。第三,以地理结构为视角,发现金融科技对绿色发展的影响存在显著的空间地理效应,证明金融科技并没有导致“地理终结”。

二、文献回顾与作用机制

(一)文献回顾

现有文献关于绿色发展的研究主要集中在绿色发展的影响因素上,如内生因素-资源禀赋和外生因素-制度政策等方面。从资源禀赋上来说,传统发展要素如金融要素通过企业监督效应和资本配置效应可以促进绿色发展(黄建欢等,2014),而且金融集聚同样能够提升城市绿色经济效率(施本植等,2018),但提高城镇化水平和基础设施建设会显著降低绿色发展绩效(杜莉和马遥遥,2022),新技术要素如大数据可以通过整合资源、科学决策及环境监管实现绿色发展(许宪春等,2019)。另外也有学者从制度政策出发进行研究,如发现地方政府间的经济攀比与官员的职位晋升机制导致绿色发展水平降低,而环境规制能够促进绿色发展(何爱平和安梦天,2019),如排污权交易制度既显著降低了试点地区的生产总值单位能耗也提高了绿色全要素能源效率(史丹和李少林,2020)。

金融稳定理事会(FBS)于2016年提出金融科技是一种技术上的金融创新,这种大幅度创新会改变原有的金融行业业态,也会带来新的产品和服务。现有文献关于金融科技的研究见诸于不同宏微观主体,如区域、银行、企业、家庭等。从区域开展的研究表明,金融科技能够发挥资源配置效应和创新激励效应(薛莹和胡坚,2020),推动区域全要素生产率增长(唐松等,2019),进而促进高质量发展。有学者从银行视角发现金融科技降低银企之间的信息不对称(金洪飞等,2020),促进银行小微企业信贷(盛天翔和范从来,2020),改变了银行负债端结构(邱晗等,2018),对银行绩效造成了负向影响(Phan et al, 2020)。部分学者从微观企业视角发现金融科技能够缓解企业融资约束(黄锐等,2020),推动企业创新(李春涛等,2020),提高企业股价同步性(杨松令等,2021)。也有学者从家庭层面开展研究,发现金融科技能够提高农民收入,提高农村家庭幸福感(尹振涛等,2021)。直接研究金融科技与绿色发展关系的不多,仅有少数研究发现金融科技能够提升工业绿色发展水平(刘晶和张尧,2022)。

综上,现有文献研究了资源禀赋和制度政策等因素对绿色发展的影响,也分析了金融科技对区域、银企等宏微观主体的影响,但还缺乏系统性分析金融科技和绿色发展关系的研究,更不要说讨论其影响机制了。因此,本文尝试以绿色发展为研究对象,从理论与实证上分析金融科技发展可能带来的绿色增长效应,补充关于金融科技的研究文献。

(二)作用机制

1. 直接作用

已有不少文献发现金融科技能够对绿色发展中的经济、能源、环境、福利等方面造成影响。首先,金融科技具有经济增长效应,能够推动传统金融服务业脱虚向实,进一步缓解企业融资约束难题,为企业创新及生产经营活动等方面提供帮助(李春涛等,2020),支持经济高质量可持续发展(薛莹和胡坚,2020)。其次,金融科技具有能源节约效应,能够推动技术密集型制造业发展,通过降低单位GDP能耗促进绿色发展(段永琴等,2021)。再次,金融科技具有环境治理效应,通过推动城市创新特别是绿色技术创新,进而显著抑制城市环境污染(房宏琳和杨思莹,2021)。最后,金融科技具有福利增进效应,能够通过提高居民收入,促进消费增长(张勋等,2020)及提高幸福感(尹振涛等,2021)等方面,来推动居民福利的提高。因此,本文认为金融科技

能够影响绿色发展。

2. 动能转换效应

根据新古典主义增长理论,生产投入的边际收益会递减,由于资源限制,可持续的经济增长不能仅仅依赖于生产要素的输入,而应该通过技术创新来实现(Solow,1974)。中国的第二产业占比过大,特别是高耗能、高污染、高排放的工业占比过大,通过推动技术创新、促进新产品、新业态的发展,可以降低资源消耗改造传统行业(许宪春等,2019),然而创新活动对资金需求较高且难以快速形成回报,具有高度的不确定性(Hall,2002),缺乏足够的金融支持会直接影响到企业自身的技术创新活动,也不利于产业的集群绿色升级进程。另外,中国的产业政策也存在一定绿色阻碍。政策通过严格限制进入和提高集中度来促进创新,因竞争压力的缺乏,被扶持的大企业丧失了创新的动力,但由于资金等因素的影响,其他企业的创新活动也受到抑制(江飞涛和李晓萍,2010),进而导致绿色发展受阻。

持续增强创新动力和完成结构转变是“新旧动能”转换的主要途径(郑江淮等,2018),而金融科技等金融新业态能够推动新旧动能转换,实现绿色发展(张志元和李维邦,2018)。从供给侧动能角度:绿色技术创新能够推动环保产品研发、加快环保产品使用,帮助消除或减少废物、污染物和有毒物质(Dangelico,2017),提高资源利用效率;绿色技术的革新能帮助政府或机构完成绿色战略规划(Aid et al,2017),有效改善环境质量(廖果平和秦剑美,2022);绿色技术创新具有高投入、高风险及外部经济性的特点(李婉红,2017),而金融科技可以“赋能”传统金融机构(宋敏等,2021),帮助解决绿色识别的能力,降低绿色信贷的成本,保障绿色技术创新活动的进行,加快城市绿色发展。从需求侧动能角度:一方面,金融科技推动了数字支付平台的发展,移动支付的便捷缩短了居民购物时间提振了消费(张勋等,2020),金融科技的发展降低了金融服务的门槛,特别是缓解了农村地区的“金融排斥”,有助于释放消费潜力,而消费的扩张与升级可以倒逼产业升级;另一方面,从20世纪70年代的信息化以来,“经济结构服务化”是产业结构升级的主要特征,金融系统优化升级必然影响创业性质和创业活跃度(Welter和Smallbone,2011),金融科技通过降低融资约束和交易成本,帮助长尾群体获得金融服务,可以拉动创业,特别是促进微型企业创业(谢绚丽等,2018),有助于挤出高耗能、高污染、高排放的工业产业,推动经济结构的绿色转型。

综上,提出假设1:

金融科技通过绿色技术创新效应和产业结构升级效应推动绿色发展。

3. 空间地理效应

可达性能够使空间经济结构进行再组织,是区域经济发展产生空间差异并促使各区域在新的经济空间格局中进行战略调整、重新改造的重要原因(Maćkiewicz和Ratajczak,1996)。根据金融地理学的研究,地理距离会抬升交易成本,因距离造成的信息不对称也阻碍了风险控制。金融体系的分散化可以改善外围地区小企业和新企业的资金可得性(Guiso et al,2004)。金融科技一方面利用信息技术的快速传播应用,缩短了偏远地区和市场的距离,减少了地理限制,降低“信息不对称”缓解银企之间的供求矛盾,降低融资约束和交易成本进而推动创新创业(谢绚丽等,2018;宋敏等,2021);另一方面利用人工智能等手段通过技术识别完成降成本和控风险,提高了城市间金融服务的可达性,有助于消除地理距离带来的绿色发展障碍。现有文献利用市场摩擦理论进行实证研究,发现金融活动在地理上的集聚与分散趋势并存。既然地理距离是影响金融资源、人力资本等要素可达性的重要因素,而且金融科技中心往往建立于已经存在的金融中心(Hendrikse et al,2020),那么与中心城市不同距离的城市受到金融科技的影响也可能不尽相同。

