

双向 FDI 技术溢出协同效应与区域双元绿色技术创新： 基于非正式环境规制与数字化水平三项交互效应

解学梅，倪书阳*

(同济大学 经济与管理学院, 上海 200092)

摘要:在当前中国绿色发展新理念以及“国际国内双循环”新发展格局下,充分利用双向 FDI 技术溢出协同推动本土绿色技术创新成为了一个地区实现经济高质量发展与绿色转型的重要路径。本文基于创新资源互补与创新双元性理论,探讨双向 FDI 技术溢出协同效应对区域双元绿色技术创新的影响机理。基于 2003—2019 年我国 30 个省份面板数据,研究发现:(1)双向 FDI 技术溢出协同效应能够有效促进区域双元绿色技术创新;(2)非正式环境规制(公众参与、媒体监督)、数字化水平正向调节双向 FDI 技术溢出协同效应与区域双元绿色创新之间的关系;此外,数字化水平对媒体监督的调节效应具有强化作用;(3)双向 FDI 技术溢出协同效应存在非正式环境规制与数字化水平的双门槛效应,且当非正式环境规制与数字化水平高于第二门槛值时,双向 FDI 技术溢出协同效应对区域双元绿色技术创新的促进作用最佳。本文通过将 FDI 和 OFDI 技术溢出纳入同一研究框架拓展了双向 FDI 协同发展的理论研究,并且从细分维度上丰富了区域绿色创新理论研究范畴。

关键词:双向 FDI 技术溢出; 双元绿色技术创新; 非正式环境规制; 数字化水平; 门槛效应

中图分类号: F273

文献标识码: A

文章编号: 1004-6062(2025)05-0092-022

DOI: 10.13587/j.cnki.jieem.2025.05.007

0 引言

近年来,随着绿色创新成为区域经济高质量发展与绿色转型的重要助推剂,如何提升区域绿色技术创新水平成为大众关注的热点话题。党的十九大报告提出“推进绿色发展、加快生态文明建设”战略部署;国家“十四五”规划也进一步强调要“支持绿色技术创新”和“推进清洁生产”。由此,绿色技术创新成为我国各个地区平衡环境保护与经济增长、实现可持续发展的重要手段^[1]。与此同时,在国家“国际国内双循环”新发展格局下,我国绿色技术创新需实现从国内大循环到国际国内双循环相互促进的有效转变。由此,充分利用国际研发技术溢出将成为推动本土绿色创新的重要渠道。国际研发技术溢出一般可以通过外商直接投资(foreign direct investment, FDI)、对外直接投资(outward foreign direct investment, OFDI)以及贸易进出口三种渠道影响一个国家的技术进步^[2]。目前,被政府和学界广泛认可的观点是:对研发资本和人力资本相对匮乏的发展中国家和地区而言,充分利用双向 FDI 的技术溢出效应是提升创新能力的重要途径^[3]。2021 年,中国实际使用外商直接投资额达 1735 亿美元,对外直接投资为 1452 亿美元,同比增长分别为 20.2%和 9.2%,位居全球第一。可见,我

国双向 FDI 规模和影响力在国际市场上不断扩大。此外,在日趋凸显的经济全球化浪潮中,大量跨国公司将创新要素布局到全球范围,知识跨境流动速度加快,各国创新体系之间的依赖性不断增强,仅仅依靠自身研发投入提升本土创新能力已非最佳方式^[4]。因此,如何充分发挥双向 FDI 技术溢出协同效应以促进我国各地区绿色技术创新能力显得尤为重要。

纵观现有研究,有关双向 FDI 的研究主要围绕其结果展开,包括区域绿色发展^[5]、绿色创新效率^[6]、环境污染^[7]等方面,但并未得出一致结论。一些学者认为,FDI/OFDI 技术溢出可以为本土企业带来先进的技术、生产设备以及环境管理实践经验,提升东道国的绿色创新能力;另一些学者则认为,FDI/OFDI 与绿色创新之间呈负相关关系^[8];此外,还有一些学者认为,FDI 或 OFDI 技术溢出与东道国绿色技术创新之间存在非线性关系,受到环境规制^[9]、知识产权保护^[10]、吸收能力^[11]等门槛变量的影响。总体来看,现有研究较少探讨双向 FDI 技术溢出与区域绿色技术创新的关系,而创新资源互补理论的发展为双向 FDI 技术溢出的绿色技术创新效应研究提供了新的视角。Teece 在资源基础观的基础上提出了互补性资源的观点,认为创新需要互

收稿日期: 2022-10-05

基金项目: 国家社科基金重大项目(20&ZD059)

*** 通讯作者:** 倪书阳(1996—),女,江苏南通人;同济大学经济与管理学院博士生;研究方向:绿色创新。

补性资源的支持才能更好地促进产品商业化,提升企业绩效^[12]。鉴于不同创新资源之间可能存在协同互补效应,从而产生“1+1>2”的效果,FDI 与 OFDI 作为重要的创新要素,具有协调互动的发展关系。即 FDI 技术溢出效应提升了中国企业走出去的能力,而 OFDI 则可以提升中国企业在国际市场的知名度,从而吸引更多优质的 FDI^[4]。因此,有必要将双向 FDI 技术溢出效应纳入统一研究框架,进一步研究双向 FDI 技术溢出的协同效果。

然而,已有研究对 FDI、OFDI 技术溢出的衡量大多是独立的,并未考察双向 FDI 技术溢出的协同效应;抑或是基于 FDI、OFDI 的流量或存量衡量双向 FDI 协同效应,并未进一步计算其技术溢出值。本文认为,双向 FDI 技术溢出对区域绿色创新能力有更为直接有效的影响。因此,本文将双向 FDI 技术溢出效应纳入统一研究框架。此外,目前有关双向 FDI 对区域绿色创新影响的研究较为少见,且尚未细分区域绿色创新的不同类型,由此不利于区域治理者明确区域绿色创新的发展现状、统筹相应发展战略并促进绿色创新水平的提升。而组织创新二元性视角可以为区域系统的绿色创新管理提供一个思路。具体而言,区域绿色技术创新可根据创新的不同性质被划分为探索式绿色技术创新和利用式绿色技术创新^[13]。其中,探索式绿色技术创新是对环境领域的相关知识和技术的突破,通过颠覆式绿色创新开发新产品、新技术进入新的市场领域,相较利用式绿色技术创新具有更高的复杂性、风险性,可被视为绿色技术创新的质变^[14]。利用式绿色技术创新是对环境领域的相关知识和技术的挖掘,通过改进现有方法或材料来提升绿色产品的质量和生产效率,可被视为绿色技术创新的量变。探索式绿色技术创新和利用式绿色技术创新之间兼具互补性和对立性,但相较单个企业,区域是一个更为庞大和完备的系统,资源稀缺性被削弱,由此探索式和利用式绿色技术创新之间的二元互动关系增强^[15]。鉴于区域追求探索式和利用式创新并非相互割裂,而更可能是相互影响、协调发展的过程,区域系统更可能同时追求探索式和利用式绿色技术创新。因此,区域二元绿色技术创新可被视为平衡和协调探索式和利用式绿色技术创新的能力。然而,目前对二元绿色技术创新的研究多聚焦于企业层面,聚焦区域层面的相关研究较为缺乏。鉴于区域绿色技术创新对于实现区域整体的可持续发展至关重要,因此有必要深入开展区域绿色技术创新的相关研究。

此外,本文探讨双向 FDI 技术溢出协同效应对于区域二元绿色技术创新的影响边界。虽然已有

研究从环境规制、知识获取、吸收能力等不同视角拓展了其影响情境^[16-17],但基于东道国软环境的情境研究仍相对缺乏,特别是对东道国非制度性环境的研究较少。在追求“天人合一”“道法自然”的传统文化背景下,公众对美好生活的追求愈发体现在良好的生态环境之上。因此,社会公众和新闻媒体对地区环境的关注无形中增加了地区的环境压力,特别是在数字化水平高度发达的地区,信息获取和传播更为快速和便捷,对环境问题的诉诸渠道也更为广泛,促使地区政府充分利用包括双向 FDI 技术溢出在内的各种方式来加快绿色创新的步伐。由此可见,非正式环境规制(包括公众参与、媒体监督)、数字化水平能够影响双向 FDI 技术溢出协同对区域二元绿色技术创新的作用效果。因此,本文拟从非正式环境规制和数字化水平视角拓展“双向 FDI 技术溢出协同效应→区域二元绿色技术创新”的理论边界。

此外,非正式环境规制、数字化水平对双向 FDI 技术溢出协同效应的影响可能存在门槛效应,即当非正式环境规制、数字化水平跨越某阈值后,双向 FDI 技术溢出协同效应对区域二元绿色技术创新的促进作用将被强化。由此,本研究的第三个研究问题为进一步识别非正式环境规制、数字化水平是否存在门槛效应。已有研究将环境规制、知识产权保护水平、知识吸收能力(包括经济发展水平、基础设施水平、人力资本水平)等因素作为门槛变量证明了双向 FDI 技术溢出对区域创新能力的影响存在门槛效应^[6,18]。其中,对环境规制门槛效应研究主要聚焦正式环境规制,而对非正式环境规制关注较少。此外,对数字化水平的门槛效应的研究较为缺乏。鉴于非正式环境规制和数字化水平对双向 FDI 技术溢出协同和区域二元绿色技术创新的影响可能呈现非线性关系,即当非正式环境规制和数字化水平跨越一定门槛值时,其对主效应的影响将大幅度强化。本文拟借鉴非线性计量经济理论中的“门槛回归”方法,实证分析双向 FDI 技术溢出协同效应基于不同门槛变量的门槛效应。

综上,本文立足当前我国经济社会绿色转型现状,拟采用中国 30 个省份(不含西藏、香港、澳门、台湾)2003—2019 年面板数据,基于创新资源互补与创新二元性理论,探讨双向 FDI 技术溢出协同效应对区域二元绿色技术创新的影响机制,识别非正式环境规制与数字化水平的调节效应,并通过门槛效应模型检验是否存在非线性关系。由此,本文拟产生如下理论贡献:(1) 基于创新资源互补理论将双向 FDI 技术溢出纳入整体研究框架,进一步考察了双向 FDI 技术溢出的协同效应,深化了双向 FDI

技术溢出协同对区域绿色技术创新影响的理论研究。(2) 从组织创新双元性视角将区域绿色创新划分为探索式与利用式绿色技术创新,并进一步计算区域双元绿色技术创新的水平,由此丰富区域绿色创新领域研究。(3) 通过检验非正式环境规制与数字化水平在双向 FDI 技术溢出协同效应影响区域双元绿色技术创新过程中的边界作用,拓展了区域绿色创新领域的研究边界。此外,本文拟产生以下管理启示:一是深化了区域管理者对区域双元绿色技术创新以及双向 FDI 驱动机制的理解,为其平衡区域探索式与利用式绿色技术创新提供了理论指导;二是通过采用非线性“门槛回归”方法进一步考察了非正式环境规制与数字化水平的区域双元绿色技术创新门槛效应,明确了最大化促进区域双元绿色技术创新的变量区间,为区域政府合理制定引资策略、科学配置区域资源从而有效提升区域绿色技术创新水平提供借鉴和参考。

1 理论与假设

1.1 双向 FDI 技术溢出协同效应与区域双元绿色技术创新

“双元性”概念首先由 Duncan 提出,定义为组织适应环境变化的同时有效管理日常事务的能力^[19]。此后, March 首次从双元性角度将探索和利用这两个概念结合起来,并被组织与战略管理领域的学者广泛采纳^[20]。Benner 和 Tushman 则将探索和利用的概念应用于创新领域,根据创新程度和知识基础的差异提出了探索式创新与利用式创新^[21]。近年来,随着资源环境约束加剧,基于环境领域的绿色技术创新研究受到越来越多的关注,已有学者将双元创新理论应用于绿色领域^[22-24]。Wang 等提出,企业可通过双元绿色技术创新,即探索式与利用式绿色技术创新来应对愈发严峻的环境挑战。探索式绿色技术创新侧重于发现新的环境信息、知识和技能,以创建新的绿色市场和绿色产品;而利用式绿色技术创新是通过对现有环境知识、能力和工艺的利用来改进现有的绿色产品和绿色设计^[23]。Sun 和 Sun 提出,面对环境挑战,企业需同时进行探索式和利用式绿色技术创新,一方面在减少环境负面影响的同时提升企业生产率,另一方面有助于提升企业的整体形象,以获得竞争优势^[24]。本文尝试将组织管理中的创新双元性理论引入区域层面,将区域绿色技术创新划分为探索式和利用式两个维度,并将区域双元绿色技术创新界定为一个地区同时追求探索式与利用式绿色技术创新的能力。

双向 FDI 技术溢出协同效应包括 FDI 和 OFDI

两个方面,两要素交互影响并通过技术溢出作用于本土技术创新^[25]。FDI 与 OFDI 之间存在明显的互动效应:FDI 为 OFDI 提供了资金基础,而 OFDI 可以提升本土企业的国际声誉,从而吸引更多优质 FDI^[4]。Teece 提出了互补性资源的概念,即互补性资源是一项可以将核心技术成功商业化的专业化资源,包括生产制造、分销渠道、互补技术等各种配套资产^[12]。互补资源之间的协同作用可以正向影响企业绩效^[26]。在互补资源基础上,创新资源互补理论被提出,在激烈的竞争环境中,企业会积极寻求互补性资源,包括设备等有形资源以及知识、技术等无形资源,从而加快创新产品商业化进程,提升企业绩效。由此,基于创新资源互补理论,本文提出,双向 FDI 协同互动而产生的技术溢出可以有效促进区域绿色技术创新。一方面,高质量的 FDI 可以带来先进的绿色技术和管理知识。作为重要的外部知识来源,FDI 主要通过三种技术溢出效应促进本土绿色技术创新:一是“示范效应”,即当地企业通过模仿跨国公司的绿色技术和绿色产品学习相关绿色创新知识与经验并运用于自己企业;二是“人才流动效应”,跨国公司注重对环保技术人员和管理人员的培训,当拥有高绿色技术水平或管理水平的员工流向东道国岗位时,也会同时发生知识迁移;三是“市场竞争效应”,跨国公司的涌入加剧了本土市场竞争,激励东道国进行绿色创新以稳固市场地位、获得竞争优势。另一方面,除上述三种效应外,OFDI 可通过嵌入国外研发密集地区并利用当地绿色技术资源提升技术实力^[27]。

