

环境规制、绿色技术创新 和地区环境质量

武力超 韩华桂

摘要 日益严峻的环境问题已然成为制约中国经济发展的一大因素，绿色技术创新有助于实现经济可持续发展和生态环境改善“双赢”局面。作者采用理论分析和实证检验相结合的方法研究了绿色技术创新与环境质量之间的关系。理论分析部分对绿色技术创新影响环境质量的可能的内在作用机制进行了分析，探讨绿色技术创新对环境质量的影响是否因环境规制水平的变化而变化。实证检验部分基于《中国城市统计年鉴》以及专利数据库，使用285个地级及以上城市2003—2015年的面板数据，采用固定效应模型和面板两阶段最小二乘法对理论假说进行实证检验。作者的研究表明：绿色技术创新水平的提升有利于地区环境质量改善；受环境规制水平提升的影响，绿色技术创新的使用率提高，其对环境质量的改善作用增强；提高地方政府财政分权水平和提升外向型经济发展水平都有利于绿色技术创新以及环境规制工具更好地发挥改善环境质量的作用。作者的研究为改善城市环境质量提供了可借鉴的思路。

关键词 绿色技术创新 环境规制 环境质量

[中图分类号] F061 [文献标识码] A [文章编号] 2095 - 851X (2020)
02 - 0038 - 28

一、引言

随着经济发展，人民生活水平不断提高，公众愈发关注环境质量。党的十九大报

【基金项目】 国家社会科学基金青年项目“金融生态环境与技术创新空间集聚效应的机制研究与对策建议”（批准号：15CJL052）；中央高校基本科研业务费专项资金“厦门大学人文社科创新团队”项目（批准号：20720171001）；教育部人文社会科学重点研究基地重大项目（批准号：16JJD790036）。

【作者简介】 武力超（1985 - ），厦门大学经济学院国际经济与贸易系副教授，本文通讯作者，邮政编码：361005；韩华桂（1994 - ），中国邮政储蓄银行总行金融同业部，邮政编码：100808。

致谢：感谢审稿专家匿名评审，当然文责自负。

告中强调了保护和建设好生态环境,实现可持续发展,是我国现代化建设中必须始终坚持的一项基本国策,同时明确指出要“统筹山水林田湖草系统治理,实行最严格的生态环境保护制度,形成绿色发展方式和生活方式,坚定走生产发展、生活富裕、生态良好的文明发展道路”。中共中央政治局会议关于2018年经济工作的分析也强调污染防治工作要继续致力于使主要污染物排放总量明显减少,生态环境质量总体改善。十八大以来我国进入全面改革和建设生态文明的新阶段,政府积极探索和制定与环境保护相关的政策和法规。此外,政府始终致力于完善环境标准体系,自1973年第一项环境保护标准《工业“三废”排放试行标准》颁布以来,我国形成“两级五类”的环境标准体系。截至2018年初,我国现行环境标准数量已达1843项。虽然政府在环境规制政策制定方面付出较大努力,但是仍然存在污染治理激励作用有限的问题。从产业结构与污染物排放情况看,2010—2020年是我国主要污染物排放与经济增长全面脱钩,实现绿色发展的关键转折点(高世楫、陈健鹏,2014)。绿色技术创新被认为是节能减排、改善环境质量的重要推力,是实现环境与经济“双红利”的关键决定因素。绿色技术的使用有助于企业生产过程中能耗的降低,从而减少污染物排放。

环境资源的公共物品属性,加之环境污染的外部性,使得环境问题无法仅依靠市场力量解决,政府实施环境规制被认为是解决环境污染问题的主要方式。“十一五”和“十二五”期间,我国推行了更大力度的减排政策,从数量上初步控制了主要污染物的排放水平。随着各类减排政策进一步推行,减少污染物排放的潜力和空间将逐渐缩小,这对节能减排技术的创新和环境规制政策的制定提出了更高的要求。环境规制若能通过影响绿色技术创新来提高环境质量,那么其就可在保护环境的同时很大程度地避免“遵循成本说”带来的规制劣势。以往的研究主要集中在环境规制是否促进技术创新、环境规制是否提高企业竞争力以及技术创新是否有助于改善环境质量等领域,缺乏对环境规制与绿色技术创新共同作用对环境质量影响的细致考察,并且囿于数据可得性,多数文献在研究技术创新与环境质量的关系时没有将技术创新细分到与环境直接相关的绿色技术创新。