首先,金融科技对城市绿色发展具有虹吸效应。一方面,金融科技公司往往集聚于中心城市,较高的薪资水平与就业环境吸引人才流入,加剧了行业内部竞争,同时也缓解了融资约束等问题加快企业创新与提高全要素生产率(赵涛等,2020;李春涛等,2020;宋敏等,2021),进而推动城市绿色发展;另一方面,金融发展与经济增长之间具有重要的双向作用(康继军等,2005),金融科技赋能传统金融机构,优化资源配置效率,形成外部规模经济和范围经济,推动绿色金融科技增长极出现,同时金融科技公司集聚与大城市建立的绿色增长优势地位之间可能存在累计循环因果效应。由于人力资本和物质资本的流失,中小城市绿色发展的动力不足,导致增长受阻。

其次,金融科技对城市绿色发展具有溢出效应。一方面,不断上涨的房价提高了拥挤成本,金融科技公司等依托互联网发展的公司,由于“接入鸿沟”的填平放大了拥挤成本的分散力(安同良和杨晨,2020),促使企业逃离大城市,优先入驻拥挤成本较低、生活压力较小的中小城市,进而加快中小城市绿色发展;另一方

面,中心城市的金融科技公司对地理邻近的城市更容易发挥辐射带动作用。服务成本和信息成本均是交易双方地理距离的函数(Klagge 和 Martin, 2005),而地理临近有助于降低交易成本、运输成本及控制风险(陶锋等, 2017),同时方便中心城市的金融科技发挥“技术溢出效应”,降低中小城市企业面临的绿色信贷约束等问题,进而促进中小城市绿色发展。

最后,与异地金融机构相比,本地的金融机构在搜集小企业和新企业的“软”信息时具有更大的竞争优势(Berger et al, 2005),那么非中心城市的本地金融科技公司也可以发挥绿色增长作用。由于“软”信息及金融行业契约性、密集性等因素的存在,信息技术的发展并不能终结地理距离的作用,并且金融集聚的空间外溢效应也存在一定的作用边界(余泳泽等, 2013)。因此,金融科技可能存在正向的本地效应,以及随距离变化的空间效应。

综上,提出假设 2:

金融科技集聚对绿色发展的影响受地理距离作用。

三、研究设计

(一)变量测度与说明

1. 被解释变量——绿色发展水平(GD)

借鉴吴传清和黄磊(2017)的研究及中国可持续发展指标体系(CSDIS),根据城市层面数据的可得性及变量的代表性,从环境治理、社会福利、排放消耗和经济增长四方面出发来衡量绿色发展水平(GD)。环境治理从政府部门、企业工业、居民生活三方面的治理情况来衡量,用政府节能环保支出和绿化水平衡量政府治理能力,用废物利用率和污水治理率来衡量企业治理情况,用生活垃圾无害化处理率来衡量对居民生活垃圾的处理水平;社会福利从低碳出行、保障卫生、教育支出、医疗服务及公共服务 5 个方面进行衡量;排放消耗采用工业烟尘、废水、废气的排放、居民居住环境的 PM2.5 浓度及能源消耗来衡量;经济增长指标用地区生产总值、失业率、零售额、资本投入及创新能力来衡量,具体指标见表 1。

绿色发展的数据来源:城市历年 PM2.5 浓度是利用美国国家航天局公布的卫星遥感数据和中国国家基础地理信息相结合剪裁得到的,当年获得的发明数量来自中国研究数据服务平台(CNRDS),其他数据均来自《中国城市统计年鉴》和《中国统计年鉴》,所有涉及价格的因素均转换为以 2003 年为基期的实际值,个别缺失值采用线性插值法补齐。其中,负向指标均取倒数正向化,将指标层数据标准化,利用全局主成分分析

表 1 中国城市绿色发展评价体系

目标层	准则层	指标层	解释说明	属性	Kaiser-Meyer-Olkin(KMO)检验	
中国城市绿色发展水平	环境治理	节能环保支出	地级市财政支出总额×(所在省份节能环保支出/财政支出)	(+)	0.5877	0.5953
		绿化水平	建成区绿化覆盖率	(+)		
		废物利用率	一般工业固体废物综合利用率	(+)		
		污水治理	污水处理厂集中处理率	(+)		
		生活垃圾治理	生活垃圾无害化处理率	(+)		
	社会福利	低碳出行	万人公交车出行次数	(+)	0.7029	
		保障卫生水平	卫生、社会保障和社会福利业从业人员	(+)		
		教育支出水平	教育支出占一般财政支出的比例	(+)		
		医疗服务水平	万人床位数	(+)		
		公共服务水平	水利、环境和公共设施管理从业人员	(+)		
	排放消耗	烟尘排放量	工业烟(粉)尘排放量	(-)	0.5668	
		废水排放量	工业废水排放量	(-)		
		废气排放量	工业二氧化硫排放量	(-)		
		空气质量水平	城市PM2.5浓度	(-)		
		能源消耗水平	全年用电总量	(-)		
	经济增长	地区生产总值	城市GDP	(+)	0.6986	
		失业率	年末城镇登记失业人员数/年末单位从业人员数	(-)		
		零售消费水平	社会消费品零售总额/GDP	(+)		
		资本投入	各城市物质资本存量	(+)		
		增长动力	当年获得的发明专利数量	(+)		

法得出准则层,并将准则层标准化再使用一次全局主成分分析法得出中国城市绿色发展水平。

为探索分析绿色发展的空间非均衡分布特征,本文使用核密度估计进行分析。从图1可以看出,无论是全样本还是分地区样本,在考察期内,曲线峰值均呈先上升后下降态势,绿色发展水平的密度函数中心均向右移且呈明显“右偏扩大”,但移动速度放缓。其中,东部地区绿色发展的右偏分布最为明显,说明东部地区的绿色发展均值最大。中部地区的曲线宽度随时间扩大,说明随着时间的推移中部城市的绿色发展呈差异化发展趋势。西部地区收敛程度最低,说明西部地区各城市的绿色发展水平差异较大。另外,为方便估计系数的大小更加直观,后文在回归时对绿色发展取原值 $\times 100$ 作为被解释变量。

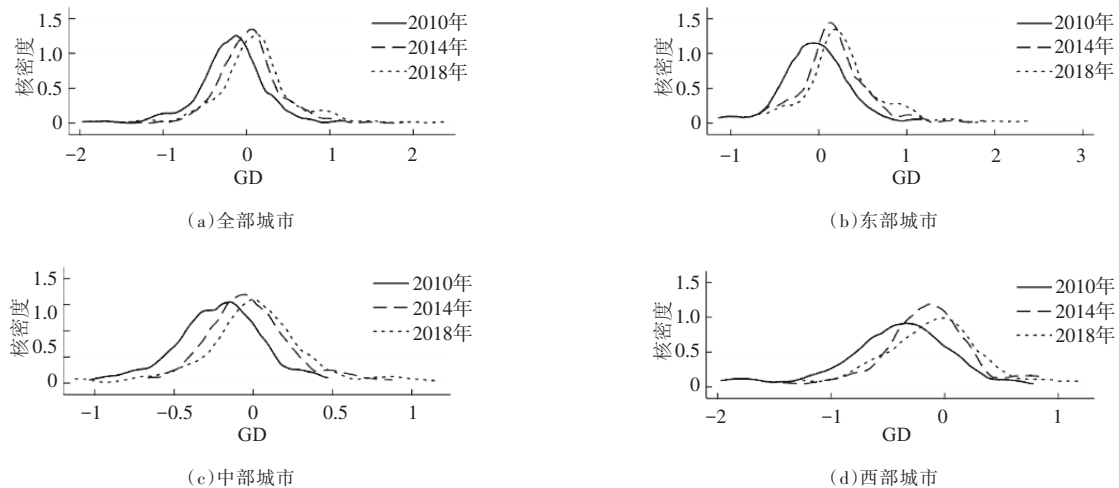


图1 全国城市整体及东部、中部、西部三大区域绿色发展水平的分布

2. 解释变量——金融科技发展水平(FT)

