

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

廖果平, 秦剑美

(常州大学 商学院, 江苏 常州 213161)

摘要:“双碳”背景下,如何通过绿色技术创新改善环境质量?政府在生产生活方式绿色转型过程中起到了什么作用?本文以2004—2018年263个地级以上城市数据为样本,采用不同维度指标衡量环境质量,并采用面板数据模型,研究绿色技术创新对环境质量的作用机制,以及财政分权在绿色技术创新与环境质量之间所起的调节作用。结果表明:绿色技术创新水平越高,越有利于改善环境质量,但绿色技术创新对质量改善的作用随着财政分权水平的提高而降低;在财政分权的作用下,绿色技术创新改善环境质量的影响机制存在区域异质性、时间差异性及门槛效应。因此,需要因地制宜把控财政分权水平,加大城市绿色技术创新投入,提高绿色技术的使用率,加快城市绿色低碳发展的目标实现。

关键词:绿色技术创新;环境质量;财政分权;调节效应;门槛效应

中图分类号:F204;X22 **文献标志码:**A **文章编号:**1002—980X(2022)4—0017—13

一、引言

实现碳达峰碳中和,是以习近平主席为核心的党中央统筹规划国内国际两个大局,着眼推动经济高质量发展的重大战略部署。“双碳”背景下,环境质量提升的重要性日益凸显。2020年,我国圆满完成了生态环境9项约束性指标。2021年,国务院总理李克强强调,环境质量改善对可持续发展至关重要,污染防治的重要性不可忽视。为了巩固已有环境治理成果,需要持续推进生产生活方式绿色转型。近年来,为了贯彻“绿水青山就是金山银山”的理念,以及打赢污染防治攻坚战的目标,我国在注重经济发展的同时,更加注重环境质量提升。虽然目前环境质量得到改善,但距离绿色转型的目标任重道远。创新是引领绿色发展的第一动力,技术创新在权衡经济发展与环境质量提升方面起着重要作用。实现美丽中国的目标离不开高水平的绿色技术创新的支持。国家也高度重视绿色技术创新,绿色专利申请数量大幅提升,但由于绿色技术存在推广缓慢、使用复杂、成本高昂等原因,导致绿色技术转化率低,现有的绿色技术创新成果是否能够切实提高环境质量?学术界仍然存在争议。因此,深入研究现阶段绿色技术创新与质量的关系至关重要。此外,虽然目前我国实现了经济高速增长,但多年形成的粗放型增长模式带来了巨大的环境压力。中国式财政分权是我国独特的分权体系,这一体系给予了地方政府一定的财政支配权。财政分权制度的改革对绿色技术创新与质量均产生较大影响,地方政府采用“逐底竞争”或“逐顶竞争”的发展战略将会对绿色技术创新影响质量产生不同结果。因此,在“中国式”财政分权及创新型国家建设的背景下,需要明确:绿色技术创新对城市质量的影响效应如何?财政分权对绿色技术创新驱动城市质量改善的影响又如何?这些都是本文需要重点探讨的问题。

绿色技术的概念最早由外国学者Brawn于1994年提出,我国学者也在20世纪90年代开始进行绿色技术创新的内涵研究。学者们从科学发展观及企业经营等多角度对绿色技术创新进行了解释。但由于研究对象、研究方法、经济发展水平等存在差异,学界对绿色技术创新的概念并未达成一致。在“双碳”背景下,绿色技术创新作为权衡经济与环境的重要抓手,引起了国内外学者的研究热潮。国内外学者对绿色技术创新的研究重点集中在以下几个领域:①针对绿色技术的研究。孙燕铭和湛思邈(2021)等借助SBM-DEA模型并

收稿日期:2021-07-24

基金项目:国家社会科学基金“企业环境治理投资效率的测度与提升研究”(21BTJ017);2020年度江苏省社科基金项目“江苏重污染企业环境治理投资效率测度与效能提升”(20GLB013);江苏省高校哲学社会科学基金项目“长三角城市群环境治理绩效测度与提升研究”(2018SJA1748)

作者简介:廖果平,硕士,常州大学商学院副教授,硕士研究生导师,研究方向:环境管理会计;秦剑美,常州大学商学院硕士研究生,研究方向:环境管理会计。

以长三角城市群重点城市为研究对象,研究其绿色技术创新效率及影响因素。②针对创新与可持续发展的研究。李瑞雪等(2021)考察不同维度的创新对企业可持续发展的影响,为企业的双元创新与可持续发展提供理论支撑。③针对创新与循环经济的研究。Cainelli et al(2020)等利用欧盟公司的大量横截面数据集,考察创新是否能够促进循环利用、减少浪费和材料使用,通过大量案例研究提供有针对性的指导建议。④针对企业方面绿色技术创新的研究。汪明月等(2021)通过实地调查工业企业相关信息,厘清其绿色技术创新绩效传导路径,为经济高质量发展贡献力量。

财政分权是指中央政府赋予地方政府在债务安排、税收管理和预算执行方面一定的自主权,是中央政府与地方政府财政分工的一种方式。近年来,有关财政分权领域研究的热点及关键话题包含以下方向:①财政分权与经济增长的关系研究。Canavire-Bacarreza et al(2020)等使用地理碎片化指数(GFI)和国家规模作为财政分权的工具变量,辨别财政分权与经济增长的关系。②财政分权与环境污染的关系研究。Shan et al(2021)等考察了非线性财政分权对碳排放的综合影响,全面了解其与环境质量的联系。③财政分权与地方政府的关系研究。Thanh和Canh(2020)以韩国为例,探讨财政分权治理与地方政府信任度之间的关系,为提高地方治理水平提供有力依据。④财政分权与转移支付的关系研究。Li和Du(2021)等在中国财政分权的背景下,分析了财政纵向失衡与转移支付的内在联系,进一步判别两者对地方财政可持续性的影响。

关于技术创新与环境质量的研究,国内外学者对二者之间的关系进行了深入探讨。从研究方法的角度来看,具有代表性的方法有两阶段数据包络分析模型(Li et al, 2021)、矩分位数回归方法(MMQR)(An et al, 2021)、地理加权回归模型(辛晓华和吕拉昌, 2021)、面板门槛估计方法(李子豪和白婷婷, 2021)、固定效应模型和差分GMM方法(谢荣辉, 2021)等。定量研究了技术创新对环境质量的影响。从研究成果来看,学界大致从以下三方面展开。第一种是环境有利观,学者认为技术创新具有良好的减排效应(Kalt和Kranzl, 2011; Tokimatsu et al, 2016),且绿色技术创新对雾霾排放起着显著的抑制作用(禄雪焕和白婷婷, 2020)¹⁸²。第二种是环境差异观。学者认为技术创新对环境质量的影响也存在区域差异性及时空异质性(张兵兵等, 2014)。第三种为环境无利观。学者认为目前的技术创新只能短暂缓解污染物排放,但长期而言不能保障环境质量的可持续性(Yii和Geetha, 2017; Weina et al, 2016),仍有学者认为由于我国的技术发展体系尚不成熟,技术创新反而导致环境污染加剧(刘国买和俞立平, 2020)¹⁰⁷。

财政分权与技术创新的关系研究一直受到国内外学者的广泛关注。从研究方法来看,有些学者运用省级面板及其他类型数据,结合DEA方法,探究财政分权对技术创新的影响(陈斌和李拓, 2020);有些学者运用省级面板数据,结合系统GMM方法,进行财政分权影响区域创新的机制研究(胡丽娜和薛阳, 2021);另有一些学者运用完全修正最小二乘法(FMOLS)等方法,对二者之间的关系进行了研究(Chi et al, 2021)。从研究成果看,学界有以下三种观点。第一种为促进论,一些学者认为随着地方财政分权程度提高,地方政府倾向于进行研发活动,实施创新驱动发展战略,提升创新绩效(台航等, 2018; Szczygielski et al, 2017);第二种为抑制论,他们认为在中国式财政分权下,地方官员会产生自利性投资偏好行为,使技术创新效率严重受损(肖文和林高榜, 2014);第三种为财政分权与技术创新呈现非线性关系,他们认为财政分权推动技术创新存在一个最优水平,高于或低于这一水平,将对技术创新产生不利影响(杨志安和邱国庆, 2019)。