然而,FDI 与 OFDI 技术溢出对我国本土绿色创新的作用效果存在异质性:FDI 技术溢出促进了本土绿色技术进步,但对原创性绿色技术能力提升的影响不明显^[28];OFDI 技术溢出对区域自主绿色创新外溢效果更强^[29]。由此,双向 FDI 技术溢出具有互补性,即双向 FDI 产生的技术溢出协同效应可以有效促进区域探索式与利用式绿色技术创新的平衡发展。第一,探索式绿色技术创新需要突破现有的知识和技能,对资源、能力、结构的要求较高^[22]。在“国际国内双循环”大背景下,双向 FDI 技术溢出协同效应加强了东道国与海外公司的绿色人力资源与技术资源的整合,为区域探索式绿色技术创新奠定了资源基础;各地区实行双向 FDI 协同发展有助于更快速、便捷地吸收国外先进的绿色创新知识,启发国内企业及科研机构突破现有的绿色技术瓶颈,提升绿色创新能力,从而实现绿色技术的突破;双向 FDI 技术溢出协同可以为本土企业带来先进的绿色管理经验,改善绿色创新流程,为区域探索式绿色技术创新提供结构资本。第二,利用式绿

色技术创新致力于对现有绿色产品或技术进行改良,双向 FDI 技术溢出协同的“联合示范效应”能够推动本土企业对跨国公司绿色产品和技术的学习,从而优化国内绿色产品与技术,提升区域的利用式绿色技术创新水平。第三,双向 FDI 技术溢出协同效应缓解了资金、人力等资源约束,在一定程度上弥合了探索式和利用式绿色技术创新之间的矛盾冲突;而区域发展双向 FDI 所带来的优质人力资本有助于打造优质的技术团队,更可能识别出双元绿色技术创新的优势和劣势,提升决策的全面性,从而进行更有效的资源分配决策^[21]。据此,本文提出以下假设:

H1 双向 FDI 技术溢出协同效应正向影响区域双元绿色技术创新。

1.2 非正式环境规制的调节效应

非正式环境规制是指在正式的环境规制缺失或薄弱的情况下,公众、媒体以及社会团体为追求更好的环境质量,与当地污染厂商进行谈判或协商以减轻污染的行动^[30]。对于发展中国家而言,由于环境监管与执法机构的不完善,仅靠正式环境规制治理污染存在局限性,因此非正式环境监管对实现环境目标愈发重要。污染企业可能对于非正式环境规制所引致的声誉影响和未来成本提升较为敏感,从而约束自身从事环境友好的绿色生产活动。根据 Pargal 和 Wheeler 的观点,非正式环境规制可以通过以下两类渠道产生影响:一是正式渠道,包括向监管机构报告违反环境规定或标准的情况以及通过政客和行政人员向监管机构施压;二是非正式渠道,包括公开披露污染企业的环境违法信息,利用市场约束污染厂商^[30]。在中国本土情境下,一方面,社会公众可以通过推选人大、政协代表在每年召开的全国两会上提出环境问题提案;另一方面,新闻媒体通过报道地方环境污染(或环境友好)行为来约束(激励)各地进行环境治理。由此,本文通过公众参与和媒体监督两个维度对区域非正式环境规制进行刻画。

就公众参与维度而言,一方面,基于需求侧,公众参与双向 FDI 技术溢出协同效应影响区域双元绿色技术创新的机制可通过消费者的价值选择来体现。在公众参与度较高的地区,社会群体的环保意识整体较强,绿色产品受到市场普遍欢迎,从而产生正向的“创新补偿”效应,激励该地区加强绿色产品研发与绿色技术学习,充分利用双向 FDI 技术溢出协同效应提升区域双元绿色技术创新水平。另一方面,基于供给侧,区域公众参与程度较低则会弱化对该地区环境污染行为的约束,导致当地追逐短期经济利益,放弃有利于环境保护的高附加值项

目投资;相反,高公众参与度意味着该地区对于环境污染行为的容忍度较低,为平衡当地居民对美好环境的需求与经济发展的需要,有必要推动本土企业实现绿色转型^[31],而绿色技术创新成为地区经济发展绿色转型的有效手段。在当地强烈的绿色创新意愿下,为获得更先进的绿色创新知识与管理经验,作为重要渠道的双向 FDI 技术溢出更易受到区域重视,进而强化对区域双元绿色技术创新的促进作用。

就媒体监督维度而言,首先,新闻媒体作为信息传播的重要载体,能有效降低信息不对称问题,有利于更全面地获取绿色技术创新的知识与信息,为双向 FDI 技术溢出协同效应促进区域双元绿色技术创新畅通了信息渠道。其次,媒体监督是市场代替司法保护不足的一项有效制度,可以有效监管区域环境行为^[32]。具体而言,媒体关注度的提高意味着区域内环境丑闻更容易遭到曝光,且更易造成区域治理者的合法性危机。由此,为提升声誉以及建立绿色形象,地方政府更可能利用双向 FDI 技术溢出协同效应进行双元绿色技术创新。再次,根据 Marquis 和 Bird 的观点,媒体发展程度越高的地方环境抗议越多,环境处罚越重。因此,当地企业为获得环境合法性以及缓解市场压力,将会积极通过双向 FDI 技术溢出以促进双元绿色技术创新^[33]。据此,本文提出以下假设:

H2a 公众参与正向调节双向 FDI 技术溢出协同效应对区域双元绿色技术创新的影响,即公众参与度越高,双向 FDI 技术溢出协同效应对区域双元绿色技术创新的促进作用越强。

H2b 媒体监督正向调节双向 FDI 技术溢出协同效应对区域双元绿色技术创新的影响,即媒体监督越强,双向 FDI 技术溢出协同效应对区域双元绿色技术创新的促进作用越强。

1.3 数字化水平的调节效应

数字化(digitalization)指的是利用互联网、大数据、区块链、人工智能等新一代信息技术对企业、政府等各类主体的战略、结构、运营等方面进行系统变革^[34];强调通过数字技术重塑整个组织,实现商业模式创新,并引致经济规模增长。当前,数字化正在成为驱动一个地区绿色创新和绿色转型的主导力量。数字化水平包括数字化建设水平和数字技术应用水平^[35],可通过以下两种机制影响双向 FDI 技术溢出协同效应与区域双元绿色技术创新之间的关系:一是“人才集聚效应”。优质的数字化基础设施为创新要素特别是人力资本要素的区域流动创造了良好的基础条件,且数字化背景下跨国沟通和跨国流动成本更低^[36]。此外,区域数字化能够

通过产业集聚引发不同类型的人才集聚,特别是绿色人力资本集聚。而绿色人力资源集聚可以充分发挥双向 FDI 技术溢出的“示范效应”,学习海外公司的先进绿色创新技术与管理经验,进一步提升区域双元绿色技术创新的水平。二是“信息传递效应”。数字技术的应用使信息和知识能够在创新网络中以低成本、迅速、实时的方式产生、分享和交流,而企业或其他创新机构可以借助数字技术获得大量外部信息和知识,增强自身吸收能力^[37]。同时,本土企业与跨国公司之间可以通过数字化平台进行沟通交流,由此削弱信息不对称问题。绿色技术创新兼具“溢出效应”和“外部环境成本”“双重外部性”,投资回收期长、风险高。而信息传递效应可以让投资者更加全面地了解投资项目的完整信息,降低投资者因信息不对称而无法做出合理决策最终放弃投资的概率,进而有利于将大量外资配置到需要资金进行绿色技术创新的企业,提升绿色创新的研发强度。因此,数字化水平高的地区可以最大化双向 FDI 技术溢出协同效应对区域双元绿色技术创新的作用效率。据此,本文提出以下假设:

H3 数字化水平正向调节双向 FDI 技术溢出协同效应对区域双元绿色技术创新的影响,即数字化水平越高,双向 FDI 技术溢出协同效应对区域双元绿色技术创新的促进作用越强。

此外,本文提出,数字化水平可以影响非正式环境规制在双向 FDI 技术溢出协同效应与区域双元绿色技术创新之间的调节作用。对于公众参与而言,数字化的发展提升了社会公众的信息接收和处理效率,尤其是数字平台作为数字化建设的载体提供了一个透明、实时、便捷的信息交互平台,社会公众更容易及时获取相关环境信息。由此,社会公众能够及时获得绿色产品的资讯,并能通过数字化平台快速交易绿色产品。因此,在数字化水平高、公众参与度高的地区,基于绿色导向的消费者价值选择将会得到强化,绿色技术创新将成为帮助企业赢

得市场竞争的关键。此外,社会公众通过数字化平台可以获取区域环境信息,对区域环境问题进行监督,并能及时对环境污染行为进行投诉和反馈,强化对该地区环境污染行为的约束,倒逼区域进行双元绿色技术创新以实现可持续发展。因此,数字化水平、公众参与程度高的地区会积极寻求双向 FDI 技术溢出协同效应来提升区域双元绿色技术创新水平,即数字化水平强化了公众参与在双向 FDI 技术溢出协同效应与区域双元绿色技术创新关系中的正向调节效应。

就媒体监督而言,作为信息传播的载体,一方面,区域数字化建设增强了区域主体间信息网络的连通性^[38],新闻媒体通过数字化平台可以实时接收一手环境类新闻信息;另一方面,环境类信息也可以通过数字化平台快速发布,获得更强烈的群众反响。因此,相较于数字化水平低的区域,数字化水平高的地区媒体影响力更易被强化。此外,媒体对环境污染问题的报道会带来较大的舆论反响,无形中增加了区域的环保压力,促使区域充分利用双向 FDI 技术溢出这一绿色技术获取的重要渠道提升双元绿色创新水平,以获得合法性,同时缓解经济发展与环境保护的之间的张力,促进经济绿色发展。因此,在数字化水平高、媒体监督程度高的地区,双向 FDI 技术溢出协同效应对区域双元绿色创新的正向影响会被强化。换言之,数字化水平强化了公众参与在双向 FDI 技术溢出协同效应与区域双元绿色技术创新关系之间的正向调节效应。基于此,本文提出以下假设:

H4a 数字化水平对公众参与的调节作用具有正向促进效应,即数字化水平越高,公众参与在双向 FDI 技术溢出协同效应与区域双元绿色技术创新关系之间的正向调节效应越强。

H4b 数字化水平对媒体监督的调节作用具有正向促进效应,即数字化水平越高,媒体监督在双向 FDI 技术溢出协同效应与区域双元绿色技术创新关系之间的正向调节效应越强。

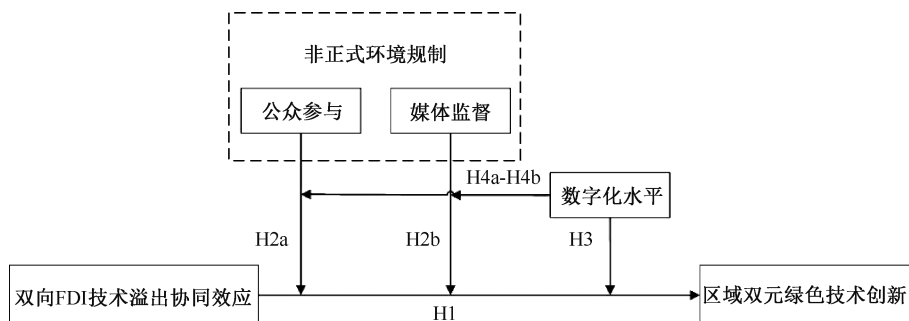


图 1 概念框架

Figure 1 Conceptual framework

2 研究设计

2.1 样本选择与数据来源

本文选取我国 30 个省市自治区为研究对象,以 2003—2019 年的省际面板数据进行实证研究(鉴于西藏自治区、港澳台地区数据缺失较多,故予以剔除)。区域二元绿色技术创新数据来源于中国研究数据服务平台(CNRDS)GPRD 数据库;双向 FDI 技术溢出协同效应数据来源于《中国对外直接投资统计公报》、WIND 数据库、OECD 数据库、《中国统计年鉴》(2004—2020);公众参与数据来源于《中国环境年鉴》(2004—2019),媒体监督的原始数据来自于《中国资讯行》中国经济新闻库;数字化数据来源于《中国统计年鉴》(2004—2020)、《中国信息年鉴》(2004—2020);其余变量数据来自《中国统计年鉴》(2004—2020)、《中国科技统计年鉴》(2004—2020)、国家统计局网站等。本研究对原始数据进行了以下处理:一是运用线性插值法对缺失数据进行了填补;二是为去除异常值对连续变量进行了上下 1% 的缩尾处理。