参考Phan et al(2020)、宋敏等(2021)的思路,本文使用地级市或直辖市金融科技公司数量来衡量金融科技水平(FT)。金融科技利用大数据、云计算、人工智能等各类技术手段创新金融产品和业务模式,能够改变和重塑传统金融的服务业态和发展格局,而且对整个金融市场造成重大且深远的影响。金融科技公司的存续是金融科技蓬勃发展的根本,金融科技相关业务的开展均以公司为基础单元进行,那么,金融科技公司的数量可以代表城市金融科技的发展水平。本文使用的金融科技公司数量来自宋敏等(2021)在“天眼查”网站检索统计的数据^①。

3. 控制变量(Controls)

根据以往关于绿色发展的研究,为减少因遗漏变量而产生的内生性问题,本文选取如下控制变量:经济发展水平(Pgdp),用人均GDP的自然对数表示;城市化水平(Urban),用人口密度表示;外商投资(Fdi),用实际使用外资与实际地区生产总值的比值表示;人力资本(Edu),用百人高等学校在校生人数表示;基础设施水平(Jj),用人均道路面积表示;财政分权(Finadp),用财政预算内收入与财政预算内支出的比值表示;金融水平(Finance),用贷款余额占GDP的比值表示。

表2汇报了各变量的描述性统计结果,控制变量信息与以往研究相近。

4. 数据来源

本文以2010—2018年中国245个地级市为研究对象,形成了2205个城市-年的均衡面板观测。其中,除PM2.5浓度和当年获得的发明专利数量,其余绿色发展子指标和控制变量数据均来自2011—2019年的《中国城市统计年鉴》。产业结构升级的数据来自

表2 描述性统计

变量	观测数	均值	标准差	最小值	最大值
GD	2205	0	53.5137	-197.0869	362.6651
FT	2205	33.7324	496.0694	0	17729
Pgdp	2205	10.204	0.598	8.246	12.786
Urban	2205	4.564	3.525	0.050	77.873
Fdi	2205	0.018	0.019	0.000	0.199
Edu	2205	1.854	2.409	0.004	13.112
Jj	2205	4.574	5.769	0.226	62.362
Finadp	2205	0.476	0.225	0.068	1.541
Finance	2205	0.936	0.574	0.118	7.450

① 参见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejjournal.org>)附件下载。

2010—2018年《中国城市统计年鉴》,另外在国家知识产权局的专利检索平台上手工获取了各地市的公司当年获得的绿色发明专利数,并合并为城市数据。

(二)模型设定

1. 基准回归模型

本文首先试图检验金融科技和绿色发展的关系,由于固定效应模型可以较好地解决遗漏变量问题,同时得到估计一致的结果,故构建基准模型见式(1)。

$$GD_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 FT_{i,t-1} + \alpha_2 Controls_{i,t} + \varphi_i + \omega_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中: $GD_{i,t}$ 为城市*i*在*t*年的绿色发展水平,通过构建评价体系并利用全局主成分分析法生成; $FT_{i,t-1}$ 为城市*i*在*t-1*年的金融科技水平,使用地级市金融科技数量衡量; $Controls_{i,t}$ 为城市层面的控制变量组; φ_i 、 ω_t 分别为城市固定效应和年度固定效应; $\varepsilon_{i,t}$ 为随机扰动项; α_0 为常数项;使用省份层面的聚类稳健标准误。

2. 中介机制设计

为研究金融科技影响绿色发展的传导机制,参考Baron和Kenny(1986)的做法,引入以下中介效应模型:

$$GD_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 FT_{i,t-1} + \alpha_2 Controls_{i,t} + \varphi_i + \omega_t + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

$$EC_{i,t-1} = \beta_0 + \beta_1 FT_{i,t-1} + \beta_2 Controls_{i,t} + \varphi_i + \omega_t + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

$$GD_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 FT_{i,t-1} + \gamma_2 EC_{i,t-1} + \gamma_3 Controls_{i,t} + \varphi_i + \omega_t + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

其中: $EC_{i,t-1}$ 为城市*i*在*t-1*年的动能转换中介变量,用绿色技术创新和产业结构升级表示; α_0 、 β_0 、 γ_0 为常数项;使用省份层面的聚类稳健标准误。

根据中介效应的检验原理,第一步要考察金融科技与绿色发展的关系,预期模型(2)中的 α_1 系数显著为正,这是进行后续检验的前置条件;第二步要考察金融科技与绿色技术创新和产业结构升级的关系,即模型(3)中 β_1 的系数预期为正向显著;若为正则进行第三步,检验中介效应是否存在,即模型(4)中 γ_2 的系数为正向显著,则存在中介效应。

3. 金融科技集聚模型

现有文献关于金融集聚的测量通常采用区位熵、空间基尼系数及E-G指数等方法。对于单个城市内部来说,金融科技缩短时空距离的特性会发挥显著作用,使用城市面积等规模指标不具备科学性,而金融科技的影响终归是以微观个体为对象的。因此本文在参考毛其淋和陈乐远(2022)的研究上,使用以人口为规模的区位熵来测度金融科技集聚,具体测算方式见式(5)。

$$FT_local_{i,t} = \frac{FT_{i,t-1}/Popu_{i,t}}{FT_{t-1}/Popu_t} \quad (5)$$

其中: $FT_local_{i,t}$ 为城市*i*在*t*年的地方金融科技区位熵; $Popu_{i,t}$ 为城市*i*在*t*年的人口; FT_{t-1} 为全国在*t-1*年的金融科技数量; $Popu_t$ 为全国在*t*年的人口。

$$FT_centre_{i,t} = \frac{FT_{c,t-1}/Popu_{c,t}}{D_{ic} \times (FT_{t-1}/Popu_t)} \quad (6)$$

其中: $FT_centre_{i,t}$ 为城市*i*在*t*年所受到的金融科技中心溢出的影响; $FT_{c,t-1}$ 为中心城市*c*在*t-1*年的金融科技数量; $Popu_{c,t}$ 为中心城市*c*在*t*年的人口; D_{ic} 为非中心城市*i*与中心城市*c*的球面距离, D_{ic} 的倒数表示空间效应随距离增加而变化的特征^②。

由于省内各城市每年的金融科技中心溢出是相同的。因此继续使用城市固定效应会吸收掉金融科技中心溢出的部分影响,造成估计结果有偏。因此在该部分将城市固定效应替换为省份固定效应,同时使用稳健标准误,最终构建的具体模型如式(7)所示。

$$GD_{i,t} = \delta_0 + \delta_1 FT_local_{i,t} + \delta_2 FT_centre_{i,t} + \vartheta_1 Controls_{i,t} + \varphi_p + \omega_t + \varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

其中: $FT_local_{i,t}$ 为城市*i*在*t*年的地方金融科技区位熵; φ_p 为省份固定效应。需要特殊说明的是,与陶锋等(2017)的做法类似,本文将省会城市设定为区域金融科技中心,将各省的地理边界设定为金融科技中心溢出的边界。因此,本文在研究金融科技地理结构时,将直辖市和各省省会城市从样本中剔除。

② 为了实证的简洁性,仅考虑中心(省会)城市金融科技的空间效应。

四、基准结果分析

(一)模型检验

表3为多重共线性检验的结果,各变量的VIF(variance inflation factor)值及变量的VIF均值都小于10,说明本文的变量不存在多重共线性,实证结果不受多重共线性的影响。

表3 多重共线性检验

变量	<i>Finadp</i>	<i>Edu</i>	<i>Pgdp</i>	<i>Jj</i>	<i>Finance</i>	<i>Fdi</i>	<i>Urban</i>	<i>FT</i>	<i>Mean VIF</i>
<i>VIF</i>	2.56	2.21	2.21	1.62	1.61	1.31	1.28	1.04	1.73