此外,关于财政分权与环境质量的研究,学界仍存在三种不同观点。第一种认为,财政分权促进环境质量提升。有学者从地方政府偏好权变的视角研究财政分权对环境污染的影响,发现财政分权程度越高,地方政府对环境的投资意愿增强,并且带来更好的公共服务(后小仙等, 2018)。第二种认为,现阶段财政分权抑制环境质量提升,导致“逐底竞争”行为产生(郑洁等, 2020),需要靠环境法治行为和环境监管行为对这一不利现象进行缓解(张平淡, 2018)。第三种认为财政分权对环境质量的影响存在地区差异性,地区收入水平高低会导致财政分权对环境治理绩效的不同影响效果(林春和孙英杰, 2019)。

现有文献已涉及技术创新与环境质量、财政分权与技术创新、财政分权与环境质量等方面的讨论,为本文的成果提供了有力支持。而本文的研究贡献在于:一是将技术创新细分为绿色技术创新,对其实际治污效果进行考量。已有研究较少将技术创新细分到与环境直接相关的绿色技术创新,分析其对环境质量的影响。而随着传统技术创新的缺点日益暴露,且目前绿色技术创新能力尚不成熟,探讨目前的绿色技术创新能否切实改善环境质量意义重大。二是,以全国地级市作为研究样本,考虑由于地市级层面的混杂因素导致的估计偏误。现有研究多以工业企业或省级层面数据作为样本进行研究,缺少针对地级市的研究。本文将具体到

地市层面,进行更深入细致的探究。三是,以往研究多采用单一指标衡量环境质量,而本文考虑到不同环境污染物排放对环境产生的异质性影响,对此分别进行研究,此外也采用熵值法计算环境污染综合指标进行综合考量;四是,结合中国特色治理模式,对绿色技术创新与环境质量的关系进行理论和实证研究。现有研究缺乏结合中国特色财政分权制度对绿色技术创新如何影响环境质量进行讨论。而各地方政府的行为必然对本地区绿色技术创新及环境质量产生影响,本文将通过这一视角,将财政分权、绿色技术创新与环境质量纳入同一研究框架进行分析。为促进地方经济与环境协调发展及绿色低碳发展贡献力量。

二、理论分析与研究假设

(一)绿色技术创新与环境质量

我国环境质量受到工业污染的严重影响。而对我国工业污染的治理主要有两种途径,分别为末端治理及前端防御。技术创新便是前端防御的重要手段之一(王鹏和谢丽文,2014),技术创新与地区环境质量关系紧密,作为地方政府及企业生产经营过程中自发性的选择行为,选用的技术创新“清洁与否”、创新能力强弱及地方不同的政策倾向将对环境质量产生不同效果。技术创新不仅仅是单一的技术或工艺创新,而是一种不停运转的机制。它包含着技术研究、技术开发及技术组合等过程(刘国买和俞立平,2020)¹⁰²。技术创新过程中需要建立新的生产函数,与生产不可分离。因此它会占据一定空间、排放废物并且占用资源,产生物质消耗。在此过程中传统技术创新、低水平不成熟的绿色技术创新对环境产生不利影响,导致环境质量下降。在地方,政府官员为了晋升,经济发展指标往往高于其他指标,以高污染和高能耗为主要特征的传统技术创新,虽然创新效果显著,为地区经济发展带来强大支撑,但却造成了地区环境质量的恶性循环。此外,为了谋求地方发展,地方政府往往对企业放松环境管制,由于我国多以工业企业为主,集中于这些领域的技术创新往往带着高污染特征,主要目标在于促进经济发展,而非保护环境(白俊红和聂亮,2017)。“双碳”背景下,人们意识到目前环境问题的严峻性,对周边国家及国民自身健康均产生不利影响。国家对此高度重视,重经济轻环境的发展思路不再可行。只有对技术创新进行改进,打造高水平的绿色技术创新,实现“绿色清洁生产”,才能减少环境污染物排放,对环境产生有利影响,也是实现经济与环境协同发展的重要途径。因此技术创新与环境质量的关系必须与高水平的绿色技术紧密相连。绿色技术是一种与生态环境系统相协调的新型现代技术。把握绿色技术创新与环境质量的内在机理和传导机制至关重要。目前关于绿色技术创新与环境质量的关系,学者们尚未形成统一观点。依据环境经济学理论,技术进步可以提高生产率,促进经济发展,对环境产生不利影响,然而在公众和地方政府的要求下,环境也被作为一种生产要素,在环境规制的作用下,促使地方政府推动技术进步,发展符合环境规制要求的绿色经济发展模式,从而降低环境污染(李旭,2015)。绿色技术创新会产生显著的资源节约效应,绿色技术的使用,在增加能源使用效率的同时,也减少环境污染物排放(苏科和周超,2021),它是影响环境质量的重要因素。在农业方面,绿色技术创新加速绿色生产、提高土地资源集约利用水平,缓解城市生态环境污染。此外,在绿色技术创新的长期作用下,会提高农产品的供给质量、突破农产品绿色贸易壁垒,在缓解环境污染的同时,提高产品竞争力(黄晓凤和杨彦,2019)。在工业方面,绿色技术创新会带来能源技术效率的提高,单位能耗相应降低,导致单位污染排放量下降,最终实现节能减排(修静,2016)。在服务业方面,随着技术资本的集聚,绿色技术创新会促进产业结构升级,导致服务业占比增加,反向推动服务业的发展,减少第一、第二产业发展带来的环境污染(陈阳等,2019)。因而,绿色技术创新引领生态环境改善,提高环境质量,促进城市绿色低碳发展。

(二)财政分权、绿色技术创新与环境质量

从第一代财政分权理论的“以足投票”及政府力求实现社会福利最大化的观点,到第二代财政分权理论政府“经济人”假说的提出,财政分权理论得到初步发展。而第一代财政分权理论缺乏对各级政府自身利益的考虑,第二代财政分权理论则过度强调地方政府对市场的重视,忽视了中央政府在其中的指导作用(刘伯凡和吴莉昀,2019),因而目前仍然有待对财政分权进行探讨。财政分权的精髓在于地方政府可以采取适度 and 合意的自主权进行决策。中国式财政分权作为经济结构调整中的重要宏观工具备受学者关注。政治集权下的财政分权是中国式分权的本质特征。财政分权的实施给予了地方政府更多财政资源使用空间,并且可以根据地方政府所具备的信息优势合理有效配置地方资源(林春,2017)。但基于公共选择理论,地方政府受到绩效考核及晋升激励等方面的因素,往往会产生自利性偏向性投资,在经济发展与环境治理方面,会选择

注重收益,导致重经济轻环境的现象产生(吴延兵,2017)。大力发展经济能够产生短期收益,而环境治理是一个长期的,循序渐进的过程,治理效果短期并不明显,对环境保护可产生很强的正外部性,但是作为既无竞争性又无排他性的公共物品(罗伟卿,2010),产权不清晰,影响了地方政府对其进行保护的积极性,进而导致地方政府偏向于基础设施投资,而在环境治理方面采取“搭便车”的模式,减少绿色技术创新、教育、环境质量等方面的投入,进而影响到绿色技术创新与城市环境质量。但是由于各地区、各时间段的经济发展水平、地方政府行为及地方居民需求等存在差异,财政分权对绿色技术创新驱动环境质量改善可能存在区域异质性及时间差异性。此外,不同程度的财政分权水平也可能使地方政府作出不同决策,进而对绿色技术创新驱动环境质量改善带来不同效果。因而,本文提出如下假设:

- 整体而言,绿色技术创新正向影响城市环境质量(H1);
 财政分权对绿色技术创新驱动环境质量改善具有干扰型调节作用(H2);
 财政分权对绿色技术创新驱动环境质量改善存在区域异质性(H3);
 财政分权对绿色技术创新驱动环境质量改善存在时间差异性(H4);
 财政分权对绿色技术创新驱动环境质量改善存在门槛效应(H5)。
 本文的研究逻辑模型如图1所示。