绿色技术的不断创新和广泛使用是实现环境保护和经济可持续发展的关键因素。近年来国家高度重视技术创新,绿色技术创新是与环境直接相关的技术创新,在严峻的环境压力下,绿色技术创新活动更是得到了大力支持,绿色技术创新专利数量大幅增长。Shama(2007)发现市场上存在大量长期可提高能源使用效率、降低减排成本且价格合理的绿色技术,但极少数公司选择使用,绿色技术扩散缓慢。这一现象在我国也普遍存在,绿色技术使用一般较复杂,且需要较高的成本投入,企业追求短期利润最大化,在没有外界约束的情况下往往忽视社会利益,从而造成绿色技术的使用率较低。基于这一背景,研究我国现阶段各地区的绿色技术创新对地区环境质量改善是否具有促进作用具有重要的现实意义。

环境规制是在经济健康发展的情况下遏制污染环境的行为。现有关于环境规制的

研究主要聚焦于“波特假说”和“遵循成本说”两股力量孰强孰弱以及环境规制对环境污染治理的直接效应的探讨，并且在运用实证模型研究环境规制与技术创新的关系时也仅考虑了环境规制是否促进企业技术创新，而没有考虑环境规制是否影响技术创新扩散。本文在研究绿色技术创新是否有效提升环境质量的基础上，将环境规制纳入模型进行分析，研究不同环境规制工具以及不同环境规制水平下绿色技术创新对环境的改善作用是否存在差异，开拓了环境规制政策有效性的研究视角，并为政府设计更加合理的环境规制政策献计献策。

与此前研究相比，本文在以下几个方面有所贡献：第一，本文将技术创新细分到与环境直接相关的绿色技术创新，研究其对环境质量的影响，并尝试分析了绿色技术创新影响地区环境质量的可能的内在作用机制；第二，本文初次关注了地区环境规制水平以及不同类型环境规制对绿色技术创新改善环境质量程度的影响，并通过理论和实证相结合的方法进行了细致分析；第三，相比于现有研究中所使用的绿色技术创新代理指标，本文参考国外相关研究尝试使用更为直接的绿色技术创新水平衡量指标——绿色技术创新专利授权数量；第四，现有研究较少探讨城市异质性对城市绿色技术创新水平与环境质量之间关系的影响，本文基于地区政府财政分权程度和外向型经济发展水平进行分组回归分析，为更好发挥绿色技术创新的环境质量改善作用提供可能的建议。

本文余下部分安排如下。第二部分是对现有相关研究的回顾与总结；第三部分分析绿色技术创新影响地区环境质量的机理；第四部分介绍了实证研究模型和相关指标；第五部分展示了本文的实证研究结果；第六部分进行回归的稳健性检验；第七部分是进一步基于城市异质性的扩展分析；最后是本文的研究结论和相应的政策建议。

二、文献综述

环境是人类赖以生存和发展的基础。面临治污染与稳增长的双重压力，如何在不抑制经济增长的情况下收获环境红利是环境规制政策制定者最为关心的问题。传统的新古典经济理论与“波特假说”存在争议，因而引发大量学者研究环境规制与经济增长之间的关系，验证环境库兹涅茨曲线转折点存在与否（宋马林、王舒鸿，2013；王敏、黄滢，2015；Cohen and Tubb, 2018；张同斌，2017）。政府制定环境规制政策旨在改善环境质量，一方面我们期望环境规制能实现经济增长和环境改善的“双红利”，另一方面也应关注环境规制是否实现改善环境质量的初衷。只有依托技术效应改善环境质量的环境规制政策才可以在很大程度上避免“遵循成本说”带来的规制劣势，且是可持续的。已有关于环境规制、环境质量以及技术创新的研究文献主要如下。