在模型选择时,利用 F 检验和豪斯曼检验进行分析。 F 检验统计值为19.49,说明固定效应模型比混合效应模型更好,豪斯曼检验的统计值为152.70,说明固定效应模型比随机效应更好。因此,本文基本模型为固定效应模型是合理的。

(二)基准回归

为验证金融科技发展对城市绿色发展的影响,首先采用模型(1),通过逐步加入控制变量与固定效应进行分析,表4报告了相应的估计结果。表4(1)列结果显示,当仅研究金融科技对绿色发展的影响时, FT 的估计系数为正向1%水平上显著。在表4(2)~(5)列,逐渐放入控制变量、时间固定效应和城市固定效应后, FT 的系数仍然为正向显著,且均在1%水平上显著,说明金融科技有助于提升城市的绿色发展水平。金融科技通过大数据、人工智能等金融创新推动金融产品、服务场景的变革,可以赋能金融机构降低信息不对称及解决小微企业绿色融资障碍,还能评估环境风险等方面提供技术支持,从多方面推动绿色发展。

表4 基准回归的结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>GD</i>	<i>GD</i>	<i>GD</i>	<i>GD</i>	<i>GD</i>
<i>FT</i>	0.0091*** (6.93)	0.0085*** (6.89)	0.0148*** (14.23)	0.0063*** (7.90)	0.0053*** (11.40)
<i>Controls</i>	NO	YES	YES	YES	YES
<i>Year</i>	NO	NO	YES	NO	YES
<i>City</i>	NO	NO	NO	YES	YES
<i>N</i>	2205	2205	2205	2205	2205
<i>R</i> ²			0.6054	0.8809	0.8971

注:***、**和*分别表示回归结果在1%、5%和10%置信水平下通过显著性检验;模型中使用了省份层面聚类的稳健标准误;括号内为 t 值;*city*和*year*分别为城市固定效应和年度固定效应。

(三)内生性处理与稳健性检验

1. 内生性问题

在模型(1)中,即使本文尽量去控制那些可能同时影响金融科技发展和城市绿色发展的因素,但仍可能存在不可观测因素进入残差项,导致金融科技(FT)估计系数有偏。另外,由于城市绿色发展水平的提高可能会反过来促进金融科技发展,故模型可能存在反向因果关系。为了缓解遗漏变量、测量误差或反向因果关系导致的内生性问题,本文进一步采用工具变量法及系统GMM(generalized method of moment)估计来检验金融科技发展对城市绿色发展的影响。

第一种是工具变量法,借鉴黄群慧等(2019)的思路,本文选取各城市1984年的电话机数作为金融科技的工具变量。由于数据均为截面数据,将工具变量与上一期金融科技公司全国层面(除本市)的均值进行交互,得到面板工具变量。从相关性而言,互联网的应用是金融科技快速发展的重要前提,而互联网最初是通过固定电话拨号推广的,那么固定电话普及率高的城市也极有可能是金融科技发展较好的城市。除此之外,历史上的固定电话和当前的金融科技都是所处环境里的较高科技水平产物,对于固定电话接受度较高的城市很可能也是金融科技水平较高的城市。从外生性而言,在信息技术水平快速发展的背景下,历史上的固定电话数量很难影响现在的城市绿色发展。因此,本文选取的工具变量满足相关性和外生性。

首先,用Durbin-Wu-Hausman检验确定 FT 是否存在内生性,结果显示,以绿色发展为被解释变量时,Durbin-Wu-Hausman(DWH)统计量为2171.63, P 值为0.00,说明模型中的 FT 指标存在内生性问题,其次,进行了弱工具变量检验,发现并不存在弱工具变量问题。表5(1)、(2)列汇报了工具变量法的两阶段估计结果,其中(1)列为一阶段的估计结果,(2)列为第二阶段的估计结果。一阶段结果表明, IV 的估计系数在1%水平上显著为正,表明1984年固定电话普及率越高,该城市的金融科技水平也越高,同样说明了工具变量的相关性。二阶段的估计结果显示,与基准回归一致, FT 的系数在1%置信水平上显著为正,说明在缓解内生性问题后,本文结论依然成立,即金融科技能够驱动城市绿色发展。

第二种是系统 GMM 动态面板估计,绿色发展在当期的水平很大程度上受到上一期数值的影响,即具有一定的序列相关,为解决这一问题,本文引入系统 GMM 回归来检验前文结论的稳健性。表 5(3)列显示的检验统计值表明,工具变量有效,使用系统 GMM 是合理的,其回归结果表明,FT 的系数为 0.0049,在 1% 置信水平上显著,说明在考虑了序列相关后,金融科技对城市绿色发展的显著促进作用仍然存在。

2. 稳健性检验

表 6 报告了稳健性检验的结果。第一,更换被解释变量,表 6(1)列为使用熵值法重新测度绿色发展水平的结果。第二,更换解释变量,劳动力市场中的熟练金融从业者和面临就业的新毕业生共同创造了金融科技的快速发展,而当城市对劳动力的吸引力较高时,高质量的劳动力同样会推动金融科技公司的发展。因此,选取城市人均工资水平的对数值来衡量城市吸引力,用城市吸引力来消除规模的影响,即 $FT_w = FT/\text{人均工资对数}$,结果见(2)列。第三,剔除混杂因素,2018 年大量 P2P 平台爆雷关闭,影响了金融科技的发展。因此将 2018 年剔除,结果见(3)列。第四,剔除极端值,由于金融科技标准差较大,为了防止极端值可能对结论的影响,本文将金融科技进行前后 1% 缩尾,结果见(4)列。所有稳健性检验的结果均表明本文的结论是稳健的。

(四)区域效应

由于中国地域广袤,各地的经济发展水平、资源禀赋等条件也不甚相同。因此存在地区异质性,表 7 报告了地区异质性在金融科技对绿色发展影响中的作用。从(1)~(3)列金融科技(FT)的估计结果不难看出,东部地区的金融科技对绿色发展的影响最为显著,中部地区的金融科技的 t 值与东部地区相比较小,但是估计系数更大,而西部地区金融科技对绿色发展没有显著的影响。

(五)内部渠道

表 8 报告了金融科技对绿色发展子指标的影响。(1)、(2)列结果表明,金融科技对环境治理和社会福利的促进效果并不显著。(3)、(4)列显示,金融科技对降低排放消耗和拉动经济增长均具有显著正向作用,分别在 5% 和 1% 水平上显著。以上说明,在样本期内金融科技主要通过降低排放消耗和拉动经济增长来促进城市绿色发展。

(六)外部环境

金融科技是金融元素与科技元素深度融合的创新成果,其本质仍然是金融。这种金融模式通过大数据、人工智能等技术大幅度提升了金融服务实体经济的能力,但金融科技也存在着技术、操作等风险冲击经济发展(杨东,2018)。政府作为监管的主导者和推行者,必然会对金融科技发展和绿色发展施加影响,但长期“监

表 5 工具变量法和系统 GMM

变量	工具变量法		系统 GMM
	(1)	(2)	(3)
	FT	GD	GD
IV	39922.5*** (25.62)		
FT		0.0067*** (7.32)	0.0049*** (3.66)
L.GD			0.7029*** (9.59)
Controls	YES	YES	YES
Year, City	YES	YES	YES
N	2205	2205	1960
AR(1)			0.000
AR(2)			0.751
Hansen P			0.464

注:***、**和*分别表示回归结果在 1%、5% 和 10% 置信水平下通过显著性检验;模型中使用了省份层面聚类的稳健标准误;(1)、(2)列括号内为 t 值;(3)列括号内汇报的为 z 值;AR(1)和 AR(2)分别为一阶和二阶自相关检验。