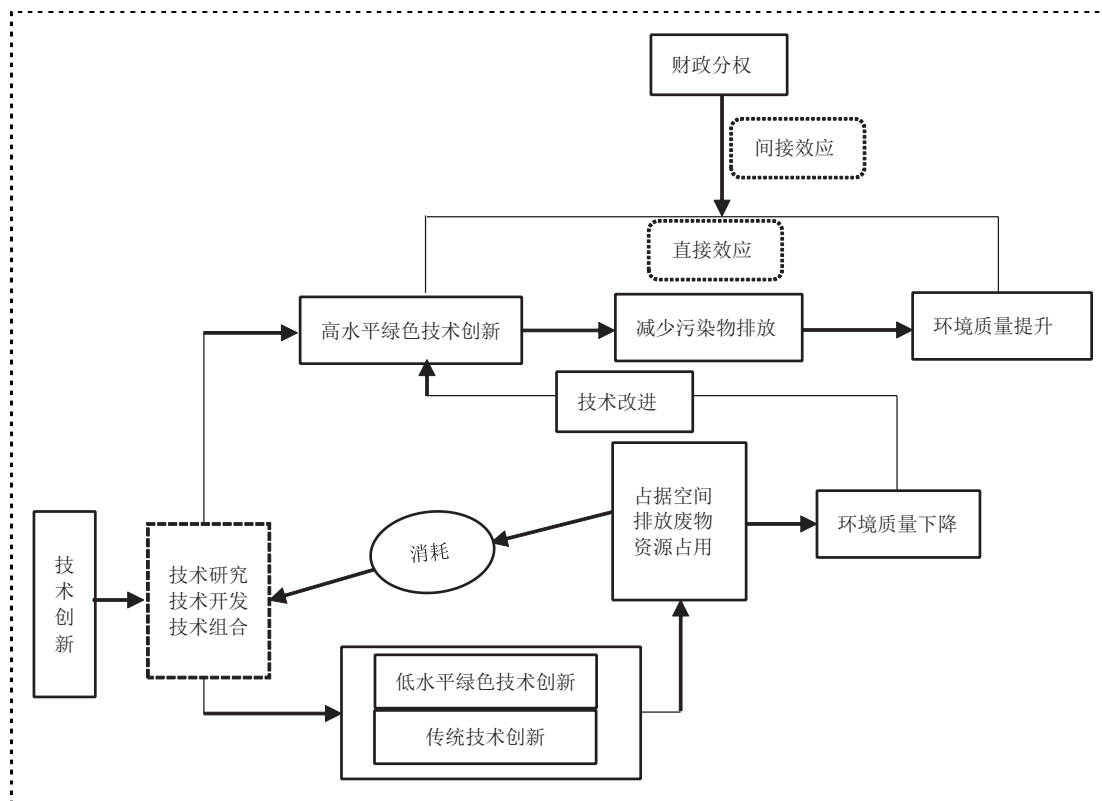


图1 研究逻辑模型

三、模型设定、变量选取与数据说明

(一)模型设定

绿色技术创新对环境产生重要影响,为了探讨绿色技术创新对环境质量的影响,构建如下基准模型:

$$Env_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 gtp_{i,t} + \beta_4 X_{i,t} + \mu_i + year_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

为了研究在中国式财政分权的调节下,绿色技术创新如何影响城市环境质量,在模型(1)中加入财政分权和绿色技术创新的交互项,模型设置如下:

$$Env_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 gtp_{i,t} + \beta_2 fd_{i,t} + \beta_3 (gtp \times fd) + \beta_4 X_{i,t} + \mu_i + year_t + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

式(1)和式(2)中:下标*i*和*t*分别为城市和时间;*Env*为城市环境质量;*gtp*为城市绿色技术创新;*fd*为财政分权

水平; X 为模型控制变量; ε_{it} 为随机扰动项; β_0 为截距项, $\beta_i(i=1,2,3,4)$ 为相应变量的估计系数。此外,本文控制城市固定效应 μ_i 和年份固定效应 $year_t$,以便缓解遗漏变量偏误导致的内生性问题。

考虑到绿色技术创新在不同财政分权水平下对城市环境质量可能存在阶段性影响,设定以下面板门槛回归模型:

$$Env_{it} = \alpha_0 + \alpha_{11}gtp_{it} \times d(fd_{it} \leq \lambda_1) + \alpha_{12}gtp_{it} \times d(\lambda_1 < fd_{it} \leq \lambda_2) + \alpha_{13}gtp_{it} \times d(fd_{it} > \lambda_2) + \alpha_2 control + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中:相应变量的含义不变; $d(\cdot)$ 为示性函数,满足条件为1,否则为0; fd_{it} 为门槛变量; λ 为门槛值;如果门槛变量选择合理,那么 α_{11} 、 α_{12} 和 α_{13} 的符号或系数应明显不同。

(二)变量选取

1. 被解释变量

关于城市环境质量的度量方式有多种。本文借鉴已有研究,采用单位GDP的二氧化硫排放量、单位GDP的工业烟(粉)尘排放量及单位GDP的工业废水排放量三个指标来分别衡量地区环境质量(武力超和韩华桂,2020;叶琴等,2018;张华明等,2017),并且将以上三个指标通过熵值法计算得出环境质量综合指标进行综合考量(韩国高和张超,2018)。

2. 解释变量

城市绿色技术创新用绿色专利申请总量($gtp1$)表示。财政分权(fd)用预算内财政收入/预算内财政支出表示。

3. 控制变量

借鉴已有研究,为了保持结果的稳健性,考虑其他影响城市环境质量的因素作为控制变量。本文选择的控制变量如下:经济发展水平($lpgdp$)用人均GDP衡量;人口密度(lpd)采用单位面积人口数表示;教育水平($ledu$)采用每万人高等学校学生数表示;外商直接投资(fdi)采用外商直接投资额占GDP的比重表示;产业结构($lsecond$)采用第二产业占比表示;研发投入(ri)用科学技术支出占预算支出的比重表示;绿地面积($lgreen$)用建成区绿化覆盖率表示。具体指标见表1。

表1 变量说明

变量类型	变量名称	变量符号	变量计量
被解释变量	工业废水排放量	$lwater$	工业废水排放量/地区生产总值(取对数)
	工业二氧化硫排放量	lso_2	工业二氧化硫排放量/地区生产总值(取对数)
	工业烟(粉)尘排放量	$lduest$	工业烟(粉)尘排放量/地区生产总值(取对数)
	环境污染综合指数	$ltotal$	根据以上三个指标通过熵值法计算得到
调节变量	财政分权	fd	地区财政预算内收入/地区财政预算内支出
解释变量	绿色专利申请总量	$gtp1$	从专利数据库中识别并手动整理获得地级市绿色专利申请总量
	绿色专利授权总量	$gtp2$	从专利数据库中识别并手动整理获得地级市绿色专利授权总量
控制变量	经济发展水平	$lpgdp$	人均地区生产总值(取对数)
	人口密度	lpd	单位面积人口数(取对数)
	教育水平	$ledu$	每万人高等学校学生数量(取对数)
	外商直接投资	fdi	实际使用外商直接投资/地区生产总值
	产业结构	$lsecond$	第二产业产值与地区生产总值比值(取对数)
	研发投入	ri	科学技术支出占预算支出的比重
	绿地面积	$lgreen$	建成区绿化覆盖率(取对数)

(三)数据说明

本文选用263个地级以上城市2004—2018年的数据。绿色技术创新的数据根据专利数据库手动整理得到;环境质量、财政分权及本文选择的控制变量数据来源于历年《中国城市统计年鉴》《中国统计年鉴》和国泰安数据库(CSMAR)。删除数据缺失较严重的地区,并对数据少量缺失地区用插值法补齐。描述性统计结果见表2。

表2 变量描述性统计(2004—2018年)