（一）技术创新对环境质量的影响

诸多研究认为技术创新促进环境质量改善（Kalt and Kranzl, 2011；Albino et al. ,

2014; Zhang et al., 2014; Pavić et al., 2016; Tokimatsu et al., 2016)。但也有大量研究指出技术创新对环境质量的影响存在异质性：张兵兵等（2014）研究发现技术进步对环境质量的影响不仅存在东部、中部、西部的区域差异，还存在时间上的差异，2000年之前技术进步降低全国及东部、中部、西部的污染物排放量，2001年之后的技术进步则使污染物排放量增加；董直庆等（2014）研究了城市用地规模、技术进步与环境质量的关系，发现控制城市用地规模和激励清洁技术创新能有效提升我国环境质量，但现阶段的技术进步方向使得环境质量、城市用地和经济产出难以相容发展。Li和Wang（2017）使用95个国家1996—2007年的面板数据研究发现技术创新减少工业二氧化碳的排放，但也指出技术进步因经济规模扩大而带来的环境压力不容忽视；Yii和Geetha（2017）则发现技术创新在短期有效促进减排，长期无明显改善环境质量的效应。

上述文献关于技术创新是否影响环境质量存在争议，且在研究技术创新与环境质量关系时绝大多数是从整体视角出发，极少将技术进步进行细分研究分析，仅有少数文献开始关注不同类型的技术进步的耦合性对环境质量的影响。

（二）环境规制与技术创新共同作用对环境质量的影响

现有研究大多是单独考察环境规制或技术创新与环境质量之间的关系，极少将二者纳入同一模型研究它们共同作用对环境质量的影响。国外研究近年开始关注环境规制影响创新技术扩散进而改善环境质量。Endres和Friehe（2011）从拥有先进减排技术企业是否愿意分享创新技术的角度对比分析在环境责任制和环境过失惩罚制度下环保创新技术的扩散效应及其对环境质量的改善能力，发现在实施环境责任制的情况下，拥有先进减排技术的企业更愿意分享技术，从而增强环保创新技术的溢出效应，更好地提高环境质量。Perino和Requate（2012）提出了绿色先进生产技术扩散假说，即环境规制约束下，企业的污染排放成本提高，为降低排污成本，企业将有动机进行绿色技术创新或是在市场中购买绿色生产技术，从而促进绿色先进生产技术的产生和扩散。Lan和Munro（2014）发现随环境规制强度提高，市场对环保技术和减排服务的需求增加，环保公司将加大研发投入，伴随环保公司产出和收益增加环境质量也逐步改善。Bréchet和Meunier（2014）在指出企业的边际减排成本不因采用绿色技术而降低，而是依赖于市场上其他企业的反应共同作用的结果的前提下，通过构建模型对技术创新扩散与环境规制之间的关系进行了分析，发现不论是污染排放税，还是污染许可证的实施都会提高环保创新技术的采用率。Baumann和Friehe（2017）在古诺竞争且无行业进入壁垒的假设下，运用比较静态分析模型分析了环境罚款力度的加大从两方面影响绿色技术的扩散：一方面，罚款增加提高公司不采用环保创新技术的成本，从而促使更多公司加入绿色生产行列；另一方面，环境惩罚力度增加，超过部分产能落后且污染严重的小企业的负荷水平，使其在竞争中处于不利地位而被市场所淘汰。但遗憾的是，上述研究都是基于数理模型的理论分析，都没有在实证层面进行检验。

国内研究中,王冬理(2015)运用逻辑演绎和规范分析相结合方法归纳总结出环境规制影响环境质量的四个途径:成本效应途径、经济结构效应途径、技术创新效应途径和污染转移效应途径;何为等(2015)尝试研究环境规制和技术进步共同作用对环境质量的影响,但其仅选取天津市16个区县进行研究,空间分布代表性不足,并且在构建环境规制政策变量时仅仅将所有区县都设为0或1,不能有效反映政策的实际情况。因而本文将在国内外相关研究的基础上,尝试使用理论分析与实证分析相结合的方式更细致地研究环境规制以及技术创新对环境质量的影响,并将对技术创新的研究细分到与环境直接相关的绿色技术创新。