表 6 稳健性检验的结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	GDS	GD	GD	GD
FT	0.0005*** (3.71)			
FT_w		0.0605*** (11.28)		
FT			0.0102*** (10.43)	
FT_s				0.2664*** (3.62)
Controls	YES	YES	YES	YES
Year, City	YES	YES	YES	YES
N	2205	2205	1960	2205
R ²	0.3811	0.8971	0.9046	0.9001

注:***、**和*分别表示回归结果在 1%、5% 和 10% 置信水平下通过显著性检验;模型中使用了省份层面聚类的稳健标准误;括号内为 t 值。

表 7 地区异质性结果

变量	GD		
	(1) 东部	(2) 中部	(3) 西部
FT	0.0042*** (15.54)	0.1977*** (3.42)	0.3769 (1.73)
Controls	YES	YES	YES
Year, City	YES	YES	YES
N	900	918	387
R ²	0.9259	0.8326	0.8987

注:***、**和*分别表示回归结果在 1%、5% 和 10% 置信水平下通过显著性检验;模型中使用了省份层面聚类的稳健标准误;括号内为 t 值。

表 8 子指标结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	环境治理	社会福利	排放消耗	经济增长
FT	0.0005 (0.75)	0.0006 (1.36)	0.0019** (2.58)	0.0162*** (7.04)
Controls	YES	YES	YES	YES
Year, City	YES	YES	YES	YES
N	2205	2205	2205	2205
R ²	0.7259	0.8651	0.6955	0.9125

注:***、**和*分别表示回归结果在 1%、5% 和 10% 置信水平下通过显著性检验;模型中使用了省份层面聚类的稳健标准误;括号内为 t 值。

管不足”或“过度监管”都会导致发展效率的损害。因此,监管何时与金融科技及绿色发展的匹配程度最高、发挥效果最好就成了本文关心的内容。参考陈诗一和陈登科(2018)、唐松等(2020)的研究,本文用省级政府工作报告中与环境相关词汇出现的比重来衡量环境监管水平,用区域金融监管支出与金融业增加值的比值来衡量金融监管水平。为了使前后期的监管水平动态可比,本文定义监管水平大于前一期 3/2 水平的为较强水平,监管水平小于前一期 2/3 水平的为较弱水平,中间值为监管中性,具体分类检验结果见表 9。表 9(1)~(3)列的结果表明,环境监管处于中性和较强区间时,有助于金融科技发挥促进绿色发展的作用。(4)~(6)列的结果表明,金融监管处于动态中性时,金融科技推动绿色发展的效果更显著。以上结果显示,动态中性监管水平有利于金融科技促进城市绿色发展。

表 9 动态监管的异质性

变量	GD					
	环境监管			金融监管		
	(1) 较弱	(2) 中性	(3) 较强	(4) 较弱	(5) 中性	(6) 较强
<i>FT</i>	2.1869 (0.87)	0.0039*** (8.06)	0.2190*** (6.09)	0.0553* (1.81)	0.0038*** (4.91)	0.0723 (1.12)
<i>Controls</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Year, City</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>N</i>	315	1661	229	831	623	506
<i>R</i> ²	0.9826	0.9059	0.9705	0.8999	0.9394	0.9503

注:***、**和*分别表示回归结果在 1%、5% 和 10% 置信水平下通过显著性检验;模型中使用了省份层面聚类的稳健标准误;括号内为 *t* 值。

五、机制分析

(一) 金融科技对绿色发展影响的动能转换效应

前文的回归结果验证了金融科技发展能够赋能城市绿色发展,那么金融科技影响城市绿色发展的潜在机制是什么?前文以动能转换效应为视角,从理论上分析了金融科技驱动绿色发展的作用机制,为进一步探究这个“黑箱”并验证假设 1,本文从促进绿色技术创新和推动产业结构升级两个角度进行实证检验。

1. 供给侧动能的绿色技术创新效应

绿色技术创新不足是导致城市绿色发展受阻的主要原因之一(Ghisetti 和 Quatraro, 2017)。金融科技可以“赋能”传统金融机构,利用大数据帮助解决绿色识别的能力,从资金和保险等方面保障绿色技术创新活动的进行,加快城市绿色发展。借鉴 Li 和 Zheng(2016)的研究,本文使用上一期的城市层面每万人当年授权绿色发明专利数量来衡量城市绿色创新水平,记为 *GTI*,该指标数值越大表示城市绿色技术创新能力越强,并通过中介效应模型检验金融科技能否推动城市绿色技术创新能力进而提高城市的绿色发展水平。

表 10(1)列的结果显示,*FT*的系数为正且在 1% 水平上显著,说明金融科技的发展可以提升城市的绿色技术创新能力。(2)列中,*GTI*的系数同样为正向显著,说明绿色技术创新水平的提高可以促进城市绿色发展。综合表 4(5)列和表 10(2)列的结果来看,在加入绿色技术创新(*GTI*)后,*FT*的系数依然显著为正,但有所下降,说明城市绿色技术创新能力在金融科技驱动城市绿色发展提高时承担部分中介效应。中介效应检验结果显示,sobel 检验 *z* 值为 7.14,在 1% 水平上显著。以上结果表明,绿色技术创新是金融科技促进城市绿色发展的重要中介。

表 10 金融科技、动能转换与城市绿色发展

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>GTI</i>	<i>GD</i>	<i>TS</i>	<i>GD</i>
<i>FT</i>	0.0002*** (5.76)	0.0026** (2.52)	0.00004*** (9.40)	0.0046*** (8.55)
<i>GTI</i>		13.4290** (2.11)		
<i>TS</i>				16.5050** (2.35)
<i>Controls</i>	YES	YES	YES	YES
<i>Year, City</i>	YES	YES	YES	YES
<i>N</i>	2205	2205	2205	2205
<i>R</i> ²	0.8875	0.8987	0.9192	0.8989

注:***、**和*分别表示回归结果在 1%、5% 和 10% 置信水平下通过显著性检验;模型中使用了省份层面聚类的稳健标准误;括号内为 *t* 值。

2. 需求侧动能的产业结构升级效应检验

金融科技的发展有助于促使资本、技术等要素向生产率更高的信息技术产业和服务业流动,加快产业升级速度,还能通过释放消费潜力和推动“经济结构服务化”来倒逼产业升级,进而促进城市绿色发展。为验证该机制,本文参考干春晖等(2011)的研究,使用第三产业产值与第二产业产值之比来衡量产业结构高级化,记为 *TS*,将其作为中介变量,表 10(3)、(4)列报告了相应的估计结果。其中,(3)列 *FT* 的系数在 1% 置信水平上显著为正,表明金融科技发展显著提高了城市第三产业与第二产业之比。在第(4)列中,产业结构高级化(*TS*)的系数在 5% 水平上正向显著,说明产业结构水平较低确实会抑制城市绿色发展。综合表 4(5)列和表 10(4)列的结果来看,在加入产业结构高级化(*TS*)后,*FT* 的系数在 1% 水平上正向显著,且相对基础结果有所下降,表明在考虑产业结构高级化的因素后,金融科技对城市绿色发展影响的边际效应有所减少,这说明产

业结构高级化承担了金融科技驱动城市绿色发展的部分中介作用^③。

综合以上分析,假设1得到验证,即金融科技推动新动能发展进而赋能绿色发展。推动新动能发展主要在两方面,从供给端动能促进地区绿色技术创新,从需求端动能加快产业结构升级。