变量名称	观测值	均值	标准差	最小值	中值	最大值
<i>lwater</i>	3945	6.10	0.97	3.73	6.13	8.41
<i>lso₂</i>	3945	8.14	1.29	4.18	8.22	10.97
<i>lduest</i>	3945	7.46	1.25	3.90	7.50	10.24
<i>ltotal</i>	3945	2.54	0.16	2.08	2.54	2.87
<i>fd</i>	3945	0.49	0.22	0.13	0.46	1.05
<i>gtp1</i>	3945	2.99	7.82	0.00	0.49	53.32
<i>gtp2</i>	3945	0.41	1.20	0.00	0.05	8.31
<i>lpgdp</i>	3945	10.43	1.20	8.51	10.34	16.45
<i>lpd</i>	3945	5.76	0.87	2.89	5.92	7.26
<i>ledu</i>	3945	4.50	1.11	1.74	4.45	7.04
<i>fdi</i>	3945	2.16	2.23	0.00	1.40	11.19
<i>ri</i>	3945	1.40	1.38	0.08	0.98	6.83
<i>lgreen</i>	3945	3.60	0.27	2.30	3.67	4.10
<i>lsecond</i>	3945	38.56	2.26	30.85	38.85	43.00

四、实证分析

(一)基准回归

1. 绿色技术创新与城市环境质量的关系研究

分别将单位 GDP 的工业二氧化硫排放量、工业废水排放量、工业烟(粉)尘排放量及环境污染综合指标当作被解释变量,依据 Hausman 检验结果,使用固定效应模型进行回归分析,回归结果见表 3。根据表 3 第 2~5 列的回归结果,绿色技术创新对 *lwater*、*lso₂*、*lduest* 和 *ltotal* 的影响系数均在 1% 的水平上显著为负,绿色技术创新对各类环境污染物的排放均有抑制作用,这表明绿色技术创新在提高环境质量方面能发挥重要作用,绿色技术的研发和使用,能够减少污染物的排放,引领绿色低碳发展,实现生态环境保护和资源可持续利用(禄雪焕和白婷婷,2020)¹⁷⁴,验证了本文的 H1。

从其他控制变量来看,经济发展水平(*lpgdp*)的系数在 5% 以上的水平上显著为负,表明现阶段经济发展对环境质量具有提升作用。可能的原因在于当经济发展处于较低水平时,地方政府为了谋求政治晋升等原因会重经济轻环境,在此阶段污染物排放上升,不利于环境质量改善。当经济发展超越环境库兹涅茨曲线拐点之后,地方政府为了避免居民的“用脚投票”行为,开始注重人居环境改善,污染物排放得到抑制,环境质量得以提升(谢波和徐琪,2019)。人口密度(*lpd*)的回归系数不显著,这说明人口集聚对质量的改善作用有待进一步加强。教育水平(*ledu*)仅对 *lwater* 的影响显著为负,表明总体而言,通过提高地区教育水平来提高居民环保意识的途径有待加强。外商直接投资(*fdi*)对 *lduest*、*ltotal* 的影响显著为负,但对 *lwater*、*lso₂* 的影响效应不明显,表明现阶段外商直接投资一定程度上能够减少环境污染排放,有利于环境质量提升,但仍要进一步改善现有的外商投资结构,增加外商直接投资对工业废水、工业二氧化硫治理的正向影响效果。产业结构(*lsecond*)的影响系数在 1% 的水平上显著为负,表明目前的产业结构有利于环境质量改善,可能的原因在于我国现阶段注重产业结构调整,促使产业结构实现了优化升级。此外,总体而言研发投入和绿地面积占比对质量的改善作用不明显。

2. 财政分权下的绿色技术创新与环境质量

为了进一步考量在财政分权的调节下,绿色技术创新如何影响环境质量,在基准回归的基础上加入财政分权与绿色技术创新的交互项。为了便于解释回归结果,将财政分权和绿色技术创新去中心化,结果见表 3。根据表 3 中的第 6~9 列,绿色技术创新与财政分权的交互项($c_gtp1 \times c_fd$)显著为正。以 *ltotal* 模型为例,绿色技术创新对环境质量的影响为 -0.00298 加上 $0.00284 \times c_fd$,这意味着财政分权程度上升,绿色技术创新对城市环境质量的促进作用逐渐减弱。验证了本文的 H2。此外,控制变量的回归结果与基准回归保持一致。

表3 基准回归

VARIABLES	<i>lwater</i>	<i>lso₂</i>	<i>lduest</i>	<i>ltotal</i>	<i>lwater</i>	<i>lso₂</i>	<i>lduest</i>	<i>ltotal</i>
<i>gtp1</i>	-0.00663*** (0.00167)	-0.0226*** (0.00194)	-0.0135*** (0.00237)	-0.00206*** (0.000235)				
<i>c_gtp1</i>					-0.0115*** (0.00323)	-0.0329*** (0.00375)	-0.0209*** (0.00459)	-0.00298*** (0.000454)
<i>c_fd</i>					-0.174* (0.104)	-0.179 (0.120)	-0.284* (0.147)	-0.0360** (0.0146)
<i>c_gtp1</i> × <i>c_fd</i>					0.0151* (0.00844)	0.0316*** (0.00980)	0.0227* (0.0120)	0.00284** (0.00119)
<i>lpdgp</i>	-0.0310*** (0.00956)	-0.0235** (0.0111)	-0.0469*** (0.0136)	-0.00513*** (0.00134)	-0.0305*** (0.00956)	-0.0225** (0.0111)	-0.0462*** (0.0136)	-0.00504*** (0.00134)
<i>lpd</i>	0.0918 (0.166)	-0.0599 (0.193)	-0.134 (0.236)	0.00344 (0.0233)	0.0933 (0.166)	-0.0525 (0.193)	-0.133 (0.236)	0.00366 (0.0233)
<i>ledu</i>	-0.0729*** (0.0277)	0.0287 (0.0322)	0.0685* (0.0394)	-0.00135 (0.00390)	-0.0732*** (0.0277)	0.0268 (0.0322)	0.0682* (0.0394)	-0.00138 (0.00390)
<i>fdi</i>	0.000815 (0.00479)	0.000736 (0.00557)	-0.0330*** (0.00680)	-0.00142** (0.000674)	0.00232 (0.00483)	0.00321 (0.00560)	-0.0306*** (0.00685)	-0.00112* (0.000678)
<i>lsecond</i>	-0.0657*** (0.00686)	-0.0373*** (0.00797)	-0.0447*** (0.00974)	-0.00798*** (0.000964)	-0.0630*** (0.00694)	-0.0330*** (0.00805)	-0.0405*** (0.00985)	-0.00745*** (0.000975)
<i>ri</i>	-0.0349*** (0.00930)	-0.0141 (0.0108)	0.0417*** (0.0132)	-0.00175 (0.00131)	-0.0335*** (0.00936)	-0.0132 (0.0109)	0.0440*** (0.0133)	-0.00146 (0.00131)
<i>lgreen</i>	0.0743** (0.0349)	0.000576 (0.0405)	-0.0354 (0.0495)	0.00438 (0.00490)	0.0759** (0.0349)	0.00308 (0.0404)	-0.0329 (0.0495)	0.00470 (0.00490)
<i>Constant</i>	9.367*** (0.970)	11.06*** (1.127)	11.26*** (1.378)	3.019*** (0.136)	9.211*** (0.972)	10.74*** (1.128)	11.01*** (1.380)	2.986*** (0.137)
城市效应	是	是	是	是	是	是	是	是
时间效应	是	是	是	是	是	是	是	是
Observations	3945	3945	3945	3945	3945	3945	3945	3945
<i>R</i> -squared	0.710	0.770	0.514	0.788	0.711	0.771	0.515	0.789
Number of id	263	263	263	263	263	263	263	263

注:括号中为稳健标准误;***、**、*分别表示1%、5%、10%显著性水平。VARIABLES为变量;Observations为观测值;Number of id为城市数量。

(二) 稳健性检验

1. 绿色技术创新替换变量的稳健性检验

绿色专利申请量虽能够提供更多引致绿色技术创新的实质信息,但可能放大绿色技术创新水平。因此借鉴前人做法(林春艳等,2019),采用绿色专利授权量(*gtp2*)衡量绿色技术创新水平,对城市环境质量进行回归,回归结果见表4。据表4可知,绿色技术创新对*lwater*、*lso₂*、*lduest*和*ltotal*的回归系数显著为负,绿色技术创新与财政分权的交互项(*c_gtp2* × *c_fd*)对*lwater*、*lso₂*、*lduest*和*ltotal*的回归系数分别在5%、1%、1%和1%的水平上显著为正,意味着绿色技术创新可以减少环境污染,改善环境质量。绿色技术创新对城市环境质量的提升作用随财政分权的增加而减少。替换绿色技术创新指标后,回归结果保持一致,再一次验证了本文的H1和H2。