2.2 变量测度

2.2.1 区域二元绿色技术创新

根据 Sun 和 Sun 的观点,二元绿色技术创新可被划分为探索式绿色技术创新与利用式绿色技术创新^[24]。其中探索式绿色技术创新借鉴王寅等^[15]研究,以绿色发明专利授权量衡量,利用式绿色技术创新则是以绿色实用新型专利授权量衡量。此外,为更好地体现区域探索式与利用式绿色技术创新协调发展的程度,参考徐磊等^[4]和宋晓玲和李金叶^[39]的研究,本文根据耦合公式(1)计算得到区域二元绿色技术创新的数值,其中 $GRPA$ 表示区域二元绿色技术创新, $GRVG$ 表示绿色发明专利授权量, $GRMG$ 表示绿色实用新型专利授权量。

$$GRPA = \{ [GRVG \times GRMG] \div [(GRVG + GRMG)/2] \}^{\frac{1}{2}} \quad (1)$$

2.2.2 双向 FDI 技术溢出协同效应

双向 FDI 技术溢出协同效应反映了对外直接投资技术溢出 (OFDI) 与外商直接投资技术溢出 (FDI) 之间的协同作用结果,鉴于 FDI 与 OFDI 之间存在互补效应,有必要将 FDI 与 OFDI 纳入统一研究框架^[4]。由此,本文参考张林^[40]的研究观点,以 OFDI 与 FDI 技术溢出的交乘项来测度双向 FDI 技术溢出协同效应,见公式(2)。其中, $XFDI_{it}$ 表示双向 FDI 技术溢出协同效应, $SFDI_{it}$ 与 $SODI_{it}$ 分别代表 FDI 技术溢出与 OFDI 技术溢出。

$$XFDI_{it} = SFDI_{it} \times SODI_{it} \quad (2)$$

公式(3)用于计算 FDI 技术溢出。其中, $SFDI_{it}$ 表示 t 时期中国各地区通过 FDI 引致的国外 R&D 溢出量; FDI_{jt} 为 j 国 t 年对中国 FDI 流量; GDP_{jt} 为 t 时期 j 国 GDP; A_{it} 是历年各地 FDI 流量占该年全国 FDI 流量比重。此外, S_{jt} 为 FDI 国家研发资本存量,采用永续盘存计算,见公式(4)。其中, δ 为资本折旧率(采用 5%);初始年份的研发存量计算公式为 $S_{2003}^d = RD_{2003}/(g + \delta)$, RD_{2003} 为 2003 年各地研发支出,对该数据取对数表示。

$$SFDI_{it} = \ln \left[1 + \left(\sum_{j=1}^{23} \frac{FDI_{jt}}{GDP_{jt}} \times S_{jt} \right) \times A_{it} \right] \quad (3)$$

$$S_{jt} = (1 - \delta)S_{j,t-1} + RD_{jt} \quad (4)$$

同理,计算 OFDI 技术溢出,如公式(5)。其中, $SODI_{it}$ 表示 t 时期中国各地区通过 OFDI 引致的国外 R&D 溢出量; S_{jt} 为对外直接投资国家研发资本存量,计算方法同上; $OFDI_{jt}$ 为中国 t 年对 j 国的对外直接投资流量; A_{it} 为历年各地 OFDI 流量占该年全国 OFDI 流量比重。同理,对该数据取对数表示。

$$SODI_{it} = \ln \left[1 + \left(\sum_{j=1}^{22} \frac{OFDI_{jt}}{GDP_{jt}} \times S_{jt} \right) \times A_{it} \right] \quad (5)$$

2.2.3 非正式环境规制

非正式环境规制主要是指公众、媒体及社会团体等与污染企业的协商甚至抗争^[30],主要通过以下两种作用影响企业绿色技术创新:一是直接作用,即通过协商谈判、媒体曝光或联合抵制等措施;二是间接作用,即借助法律政策迫使企业进行绿色技术革新。本文从公众参与、媒体监督两个维度来衡量非正式环境规制。其中,公众参与部分参考 Luo 等^[41]的研究,采用各省份两会(全国人民代表大会和全国政治协商会议)的环境提案数来衡量;媒体监督部分则是参考张济建等^[42]的做法,依据《中国资讯行》的中国经济新闻库对各省份按年度进行全文检索,手工收集各省份年度媒体环境新闻报道条数并以此来衡量。

2.2.4 数字化水平

本文借鉴周青等^[38]的研究,根据“信息传输”“移动通信建设”“移动电话应用水平”“互联网应用水平”等指标加权得出数字化水平。其中,“信息传输”采用单位长途光缆线路长度计量;“移动通信建设”采用人均移动电话交换机容量计量;“移动电话应用水平”采用移动电话普及率计量;“互联网应用水平”采用互联网普及率计量。此外,本文采用主成分分析方法对各指标的权重进行计算,首先进行 KMO 和 Bartlett 检验,然后进行归一化处理,最后将加权后的各变量加总来衡量区域数字化水平。

2.2.5 控制变量

区域双元绿色技术创新受到诸多因素的影响,如区域资源水平、政策支持力度等。由此,依据已有研究^[43],本文选取以下变量作为控制变量:(1)经济发展水平(*GDP*)使用各省份人均 GDP 的对数进行测度,为剔除价格因素的影响,以 2003 年作为基期,使用 GDP 价格指数对 GDP 进行调整后再除以各省份的常住总人口。(2)金融发展水平(*FINA*)以各省份年末银行业金融机构贷款余额占同期 GDP 的比重进行衡量。(3)知识产权保护(*IPR*)使用技术交易成交额与同期 GDP 的比值进行衡量。(4)人力资本水平(*EDU*)使用平均受教育年限进行测度,计算公式为 $EDU = 6 * \text{小学占比} +$

$9 * \text{初中占比} + 12 * \text{高中占比} + 16 * \text{大专及以上学历占比}$ 。(5)产业结构(*INST*)使用区域第三产业与第二产业增加值的比重进行测度。(6)贸易开放度(*TRA*)使用进出口总额除以当期 GDP 进行测度,其中进出口总额数据使用标准汇率将美元转换为人民币。(7)财政科技支出(*EXP*)使用各地区历年科技财政支出占该地方政府财政支出的比重进行衡量。(8)研发人员投入(*RDP*)使用各地区当年的 R&D 人员全时当量的自然对数进行测度。(9)正式环境规制,强制型环境规制(*ENRC*)使用各地区颁布的环境法规及环境标准个数的自然对数进行衡量;激励型环境规制(*ENRM*)使用各地区环境治理投入与 GDP 的比值进行测度。

表 1 变量测度与数据来源

Table 1 Measurement methods and data sources of variables

变量名称	变量测度	数据来源
区域双元绿色技术创新(<i>GRPA</i>)	使用耦合公式计算得出。	中国研究数据服务平台(CNRDS) GPRD 数据库
双向 FDI 技术溢出协同效应(<i>XFDI</i>)	使用 FDI 技术溢出(<i>SFID</i>)与 OFDI 技术溢出(<i>SODI</i>)的乘积项进行测度。	OECD 数据库;《中国统计年鉴》(2004—2020);WIND 数据库;《中国对外直接投资统计公报》
非正式环境规制	公众参与(<i>PUB</i>):采用各省份两会(全国人民代表大会和全国政协会议)的环境提案数来测度,并对该数据取对数;媒体监督(<i>MEDIA</i>):通过《中国资讯行》中国经济新闻库对各省份按年度进行全文检索,手工收集各省、自治区、直辖市的年度媒体环境新闻报道条数,并对该数据取对数。	《中国环境年鉴》(2004—2019);中国经济新闻库
数字化水平(<i>DIG</i>)	根据信息传输、移动通信建设、移动电话应用水平、互联网应用水平等指标加权得出。	《中国统计年鉴》(2004—2020);《中国信息年鉴》(2004—2020)
经济发展水平(<i>GDP</i>)	采用各省份人均 GDP 表示;GDP 以 2003 年作为基期,采用 GDP 价格指数进行调整,调整后再除以各省份的常住总人口,并对该数据取对数。	《中国统计年鉴》(2004—2020)
金融发展水平(<i>FINA</i>)	以各省份年末银行业金融机构贷款余额占同期 GDP 的比重计算。	《中国统计年鉴》(2004—2020)
知识产权保护(<i>IPR</i>)	采用技术交易成交额与同期 GDP 的比值进行测度。	《中国科技统计年鉴》(2004—2020)
人力资本水平(<i>EDU</i>)	采用平均受教育年限法测度各省市人力资本水平;计算公式为 $EDU = 6 * \text{小学占比} + 9 * \text{初中占比} + 12 * \text{高中占比} + 16 * \text{大专及以上学历占比}$;其中 6、9、12、16 分别为各阶段教育年限。	《中国劳动统计年鉴》(2004—2020)
产业结构(<i>INST</i>)	以各省份第三产业与第二产业增加值的比重进行测度。	国家统计局网站
贸易开放度(<i>TRA</i>)	将美元表示的进出口总额数据转换为人民币,并用其除以当期 GDP 进行测度。	《中国统计年鉴》(2004—2020)
财政科技支出(<i>EXP</i>)	以各地区历年科技财政支出占该地方政府财政支出的比重进行衡量。	国家统计局网站
研发人员投入(<i>RDP</i>)	采用各省份当年的 R&D 人员全时当量进行测度,对该数据取对数。	《中国科技统计年鉴》(2004—2020)
正式环境规制	强制型环境规制(<i>ENRC</i>):采用各地区颁布的环境法规、地方性规章以及环境标准个数衡量,并取其的对数;激励型环境规制(<i>ENRM</i>):以各地区环境治理投入/GDP 来衡量。	《中国环境年鉴》(2004—2019)

3 实证结果检验

3.1 回归分析

首先,表 2 提供了 PEARSON 相关系数矩阵、均值和标准差。其中,研究结果表明双向 FDI 技术溢出协同效应与双元绿色技术创新正相关,初步印证了 H1。其次,本文选择 2003—2019 年中国 30 个省份的数据作为总体样本构建面板数据模型,首先通过 Hausman 检验选择模型,表 3 表明,固定效应优于随机效应。表 4 为固定效应回归结果,该模型同时控制了时间与个体固定效应,并使用稳健标准误以消除异方差。模型 2 表明,双向 FDI 技术溢出协同效应对区域双元绿色技术创新具有显著的正向影响($\beta=0.264, p<0.05$),即 H1 成立。模型 3~模型 5 中,双向 FDI 技术溢出协同效应与公众参与、媒

体监督以及数字化水平的三个交互项均为正向显著,证明非正式环境规制与数字化水平均加强了双向 FDI 技术溢出协同效应对双元绿色技术创新的正向影响($\beta_1=0.244, p<0.01; \beta_2=0.422, p<0.01; \beta_3=0.373, p<0.01$),即 H2a、H2b、H3 得到验证。模型 7 中数字化水平与公众参与、双向 FDI 技术溢出协同效应的三项交互作用不显著,即 H4a 不成立。原因可能与公众参与的程度有关:人大代表和政协委员提出提案有固定的流程和渠道,且有专门机构负责提案办理,因此数字化水平对于人大和政协环境提案正向调节效应的影响不明显。模型 8 表明,数字化水平与媒体监督、双向 FDI 技术溢出协同效应的交乘项正向显著($\beta=0.077, p<0.01$),表明数字化水平对媒体监督的正向调节效应具有强化作用,即 H4b 得到验证。

表 2 描述性统计和相关系数
Table 2 Descriptive statistics and correlation coefficients

变量	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15
1. CRPA	1														
2. XFDI	0.840***	1													
3. PUB	0.408***	0.421***	1												
4. MEDIA	0.745***	0.690***	0.408***	1											
5. DIG	0.614***	0.563***	0.0470	0.533***	1										
6. GDP	0.664***	0.659***	0.146***	0.521***	0.650***	1									
7. RDP	0.778***	0.779***	0.539***	0.712***	0.422***	0.596***	1								
8. ENRC	0.662***	0.617***	0.321***	0.562***	0.602***	0.558***	0.581***	1							
9. ENRM	0.678***	0.730***	0.529***	0.678***	0.554***	0.571***	0.767***	0.615***	1						
10. FINA	0.306***	0.210***	-0.300***	0.273***	0.573***	0.421***	0.0660	0.170***	0.0170	1					
11. IPR	0.766***	0.701***	0.388***	0.650***	0.414***	0.660***	0.761***	0.575***	0.615***	0.329***	1				
12. INST	0.389***	0.225***	-0.267***	0.218***	0.429***	0.303***	0.094**	0.173***	0.0310	0.632***	0.320***	1			
13. EDU	0.663***	0.650***	-0.0260	0.554***	0.698***	0.737***	0.529***	0.411***	0.516***	0.593***	0.626***	0.569***	1		
14. TRA	0.353***	0.469***	0.0120	0.282***	0.177***	0.390***	0.375***	0.0120	0.185***	0.367***	0.476***	0.342***	0.513***	1	
15. EXP	0.685***	0.663***	0.165***	0.467***	0.343***	0.512***	0.582***	0.250***	0.385***	0.405***	0.642***	0.435***	0.604***	0.778***	1
Mean	21.194	18.321	5.795	5.118	2.161	10.076	10.704	2.904	9.437	1.284	5.561	1.155	9.433	0.319	1.93
S. D.	18.006	13.256	0.945	0.696	1.057	0.755	1.336	0.982	1.077	0.432	0.789	0.582	1.272	0.374	1.313