(二)金融科技对绿色发展影响的地理结构效应

1. 金融科技与绿色发展的地理空间分布

在经济发展过程中,由于中国特定的体制背景,直辖市和省会城市往往能够吸引较多的发展资源,呈现经济集聚的特点,同时中心城市通常是金融机构和高科技公司的聚集地,那么以“金融+科技”为特征的金融科技是否具有产业集聚的特征呢?绿色发展是否存在区域相关呢?为了回答这个问题,首先采用局部加权平滑曲线观察城市金融科技公司和绿色发展的分布特征,结果如图2所示。首先,当距离为0时,曲线1和曲线2均处于最高值,说明中心城市(省会)一般是各省金融科技和绿色发展的最高水平。其次,在距离中心城市100千米以内,随着距离的增加,曲线1和曲线2的斜率为负且较高,说明在0~100千米时,金融科技公司和绿色发展水平随着距离的增加处于快速下降过程。最后,在100千米~300千米金融科技公司和绿色发展水平的变化幅度均较小,而当距离超过300千米以后,总体处于缓慢下降趋势。以上说明,金融科技公司与绿色发展高水平地区一般分布在中心城市及周边地区,而金融要素集聚本身具有溢出效应和虹吸效应,金融科技自身也存在技术溢出效应。因此,本文认为金融科技集聚同样存在空间效应。

2. 金融科技集聚对绿色发展的影响及地理特征

接下来是本部分关注的重点,检验金融科技发展的空间效应,表11汇报了模型(7)的回归结果。(1)列是未纳入控制变量的结果,(2)列是完整模型的结果,初步显示核心变量结果较为稳健。在(2)列中, FT_local 和 FT_centre 的估计系数为在1%水平上正向显著,说明金融科技集聚和金融科技中心溢出均会提升绿色发展的水平。本部分与前文一样存在内生性的担忧。因此使用工具变量法来缓解内生性问题。本文选取滞后一期的地方金融科技区位熵及滞后一期的金融科技中心溢出作为工具变量,进而使用两阶段最小二乘估计,其结果汇报在表11(3)、(4)列中,金融科技区位熵(FT_local)和金融科技中心溢出(FT_centre)的估计系数依然在1%水平上正向显著,其Kleibergen-Paap LM检验 P 值均为0.0003且小于0.1,Kleibergen-Paap Wald检验分别为24.941和21.587均大于10%置信水平的检验值7.03,以上结果表明工具变量是合理有效的。

为了保证回归结果的可靠性,本文从以下几方面进行了稳健性检验:第一,考虑到京津冀一体化政策,而且北京市和天津市的金融科技对河北省的绿色发展具有空间效应。因此剔除了河北省内的城市样本,表12(1)列汇报了相应的估计结果。第二,使用熵值法重新测度绿色发展,结果汇报在(2)列中。第三,考虑到双向固定效应可能较为“柔性”。因此将其交互,即使用年份*省份的交互固定效应,其结果见(3)列。所有的结果均为正向显著,说明本文的核心结论没有发生改变。

根据前文图2的分布特征,本文根据各城市与中心城市的距离进行分组,进一步考察金融科技对绿色发展影响的空间特征,表13汇报了分组回归的结果。由(1)列可得,当城市距离中心城市100千米以内时,地方

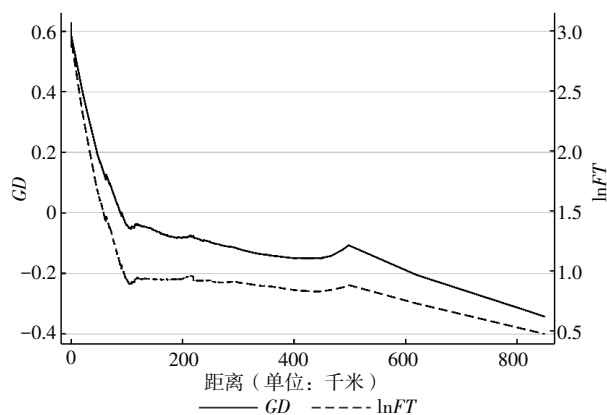


图2 金融科技和绿色发展的距离分布图

表11 金融科技地理结构与城市绿色发展

变量	GD			
	FE		IV	
	(1)	(2)	(3)	(4)
FT_local	0.0690*** (11.04)	0.0351*** (7.25)	0.0710*** (9.28)	0.0396*** (6.56)
FT_centre	2.5582*** (9.96)	1.3176*** (6.96)	2.6840*** (9.42)	1.3587*** (5.89)
Controls	NO	YES	NO	YES
Year, Prov	YES	YES	YES	YES
N	1962	1962	1744	1744
R ²	0.5092	0.6008	0.1224	0.2901

注:***、**和*分别表示回归结果在1%、5%和10%置信水平下通过显著性检验;模型中使用了稳健标准误;括号内为t值。

③ 注:产业结构高级化的sobel检验Z值为4.13。

金融科技集聚(FT_local)对绿色发展的系数为负,在5%水平上显著,说明在该范围内,地方金融科技集聚会显著降低地方的绿色发展水平,而金融科技中心溢出(FT_centre)的系数为正,在1%水平上显著,说明金融科技中心溢出效应能够显著提升100千米以内城市的绿色发展水平。对于以上结果可能的原因是中心城市金融科技的发展具有虹吸效应,剥夺了距离省会100千米左右城市本地金融科技集聚的绿色促进能力,但是并没有说明金融科技的发展阻碍了100千米以内非中心城市的绿色发展,因为金融科技中心溢出效应填补了推动100千米以内非中心城市绿色发展的角色。

由表13(2)列结果可以发现,当城市位于距离中心城市100~300千米时,地方金融科技集聚(FT_local)对绿色发展的系数为正,在1%水平上显著,说明在该范围,地方金融科技集聚会显著提高地方的绿色发展水平,而金融科技中心溢出(FT_centre)的系数为正,但是并不显著,说明金融科技中心溢出效应对于100~300千米以内城市的绿色发展水平并不存在显著作用。可能的原因是,该区域的城市金融科技集聚能够满足绿色发展的需要。因此不需要外部中心城市的金融科技溢出来提供资金技术等方面的支持。

由表13(3)列结果可以发现,当城市位于距离中心城市300千米以外时,地方金融科技集聚(FT_local)对绿色发展的系数为正,但是并不显著,说明在该范围的地方金融科技集聚会提高地方的绿色发展水平但是作用并不强烈,而金融科技中心溢出(FT_centre)的系数为正,在1%水平上显著,说明金融科技中心溢出效应对于距离中心城市300千米以外城市的绿色发展水平存在显著推动作用。可能的原因是,距离中心城市较远的地区,其金融科技发展水平也不足,自身的金融科技集聚不能发挥较好的绿色促进作用,而外部中心城市的金融科技溢出能够缓解地方金融科技能力不足所造成的绿色创新资金不足等问题,为地方城市绿色发展注入动力。

综合上述结果,地方金融科技集聚对绿色发展的影响随距离的变化呈倒“U”型特征,而金融科技中心溢出对绿色发展的影响随距离的变化呈“U”型特征,而且从平均系数的结果进行观察,两者之间存在互为补充的绿色增长效应。即当地方金融科技集聚不能促进绿色发展时,金融科技中心溢出可以替代前者的角色完成绿色促进作用,而当金融科技中心溢出未能促进绿色发展时,地方金融科技集聚便会充当促进绿色发展的作用。

表12 金融科技地理结构与城市绿色发展的稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)
	GD	GDS	GD
FT_local	0.0378*** (7.72)	0.0124*** (5.41)	0.0365*** (7.66)
FT_centre	1.3291*** (7.04)	0.4251* (1.96)	1.1680*** (6.63)
Controls	YES	YES	YES
Year, Prov	YES	YES	NO
Year*Prov	NO	NO	YES
N	1872	1962	1962
R^2	0.6002	0.1543	0.6305

注:***、**和*分别表示回归结果在1%、5%和10%置信水平下通过显著性检验;模型中使用了稳健标准误;括号内为 t 值。

表13 金融科技地理结构影响城市绿色发展的地理距离特征

变量	GD		
	(1) 100千米以内	(2) 100千米~300千米	(3) 300千米以外
FT_local	-0.1701** (-2.37)	0.0471*** (7.57)	0.0467 (0.65)
FT_centre	1.8950*** (7.28)	1.8573 (1.06)	31.2913*** (3.67)
Controls	YES	YES	YES
Year, Prov	YES	YES	YES
N	441	1233	288
R^2	0.7767	0.5637	0.7850