表4 替换绿色技术创新指标稳健性检验

VARIABLES	<i>lwater</i>	<i>lso₂</i>	<i>lduest</i>	<i>ltotal</i>	<i>lwater</i>	<i>lso₂</i>	<i>lduest</i>	<i>ltotal</i>
<i>gtp2</i>	-0.0538*** (0.0112)	-0.151*** (0.0130)	-0.0918*** (0.0159)	-0.0146*** (0.00158)				
<i>c_gtp2</i>					-0.0947*** (0.0215)	-0.245*** (0.0249)	-0.182*** (0.0305)	-0.0243*** (0.00301)
<i>c_fd</i>					-0.166 (0.104)	-0.157 (0.120)	-0.265* (0.147)	-0.0335** (0.0145)
<i>c_gtp2</i> × <i>c_fd</i>					0.126** (0.0554)	0.284*** (0.0642)	0.276*** (0.0786)	0.0299*** (0.00777)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
<i>Constant</i>	9.330*** (0.969)	11.15*** (1.127)	11.30*** (1.377)	3.022*** (0.136)	9.197*** (0.969)	10.87*** (1.125)	11.04*** (1.376)	2.991*** (0.136)
城市效应	是	是	是	是	是	是	是	是
时间效应	是	是	是	是	是	是	是	是
<i>R</i> -squared	0.711	0.770	0.514	0.789	0.711	0.771	0.516	0.790
Number of id	263	263	263	263	263	263	263	263

注:括号中为稳健标准误;***、**、*分别表示1%、5%、10%显著性水平。VARIABLES为变量;Number of id为城市数量。

2. 基于内生性问题的稳健性检验

考虑到绿色技术创新与环境质量之间存在双向因果关系,以及可能会由于遗漏变量而导致结果出现偏差,为了保证结果的可靠性,进一步对模型的内生性进行处理。将绿色技术创新的滞后期作为工具变量,采用二阶段最小二乘法进行检验。Sargan 检验表明,工具变量的选择是合理的,回归估计结果见表 5。根据表 5 可知,绿色技术创新对环境质量的估计系数在 5% 以上的水平上显著为负,绿色技术创新和财政分权的交互项均显著为正。与基准回归相比,显著度略有差别,但整体回归结果仍保持一致,说明在考虑内生性问题后,本文的结果仍然具有稳健性,又一次验证了本文的 H1 和 H2。

表 5 两阶段最小二乘法(2sls)内生性检验

VARIABLES	<i>hwater</i>	<i>lso₂</i>	<i>lduest</i>	<i>ltotal</i>	<i>hwater</i>	<i>lso₂</i>	<i>lduest</i>	<i>ltotal</i>
<i>gtp1</i>	-0.00455** (0.00189)	-0.0202*** (0.00210)	-0.00927*** (0.00261)	-0.00158*** (0.000257)				
<i>c_gtp1</i>					-0.0126** (0.00533)	-0.0299*** (0.00453)	-0.0273** (0.0131)	-0.00220*** (0.000562)
<i>c_fd</i>					-0.401*** (0.120)	-0.338*** (0.128)	-0.733*** (0.205)	-0.0834*** (0.0157)
<i>c_gtp1</i> × <i>c_fd</i>					0.0233* (0.0130)	0.0301*** (0.0114)	0.0575* (0.0307)	0.00291** (0.00141)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
城市效应	是	是	是	是	是	是	是	是
时间效应	是	是	是	是	是	是	是	是
Sargan(<i>P</i> -value)	0.2805	0.2430	0.7187	0.4543	0.1357	0.1567	0.6948	0.5297
Observations	3419	3419	3419	3419	3156	3419	2367	3419
<i>R</i> -squared	0.661	0.768	0.444	0.765	0.631	0.769	0.410	0.761
Number of id	263	263	263	263	263	263	263	263

注:括号中为稳健标准误;***、**、*分别表示 1%、5%、10% 显著性水平。VARIABLES 为变量;Observations 为观测值;Number of id 为城市数量。

五、进一步讨论

(一) 区域异质性分析

考虑到城市间经济发展、绿色技术创新水平参差不齐,不同区域财政分权水平下绿色技术创新对环境质量的影响会存在差异。因此,本文将中国地级以上城市划分为沿海、内陆地区,检验财政分权下绿色技术创新影响环境质量的作用机制。实证结果见表 6。对于沿海地区而言,绿色技术创新与财政分权的交互项对 *hwater*、*lduest* 和 *ltotal* 的回归系数显著为负,对 *lso₂* 的回归系数为负但不显著。表明在财政分权的调节下,绿色技术创新对工业废水、工业烟(粉)尘排放量和工业总污染物排放量的减少具有增强作用。沿海地区分析

表 6 沿海、内陆地区面板模型回归结果

VARIABLES	沿海地区				内陆地区			
	<i>hwater</i>	<i>lso₂</i>	<i>lduest</i>	<i>ltotal</i>	<i>hwater</i>	<i>lso₂</i>	<i>lduest</i>	<i>ltotal</i>
<i>c_gtp1</i>	-0.00350 (0.00314)	-0.0190*** (0.00472)	-0.00277 (0.00569)	-0.00110** (0.000536)	-0.0196*** (0.00408)	-0.0341*** (0.00445)	-0.0248*** (0.00542)	-0.00390*** (0.000548)
<i>c_fd</i>	0.662*** (0.207)	0.125 (0.311)	0.623* (0.376)	0.0706** (0.0354)	-0.341*** (0.120)	-0.177 (0.130)	-0.444*** (0.159)	-0.0552*** (0.0161)
<i>c_gtp1</i> × <i>c_fd</i>	-0.0320*** (0.0122)	-0.0172 (0.0182)	-0.0437** (0.0220)	-0.00552*** (0.00207)	0.0332*** (0.0107)	0.0463*** (0.0116)	0.0396*** (0.0142)	0.00581*** (0.00143)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
<i>Constant</i>	9.850*** (1.646)	7.124*** (2.471)	-3.703 (2.982)	2.339*** (0.281)	9.022*** (1.203)	11.15*** (1.310)	14.44*** (1.598)	3.102*** (0.161)
城市效应	是	是	是	是	是	是	是	是
时间效应	是	是	是	是	是	是	是	是
<i>R</i> -squared	0.738	0.748	0.396	0.753	0.717	0.784	0.556	0.805
Number of id	52	52	52	52	211	211	211	211

注:括号中为稳健标准误;***、**、*分别表示 1%、5%、10% 显著性水平。VARIABLES 为变量;Number of id 为城市数量。

结果与H2存在差异的原因可能在于:沿海地区的经济发展水平较高,但环境污染严重,在居民物质条件得到满足的情况下,人们对环境质量有了更高的要求。因此沿海地区不再采取重经济轻环境的发展思路,转而顺应国家绿色发展、低碳发展的要求,向高质量发展转型,此时伴随着财政分权度的提高,地方政府会将更多资金用于改善地区环境质量。对于内陆地区,绿色技术创新与财政分权的交互项对城市污染物排放的估计系数在1%的水平上显著为正,表明在财政分权调节下,绿色技术创新对环境质量的提升作用被削弱,内陆地区的回归结果与全样本回归基本相一致。将沿海地区和内陆地区进行对比,验证了H3。