注:*** $p<0.01$, ** $p<0.05$ 。

此外,本文基于模型 3~模型 8 的结果对公众参与、媒体监督与数字化水平的调节效应进行可视化分析(图 2~图 5)。非正式环境规制(公众参与、媒体监督)与双向 FDI 技术溢出协同效应之间的交互作用如图 2 和图 3 所示,即对于高水平非正式环境规制的区域而言,双向 FDI 技术溢出协同效应对区域双元绿色技术创新的正向作用较强;而对于低水平非正式环境规制的区域而言,双向 FDI 技术溢出协同效应对区域双元绿色技术创新的正向作用较弱。此外,数字化水平对双向 FDI 技术溢出协同效应与区域双元绿色技术创新之间的关系也存在显著的调节作用,其交互作用如图 4 所示。即对于高

数字化水平的区域,双向 FDI 技术溢出协同效应对区域双元绿色技术创新的正向作用较强;而对于低数字化水平的区域,双向 FDI 技术溢出协同效应对区域双元绿色技术创新的正向作用较弱。由此,公众参与、媒体监督与数字化水平的调节效应得到进一步验证。

为进一步检验数字化水平与媒体监督、双向 FDI 技术溢出协同效应的三项交互作用,本文参考 Dawson 和 Richter 的^[44]做法,将媒体监督和数字化水平两个维度分为高媒体监督-高数字化水平、高媒体监督-低数字化水平、低媒体监督-高数字化水平、低媒体监督-低数字化水平四种情况,并固定媒

表 3 面板模型选择
Table 3 Selection of panel models

变量	GPRA			
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
<i>XFDI</i>		0.264 *** (0.053)	0.180 *** (0.047)	0.113 *** (0.043)
<i>PUB</i>			0.751 * (0.393)	
<i>MEDIA</i>				0.622 (0.620)
<i>DIG</i>				
<i>XFID</i> × <i>PUB</i>			0.244 *** (0.022)	
<i>XFID</i> × <i>MEDIA</i>				0.422 *** (0.025)
<i>XFID</i> × <i>DIG</i>				
<i>PUB</i> × <i>DIG</i>				
<i>XFID</i> × <i>PUB</i> × <i>DIG</i>				
<i>MEDIA</i> × <i>DIG</i>				
<i>XFID</i> × <i>MEDIA</i> × <i>DIG</i>				
<i>GDP</i>	-2.874 (3.620)	-4.834 (3.550)	-6.892 ** (3.150)	4.531 (2.853)
<i>RDP</i>	4.368 *** (0.835)	3.625 *** (0.827)	2.786 *** (0.735)	1.671 ** (0.674)
<i>ENRC</i>	2.170 *** (0.662)	1.691 *** (0.652)	1.287 ** (0.578)	1.471 *** (0.516)
<i>ENRM</i>	-2.021 *** (0.587)	-2.081 *** (0.572)	-1.352 *** (0.510)	-1.119 ** (0.455)
<i>FINA</i>	-19.094 *** (1.516)	-16.942 *** (1.539)	-14.107 *** (1.384)	-10.498 *** (1.278)
<i>IPR</i>	2.178 ** (0.896)	2.347 *** (0.874)	1.860 ** (0.776)	1.050 (0.693)
<i>INST</i>	4.145 *** (1.489)	3.333 ** (1.461)	5.517 *** (1.309)	3.790 *** (1.164)
<i>EDU</i>	4.832 *** (0.918)	4.993 *** (0.895)	4.207 *** (0.795)	3.186 *** (0.724)
<i>TRA</i>	-23.636 *** (2.239)	-21.516 *** (2.223)	-21.365 *** (1.970)	-9.705 *** (1.893)
<i>EXP</i>	3.920 *** (0.459)	3.459 *** (0.457)	3.595 *** (0.404)	3.415 *** (0.360)
<i>_Cons</i>	-29.305 (32.370)	-7.971 (31.832)	12.941 (28.508)	-76.467 *** (25.432)
<i>Year fixed effect</i>	YES	YES	YES	YES
<i>Province fixed effect</i>	YES	YES	YES	YES
<i>N</i>	510	510	510	510
<i>Adj. R²</i>	0.879	0.885	0.910	0.929
<i>F-value</i>	144.884 ***	147.840 ***	180.461 ***	231.234 ***
<i>Hausman</i>	219.42 **	250.20 ***	191.60 **	194.54 **
<i>Model</i>	Fixed effect	Fixed effect	Fixed effect	Fixed effect
变量	GPRA			
	模型 5	模型 6	模型 7	模型 8
<i>XFDI</i>	0.109 ** (0.043)	0.051 (0.038)	0.089 ** (0.040)	0.071 * (0.038)
<i>PUB</i>		0.171 (0.311)	0.418 (0.337)	
<i>MEDIA</i>		0.213 (0.540)		-0.482 (0.561)
<i>DIG</i>	-1.025 * (0.609)	-0.686 (0.536)	-0.355 (0.577)	-2.009 *** (0.550)
<i>XFID</i> × <i>PUB</i>		0.099 *** (0.020)	0.115 *** (0.025)	
<i>XFID</i> × <i>MEDIA</i>		0.221 *** (0.029)		0.220 *** (0.031)
<i>XFID</i> × <i>DIG</i>	0.373 *** (0.022)	0.244 *** (0.022)	0.298 *** (0.022)	0.197 *** (0.024)
<i>PUB</i> × <i>DIG</i>			0.899 *** (0.288)	
<i>XFID</i> × <i>PUB</i> × <i>DIG</i>			0.033 ** (0.016)	
<i>MEDIA</i> × <i>DIG</i>				1.430 *** (0.448)
<i>XFID</i> × <i>MEDIA</i> × <i>DIG</i>				0.077 *** (0.017)
<i>GDP</i>	5.062 * (2.858)	5.632 ** (2.545)	2.042 (2.645)	9.496 *** (2.502)
<i>RDP</i>	0.538 (0.679)	0.266 (0.599)	-0.031 (0.636)	0.712 (0.602)
<i>ENRC</i>	0.922 * (0.521)	0.908 *** (0.455)	0.601 (0.479)	0.898 ** (0.454)
<i>ENRM</i>	-0.362 (0.468)	-0.159 (0.407)	-0.043 (0.433)	-0.334 (0.406)
<i>FINA</i>	-7.959 *** (1.346)	-6.523 *** (1.179)	-7.718 *** (1.243)	-6.029 *** (1.191)

表 3(续)

变量	GPRA			
	模型 5	模型 6	模型 7	模型 8
<i>IPR</i>	2.603*** (0.688)	1.660*** (0.604)	1.899*** (0.639)	1.471** (0.609)
<i>INST</i>	-1.097 (1.185)	1.497 (1.065)	1.975* (1.166)	1.484 (1.056)
<i>EDU</i>	3.887*** (0.710)	3.028*** (0.629)	3.389*** (0.656)	2.732*** (0.630)
<i>TRA</i>	-5.588*** (1.992)	-4.793*** (1.790)	-8.360*** (1.857)	-1.356 (1.769)
<i>EXP</i>	2.833*** (0.363)	3.079*** (0.316)	3.044*** (0.334)	2.775*** (0.317)
<i>_Cons</i>	-90.707*** (25.705)	-87.929*** (23.008)	-55.562** (24.032)	-117.925*** (22.368)
<i>Year fixed effect</i>	YES	YES	YES	YES
<i>Province fixed effect</i>	YES	YES	YES	YES
<i>N</i>	510	510	510	510
<i>Adj. R²</i>	0.929	0.947	0.941	0.947
<i>F-value</i>	231.952***	275.648***	247.315***	278.009***
<i>Hausman</i>	202.63***	184.35***	167.52***	228.34***
<i>Model</i>	Fixed effect	Fixed effect	Fixed effect	Fixed effect

注:括号内为普通标准误;***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著。

表 4 实证检验结果
Table 4 Results of empirical tests

变量	GPRA			
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
<i>XFDI</i>		0.264** (0.109)	0.180** (0.080)	0.113 (0.080)
<i>PUB</i>			0.751 (0.589)	
<i>MEDIA</i>				0.622 (1.086)
<i>DIG</i>				
<i>XFDI×PUB</i>			0.244*** (0.039)	
<i>XFDI×MEDIA</i>				0.422*** (0.045)
<i>XFDI×DIG</i>				
<i>PUB×DIG</i>				
<i>XFDI×PUB×DIG</i>				
<i>MEDIA×DIG</i>				
<i>XFDI×MEDIA×DIG</i>				
<i>GDP</i>	-2.874 (9.409)	-4.834 (9.079)	-6.892 (7.472)	4.531 (7.027)
<i>RDP</i>	4.368* (2.256)	3.625* (2.042)	2.786* (1.432)	1.671 (1.154)
<i>ENRC</i>	2.170* (1.273)	1.691 (1.160)	1.287 (1.049)	1.471 (0.870)
<i>ENRM</i>	-2.021 (1.191)	-2.081* (1.101)	-1.352 (1.003)	-1.119 (0.799)
<i>FINA</i>	-19.094*** (3.680)	-16.942*** (4.305)	-14.107*** (3.404)	-10.498*** (2.783)
<i>IPR</i>	2.178 (1.543)	2.347* (1.275)	1.860 (1.126)	1.050 (1.222)
<i>INST</i>	4.145 (4.334)	3.333 (4.445)	5.517* (2.957)	3.790 (2.558)
<i>EDU</i>	4.832** (4.445)	4.993** (2.215)	4.207** (1.852)	3.186**
<i>TRA</i>	-23.636*** (6.331)	-21.516*** (6.844)	-21.365*** (4.910)	-9.705*** (3.422)
<i>EXP</i>	3.920*** (0.850)	3.459*** (0.872)	3.595*** (0.714)	3.415*** (0.658)
<i>Year fixed effect</i>	YES	YES	YES	YES
<i>Province fixed effect</i>	YES	YES	YES	YES
<i>_Cons</i>	_Cons	-29.305 (32.370)	-7.971 (31.832)	12.941 (28.508)
<i>N</i>	510	510	510	510
<i>Adj. R²</i>	0.887	0.892	0.916	0.933

变量	GPRA			
	模型 5	模型 6	模型 7	模型 8
<i>XFDI</i>	0.109 (0.070)	0.051 (0.060)	0.089 (0.053)	0.071 (0.058)
<i>PUB</i>		0.171 (0.456)	0.418 (0.388)	

表 4(续)

变量	GRPA			
	模型 5	模型 6	模型 7	模型 8
<i>MEDIA</i>		0.213 (0.777)		-0.482 (0.839)
<i>DIG</i>	-1.025 (1.295)	-0.686 (0.944)	-0.355 (1.121)	-2.009* (1.085)
<i>XFDI×PUB</i>		0.099*** (0.032)	0.115*** (0.032)	
<i>XFDI×MEDIA</i>		0.221*** (0.060)		0.220*** (0.051)
<i>XFDI×DIG</i>	0.373*** (0.046)	0.244*** (0.040)	0.298*** (0.043)	0.197*** (0.048)
<i>PUB×DIG</i>			0.899* (0.492)	
<i>XFDI×PUB×DIG</i>			0.033 (0.034)	
<i>MEDIA×DIG</i>				1.430** (0.607)
<i>XFDI×MEDIA×DIG</i>				0.077** (0.030)
<i>GDP</i>	5.062 (6.163)	5.632 (5.518)	2.042 (5.293)	9.496 (5.773)
<i>RDP</i>	0.538 (1.147)	0.266 (0.859)	-0.031 (0.759)	0.712 (0.886)
<i>ENRC</i>	0.922 (0.870)	0.908 (0.760)	0.601 (0.819)	0.898 (0.722)
<i>ENRM</i>	-0.362 (0.782)	-0.159 (0.657)	-0.043 (0.703)	-0.334 (0.598)
<i>FINA</i>	-7.959** (2.929)	-6.523*** (2.357)	-7.718*** (2.444)	-6.029** (2.324)
<i>IPR</i>	2.603** (0.967)	1.660** (0.781)	1.899** (0.714)	1.471 (0.909)
<i>INST</i>	-1.097 (2.947)	1.497 (1.937)	1.975 (2.069)	1.484 (2.261)
<i>EDU</i>	3.887***	3.028**	3.389**	2.732**
<i>TRA</i>	-5.588 (5.054)	-4.793 (2.834)	-8.360** (3.797)	-1.356 (3.269)
<i>EXP</i>	2.833*** (0.812)	3.079*** (0.659)	3.044*** (0.736)	2.775*** (0.733)
<i>Year fixed effect</i>	YES	YES	YES	YES
<i>Province fixed effect</i>	YES	YES	YES	YES
<i>_Cons</i>	-76.467*** (25.432)	-90.707*** (25.705)	-87.929*** (23.008)	-55.562** (24.032)
<i>N</i>	510	510	510	510
<i>Adj. R²</i>	0.933	0.950	0.944	0.950

注：括号内为稳健标准误；***、** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著性水平下显著。

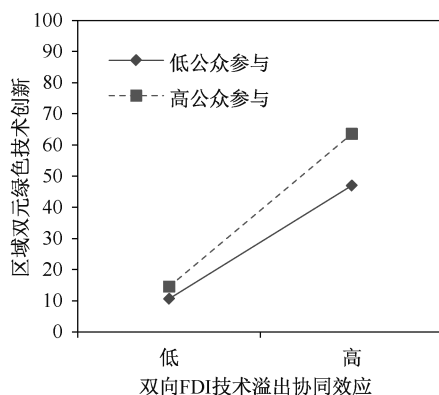


图 2 公众参与调节效应

Figure 2 Moderating effect of *PUB*

体监督水平,绘制三项交互效应图。图 5 表明,四种情况斜率均为正,但在高媒体监督-高数字化水平情况下,双向 FDI 技术溢出协同效应对区域双元绿色技术创新的正向促进作用最强。