注:***、**和*分别表示回归结果在1%、5%和10%置信水平下通过显著性检验;模型中使用了稳健标准误;括号内为 t 值。

六、结论与启示

坚持“绿水青山就是金山银山”对于实现高质量绿色发展至关重要。金融是现代经济的核心,而金融科技作为信息技术与金融业渗透融合的产物,正在改变和重塑传统金融业态,为高质量绿色发展注入巨大的动力与活力。本文基于中国2010—2018年的城市层面数据,在构建中国城市绿色发展评价体系的基础上,运用《中国工业经济》期刊公开发表的金融科技公司的数据,通过面板固定效应模型、工具变量法、中介效应等方法考察金融科技对城市绿色发展的影响。

(一)研究结论

金融科技能够促进绿色发展,通过以1984年电话机数为工具变量的两阶段最小二乘估计、系统GMM等方法处理内生性,用熵值法重新测度绿色发展、消除城市规模对金融科技测度误差的影响、更换样本区间等稳健性检验,得出金融科技显著促进绿色发展的这一结果是稳健可靠的。异质性分析的结果显示,首先,金融科技的绿色驱动效应主要在于降低排放消耗及推动经济增长;其次,金融科技对绿色发展的作用在东部地区最强,中部地区稍强,西部地区最弱;最后,无论是环境监管还是金融监管,当监管程度处于动态中性时,金融科技能够发挥最优的绿色促进作用。金融科技能够促进动能转换,进而赋能绿色发展,具体路径在于供给

侧绿色技术创新动能和需求侧产业结构升级动能两个方面。地方金融科技集聚和金融科技中心溢出均会推动绿色发展,随着与中心城市距离的增加,地方金融科技集聚和金融科技中心溢出对绿色发展的影响具有替代作用。

(二)政策建议

1. 接续高质量发展金融科技,稳妥推进绿色发展转型

金融科技是新发展阶段实现高质量绿色发展的重要手段。金融科技的蓬勃发展为企业融通资金提供了重要支持,大数据及人工智能等手段为识别清洁技术、清洁生产模式、清洁企业等方面提供了便利,进而以绿色技术创新和产业结构升级为支点推动绿色发展。同时政府应引导高新技术产业发展、加强知识产权保护、强化激励政策协同、优化营商环境等方面,促进创新创业蓬勃发展,培育绿色发展的增长动力。

2. 保持动态中性监管常态化

在新发展格局背景下,金融科技能够帮助金融供给侧改革,也是一把“双刃剑”。一方面,政府监管不能缺位,也不宜保持过度监管的状态,维持区域监管程度动态中性是金融科技赋能绿色发展的最优监管状态;另一方面,要加强宏观审慎监管,确保不发生系统性风险,进一步扩大“监管沙盒”试点范围,给予金融科技足够的试错空间,充分发挥市场机制,解决资源配置效率低下等问题,进而驱动绿色发展。

3. 不能忽视地方城市金融科技发展

积极构建三层金融科技中心,促进绿色发展。三层金融科技中心即全国金融科技中心、地方金融科技中心及地方次级金融科技中心。金融科技产业在发展时应兼顾集聚与分散,以达到“以点带面”的作用突破绿色发展制约。对于全国和地方的金融科技“领头羊”城市,要持续增强技术、人力和制度等方面的比较优势,发挥循环累积效应,进一步提高城市绿色水平。对于距离中心城市100千米~300千米的城市,通过政府机构政策引导、储备优秀人才、建设基础设施搭建金融科技联合平台,在地方建立多个次级金融科技中心,使金融科技更好地服务于城市绿色转型,有助于“在集聚中走向平衡”,实现高质量绿色发展。

(三)研究不足

本文使用的数据是基于各城市金融科技公司的数据,而金融科技公司发展水平层次不齐,金融科技公司之间的体量及影响作用等方面可能存在巨大差异。限于数据的可得性,本文仅从数量角度开展研究,而从金融科技公司质量等深层数据出发,可以进一步深化研究。

参考文献

- [1] 安同良,杨晨,2020.互联网重塑中国经济地理格局:微观机制与宏观效应[J].经济研究,55(2):4-19.
- [2] 陈诗一,陈登科,2018.雾霾污染、政府治理与经济高质量发展[J].经济研究,53(2):20-34.
- [3] 杜莉,马遥遥,2022.“一带一路”沿线国家的绿色发展绩效及驱动因素研究[J].四川大学学报(哲学社会科学版), (1):173-183.
- [4] 段永琴,何伦志,克魁,2021.数字金融、技术密集型制造业与绿色发展[J].上海经济研究,(5):89-105.
- [5] 房宏琳,杨思莹,2021.金融科技创新与城市环境污染[J].经济学动态,(8):116-130.
- [6] 干春晖,郑若谷,余典范,2011.中国产业结构变迁对经济增长和波动的影响[J].经济研究,46(5):4-16,31.
- [7] 何爱平,安梦天,2019.地方政府竞争、环境规制与绿色发展效率[J].中国人口·资源与环境,29(3):21-30.
- [8] 黄建欢,吕海龙,王良健,2014.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,33(3):532-545.
- [9] 黄群慧,余泳泽,张松林,2019.互联网发展与制造业生产率提升:内在机制与中国经验[J].中国工业经济,(8):5-23.
- [10] 黄锐,赖晓冰,唐松,2020.金融科技如何影响企业融资约束?——动态效应、异质性特征与宏微观机制检验[J].国际金融研究(6):25-33.
- [11] 江飞涛,李晓萍,2010.直接干预市场与限制竞争:中国产业政策的取向与根本缺陷[J].中国工业经济,(9):26-36.
- [12] 金洪飞,李弘基,刘音露,2020.金融科技、银行风险与市场挤出效应[J].财经研究,46(5):52-65.
- [13] 康继军,张宗益,傅蕴英,2005.金融发展与经济增长之因果关系——中国、日本、韩国的经验[J].金融研究,(10):20-31.
- [14] 李春涛,闫续文,宋敏,等,2020.金融科技与企业创新——新三板上市公司的证据[J].中国工业经济,(1):81-98.
- [15] 李婉红,2017.中国省域工业绿色技术创新产出的时空演化及影响因素:基于30个省域数据的实证研究[J].管理工程学报,31(2):9-19.
- [16] 廖果平,秦剑美,2022.绿色技术创新能否有效改善环境质量?——基于财政分权的视角[J].技术经济,41(4):