(二)分时间段拓展性分析

考虑到不同时间段绿色技术创新可能对环境产生不同影响,不同时间段财政分权下绿色技术创新对环境质量的影响也存在差异。因此本文将样本分为2004—2009年及2010—2018年两个时间段进行对比分析。观察表7可知,两个时间段绿色技术创新对环境的影响具有显著差别。前期,绿色技术创新对*lwater*、*lso₂*和*lduest*的影响估计系数为负但不显著,对*ltotal*的影响估计系数仅在10%的水平上显著为负,绿色技术创新与财政分权的交互项对城市污染物排放的回归系数不显著。表明前期绿色技术创新对环境质量的改善作用不强,财政分权对绿色技术创新影响环境质量不存在调节作用;后期绿色技术创新对*lwater*的影响估计系数不显著,但对*lso₂*、*lduest*和*ltotal*的影响估计系数均在1%的水平上显著为负,绿色技术创新与财政分权的交互项对*lso₂*、*lduest*和*ltotal*的回归系数显著为正,但对*lwater*的回归系数不显著。表明与前期相比,后期的绿色技术创新对环境质量起到了明显改善作用,在财政分权的调节下,绿色技术创新对环境质量的提升作用被削弱。前后两个时间段产生差异的原因可能在于党的十七届四中全会中强调了创新与节能环保的重要性,绿色技术创新的重要性日益凸显,因而地方政府进一步推广绿色技术创新,支持发展环保企业,此外十八届五中全会首次提出五大发展理念,创新与绿色发展的重要性进一步提升,促使地区环境质量得到明显改善,但随着财政分权水平的提升,尚未完全改变地方政府“重经济轻环境”的思想,地方政府在提高经济绩效与环境保护方面,依然偏向于发展经济,因而,此时在财政分权的调节下,绿色技术创新对环境质量的改善作用依然被削弱。将十七届四中全会前后对比,验证了H4。

表7 分时间段的面板模型回归结果

VARIABLES	2004—2009年				2010—2018年			
	<i>lwater</i>	<i>lso₂</i>	<i>lduest</i>	<i>ltotal</i>	<i>lwater</i>	<i>lso₂</i>	<i>lduest</i>	<i>ltotal</i>
<i>c_gtp1</i>	-0.0296 (0.0190)	-0.0374 (0.0267)	-0.0330 (0.0339)	-0.00518* (0.00302)	-0.00602 (0.00389)	-0.0300*** (0.00455)	-0.0157*** (0.00527)	-0.00212*** (0.000540)
<i>c_fd</i>	0.0714 (0.156)	0.0834 (0.219)	0.404 (0.277)	0.0194 (0.0247)	-0.680*** (0.152)	-0.895*** (0.178)	-0.723*** (0.206)	-0.120*** (0.0211)
<i>c_gtp1</i> × <i>c_fd</i>	0.0462 (0.0469)	0.0244 (0.0659)	0.0570 (0.0835)	0.00653 (0.00745)	0.0178 (0.0109)	0.0312** (0.0128)	0.0314** (0.0148)	0.00293* (0.00152)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
<i>Constant</i>	10.62*** (1.503)	14.97*** (2.109)	18.53*** (2.675)	3.676*** (0.239)	8.240*** (1.501)	13.15*** (1.759)	10.71*** (2.037)	3.055*** (0.209)
城市效应	是	是	是	是	是	是	是	是
时间效应	是	是	是	是	是	是	是	是
Observations	1578	1578	1578	1578	2367	2367	2367	2367
<i>R</i> -squared	0.605	0.425	0.537	0.658	0.551	0.711	0.411	0.700
Number of id	263	263	263	263	263	263	263	263

注:括号中为稳健标准误;***、**、*分别表示1%、5%、10%显著性水平。VARIABLES为变量;Observations为观测值;Number of id为城市数量。

(三)门槛效应检验

根据以上分析可知,绿色技术创新对城市环境质量的影响依赖于财政分权,那么绿色技术创新在不同财政分权水平下对城市环境质量的影响是否存在差异?即是否存在财政分权的门槛效应?为了对此进行验证,本文使用面板门槛模型进行深入探讨。

本文将门槛变量设置为财政分权,并分别对*lwater*、*lso₂*、*lduest*和*ltotal*进行门槛检验,通过反复抽样300次得到各变量对应门槛估计的*F*统计量及*P*值,最终的结果见表8。根据表8可知,*lwater*、*lso₂*、*lduest*和*ltotal*均存在财政分权的双重门槛,双重门槛值分别为[0.32,0.62]、[0.32,0.63]、[0.26,0.57]和[0.26,0.43]。这验证了H5,具体结果如图2所示。

表 8 门槛效应检验结果

变量	模型	残差平方和 (RSS)	均方误差 (MSE)	F	P	临界值		
						10%	5%	1%
$lwater$	单一门槛	1049.4300	0.2670	232.91	0.0000***	86.9311	98.7553	124.6119
	双重门槛	1015.4961	0.2584	131.33	0.0000***	56.4794	63.1378	77.5331
	三重门槛	998.8935	0.2542	65.32	0.8533	134.6523	147.7382	170.4541
lso_2	单一门槛	1744.0716	0.4438	210.11	0.0000***	138.7314	151.1990	171.6989
	双重门槛	1688.4230	0.4296	129.53	0.0000***	70.3950	81.3030	104.3619
	三重门槛	1663.8506	0.4234	58.04	0.9800	193.5671	212.3191	239.7203
$lduest$	单一门槛	1821.0702	0.4634	76.56	0.0200***	61.3571	66.7984	86.4797
	双重门槛	1795.8721	0.4570	55.14	0.0467***	46.7251	53.7936	73.2974
	三重门槛	1784.1795	0.4540	25.76	0.8500	72.1537	78.8751	98.9977
$ltotal$	单一门槛	26.6900	0.0068	242.02	0.0000***	115.1345	129.2799	161.58
	双重门槛	25.8542	0.0066	127.05	0.0000***	56.7758	64.4655	75.8988
	三重门槛	25.2026	0.0064	101.61	0.9833	241.8361	256.8833	290.79

注: P 值和临界值均是采用 Bootstrap 法抽样 300 次得到的结果; **、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平。

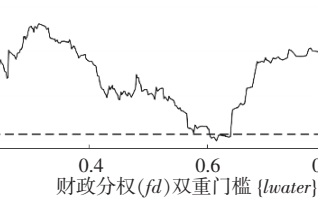
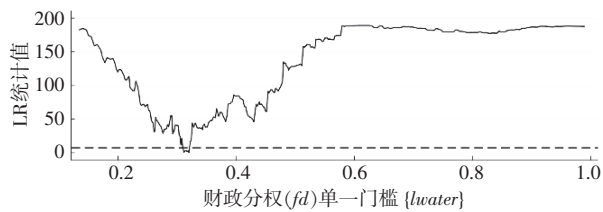
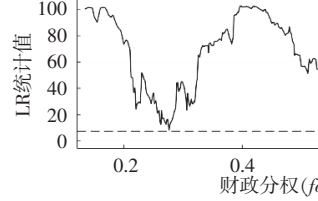
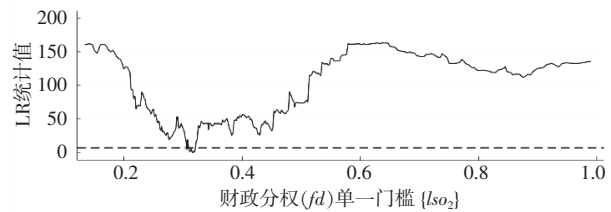
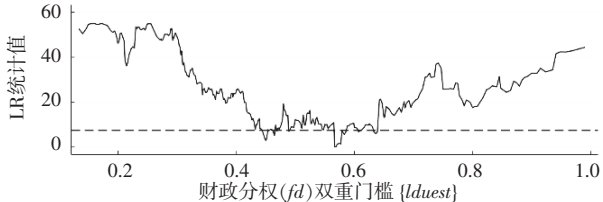
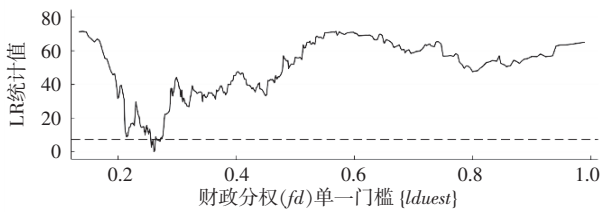
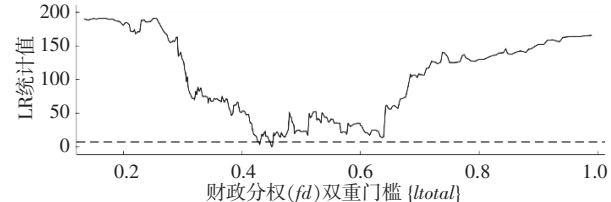
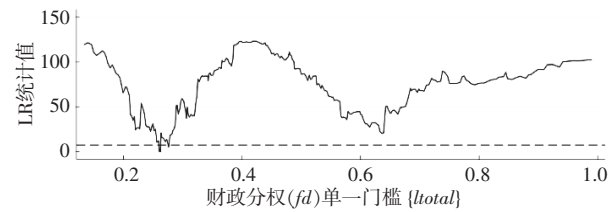
(a) 财政分权(fd)的门槛检验 $\{lwater\}$ (b) 财政分权(fd)的门槛检验 $\{lso_2\}$ (c) 财政分权(fd)的门槛检验 $\{lduest\}$ (d) 财政分权(fd)的门槛检验 $\{ltotal\}$