综上,已有关于技术创新能否影响环境质量的研究结论莫衷一是,考察技术创新对环境质量的影响时绝大多数是从整体视角出发,极少研究将技术进步进行细分研究分析。关于环境规制与技术创新关系的研究主要聚焦于对强弱“波特假说”的验证,并且针对强弱“波特假说”是否成立以及成立的条件如何尚未有一致的结论。环境规制的初衷是改善环境质量,可是已有的文献极少关注在不同严格程度的环境规制下,技术创新在环境污染控制方面的表现是否存在差异,而是分析环境规制是否通过促进技术创新从而提高企业竞争力。本文首先关注地区绿色技术创新水平的提升是否影响地区环境质量,并分析其中可能的内在作用机制,在此基础上更进一步地考察在环境规制更为严格的地区,绿色技术创新是否被更广泛地采用,从而更好地促进环境质量的改善。国外研究近年开始关注环境规制对技术创新扩散和环境质量的影响(Perino and Requate, 2012; Bréchet and Meunier, 2014; Lan and Munro, 2014; Baumann and Friehe, 2017),本文基于上述研究的理论模型,在实证层面进行了验证,以期对现有研究进行补充。

三、绿色技术创新影响地区环境质量的机理分析

熊彼特在《经济发展理论》中最早提出技术创新理论,并指出产品、技术、市场、资源配置和组织是创新的五个方面的来源。针对技术创新与环境质量的关系,国内外学者尚未形成统一的定论,研究结果主要分为三类:技术创新改善环境质量、技术创新加剧环境污染以及技术创新与环境质量的关系受技术进步方向影响。绿色技术创新是与环境直接相关的一类技术创新,是指遵循生态原理和生态经济规律,节约资源和能源,避免、消除或减轻生态环境污染和破坏,生态负效应最小的“无公害化”或“少公害化”的技术、工艺和产品的总称。绿色技术创新在降低对环境不利影响的同时还将提升企业的竞争力,达到“经济效益和环境效益的双赢”。

Carrion-Flores 和 Innes (2010) 基于美国 1989—2004 年 127 个制造业企业的数据研究发现绿色技术创新是减少美国污染气体排放的关键驱动因素。刘睿劼和张智慧(2012)研究指出技术效应特别是绿色技术创新效应是缓解当前环境问题,促进工业生产绿色化发展的重要推动力量。通过将绿色技术创新所提供的绿色生产技术运用于

生产系统，可以实现产品原材料的节约以及降低生产过程中能源的消耗量，在源头控制污染的产生量。李斌和赵新华（2011）基于中国工业行业数据，研究发现技术效应中污染治理技术和行业生产技术分别使得二氧化硫排放降低 26.5% 和 20.8%。

基于上述分析本文提出如下研究假说。

假说 1：绿色技术创新水平提升有利于地区环境质量改善。

环境问题日趋严峻，政府开始高度重视绿色技术创新，绿色技术专利的申请量和授权量都快速增加。但是，我们发现我国企业绿色技术的成果转化率较低，可能的主要原因可归纳如下。

绿色技术创新本身的限制。面临高额的前期成本投入以及较高的不确定性风险，中小型企业往往选择回避绿色技术的研发；一项新的绿色技术的引入往往要求企业淘汰原有的生产线而购置新的配套设施，并且还需要引进相应的专业技术人员，即绿色技术不仅研发费用高，投入使用的成本也高，这限制了广大中小型企业的绿色技术创新行为。

企业方面的制约因素。首先，企业自发的环保意识还较低，在没有外部约束的情况下，企业往往着眼于短期经济利润的最大化而忽视生产过程中对环境造成的破坏；其次，目前大部分企业在进行技术创新时面临资金短缺问题；最后，我国绝大部分企业还未形成专门的技术研发部门，企业专业人才匮乏也是限制企业绿色技术创新的一大因素。

体制机制方面存在的障碍。目前我国还未形成完善的专利保障机制，对技术创新特别是绿色技术创新的公共投入较少。同时政府和市场双方对绿色技术创新和扩散活动的激励都不足，政府绿色采购体系还需要进一步健全。

此外，环境是一种特殊的资源，环境的改善不能仅依靠市场的力量，其公共物品的属性以及外部性的存在使得环境调控具有明显的市场失灵现象：公共物品既不具有排他性也不具有竞争性，环境具有公共物品的部分属性，若没有政府对环境的干预，企业将无限地向环境索取，环境可持续发展无法实现；外部性是指个体行为对社会或者其他个体造成了影响却没有获得回报或承担相应的义务，环境的负外部性表现为企业在生产经营过程追逐内部经济性，忽视对环境的破坏，损害了其他社会单位或个人的权益却没有给予补偿。