3.2 内生性与稳健性检验

3.2.1 内生性检验

内生性问题一般由遗漏变量、测量误差以及逆向因果所致。首先,本文采用双向固定效应模型能缓解遗漏变量问题;其次,将对区域绿色创新影响

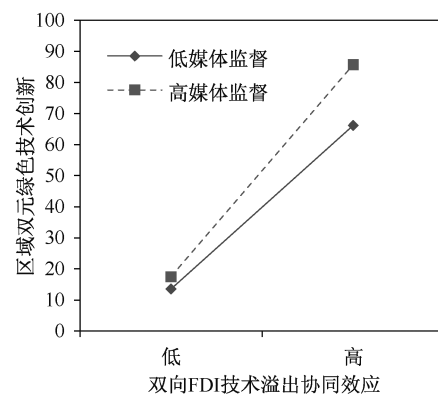


图 3 媒体监督调节效应

Figure 3 Moderating effect of *MEDIA*

较大的变量(如研发投入、产业结构、贸易开放度等)作为控制变量,并采用可靠的数据处理办法,因此能尽可能地避免测量误差与遗漏变量。再次,为缓解逆向因果问题,将解释变量滞后一期和两期作为工具变量进行 2SLS 回归。表 5 表明,双向 FDI 技术溢出协同效应对区域双元绿色创新的正向影响依然显著。此外,弱工具变量检验的 F 值为 66.40,高于 15% 临界值(11.59),证明不存在弱工具变量问题。

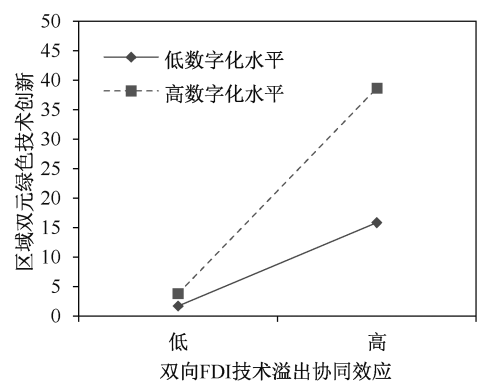


图 4 数字化水平调节效应
Figure 4 Moderating effect of DIG

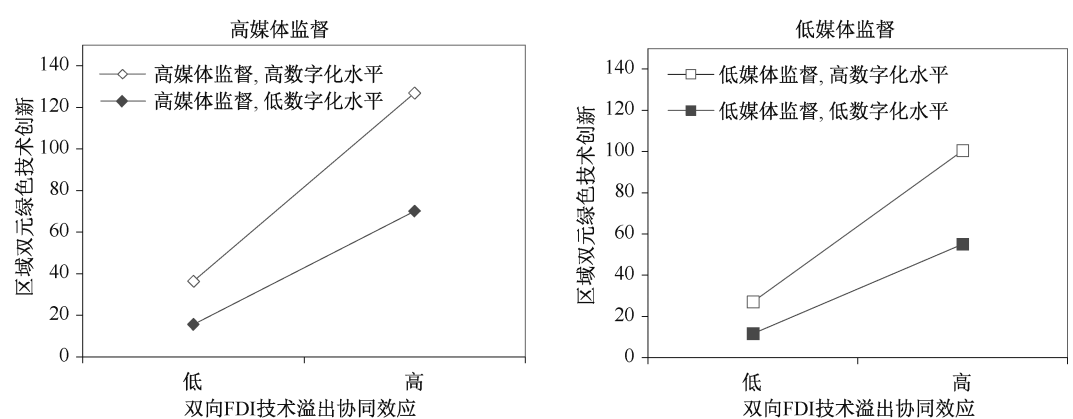


图 5 数字化水平的三项调节效应
Figure 5 Three-way interaction effects of DIG

表 5 内生性检验结果
Table 5 Result of the endogeneity test

阶段	第一阶段	第二阶段
变量	XFDI	GRPA
L. XFDI	0.354*** (0.054)	
L2. XFDI	0.219*** (0.047)	
XFDI		0.447*** (0.115)
GDP	-1.084 (2.889)	-9.963** (3.944)
RDP	0.928* (0.489)	2.786*** (1.048)
ENRC	0.699 (0.625)	1.505** (0.695)
ENRM	0.904** (0.411)	-2.076*** (0.674)
FINA	-4.218*** (1.318)	-16.32*** (2.212)
IPR	-0.221 (0.707)	2.924*** (0.770)
INST	2.615* (1.442)	0.129 (1.946)
EDU	0.350 (0.670)	3.798*** (1.017)
TRA	-1.195 (2.197)	-21.82*** (3.298)
EXP	1.084** (0.401)	3.091*** (0.591)
N	450	450
adj. R ²	0.828	0.883
F-value	1754.6***	130.24***
弱工具变量 F 检验	66.40	
Hansen J		0.316
(p)		0.5738

注:括号内为稳健标准误;***、** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10%显著性水平下显著。

3.2.2 稳健性检验

下面采用两种方法进行稳健性检验:第一,替换变量测度方式。本文参考 Xie 等^[14]研究,采用二元公式(式 6)计算区域二元绿色技术创新,其中 GRVG 是绿色发明专利授权量,GRMG 是绿色实用新型专利授权量,M 是|GRVG - GRMG|的最大值。表 6 回归结果表明,双向 FDI 技术溢出协同效应对区域二元绿色技术创新依然具有显著正向影响(表 6 模型 1)。第二,由于被解释变量使用绿色发明专利和实用新型授权量衡量,而专利授权需要 1~2 年时间,且双向 FDI 技术溢出可能存在一定滞后性,因此,本文将解释变量全部滞后一期进行回归。

表 6 的模型 2~模型 8 表明研究结果依然稳健。综上所述,研究结论具有较好的可靠性。

GRPA_robust =

$$\frac{(M - |GRVG - GRMG|) \times \sqrt{GRVG * GRMG}}{M} \quad (6)$$

3.3 进一步检验

已有研究表明,双向 FDI 技术溢出的重要前提是投资的人力资本、研发投入要达到一定阈值^[45],而非正式环境规制、数字化水平对地区研发投入和人力资本的影响已被部分研究所证实^[46-47]。这意味着当地区非正式环境规制和数字化水平较高时,双向 FDI 技术溢出被吸收的可能性较高;而非正式环境规制和数字化水平较低时则相反。因此,这种溢出的吸收能力仍存在“门槛特征”,即地区技术吸收能力越过某一水平时,企业双向 FDI 技术溢出协同效应会呈现跃升性变化。为进一步厘清非正式环境规制、数字化水平的调节作用下双向 FDI 技术溢出协同效应会对区域二元绿色技术创新产生何种影响,本文根据 Hansen 理论分别对非正式环境规制、数字化水平进行门槛效应检验^[48]。首先,对门槛模型的存在性进行检验,结果如表 7 所示。根据表 7 结果,最终确定对非正式环境规制与数字化

表 6 稳健性检验结果
Table 6 Results of robustness tests

变量	GRPA_Robust			
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
<i>XFDI</i>	24.949 *** (7.540)	0.296 ** (0.110)	0.209 ** (0.078)	0.129 (0.076)
<i>PUB</i>			0.913 (0.547)	
<i>MEDIA</i>				1.510 (1.031)
<i>DIG</i>				
<i>XFDI</i> × <i>PUB</i>			0.253 *** (0.0348)	
<i>XFDI</i> × <i>MEDIA</i>				0.429 *** (0.0437)
<i>XFDI</i> × <i>DIG</i>				
<i>PUB</i> × <i>DIG</i>				
<i>XFDI</i> × <i>PUB</i> × <i>DIG</i>				
<i>MEDIA</i> × <i>DIG</i>				
<i>XFDI</i> × <i>MEDIA</i> × <i>DIG</i>				
<i>GDP</i>	-960.5 (790.653)	-4.565 (9.534)	-6.146 (7.774)	6.591 (7.187)
<i>RDP</i>	166.012 (176.861)	4.241 ** (2.033)	3.314 ** (1.374)	2.099 * (1.156)
<i>ENRC</i>	112.946 (125.137)	1.543 (1.123)	1.133 (0.987)	1.219 (0.814)
<i>ENRM</i>	6.271 (142.492)	-1.816 * (1.027)	-1.064 (0.943)	-0.946 (0.683)
<i>FINA</i>	-1499.616 (464.525)	-16.73 *** (4.371)	-13.45 *** (3.218)	-9.920 *** (2.670)
<i>IPR</i>	136.971 (131.046)	2.020 (1.429)	1.674 (1.181)	0.782 (1.235)
<i>INST</i>	622.178 (382.676)	4.415 (4.816)	6.870 ** (3.267)	5.448 * (2.824)
<i>EDU</i>	381.644 (152.099)	5.992 *** (2.159)	4.952 *** (1.761)	3.733 *** (1.311)
<i>TRA</i>	-1438.377 (684.493)	-19.13 ** (7.134)	-18.97 *** (4.668)	-6.576 * (3.560)
<i>EXP</i>	58.981 (114.09)	3.335 *** (0.895)	3.465 *** (0.702)	3.335 *** (0.656)
<i>Year fixed effect</i>	YES	YES	YES	YES
<i>Province fixed effect</i>	YES	YES	YES	YES
<i>_Cons</i>	4558.537 (7534.249)	-26.57 (85.32)	-9.708 (63.51)	-111.2 * (65.32)
<i>N</i>	480	480	480	480
<i>R</i> ²	0.724	0.897	0.924	0.941
变量	GRPA			
	模型 5	模型 6	模型 7	模型 8
<i>XFDI</i>	0.156 ** (0.068)	0.0830 (0.057)	0.130 ** (0.051)	0.0947 (0.056)
<i>PUB</i>		0.357 (0.398)	0.634 * (0.343)	
<i>MEDIA</i>		0.943 (0.710)		0.510 (0.779)
<i>DIG</i>	-1.002 (1.276)	-0.669 (0.874)	-0.242 (1.086)	-1.830 * (1.060)
<i>XFDI</i> × <i>PUB</i>		0.110 *** (0.0296)	0.147 *** (0.034)	
<i>XFDI</i> × <i>MEDIA</i>		0.221 *** (0.0590)		0.229 *** (0.0624)
<i>XFDI</i> × <i>DIG</i>	0.389 *** (0.0487)	0.241 *** (0.0449)	0.316 *** (0.048)	0.204 *** (0.052)
<i>PUB</i> × <i>DIG</i>			0.522 (0.538)	
<i>XFDI</i> × <i>PUB</i> × <i>DIG</i>			0.024 (0.035)	
<i>MEDIA</i> × <i>DIG</i>				1.427 ** (0.627)
<i>XFDI</i> × <i>MEDIA</i> × <i>DIG</i>				0.060 * (0.032)
<i>GDP</i>	6.116 (7.025)	7.145 (6.027)	3.486 (6.144)	11.320 * (6.395)
<i>RDP</i>	1.000 (1.157)	0.694 (0.842)	0.558 (0.779)	1.067 (0.886)
<i>ENRC</i>	0.818 (0.908)	0.739 (0.754)	0.515 (0.832)	0.734 (0.746)
<i>ENRM</i>	0.115 (0.785)	0.151 (0.635)	0.317 (0.708)	-0.122 (0.610)
<i>FINA</i>	-7.826 ** (2.908)	-6.270 *** (2.259)	-7.352 *** (2.334)	-5.963 ** (2.267)
<i>IPR</i>	2.176 * (1.068)	1.331 * (0.753)	1.697 ** (0.755)	1.084 (0.944)
<i>INST</i>	-0.376 (2.949)	3.095 (1.889)	2.708 (1.993)	2.652 (2.288)
<i>EDU</i>	4.655 *** (1.236)	3.515 *** (1.157)	4.016 *** (1.219)	3.299 *** (1.156)

表 6(续)

变量	GRPA_Robust			
	模型 5	模型 6	模型 7	模型 8
TRA	-3.314 (5.157)	-2.772 (3.046)	-5.992 (3.768)	0.770 (3.685)
EXP	2.846 ^{***} (0.835)	3.089 ^{***} (0.634)	3.056 ^{***} (0.729)	2.888 ^{***} (0.724)
Year fixed effect	YES	YES	YES	YES
Province fixed effect	YES	YES	YES	YES
_Cons	-114.5 [*] (64.69)	-117.6 ^{**} (51.92)	-84.98 (52.75)	-149.5 ^{**} (59.27)
N	480	480	480	480
R ²	0.938	0.957	0.951	0.956

注:括号为稳健标准误;***、** 和* 分别表示在 1%、5%和 10%的显著性水平下显著。

表 7 门槛效应检验结果
Table 7 Results of threshold effect tests

门槛变量	模型	F	BS 次数	临界值		
				1%	5%	10%
PUB	单一门槛	66.07 ^{***}	300	42.5196	26.6955	22.2148
	双重门槛	32.72 ^{**}	300	34.4795	23.6820	19.8962
	三重门槛	13.81	300	43.5970	34.5940	29.7572
MEDIA	单一门槛	184.44 ^{***}	300	38.5025	27.7128	24.1480
	双重门槛	45.15 ^{***}	300	25.1428	19.9939	16.9374
	三重门槛	18.63	300	57.8341	44.3350	39.7190
DIG	单一门槛	74.26 ^{***}	300	40.8797	31.6943	26.5282
	双重门槛	90.46 ^{***}	300	34.2562	25.6902	22.6307
	三重门槛	60.55	300	124.9167	106.2611	89.1852