图 2 门槛值与置信区间

门槛回归结果见表 9。第 2 列为 $lwater$ 的门槛估计结果,在区间 ($fd \leq 0.32$)、($0.32 < fd \leq 0.62$) 和 ($fd > 0.62$) 中,绿色技术创新均有利于提升环境质量,但区间 ($fd \leq 0.32$)、($0.32 < fd \leq 0.62$) 和 ($fd > 0.62$) 中估计系数的绝对值依次递减。第 3 列、第 4 列和第 5 列分别为 lso_2 、 $ldust$ 和 $ltotal$ 的门槛估计结果,随着财政分权程度增加,绿色技术创新估计系数的绝对值仍然依次递减。因而,根据门槛回归结果,绿色技术创新对城市环境质量的影响依赖于财政分权,财政分权程度加深,会减少绿色技术创新对城市环境质量的提升效果。现阶段需要把握好合适的财政分权水平,让绿色技术创新对环境质量起到积极的改善效果。

表9 不同门槛变量的模型估计结果

VARIABLES	<i>lwater</i>	<i>lso₂</i>	<i>lduest</i>	<i>ltotal</i>
<i>gtp1</i> (<i>fd</i> ≤0.32)	-0.373*** (0.0221)			
<i>gtp1</i> (0.32< <i>fd</i> ≤0.62)	-0.0792*** (0.00550)			
<i>gtp1</i> (<i>fd</i> >0.62)	-0.0188*** (0.00206)			
<i>gtp1</i> (<i>fd</i> ≤0.32)		-0.473*** (0.0287)		
<i>gtp1</i> (0.32< <i>fd</i> ≤0.63)		-0.119*** (0.00674)		
<i>gtp1</i> (<i>fd</i> >0.63)		-0.0426*** (0.00266)		
<i>gtp1</i> (<i>fd</i> ≤0.26)			-0.560*** (0.0605)	
<i>gtp1</i> (0.26< <i>fd</i> ≤0.57)			-0.0757*** (0.00766)	
<i>gtp1</i> (<i>fd</i> >0.57)			-0.0215*** (0.00272)	
<i>gtp1</i> (<i>fd</i> ≤0.26)				-0.111*** (0.00723)
<i>gtp1</i> (0.26< <i>fd</i> ≤0.43)				-0.0314*** (0.00201)
<i>gtp1</i> (<i>fd</i> >0.43)				-0.00494*** (0.000323)
控制变量	是	是	是	是
<i>Constant</i>	17.19*** (1.157)	19.77*** (1.491)	20.41*** (1.538)	4.433*** (0.184)
<i>F</i>	21.86***	15.91***	16.94***	16.83***
Observations	3945	3945	3945	3945
Number of id	263	263	263	263
<i>R</i> -squared	0.538	0.547	0.320	0.565

注:括号中为稳健标准误;***、**、*分别表示1%、5%、10%显著性水平。

六、结论与政策建议

基于2004—2018年中国263个地级以上城市的数据,分别采用双向固定效应模型、两阶段最小二乘法及面板门槛模型等估计方法,较为系统地考察了财政分权下绿色技术创新如何影响环境质量。得出如下结论:

第一,绿色技术创新可以改善环境质量,绿色技术创新对城市环境质量的改善作用随着财政分权水平的提升而逐渐减弱。

第二,财政分权对绿色技术创新改善城市环境质量的调节作用存区域异质性及时间差异性。对于沿海地区而言,在财政分权的调节下,绿色技术创新对工业废水、工业烟(粉)尘排放量和工业总污染物排放量的减少具有增强作用。而对于内陆地区而言,在财政分权的调节下,绿色技术创新对环境质量的改善作用被减弱。此外,十八届四中全会之前,绿色技术创新影响环境质量不受财政分权的调节,十八届四中全会之后,总体而言,在财政分权的调节下,绿色技术创新对环境质量的提升作用被削弱。

第三,存在财政分权的门槛效应,使得绿色技术创新对城市环境质量的影响在不同水平的财政分权下存在差异。

本文得出如下启示:

第一,确保绿色技术的有效研发,加强其对环境的正向影响。政府可以制定合理的环保政策并提供适当的财政补助,实现绿色专利数量上和质量上同步提升,借助市场竞争机制,识别出对环境保护具有高价值的绿色技术,有侧重地加强资金投入。同时,政府也要加强地区合作意识,实现区域间绿色技术的成果共享,共同推进环境协同治理。

第二,合理划分中央与地方的环境治理及创新责任。引导地方以经济高质量发展为指引,改变地方政府重经济轻环境的发展模式,增加与环保有关指标的考核比重,促使地方加大环保支出及创新支出。制定适当的财政分权水平,推动绿色技术创新与城市环境质量提升。

第三,差别化制定提升环境质量的地区政策。沿海地区可以适当提高财政分权,加强绿色技术创新对城市环境质量的提升效果,而内陆地区可以适度减少财政分权,以减少财政分权对绿色技术创新提升环境质量带来的负向影响。此外,沿海地区要加强对工业废水及工业烟粉尘的排放治理支出及创新投入支出,推进各地区环境质量协同共进,促进绿色低碳发展的目标实现。

参考文献

- [1] 白俊红, 聂亮, 2017. 技术进步与环境污染的关系——一个倒U形假说[J]. 研究与发展管理, 29(3): 131-140.
- [2] 陈斌, 李拓, 2020. 财政分权和环境规制促进了中国绿色技术创新吗?[J]. 统计研究, 37(6): 27-39.
- [3] 陈阳, 逯进, 于平, 2019. 技术创新减少环境污染了吗? ——来自中国285个城市的经验证据[J]. 西安交通大学学报