环境规制被认为是削弱上述负外部性的主要方式，企业只有在环境规制的约束下才会在经营决策过程中考虑环境效应。政府环境规制对企业废水、废气以及固体废物的排放进行了约束，增加了企业的排污成本。企业总是追逐利益最大化，在环境规制的约束下，企业往往会采取以下两种应对方式：（1）提高治污技术或是使用绿色技术进行生产（可以通过自主研发或者外部购买等方式获取绿色技术），减少每单位产品的污染物排放量；（2）提高企业的生产率水平，例如提高生产工艺水平，通过整体生产率水平的提升改善企业利润，抵偿环境规制带来的污染物排放成本的上升。由此，本文进一步提出以下假说。

假说 2：受地区环境规制强度提升的影响，绿色技术创新的研发和应用增加，对地区环境质量的改善作用增强。

四、计量模型设定和变量选择

(一) 模型设定

本文的研究目的是考察地区绿色技术创新对环境质量的影响，基准回归计量模型如式(1)所示：

$$Env_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Ginv_{it} + \gamma Controls_{it} + \phi_i + \varphi_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

接下来本文引入环境规制因素，考察绿色技术创新促进环境质量改善的作用是否随环境规制水平的变化而变化。在理论分析的基础上，本文参考Liu等(2018)、崔远森等(2018)以及王锋正和陈方圆(2018)的研究，使用交互项模型考察环境规制对绿色技术创新与环境质量之间关系的调节效应，计量模型设计如式(2)所示：

$$Env_{it} = \alpha'_0 + \alpha'_1 Ginv_{it} + \alpha'_2 ER_{it} + \alpha'_3 Ginv_{it} \times ER_{it} + \gamma' Controls_{it} + \phi_i + \varphi_t + \varepsilon'_{it} \quad (2)$$

上述回归方程中， Env 表示城市环境质量， $Ginv$ 表示绿色技术创新水平， ER 表示环境规制强度， $Controls$ 表示模型控制变量， ϕ_i 和 φ_t 分别表示城市和年份固定效应， ε 表示残差项，下标 i 、 t 分别表示城市和时间。

此外，本文选用不同指标度量环境质量，对研究结论进行了稳健性检验，并且本文还基于城市异质性进行了分组回归，考察不同财政分权水平和不同外向型经济发展水平下，地区绿色技术创新以及环境规制对环境质量的影响。

(二) 变量选取

1. 地区环境质量

地区环境质量是本文研究的被解释变量。关于环境质量的度量，学者多使用污染物排放量作为代理指标，参考现有研究(沈坤荣等，2017；张华明等，2017；叶琴等，2018)，本文选用二氧化硫、烟(粉)尘排放量以及工业废水排放量作为衡量地区环境质量的主要指标。参考张华明等(2017)的研究，为消除地区经济发展对环境质量的影响，本文采用单位地区生产总值的工业二氧化硫、工业烟(粉)尘和工业废水排放量分别作为衡量地区环境质量的指标。

2. 绿色技术创新水平

绿色技术创新水平是本文的核心解释变量。绿色技术创新是与环境直接相关的一类技术创新。关于环境技术创新的衡量现有文献也有不同的标准，国外文献多使用与环境相关的专利申请数量来衡量(Wagner, 2007; Johnstone et al., 2010)，国内学者使用的相关指标有：单位能耗新产品的销售收入(王锋正、陈方圆，2018)，内部研发经费支出与技术改造经费投入之和(毕克新等，2011)等。专利是衡量技术创新产出最直接的指标，且专利申请需经相关政府部门审批，因而专利数据相比企业自报的研发投入更具真实性，因此本文尝试借鉴国外文献，选取绿色技术创新专利来衡量地区绿色技术创新水平。关于绿色专利的识别与整理，本文借鉴前人研究，结合经济