水平的分析将基于双重门槛模型。由此,构建以下双门槛模型,见式(7)~式(9):式中*i*表示地区,*t*表示年份,*c*为待估计的门槛值,*Controls*为控制变量集合, ε_{it} 为随机扰动项, $I(\cdot)$ 代表示性函数,如果括号中的表达式为真,则取值为 1,反之为 0。

$$\begin{aligned} GRPA_{it} = & \beta_0 + \beta_1 XFDI_{it} \cdot I(PUB_{it} \leq c_1) \\ & + \beta_2 XFDI_{it} \cdot I(c_1 < PUB_{it} \leq c_2) \\ & + \beta_3 XFDI_{it} \cdot I(PUB_{it} > c_2) \\ & + \gamma Controls_{it} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (7)$$

$$\begin{aligned} GRPA_{it} = & \beta_0 + \beta_1 XFDI_{it} \cdot I(MEDS_{it} \leq c_1) \\ & + \beta_2 XFDI_{it} \cdot I(c_1 < MEDS_{it} \leq c_2) \\ & + XFDI_{it} \cdot I(MEDS_{it} > c_2) \\ & + \gamma Controls_{it} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (8)$$

$$\begin{aligned} GRPA_{it} = & \beta_0 + \beta_1 XFDI_{it} \cdot I(DIG_{it} \leq c_1) \\ & + \beta_2 XFDI_{it} \cdot I(c_1 < DIG_{it} \leq c_2) \\ & + \beta_3 XFDI_{it} \cdot I(DIG_{it} > c_2) \\ & + \gamma Controls_{it} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (9)$$

其次,对门槛模型的门槛值及其置信区间进行估计。表 8 报告了双门槛模型的两个门槛估计值,可以确定公众参与较小的门槛值是 5.7869,较大的门槛值是 6.8586,两个门槛值均在 95%的置信区间,说明门槛的估计值可接受。结合图 6-1 的似然比函数图可知,两个门槛值均是 LR 等于 0 时的值,门槛估计值 95%置信区间是所有小于 5%临界值的

表 8 门槛估计值及其置信区间

Table 8 Threshold estimates and confidence intervals			
门槛变量	门槛估计值		95%置信区间
PUB	第一门槛值	5.7869	[5.6768,5.7991]
	第二门槛值	6.8586	[6.8404,6.8701]
MEDIA	第一门槛值	5.5215	[5.4928,5.5413]
	第二门槛值	6.0162	[5.9738,6.0753]
DIG	第一门槛值	2.3865	[2.3263,2.3879]
	第二门槛值	3.8064	[3.7952,3.8140]

值构成的区间。同理,按照公众参与门槛估计值可将样本分为公众参与度低于 5.7869、介于 5.7869 与 6.8586 之间以及大于 6.8586 三个组别;媒体监督较小的门槛值是 5.5215,较大的门槛值是 6.0162,两个门槛值都在 95%的置信区间,说明门槛的估计值可接受,结合图 6-2 的似然比函数图可知,两个门槛值均是 LR 等于 0 时的值,门槛估计值 95%置信区间是所有小于 5%临界值的值构成的区间。同理,按照媒体监督门槛估计值可将样本分为媒体监督程度低于 5.5215、介于 5.5215 与 6.0162 之间以及大于 6.0162 三个组别;最后,数字化水平较小的门槛值是 2.3865,较大的门槛值是 3.8064,两个门槛值都在 95%的置信区间,说明门槛的估计值可接受。结合图 6-3 的似然比函数图可知,两个门槛值均是 LR 等于 0 时的值,门槛估计值 95%置

信区间是由所有小于 5% 临界值的值构成的区间。据此,按照数字化水平的门槛估计值可将样本分为数字化水平低于 2.3865、介于 2.3865 与 3.8064 之间以及大于 3.8064 三个组别。

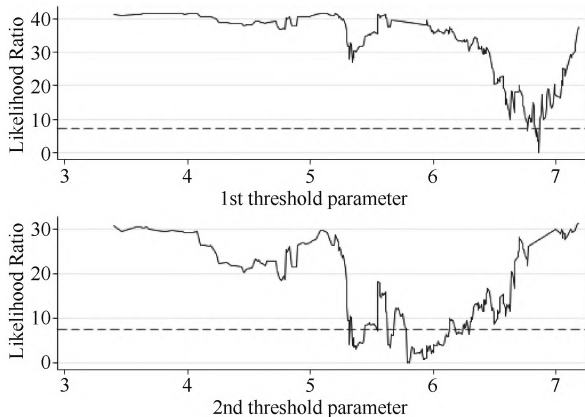


图 6-1 公众参与双门槛效应 LM 统计
Figure 6-1 LM Statistical figure of the threshold effect of PUB

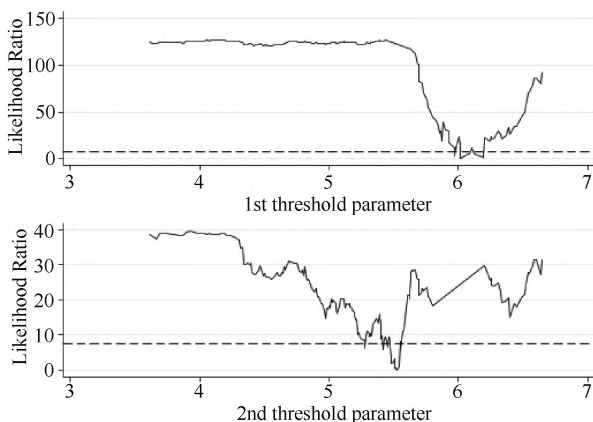


图 6-2 媒体监督双门槛效应 LM 统计
Figure 6-2 LM Statistical figure of the threshold effect of MEDIA

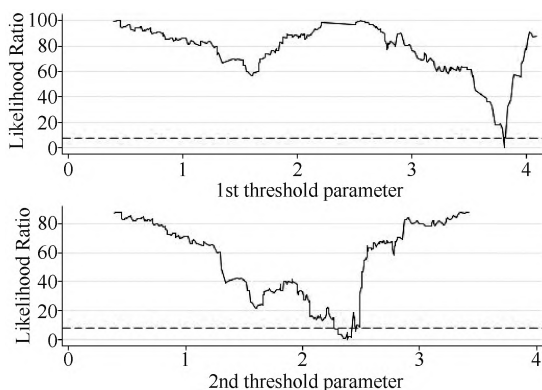


图 6-3 数字化水平双门槛效应 LM 统计
Figure 6-3 LM Statistical figure of the threshold effect of DIG

再次,进一步对门槛模型进行参数估计,表 9 依次列出了以公众参与、媒体监督、数字化水平作为

门槛变量的模型估计结果。首先,模型 1 列出了公众参与作为门槛变量的模型估计结果。结果表明,在公众参与程度较低时,双向 FDI 技术溢出协同效应的影响系数为 0.068,且不显著,此时双向 FDI 技术溢出协同效应不能显著促进双元绿色技术创新;当公众参与程度处于中等水平(取值在 5.787 和 6.859 之间)时,双向 FDI 技术溢出协同效应对双元绿色技术创新的弹性系数上升到 0.268,且在 1% 水平上显著,说明在该区间内双向 FDI 技术溢出协同效应每增加 1 个单位,对区域双元绿色技术创新产生 0.268 个单位的促进作用;当公众参与程度进一步提高(取值高于 6.859),双向 FDI 技术溢出协同效应对双元绿色技术创新的促进效应进一步增强,此时双向 FDI 技术溢出协同效应的系数提升到 0.434,且在 1% 统计水平上显著。其次,模型 2 列出了媒体监督作为门槛变量的模型估计结果。结果表明,当媒体监督处于较低水平时(取值低于 5.522),双向 FDI 技术溢出协同效应在 5% 的水平上显著促进区域双元绿色技术创新;当媒体监督水平提高(取值在 5.522 和 6.016 之间)时,双向 FDI 技术溢出协同效应的系数由 0.096 提高至 0.261,且在 1% 水平显著;当媒体监督处于较高水平(取值高于 6.016)时,双向 FDI 技术溢出协同效应对双元绿色技术创新的弹性系数上升至 0.534,并在 1% 统计水平显著,说明双向 FDI 技术溢出协同效应对双元绿色技术创新的促进作用在媒体监督位于最高水平时最强。最后,同理可分析数字化水平的门槛效应,当数字化水平处于高值(取值高于 3.806)时,双向 FDI 技术溢出协同效应对区域双元绿色技术创新的促进效果最佳。

4 结论与启示

4.1 理论启示

在国家“绿色发展、创新驱动”发展理念以及“国际国内双循环”背景下,充分利用双向 FDI 技术溢出协同效应提升本土绿色技术创新水平成为我国各地区经济增长提质增效的关键。与已有研究不同,本文基于创新资源互补理论与创新二元性理论,系统探究了双向 FDI 技术溢出协同效应对区域双元绿色技术创新的作用机理、边界条件与门槛效应。研究发现:(1) 双向 FDI 技术溢出协同效应能够有效促进区域双元绿色技术创新;(2) 非正式环境规制(公众参与、媒体监督)、数字化水平正向调节双向 FDI 技术溢出协同效应与区域双元绿色创新之间的正向关系。此外,数字化水平对媒体监督的调节效应具有强化作用;(3) 双向 FDI 技术溢出协同效应存在非正式环境规制与数字化水平的

表 9 面板门槛模型参数估计结果
Table 9 Parameter estimation results of the panel threshold model

变量	GRPA		
	模型 1	模型 2	模型 3
GDP	6.631*** (1.975)	9.971*** (1.770)	9.636*** (1.871)
RDP	0.113 (0.414)	-0.111 (0.374)	0.164 (0.392)
ENRC	1.216** (0.593)	0.976* (0.531)	-0.156 (0.569)
ENRM	-2.186*** (0.531)	-2.051*** (0.476)	-2.457*** (0.500)
FINA	-11.595*** (1.330)	-10.262*** (1.204)	-10.555*** (1.265)
IPR	3.055*** (0.829)	2.689*** (0.747)	2.946*** (0.785)
INST	10.188*** (1.165)	8.990*** (1.029)	4.955*** (1.138)
EDU	5.618*** (0.693)	4.174*** (0.636)	4.559*** (0.666)
TRA	-25.948*** (2.086)	-15.197*** (1.944)	-13.894*** (2.132)
EXP	3.776*** (0.432)	3.566*** (0.390)	2.778*** (0.418)
$XFDI \times I (PUB \leq 5.787)$	0.068 (0.050)		
$XFDI \times I (5.787 < PUB \leq 6.859)$	0.268*** (0.045)		
$XFDI \times I (PUB > 6.859)$	0.434*** (0.047)		
$XFDI \times I (MEDIA \leq 5.522)$		0.096** (0.041)	
$XFDI \times I (5.522 < MEDIA \leq 6.016)$		0.261*** (0.040)	
$XFDI \times I (MEDIA > 6.016)$		0.534*** (0.043)	
$XFDI \times I (DIG \leq 2.350)$			0.149*** (0.044)
$XFDI \times I (2.350 < DIG \leq 3.806)$			0.386*** (0.042)
$XFDI \times I (DIG > 3.806)$			0.699*** (0.055)
_CONS	-99.821*** (12.077)	-119.230*** (10.757)	-112.565*** (11.469)

注:括号内为稳健标准误;***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著。

双门槛效应,且当非正式环境规制与数字化水平高于第二门槛值时,双向 FDI 技术溢出协同效应对区域双元绿色技术创新具有最佳促进效应。具体而言,本文的结论与理论启示如下:

第一,本文基于创新资源互补理论,从 FDI 与 OFDI 技术溢出互补协同视角剖析了双向 FDI 技术溢出的协同效应,弥补了以往研究单独分析 FDI 技术溢出或 OFDI 逆向技术溢出的局限^[49]。同时,尽管已有研究关注了双向 FDI 协同效应^[4],但聚焦双向 FDI 协同效应与绿色创新之间关系的研究相对较少。本文系统探究了双向 FDI 技术溢出协同效应与区域绿色技术创新之间的关系,发现双向 FDI 技术溢出协同效应显著提升区域双元绿色技术创新水平,揭示了单向 FDI 或 OFDI 技术溢出对区域绿色技术创新的影响可能存在差异^[50],而双向 FDI 之间存在的互补关系能够有效促进区域双元绿色技术创新。该结论在一定程度上弥补了以往研究单向分析 FDI 或 OFDI 对绿色创新影响的局限,拓展了双向 FDI 研究的理论外延。

第二,本文从创新二元性视角拓展了区域绿色创新领域研究。以往研究主要聚焦单一的区域绿色创新绩效,如区域绿色技术创新效率^[51],未细分绿色创新类型。本文基于创新二元性理论,将区域绿色技术创新划分为探索式与利用式绿色技术创

新,并进一步研究同时追求区域探索式和利用式绿色技术创新的能力,即区域双元绿色技术创新水平。研究结果揭示了区域双元绿色技术创新受到 FDI 技术溢出和 OFDI 技术溢出的共同影响,即双向 FDI 技术溢出协同效应越高,区域双元绿色技术创新水平越高。该结论延伸了赵春雨等分别从 FDI 与 OFDI 出发探讨其与区域绿色创新效率之间关系的研究^[52],从更为全面的视角深入挖掘了区域双元绿色技术创新的双向 FDI 技术溢出驱动机制。

第三,本文进一步挖掘了非正式环境规制与数字化水平在双向 FDI 技术溢出协同效应影响区域双元绿色技术创新过程中的边界机制。一方面,现有对于双向 FDI 与创新之间关系的研究主要围绕区域的制度环境(正式环境规制)、技术环境(知识产权保护水平、技术型人力资本)、经济环境(经济发展水平、基础设施条件)等展开,而关于非正式环境规制的研究相对较少。本文关注无形的环境规制,以公众参与和媒体监督程度来表征地区整体环境保护意识水平,并将其纳入研究框架。研究结果表明,公众参与、媒体监督强化了双向 FDI 技术溢出协同效应对区域双元绿色技术创新的正向影响。该结论揭示了除正式环境制度外,非正式环境规制也可以发挥有效作用,打破了以往聚焦制度类环境规制的局限。另一方面,目前数字技术为我国社会公