- (社会科学版), 39(1): 73-84.
- [4] 韩国高, 张超, 2018. 财政分权和晋升激励对城市环境污染的影响——兼论绿色考核对我国环境治理的重要性[J]. 城市问题, (2): 25-35.
- [5] 后小仙, 陈琪, 郑田丹, 2018. 财政分权与环境质量关系的再检验——基于政府偏好权变的视角[J]. 财贸研究, 29(6): 87-98.
- [6] 胡丽娜, 薛阳, 2021. 财政分权对区域创新活跃度激励效应及传导机制研究[J]. 经济经纬, 38(2): 14-22.
- [7] 黄晓凤, 杨彦, 2019. 农业绿色偏向型技术创新的出口贸易效应[J]. 财经科学, (10): 106-118.
- [8] 李瑞雪, 彭灿, 吕潮林, 2021. 二元创新协同性与企业可持续发展: 竞争优势的中介作用[J/OL]. 科研管理: 1-15 [2021-10-17]. <http://kns.cnki.net/kcms/detail/11.1567.G3.20210922.0829.004.html>.
- [9] 李旭, 2015. 绿色创新相关研究的梳理与展望[J]. 研究与发展管理, 27(2): 1-11.
- [10] 李子豪, 白婷婷, 2021. 政府环保支出、绿色技术创新与雾霾污染[J]. 科研管理, 42(2): 52-63.
- [11] 林春, 2017. 财政分权与中国经济增长质量关系——基于全要素生产率视角[J]. 财政研究, (2): 73-83, 97.
- [12] 林春, 孙英杰, 2019. 财政分权与中国环境治理绩效关系——基于省级面板数据的实证检验[J]. 经济体制改革, (2): 150-155.
- [13] 林春艳, 宫晓蕙, 孔凡超, 2019. 环境规制与绿色技术进步: 促进还是抑制——基于空间效应视角[J]. 宏观经济研究, (11): 131-142.
- [14] 刘伯凡, 吴莉昀, 2019. 财政分权理论中的环境污染治理问题——地方政府规制选择视角下的研究评述[J]. 经济问题探索, (8): 181-190.
- [15] 刘国买, 俞立平, 2020. 技术创新的环境倾向研究[J]. 现代经济探讨, (4): 101-108.
- [16] 禄雪焕, 白婷婷, 2020. 绿色技术创新如何有效降低雾霾污染?[J]. 中国软科学, (6): 174-182, 191.
- [17] 罗伟卿, 2010. 财政分权理论新思想: 分权体制与地方公共服务[J]. 财政研究, (3): 11-15. DOI: 10.19477/j.cnki.11-1077/f.2010.03.003.
- [18] 苏科, 周超, 2021. 人力资本、科技创新与绿色全要素生产率——基于长江经济带城市数据分析[J]. 经济问题, (5): 71-79.
- [19] 孙燕铭, 谌思邈, 2021. 长三角区域绿色技术创新效率的时空演化格局及驱动因素[J]. 地理研究, 40(10): 2743-2759.
- [20] 台航, 张凯强, 孙瑞, 2018. 财政分权与企业创新激励[J]. 经济科学, (1): 52-68.
- [21] 汪明月, 张浩, 李颖明, 等, 2021. 绿色技术创新绩效传导路径的双重异质性研究——基于642家工业企业的调查数据[J]. 科学学与科学技术管理, 42(8): 141-166.
- [22] 王鹏, 谢丽文, 2014. 污染治理投资、企业技术创新与污染治理效率[J]. 中国人口·资源与环境, 24(9): 51-58.
- [23] 武力超, 韩华桂, 2020. 环境规制、绿色技术创新和地区环境质量[J]. 城市与环境研究, (2): 38-65.
- [24] 吴延兵, 2017. 中国式分权下的偏向性投资[J]. 经济研究, 52(6): 137-152.
- [25] 肖文, 林高榜, 2014. 政府支持、研发管理与技术创新效率——基于中国工业行业的实证分析[J]. 管理世界, 30(4): 71-80.
- [26] 谢波, 徐琪, 2019. 产业集聚、外商直接投资与碳减排——基于中介效应与面板门槛模型分析[J]. 技术经济, 38(12): 120-125.
- [27] 谢荣辉, 2021. 绿色技术进步、正外部性与中国环境污染治理[J]. 管理评论, 33(6): 111-121.
- [28] 辛晓华, 吕拉昌, 2021. 中国主要城市技术创新影响环境污染的空间分异与机理[J]. 地理科学, 41(1): 129-139.
- [29] 修静, 2016. 工业技术进步的绿色偏向性测度: 资本与劳动[J]. 改革, (9): 68-78.
- [30] 杨志安, 邱国庆, 2019. 中国式财政分权与科技创新驱动发展: 线性抑或倒“U”[J]. 华东经济管理, 33(1): 5-10, 2.
- [31] 叶琴, 曾刚, 戴劭劭, 等, 2018. 不同环境规制工具对中国节能减排技术创新的影响——基于285个地级市面板数据[J]. 中国人口·资源与环境, 28(2): 115-122.
- [32] 张兵兵, 徐康宁, 陈庭强, 2014. 技术进步对二氧化碳排放强度的影响研究[J]. 资源科学, 36(3): 567-576.
- [33] 张华明, 范映君, 高文静, 等, 2017. 环境规制促进环境质量与经济协调发展实证研究[J]. 宏观经济研究, (7): 135-148.
- [34] 张平淡, 2018. 地方政府环保真作为吗? ——基于财政分权背景的实证检验[J]. 经济管理, 40(8): 23-37.
- [35] 郑洁, 付才辉, 刘舫, 2020. 财政分权与环境治理——基于动态视角的理论和实证分析[J]. 中国人口·资源与环境, 30(1): 67-73.
- [36] AN H, RAZZAQ A, HASEEB M, et al, 2021. The role of technology innovation and people's connectivity in testing environmental kuznets curve and pollution heaven hypotheses across the belt and road host countries: New evidence from method of moments quantile regression[J]. Environmental Science and Pollution Research, 28(5): 5254-5270.
- [37] CAINELLI G, D'AMATO A, MAZZANTI M, 2020. Resource efficient eco-innovations for a circular economy: Evidence from EU firms[J]. Research Policy, 49(1): 1-11.

- [38] CANAVIRE-BACARREZA G, MARTINEZ-VAZQUEZ J, YEDGENOV B, 2020. Identifying and disentangling the impact of fiscal decentralization on economic growth[J]. *World Development*, 127: 1-15.
- [39] CHI M, MUHAMMAD S, KHAN Z, et al, 2021. Is centralization killing innovation? The success story of technological innovation in fiscally decentralized countries[J]. *Technological Forecasting and Social Change*, 168: 1-8.
- [40] KALT G, KRANZL L, 2011. Assessing the economic efficiency of bioenergy technologies in climate mitigation and fossil fuel replacement in Austria using a techno-economic approach[J]. *Applied Energy*, 88(11): 3665-3684.
- [41] LI H, PANG S, CAO Y, et al, 2021. Research on the evaluation of comprehensive efficiency of technological innovation and eco-environment in China[J]. *Journal of Cleaner Production*, 283: 1-9.
- [42] LI T, DU T, 2021. Vertical fiscal imbalance, transfer payments, and fiscal sustainability of local governments in China[J]. *International Review of Economics & Finance*, 74: 392-404.
- [43] SHAN S, AHMAD M, TAN Z, et al, 2021. The role of energy prices and non-linear fiscal decentralization in limiting carbon emissions: Tracking environmental sustainability[J]. *Energy*, 234: 1-10.
- [44] SZCZYGIELSKI K, GRABOWSKI W, PAMUKCU M T, et al, 2017. Does government support for private innovation matter? Firm-level evidence from two catching-up countries[J]. *Research Policy*, 46(1): 219-237.
- [45] THANH S D, CANH N P, 2020. Fiscal decentralization and economic growth of Vietnamese provinces: The role of local public governance[J]. *Annals of Public and Cooperative Economics*, 91(1): 119-149.
- [46] TOKIMATSU K, KONISHI S, ISHIHARA K, et al, 2016. Role of innovative technologies under the global zero emissions scenarios[J]. *Applied Energy*, 162: 1483-1493.
- [47] WANG H, CUI H, ZHAO Q, 2016. Effect of green technology innovation on green total factor productivity in China: Evidence from spatial durbin model analysis[J]. *Journal of Cleaner Production*, 288: 1-12.
- [48] WEINA D, GILLI M, MAZZANTI M, et al, 2016. Green inventions and greenhouse gas emission dynamics: A close examination of provincial Italian data[J]. *Environmental Economics and Policy Studies*, 18(2): 247-263.
- [49] YII K J, GEETHA C, 2017. The nexus between technology innovation and CO₂ emissions in Malaysia: Evidence from Granger causality test[J]. *Energy Procedia*, 105: 3118-3124.

Can Green Technology Innovation Effectively Improve Environmental Quality? Based on the Perspective of Fiscal Decentralization

Liao Guoping, Qin Jianmei

(Business School, Changzhou University, Changzhou 213161, Jiangsu, China)

Abstract: In the context of “double carbon”, how to improve environmental quality through green technology innovation? What role does the government play in the green transformation of production and lifestyle? Based on the data of 263 prefecture-level and above cities from 2004 to 2018, by using different dimensions, the environmental quality was measured and by using panel data model the relationship between green technology innovation and urban environmental quality under fiscal decentralization were empirically tested. The results show that green technology innovation has a significant improvement effect on urban environmental quality, and there is an interaction between green technology innovation and fiscal decentralization, and the improvement effect of green technology innovation on environmental quality decreases with the increase of fiscal decentralization. The moderating effect of fiscal decentralization on the improvement of environmental quality driven by green technology innovation has regional heterogeneity, time difference and threshold effect. Therefore, it is necessary to control the level of fiscal decentralization according to local conditions, increase investment in urban green technology innovation, improve the utilization rate of green technology, and accelerate the realization of the goal of green and low-carbon development of cities.

Keywords: green technology innovation; environmental quality; fiscal decentralization; regulating effect; threshold effect