合作与发展组织（OECD）提供的环境技术指标（the OECD indicator of environmental technology）和世界知识产权组织（WIPO）提供的绿色技术分类清单（the IPC of green inventory）从专利数据库中识别出绿色专利，更进一步地，本文借鉴 Wagner（2007）的研究，使用与绿色技术相关的关键词（最终总结的关键词主要有环保、节能、太阳能、生态、排污、污水、节电、节水、尾气、废液、净化、低能耗、低污染等 60 余个）进一步补充识别绿色专利。

3. 环境规制强度

环境规制强度是本文另一核心解释变量。由于环境规制强度的测度维度较多，且与环境规制相关的数据的可获得性低，目前关于环境规制强度的测度问题学术界富有争议。现有文献关于环境规制强度的测度方法主要有四种：第一，基于企业减排成本的测度（董直庆、焦翠红，2015），企业污染减排成本越高，表明当地环境规制强度越大；第二，基于污染排放量的测度，主要是使用与污染排放的减少量相关的指标（傅京燕、李丽莎，2010；李玲、陶锋，2012；张中元、赵国庆，2012；沈坤荣等，2017；张华明等，2017），如工业烟（粉）尘去除率、二氧化硫去除率、一般固体废物综合利用率、废水排放达标率等；第三，基于政府污染治理投入的测度（张成等，2011；沈能、刘凤朝，2012），政府污染治理投入包括执法成本、人员投入和资金投入，政府污染治理投资额越大，侧面反映环境规制强度越大；第四，基于环保法律规章制度的测度（李树、陈刚，2013），地区环保法规数量越多，表明该地区环境规制强度越大或是基于环保法律规章制度使用自然实验方法，如美国的《清洁空气法案》以及中国的《大气污染防治法》等。

王红梅（2016）基于贝叶斯模型平均（BMA）方法的实证研究，比较了中国自改革开放以来所构建的各类环境规制政策工具对当前中国环境治理体系的贡献程度，实证结果表明市场激励型环境规制和命令控制型环境规制目前仍然是中国治理环境污染最有效的两种环境规制工具，自愿行动型和公众参与型环境规制工具的作用效果相对较差。命令控制型规制工具是指国家相关管理部门依据相关法律、法规和标准，对企业生产与经营行为所进行的强制监督与直接管理。例如，国家的开工许可证只颁发给投资项目设计标准达到国家基本的环保设计标准的企业；政府相关部门有权责令生产技术条件未达到国家相关排污技术标准的企业停止经营。市场激励型规制工具则是运用显性的经济激励，采用补贴或收费的方式，让企业在排污成本和收益之间进行自主选择，决定排污量和所采用的生产技术。

囿于数据可得性以及研究的需要，参考前人的研究，本文选用地区污染治理投资额和地区排污费收入与当地企业数的比值衡量地区市场激励型环境规制强度；针对命令控制型环境规制指标，本文选用环保系统工作人员总数（王红梅，2016）以及污染物去除率（傅京燕、李丽莎，2010；原毅军、谢荣辉，2014；沈坤荣等，2017）。

针对污染物去除率指标，本文参考李玲和陶锋（2012）以及沈坤荣等（2017）的研究，采用加权法构建污染物去除率的环境规制综合指数指标，囿于数据可得性，

本文仅考虑了工业烟（粉）尘去除率和二氧化硫去除率，分别使用工业烟（粉）尘和二氧化硫产生量和排放量等指标推算得到。构建环境规制综合指数的目的在于更全面反映地区环境规制水平，因为每个城市的产业结构不相同，从而主要污染物排放量相差甚远，如果使用单项污染物去除率的指标则不能很好反映环境规制的总体水平。具体环境规制指数的构建步骤如下。

首先分别对二氧化硫去除率和工业烟（粉）尘去除率这两个单项指标进行标准化处理：

$$qs_{ij} = [q_{ij} - \min(q_j)] / [\max(q_j) - \min(q_j)] \quad (3)$$

$\max(q_j)$ 和 $\min(q_j)$ 分别表示 j 指标当年在所有城市 i 中的最大值和最小值， qs_{ij} 则表示标准化后城市 i 的 j 类指标值。由于工业二氧化硫和烟（粉）尘产生量在各个城市存在较大差异，并且同一个城市的两类污染物排放量也存在差异，因而需要给上述两个指标标准值赋予相应的权重，从而更准确反映环境规制水平。调整系数的计算方法如下：