众、新闻媒体参与环境管理提供了实时、便捷的渠道,但少有研究关注数字化水平在绿色创新领域的影响。本文探讨了数字化水平在双向 FDI 技术溢出协同效应与区域双元绿色技术创新之间的调节机制,并进一步挖掘了数字化水平对于非正式环境规制调节效应的强化作用。研究结果表明,数字化水平正向调节双向 FDI 技术溢出协同效应对区域双元绿色技术创新的影响。同时,数字化水平对媒体监督的调节效应具有促进作用。该结论揭示了在数字经济蓬勃发展的现在,数字化不仅与人们的生活息息相关,更深刻地影响着区域创新体系,并在区域实现绿色发展的目标中发挥着重要作用。因此,本文从绿色创新视角进一步拓展了区域数字化研究,响应了部分学者对数字经济背景下利用数字化推动创新研究的呼吁^[53]。此外,本文通过门槛效应模型发现上述影响过程是非线性的,即当公众参与、媒体监督、数字化水平跨越第二门槛值后,双向 FDI 技术溢出协同效应对区域双元绿色技术创新的正向促进作用更强。该结论补充了以往研究所忽略的非正式环境规制、数字化水平可能存在的门槛效应,拓展了双向 FDI 技术溢出协同效应影响区域双元绿色技术创新的理论边界。

4.2 管理内涵

本文提出如下管理内涵:第一,在经济全球化背景下,各国创新体系之间的依赖性增强,仅依靠本土研发投入“闭门造车”已无法满足技术进步的需要,区域管理者应高度重视双向 FDI 技术溢出的协同发展,将“引进来”与“走出去”相结合,充分利用双向 FDI 技术溢出协调促进本土的双元绿色技术创新水平。一方面,完善外商投资的政策和制度体系,优化外商投资企业的金融支持,重点鼓励外商投资新能源、绿色低碳技术等领域,特别是对具有绿色创新贡献的 FDI 企业给予政策支持与优惠,从而吸引拥有成熟绿色技术的企业来投资。例如,地方政府可以设置环境奖项,对在环境保护领域作出贡献的外资企业进行表彰^①,FDI 技术溢出与示范效应双管齐下,不断提高我国本土的绿色创新水平。另一方面,鼓励和支持本土企业对外投资,规范企业对外投资合作的环境责任,通过学习国外先进的绿色技术与管理经验,充分发挥 OFDI 逆向技术溢出效应,提升本土绿色技术创新水平。此外,地方政府可以借助“自由贸易区”建设大力开展制度创新、优化投资环境,促使 FDI 与 OFDI 齐头并进,最大程度地提升区域双元绿色技术创新水平。

第二,探索式绿色技术创新与利用式绿色技术创新各有侧重,各区域应合理利用外资、妥善配置资源,促进探索式与利用式绿色技术创新协调发

展,提升区域同时追求探索式和利用式绿色技术创新的能力。具体而言,利用式绿色技术创新基于现有绿色技术进行改良,有利于加快创新速度,降低绿色创新风险,而 FDI 技术溢出能有效促进本土企业对国外先进绿色技术的模仿与学习^[28],从而加强区域利用式绿色创新水平。探索式绿色技术创新则强调跳出现有的绿色技术轨迹,创造全新的绿色技术能力与知识。该创新风险相对较大,但全新的绿色技术因其短时间内难以被模仿和复制,可以使企业获得绿色技术领先地位,形成差异化的竞争优势。而以技术寻求为目的的 OFDI 技术溢出有利于本土企业突破现有技术瓶颈,有效促进本土自主绿色技术创新^[29]。因此,地方政府可以根据当地绿色发展水平统筹协调双向 FDI 的结构,以促进区域探索式与利用式绿色创新平衡发展。

第三,区域管理者应充分认识到将非正式环境规制与数字化水平纳入“双向 FDI 技术溢出协同效应-区域双元绿色技术创新”研究框架的重要性。一方面,除了制定环境类政策外,区域治理者可以通过“重宣教”“立榜样”“抓典型”等方式来提升社会公众以及新闻媒体的环境责任意识。例如在当地建设环境教育基地、生态文明实践基地以辐射周边,通过地方公众平台发出环保倡议、宣传环保知识,同时对优秀的绿色技术创新单位与突出贡献个人予以重点表彰,并畅通群众检举渠道,对环境表现较差的 FDI 企业予以警示,以此形成有效的社会监督网络,促进区域双元绿色技术创新水平。另一方面,区域政府应加强数字化建设,充分响应“十四五”规划中“以数字化引领绿色化”的号召,进一步完善数字化基础设施,培养、吸纳高水平的数字化人才,通过数字化平台畅通绿色知识、技术、信息的传播渠道,不断加强国际绿色合作,为区域绿色技术创新凝聚新合力。

4.3 局限与展望

本文仍存在一些局限:首先,基于数据可得性,本文仅探讨了省级层面双向 FDI 技术溢出协同效应对区域双元绿色技术创新的影响,后续研究可以进一步细化,探讨地市层面、行业层面、企业层面的双向 FDI 技术溢出协同效应,并且可以细分双向 FDI 的国别,探讨资源禀赋与制度差异下的双向 FDI 技术溢出效应,以期提高本文结论的适用性。其次,本文使用区域绿色专利授权量来计算双元绿色创新水平,未来研究可以进一步开发一套科学的评价指标体系,从多维角度对其进行测度和计算,以提

① 例如,深圳优秀外资企业年度评选, http://sztqb.sznews.com/PC/content/202212/29/content_3011528.html。

高本文结论的普适性。再次,在方法应用方面,本文采用面板回归方法可能无法刻画双向 FDI 技术溢出协同对区域二元绿色技术创新的过程机制,未来研究可以通过 fsQCA、案例研究等方法进一步验证和拓展本文的研究结论。最后,限于篇幅和复杂性,本文仅从非正式环境规制与数字化水平视角拓展了区域二元绿色技术创新的边界条件,而在实践中可能交织更多复杂的权变因素,如不同环境政策组合的影响^[54]、地区文化宗教因素等^[55],后续研究需要进一步挖掘。综上,希望本文可以激发更多学者和管理者对双向 FDI 与区域绿色创新问题的深入探讨,以进一步推进本文的研究结论。

参 考 文 献

- [1] 解学梅,朱琪玮. 企业绿色创新实践如何破解“和谐共生”难题? [J]. 管理世界, 2021, 37(1): 128-149, 9.
- XIE X M, ZHU Q W. How can green innovation solve the dilemmas of “harmonious coexistence”? [J]. Journal of Management World, 2021, 37(1): 128-149, 9.
- [2] LICHTENBERG F R, VAN POTTELSBERGHE B. International R&D spillovers: A comment [J]. European Economic Review, 1998, 42(8): 1483-1491.
- [3] 邹志明,陈迅. 外商直接投资对技术创新与经济高质量发展的影响及其作用机制——基于环境规制的调节作用[J]. 科研管理, 2023, 44(2): 165-175.
- ZOU Z M, CHEN X. Impact of FDI on the technological innovation and high-quality development of China's economy and its action mechanism—The moderating role under environmental regulation [J]. Science Research Management, 2023, 44(2): 165-175.
- [4] 徐磊,唐姗姗,张洗铭. 制造业双向 FDI 互动发展的创新驱动效应研究[J]. 科研管理, 2020, 41(2): 26-39.
- XU L, TANG S S, ZHANG X M. A research on innovation-driven effect of two-way FDI interactive development in the manufacturing industry [J]. Science Research Management, 2020, 41(2): 26-39.
- [5] 黄磊,吴传清. 外商投资、环境规制与长江经济带城市绿色发展效率[J]. 改革, 2021, (3): 94-110.
- HUANG L, WU C Q. Foreign investment, environmental regulation and green development efficiency of cities along the Yangtze river economic belt [J]. Reform, 2021, (3): 94-110.
- [6] 田红彬,郝雯雯. FDI、环境规制与绿色创新效率[J]. 中国软科学, 2020, (8): 174-183.
- TIAN H B, HAO W W. FDI, environmental regulation and green innovation efficiency [J]. China Soft Science, 2020, (8): 174-183.
- [7] PARAMATI S R, DI M, HUANG R X. The role of financial deepening and green technology on carbon emissions: Evidence from major OECD economies [J]. Finance Research Letters, 2021, 41: 101794.
- [8] 梁圣蓉,罗良文. 国际研发资本技术溢出对绿色技术创新效率的动态效应[J]. 科研管理, 2019, 40(3): 21-29.
- LIANG S R, LUO L W. The dynamic effect of international R&D capital technology spillovers on the efficiency of green technology innovation [J]. Science Research Management, 2019, 40(3): 21-29.
- [9] 郭凌军,刘嫣然,刘光富. 环境规制、绿色创新与环境污染关系实证研究[J]. 管理学报, 2022, 19(6): 892-900, 927.
- GUO L J, LIU Y R, LIU G F. Environmental Regulation-empirical study on the relationship between green innovation and environmental pollution [J]. Chinese Journal of Management, 2022, 19(6): 892-900, 927.
- [10] 韩先锋,李勃昕,刘娟. 中国 OFDI 逆向绿色创新的异质动态效应研究[J]. 科研管理, 2020, 41(12): 32-42.
- HAN X F, LI B X, LIU J. A research on the heterogeneous dynamic effects of China's OFDI reverse green innovation [J]. Science Research Management, 2020, 41(12): 32-42.
- [11] 肖利平,谢丹阳. 国外技术引进与本土创新增长:互补还是替代——基于异质吸收能力的视角[J]. 中国工业经济, 2016, (9): 75-92.
- XIAO L P, XIE D Y. Foreign technology import and growth of local innovation: Complementary or substitution - An analysis based on heterogeneous absorptive capacity [J]. China Industrial Economics, 2016, (9): 75-92.
- [12] TEECE D J. Profiting from technological innovation: Implications for integration, collaboration, licensing and public policy [J]. Research Policy, 1986, 15(6): 285-305.
- [13] HE Z L, WONG P K. Exploration vs. Exploitation: An empirical test of the ambidexterity hypothesis [J]. Organization Science, 2004, 15(4): 481-494.
- [14] XIE X M, GAO Y R, ZANG Z P, et al. Collaborative ties and ambidextrous innovation: Insights from internal and external knowledge acquisition [J]. Industry and Innovation, 2020, 27(3): 285-310.
- [15] 王寅,袁月英,孙毅,等. 基于探索、开发的区域创新生态系统评价与动态演化研究[J]. 中国科技论坛, 2021, (3): 143-153.
- WANG Y, YUAN Y Y, SUN Y, et al. Evaluation and dynamic evolution of regional innovation ecosystem based on exploration and exploitation [J]. Forum on Science and Technology in China, 2021, (3): 143-153.
- [16] SMITH N, THOMAS E. Regional conditions and innovation in Russia: The impact of foreign direct