- 17-29.
- [17] 刘传明, 马青山, 2020. 网络基础设施建设对全要素生产率增长的影响研究——基于“宽带中国”试点政策的准自然实验[J]. 中国人口科学, (3): 75-88, 127-128.
 - [18] 刘晶, 张尧, 2022. 金融科技、强环境规制与区域工业绿色发展[J]. 财经理论与实践, 43(2): 123-131.
 - [19] 毛其淋, 陈乐远, 2022. 金融地理结构与企业进口：来自中国制造业的微观证据[J]. 世界经济研究, (1): 30-46, 134-135.
 - [20] 邱晗, 黄益平, 纪洋, 2018. 金融科技对传统银行行为的影响——基于互联网理财的视角[J]. 金融研究(11): 17-29.
 - [21] 盛天翔, 范从来, 2020. 金融科技、最优银行业市场结构与小微企业信贷供给[J]. 金融研究, (6): 114-132.
 - [22] 施本植, 许宁, 刘明, 等, 2018. 金融集聚对城市绿色经济效率的影响及作用渠道——基于中国 249 个地级以上城市的实证分析[J]. 技术经济, 37(8): 87-95.
 - [23] 史丹, 李少林, 2020. 排污权交易制度与能源利用效率——对地级及以上城市的测度与实证[J]. 中国工业经济, (9): 5-23.
 - [24] 世界银行和国务院发展研究中心联合课题组, 2012. 2030 年的中国：建设现代、和谐、有创造力的社会[R]. 北京：中国财政经济出版社.
 - [25] 宋敏, 周鹏, 司海涛, 2021. 金融科技与企业全要素生产率——“赋能”和信贷配给的视角[J]. 中国工业经济, (4): 138-155.
 - [26] 唐松, 赖晓冰, 黄锐, 2019. 金融科技创新如何影响全要素生产率：促进还是抑制？——理论分析框架与区域实践[J]. 中国软科学, (7): 134-144.
 - [27] 唐松, 伍旭川, 祝佳, 2020. 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, 36(5): 52-66, 9.
 - [28] 陶锋, 胡军, 李诗田, 等, 2017. 金融地理结构如何影响企业生产率？——兼论金融供给侧结构性改革[J]. 经济研究, 52(9): 55-71.
 - [29] 吴传清, 黄磊, 2017. 演进轨迹、绩效评估与长江中游城市群的绿色发展[J]. 改革, (3): 65-77.
 - [30] 谢绚丽, 沈艳, 张皓星, 等, 2018. 数字金融能促进创业吗？——来自中国的证据[J]. 经济学(季刊), 17(4): 1557-1580.
 - [31] 许宪春, 任雪, 常子豪, 2019. 大数据与绿色发展[J]. 中国工业经济, (4): 5-22.
 - [32] 薛莹, 胡坚, 2020. 金融科技助推经济高质量发展：理论逻辑、实践基础与路径选择[J]. 改革, (3): 53-62.
 - [33] 杨东, 2018. 监管科技：金融科技的监管挑战与维度建构[J]. 中国社会科学, (5): 69-91, 205-206.
 - [34] 杨松令, 刘梦伟, 张秋月, 2021. 中国金融科技发展对资本市场信息效率的影响研究[J]. 数量经济技术经济研究, 38(8): 125-144.
 - [35] 尹振涛, 李俊成, 杨璐, 2021. 金融科技发展能提高农村家庭幸福感吗？——基于幸福经济学的研究视角[J]. 中国农村经济, (8): 63-79.
 - [36] 余泳泽, 宣烨, 沈扬扬, 2013. 金融集聚对工业效率提升的空间外溢效应[J]. 世界经济, 36(2): 93-116.
 - [37] 张梁, 相广平, 马永凡, 2021. 数字金融对区域创新差距的影响机理分析[J]. 改革, (5): 88-101.
 - [38] 张勋, 杨桐, 汪晨, 等, 2020. 数字金融发展与居民消费增长：理论与中国实践[J]. 管理世界, 36(11): 48-63.
 - [39] 张志元, 李维邦, 2018. 金融新动能助推新旧动能转换的逻辑及路径[J]. 经济与管理评论, 34(5): 18-26.
 - [40] 赵涛, 张智, 梁上坤, 2020. 数字经济、创业活跃度与高质量发展——来自中国城市的经验证据[J]. 管理世界, 36(10): 65-76.
 - [41] 郑江淮, 宋建, 张玉昌, 等, 2018. 中国经济增长新旧动能转换的进展评估[J]. 中国工业经济, (6): 24-42.
 - [42] AID G, EKLUND M, ANDERBERG S, et al, 2017. Expanding roles for the Swedish waste management sector in inter-organizational resource management[J]. Resources, Conservation and Recycling, 124: 85-97.
 - [43] BARON R M, KENNY D A, 1986. The moderator-mediator variable distinction in social psychological research: Conceptual, strategic, and statistical considerations[J]. Journal of Personality and Social Psychology, 51(6): 1173.
 - [44] BERGER A N, MILLER N H, PETERSEN M A, et al, 2005. Does function follow organizational form? Evidence from the lending practices of large and small banks[J]. Journal of Financial Economics, 76(2): 237-269.
 - [45] DANGELICO R M, 2017. What drives green product development and how do different antecedents affect market performance? A survey of Italian companies with eco-labels[J]. Business Strategy and the Environment, 26(8): 1144-1161.
 - [46] GHISSETTI C, QUATRARO F, 2017. Green technologies and environmental productivity: A cross-sectoral analysis of direct and indirect effects in Italian regions[J]. Ecological Economics, 132: 1-13.
 - [47] GUIO L, SAPIENZA P, ZINGALES L, 2004. Does local financial development matter? [J]. The Quarterly Journal of Economics, 119(3): 929-969.
 - [48] HALL B H, 2002. The financing of research and development[J]. Oxford Review of Economic Policy, , 18(1): 35-51.
 - [49] HENDRIKSE R, VAN MEETEREN M, BASSENS D, 2020. Strategic coupling between finance, technology and the state:

- Cultivating a fintech ecosystem for incumbent finance[J]. *Environment and Planning A: Economy and Space*, 52(8): 1516-1538.
- [50] HOU X, GAO Z, WANG Q, 2016. Internet finance development and banking market discipline: Evidence from China[J]. *Journal of Financial Stability*, 22: 88-100.
- [51] KLAGGE B, MARTIN R, 2005. Decentralized versus centralized financial systems: Is there a case for local capital markets? [J]. *Journal of Economic Geography*, 5(4): 387-421.
- [52] LI W, ZHENG M, 2016. Is it substantive innovation or strategic innovation? Impact of macroeconomic policies on micro-enterprises' innovation[J]. *Economic Research Journal*, 4: 60-73.
- [53] MACKIEWICZ A, RATAJCZAK W, 1996. Towards a new definition of topological accessibility[J]. *Transportation Research Part B: Methodological*, 30(1): 47-79.
- [54] PHAN D H B, NARAYAN P K, RAHMAN R E, et al, 2020. Do financial technology firms influence bank performance? [J]. *Pacific-Basin finance journal*, 62: 101210.
- [55] ROBERT G K, ROSS L, 1993. Finance and growth: Schumpeter might be right[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 108(3): 717-737.
- [56] SOLOW R M, 1974. Intergenerational equity and exhaustible resources[J]. *The Review of Economic Studies*, 41: 29-45.
- [57] WELTER F, SMALLBONE D, 2011. Institutional perspectives on entrepreneurial behavior in challenging environments[J]. *Journal of Small Business Management*, 49(1): 107-125.

How Does Fintech Affect Green Development: Empirical Evidence Based on Kinetic Energy Transformation and Geographical Structure

Liu Jibing¹, Tian Weilun², Zhang Chi¹, Chang Junping¹

(1. School of Economics, South-Central University for Nationalities, Wuhan 430074, China;

2. Business School, Zhengzhou University, Zhengzhou 450001, China)

Abstract: Based on the balanced panel data of 245 cities in China from 2010 to 2018, the panel fixed effect model and the mediation effect model were used to empirically analyze the impact and mechanism of financial technology on green development. The study found that financial technology can significantly promote the green development of cities. From the perspective of transmission mechanism, fintech promotes green development by promoting the supply-side green technology innovation momentum and the demand-side industrial structure upgrading momentum. From the perspective of geographical structure, both fintech center spillover and local fintech agglomeration can promote green development. As the distance between cities and central cities increases, there is an alternative relationship between the role of fintech center spillover and local fintech agglomeration on green development. From a regional perspective, the role of fintech in promoting green development is the strongest in the eastern region, slightly less in the central region, and the weakest in the western region. From the perspective of internal channels, fintech promotes green development by reducing emission consumption and stimulating economic growth. From the perspective of the external environment, the dynamic neutrality of environmental regulation and financial regulation helps fintech to promote green development. This paper provides ideas for the realization of high-quality financial technology-enabled green development and the completion of China's carbon peak and carbon neutrality.

Keywords: fintech; green development; kinetic energy conversion; fintech agglomeration; geographic distance