- investment and absorptive capacity [J]. *Regional Studies*, 2017, 51(9): 1412-1428.
- [17] OUYANG X L, LI Q, DU K R. How does environmental regulation promote technological innovations in the industrial sector? Evidence from Chinese provincial panel data[J]. *Energy Policy*, 2020, 139: 111310.
- [18] 何兴强, 欧燕, 史卫, 等. FDI 技术溢出与中国吸收能力门槛研究[J]. *世界经济*, 2014, 37(10): 52-76.
- HE X Q, OU Y, SHI W, et al. FDI technology spillover and threshold of absorptive capacity in China [J]. *The Journal of World Economy*, 2014, 37(10): 52-76.
- [19] DUNCAN R B. The ambidextrous organization: Designing dual structures for innovation [J]. *The Management of Organization*, 1976, 1(1): 167-188.
- [20] MARCH J G. Exploration and exploitation in organizational learning[J]. *Organization Science*, 1991, 2(1): 71-87.
- [21] BENNER M J, TUSHMAN M. Process management and technological innovation: A longitudinal study of the photography and paint industries [J]. *Administrative Science Quarterly*, 2002, 47(4): 676-707.
- [22] XIE X M, ZHU Q W. Exploring an innovative pivot: How green training can spur corporate sustainability performance[J]. *Business Strategy and the Environment*, 2020, 29(6): 2432-2449.
- [23] WANG J R, XUE Y J, SUN X L, et al. Green learning orientation, green knowledge acquisition and ambidextrous green innovation [J]. *Journal of Cleaner Production*, 2020, 250: 119475.
- [24] SUN Y B, SUN H. Green innovation strategy and ambidextrous green innovation: The mediating effects of green supply chain integration[J]. *Sustainability*, 2021, 13(9): 4876.
- [25] 董婉怡, 张宗斌, 刘冬冬. 双向 FDI 协同与区域技术创新抑制环境污染的效应[J]. *中国人口·资源与环境*, 2021, 31(12): 71-82.
- DONG W Y, ZHANG Z B, LIU D D. Effect of two-way FDI synergy and regional technology innovation in environmental pollution [J]. *China Population, Resources and Environment*, 2021, 31(12): 71-82.
- [26] 贾军, 张卓, 张伟. 互补资产协同对企业绩效影响研究——技术关联的调节作用[J]. *科研管理*, 2013, 34(10): 84-93.
- JIA J, ZHANG Z, ZHANG W. Impact of complementary assets synergy on enterprise performance - From the prospect of moderating effects of technological relatedness[J]. *Science Research Management*, 2013, 34(10): 84-93.
- [27] REN S Y, HAO Y, WU H T. The role of outward foreign direct investment (OFDI) on green total factor energy efficiency: Does institutional quality matters? Evidence from China[J]. *Resources Policy*, 2022, 76: 102587.
- [28] 陈劲, 陈钰芬, 余芳珍. FDI 对促进我国区域创新能力的影 响[J]. *科研管理*, 2007, (1): 7-13.
- CHEN J, CHEN Y F, YU F Z. The impact of FDI on regional innovation capability [J]. *Science Research Management*, 2007, (1): 7-13.
- [29] 狄振鹏, 李世美. 对外直接投资逆向技术溢出对国内技术创新影响的实证分析——基于自主创新和模仿创新视角[J]. *技术经济*, 2020, 39(4): 11-16.
- DI Z P, LI S M. Empirical analysis on the impact of OFDI reverse technology spillover on domestic technological innovation: From the perspective of independent innovation and imitation innovation [J]. *Journal of Technology Economics*, 2020, 39(4): 11-16.
- [30] PARGAL S, WHEELER D. Informal regulation of industrial pollution in developing countries: Evidence from Indonesia[J]. *Journal of political economy*, 1996, 104(6): 1314-1327.
- [31] 解学梅, 韩宇航. 本土制造业企业如何在绿色创新中实现“华丽转型”? ——基于注意力基础观的多案例研究[J]. *管理世界*, 2022, 38(3): 76-106.
- XIE X M, HAN Y H. How can local manufacturing enterprises achieve luxuriant transformation in green innovation? A multi-case study based on attention-based view[J]. *Journal of Management World*, 2022, 38(3): 76-106.
- [32] 阳镇, 陈劲, 凌鸿程. 媒体关注、环境政策不确定性与企业绿色技术创新——来自中国 A 股上市公司的经验证据[J]. *管理工程学报*, 2023, 37(4): 1-15.
- YANG Z, CHEN J, LING H C. Media attention, environmental policy uncertainty and firm's green technology: Empirical evidence from Chinese A-share listed firms [J]. *Journal of Industrial Engineering and Engineering Management*, 2023, 37(4): 1-15.
- [33] MARQUIS C, BIRD Y. The paradox of responsive authoritarianism: How civic activism spurs environmental penalties in China [J]. *Organization Science*, 2018, 29(5): 948-968.
- [34] JIA L J, HU X L, ZHAO Z W, et al. How environmental regulation, digital development and technological innovation affect China's green economy performance: Evidence from dynamic thresholds and system GMM panel data approaches[J]. *Energies*, 2022, 15(3): 884.
- [35] ROMERO-MARTÍNEZ A M, GARCÍA-MUIÑA F E. Digitalization level, corruptive practices, and location choice in the hotel industry [J]. *Journal of Business Research*, 2021, 136: 176-185.
- [36] 陈冬梅, 王俐珍, 陈安霓. 数字化与战略管理理论——回顾、挑战与展望 [J]. *管理世界*, 2020, 36(5): 220-236, 20.
- CHEN D M, WANG L Z, CHEN A N. Digitalization and strategic management theory: Review, challenges and prospects [J]. *Journal of Management World*, 2020, 36(5): 220-236, 20.

- [37] 姜中霜, 王节祥, 李靖华. 制造商依托数字技术推进跨越式服务化转型的过程: 基于诺力股份的案例研究[J]. 管理工程学报, 2023, 37(3): 212-223.
JIANG Z S, WANG J X, LI J H. The process of manufacturers' leapfrog servitization transformation based on digital technology: A case study of Noblift [J]. Journal of Industrial Engineering and Engineering Management, 2023, 37(3): 212-223.
- [38] 周青, 王燕灵, 杨伟. 数字化水平对创新绩效影响的实证研究——基于浙江省 73 个县(区、市)的面板数据[J]. 科研管理, 2020, 41(7): 120-129.
ZHOU Q, WANG Y L, YANG W. An empirical study of the impact of digital level on innovation performance — A study based on the panel data of 73 counties (districts, cities) of Zhejiang Province [J]. Science Research Management, 2020, 41(7): 120-129.
- [39] 宋晓玲, 李金叶. 双向 FDI 协调发展是否促进了绿色经济效率增长——基于技术创新视角[J]. 国际商务(对外经济贸易大学学报), 2021, (2): 126-140.
SONG X L, LI J Y. Does the coordinated development of two-way FDI promote green economic efficiency? — From the perspective of technological innovation [J]. International Business, 2021, (2): 126-140.
- [40] 张林. 中国双向 FDI、金融发展与产业结构优化[J]. 世界经济研究, 2016, (10): 111-124, 137.
ZHANG L. Chinese bidirectional FDI, financial development and industrial structure optimization [J]. World Economy Studies, 2016, (10): 111-124, 137.
- [41] LUO Y S, SALMAN M, LU Z N. Heterogeneous impacts of environmental regulations and foreign direct investment on green innovation across different regions in China[J]. Science of the Total Environment, 2021, 759: 143744.
- [42] 张济建, 于连超, 毕茜, 等. 媒体监督、环境规制与企业绿色投资[J]. 上海财经大学学报, 2016, 18(5): 91-103.
ZHANG J J, YU L C, BI Q, et al. Media supervision, environmental regulation and firm green investment [J]. Journal of Shanghai University of Finance and Economics, 2016, 18(5): 91-103.
- [43] YING L M, LI M H, YANG J. Agglomeration and driving factors of regional innovation space based on intelligent manufacturing and green economy [J]. Environmental Technology & Innovation, 2021, 22: 101398.
- [44] DAWSON J F, RICHTER A W. Probing three-way interactions in moderated multiple regression: Development and application of a slope difference test [J]. Journal of applied psychology, 2006, 91(4): 917.
- [45] 李子豪. 外商直接投资对中国碳排放的门槛效应研究[J]. 资源科学, 2015, 37(1): 163-174.
LI Z H. Threshold effects of foreign direct investment on China's carbon emissions [J]. Resources Science, 2015, 37(1): 163-174.
- [46] 沈宏亮, 金达. 非正式环境规制能否推动工业企业研发——基于门槛模型的分析[J]. 科技进步与对策, 2020, 37(2): 106-114.
SHEN H L, JIN D. Whether informal environmental regulation can promote industrial enterprise R&D——Analysis based on threshold model [J]. Science & Technology Progress and Policy, 2020, 37(2): 106-114.
- [47] 汪亚楠, 徐枫, 郑乐凯. 数字金融能驱动城市创新吗? [J]. 证券市场导报, 2020, (7): 9-19.
WANG Y N, XU F, ZHENG L K. Can digital finance drive city innovations? [J]. Securities Market Herald, 2020, (7): 9-19.
- [48] HANSEN B E. Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing, and inference [J]. Journal of Econometrics, 1999, 93(2): 345-368.
- [49] 秦放鸣, 张宇. OFDI 逆向技术溢出、金融集聚与区域创新——基于空间计量和门槛回归的双重检验[J]. 工业技术经济, 2020, 39(1): 50-59.
QIN F M, ZHANG Y. OFDI reverse technology spillover, financial agglomeration and regional innovation — Double test based on spatial measurement and threshold regression [J]. Journal of Industrial Technology and Economy, 2020, 39(1): 50-59.
- [50] 毕克新, 杨朝均, 黄平. FDI 对我国制造业绿色工艺创新的影响研究——基于行业面板数据的实证分析[J]. 中国软科学, 2011, (9): 172-180.
BI K X, YANG C J, HUANG P. Research on the impact of FDI on the green process innovation of Chinese manufacturing industries: An empirical analysis based on the panel data [J]. China Soft Science, 2011, (9): 172-180.
- [51] 冉启英, 张晋宁. 多渠道国际技术溢出对区域创新能力的影响研究——基于制度环境视角[J]. 工业技术经济, 2020, 39(5): 74-82.
RAN Q Y, ZHANG J N. Research on the impact of multi-channel international technology spillover on regional innovation capacity — Based on the perspective of institutional environment [J]. Journal of Industrial Technology and Economy, 2020, 39(5): 74-82.
- [52] 赵春雨, 商梦雅, 赵亚楠. “双循环”背景下中国双向 FDI 与绿色创新效率——基于市场化水平的调节分析[J]. 商业研究, 2022, (1): 144-152.
ZHAO C Y, SHANG M Y, ZHAO Y N. China's two-way FDI and green innovation efficiency under the background of “double cycle” — Adjustment analysis based on market level [J]. Commercial Research, 2022, (1): 144-152.
- [53] 刘洋, 董久钰, 魏江. 数字创新管理: 理论框架与未来研究[J]. 管理世界, 2020, 36(7): 198-217, 219.
LIU Y, DONG J Y, WEI J. Digital innovation management: Theoretical framework and future research [J]. Journal of Management World, 2020, 36(7): 198-

- 217, 219.
- [54] 张永安, 关永娟. 政策组合对中国光伏企业创新绩效的影响[J]. 系统管理学报, 2021, 30(3): 500-507, 515.
- ZHANG Y A, GUAN Y J. Influence of policy mix on innovation performance of Chinese photovoltaic enterprises [J]. Journal of Systems & Management, 2021, 30(3): 500-507, 515.
- [55] 潘爱玲, 王慧, 邱金龙. 儒家文化与重污染企业绿色并购[J]. 会计研究, 2021, (5): 133-147.
- PAN A L, WANG H, QIU J L. Confucianism and green M&As in heavy polluters [J]. Accounting Research, 2021, (5): 133-147.

Two-way FDI technology spillover synergy and regional ambidextrous green technology innovation: Three interaction effects based on informal environmental regulation and digitalization level

XIE Xuemei, NI Shuyang*

(School of Economics and Management, Tongji University, Shanghai 200092, China)

Abstract: As green innovation has become an important booster for regional economic development and green transformation, how to improve the level of regional green technology innovation has become a topic of concern. Under the new concept of green development and the new development pattern of the “international and domestic dual circle” in China, regional green technology innovation needs to realize an effective transformation from a large domestic circle to an international and domestic dual circle that promotes both circles. Therefore, using two-way FDI technology spillover is an important strategy for promoting local green technology innovation. Existing studies on two-way FDI mainly focus on its results, including regional green development, green innovation efficiency, and environmental pollution. Few studies have explored the relationship between two-way FDI technology spillover and regional green technology innovation, especially different types of regional green technology innovation. Therefore, it is not conducive for regional governors to coordinate development strategies to improve regional green innovation.

Based on the theories of resource complementarity and innovation ambidexterity, the study systematically explores the relationship between two-way FDI technology spillover synergy and regional ambidextrous green innovation and further explores its boundary conditions and threshold effects. The structure of this paper is as follows. First, based on related studies, the analysis proposed the following hypotheses: 1) Two-way FDI technology spillover synergy promotes regional ambidextrous green technology innovation; 2) Public participation positively moderates the effect of two-way FDI technology spillover synergy on regional ambidextrous green technology innovation; 3) Media supervision positively moderates the influence of two-way FDI technology spillover synergy on regional ambidextrous green technology innovation; 4) Digitalization level positively moderates the impact of two-way FDI technology spillover synergy on regional ambidextrous green technology innovation; 5) Digitalization level positively contributes to the moderating effect of public participation; and 6) Digitalization level positively contributes to the moderating effect of media supervision. Second, based on the above theoretical analysis, we proposed the related framework and statistical analysis. In this paper, we used 2003 to 2019 panel data from 30 Chinese provinces to test the above hypotheses by constructing fixed-effect models. Third, we conducted an endogeneity test as well as various robustness tests on the available results. Then, we further explored the possible threshold effects of public participation, media supervision, and digitization level. Finally, we drew conclusions and made relevant policy recommendations.

Our research concluded as follows: 1) The two-way FDI technology spillover synergy can effectively promote regional ambidextrous green technology innovation; 2) Informal environmental regulation (e.g., public participation and media supervision) and digitalization level positively moderate the positive relationship between the two-way FDI technology spillover synergy and regional ambidextrous green innovation. In addition, the digitalization level reinforces the moderating effect of media supervision; and 3) There is a double threshold effect of informal environmental regulation and digitization level for the spillover synergy effect, and the two-way FDI technology spillover synergy effect works best on the regional green technology innovation when the informal environmental regulation and digitization level are higher than the second threshold.

This paper's contribution to the wider body of work can be described as follows. First, based on the theory of resource complementarity, we analyzed the synergistic effect of two-way FDI technology spillover from the perspective of complementary synergy between FDI and OFDI technology spillover, which makes up for the limitations of previous studies that separately analyzed FDI

technology spillover or OFDI reverse technology spillover. Second, this study expands the research on regional green innovation from the perspective of innovation ambidexterity. Third, this study further explores the boundary mechanisms of informal environmental regulation and digitalization level. Finally, this study provides suggestions for regional managers to enhance regional green innovation. On the one hand, regional managers should make rational use of foreign investment, by making full use of the two-way FDI synergy effect to promote the coordinated development of regional exploratory green innovation and exploitative green innovation. On the other hand, regional managers may enhance publicity to by raising awareness of environmental responsibility among the public and the media to provide a healthy soft environment for regional ambidextrous green technology innovation. Moreover, improving the regional digitalization level is also beneficial for regional managers facilitating local green technology innovation levels.

Key words: Two-way FDI technology spillover; Ambidextrous green technology innovation; Informal environmental regulation; Digitalization level; Threshold effect

Received Date: 2022-10-05

Funded Project: The Major Project of the National Social Science Fund of China (20&ZD059)

* Corresponding author