$$M_{ij} = \frac{q_{ij}}{\sum_i q_{ij}} / \frac{gdp_i}{\sum_i gdp_i} \quad (4)$$

其中， M_{ij} 表示城市 i 的污染物 j 的排放量占全国污染物 j 的比重与城市 i 的地区生产总值占全国生产总值的比重的比值。这个调整系数的含义在于如果一个城市某种污染物的排放量相对较高，那么在相同水平的污染物去除率下，该城市的环境规制程度相对较高，应该赋予更高的权重。最后，我们将工业烟（粉）尘去除率和二氧化硫去除率这两个单项指标的标准化值与计算出来的调整系数相乘后加权取均值就得到了最后我们需要的环境规制综合指数，具体计算方法如下：

$$ers_i = (\sum_{j=1}^2 M_{ij} \cdot qs_{ij}) / 2 \quad (5)$$

4. 控制变量

根据前人已有文献的研究，除了地区绿色技术创新水平和地区环境规制对当地环境质量会产生影响外，还有诸多其他影响地区环境质量的 因素，比如经济发展水平、地区资源禀赋以及开放程度等。因而本文在回归中尽可能控制这些影响因素。

具体地，我们选择了如下控制变量。

(1) 人口密度。人口密度的变化对环境可能存在两种影响：一方面，人口密集可能促进能源的使用，因此产生相对更多的污染；另一方面，高人口密度为集中且有效地使用能源提供了条件（例如，中央供暖系统），因此可以降低能源消耗强度。人口密度对环境质量的净影响取决于上述两个相反方向的影响孰弱孰强（Liu et al., 2017）。因而本文参考他们的研究将人口密度作为控制变量纳入回归方程。其中人口密度利用城市年末总人口数与行政区域面积的比值衡量。

(2) 经济发展水平。关于经济发展对环境质量的影响方向问题至今没有定论：

以牺牲环境为代价的粗放型经济增长会增加污染排放，从而经济增长与环境质量负向相关；经济增长，人民生活水平提高，环境意识和对环境质量的重视程度提高，促进环境质量的改善，从而经济发展与环境质量正向相关。经济发展与环境污染之间是否存在环境库兹涅茨曲线，环境库兹涅茨曲线是否存在拐点，以及曲线拐点何时出现等问题都是学者们一直以来关注的问题（王敏、黄滢，2015；Cohen and Tubb，2018）。基于上述研究，本文将经济发展水平纳入研究模型作为控制变量，具体采用地区人均GDP衡量经济发展水平。

（3）地区教育水平。一个地区的教育水平越高，当地居民的受教育程度越高，居民的环保意识以及对环境的重视程度将提高，自愿型环境规制行动工具往往在这些地区得到较好的发展，从而激励企业和个人自发治理污染（王红梅，2016）。基于此，本文将地区教育水平引入作为控制变量，使用每万人高等学校学生数衡量其水平。

（4）对外开放程度。外商直接投资一直以来是许多发展中国家经济增长的主要推动力之一，但在严峻的环境压力下，针对外商投资对环境质量的影响形成了“污染光环”和“污染避难所”两大对立假说，对外开放程度不仅影响环境质量，还会影响政府环境规制政策决策，因而将其纳入本文研究是非常必要的。参考沈国兵和张鑫（2015）的研究，本文选用地区实际利用外商直接投资占GDP的比重衡量对外开放水平。

（5）产业结构。冯雪艳等（2018）研究指出产业结构会对环境质量产生影响，产业结构的高度化和合理化能够促进环境质量的改善。一般情况下，第二产业被认为是产生大量污染物的产业，第二产业的比重上升加剧地区环境污染。本文参考沈坤荣等（2017）的研究选取第二产业产值占地区生产总值的比重衡量地区的产业结构。

（三）数据说明

本文选取我国285个地级及以上城市2003—2015年的面板数据进行回归分析。目前我国地级及以上城市数量共290个，本文面板数据未包含的5个城市为毕节市、三沙市、铜仁市、海东市和拉萨市，主要原因为：铜仁市和毕节市为贵州省2011年新设市；三沙市为海南省2012年新设市；2013年青海省海东地区改为海东市；拉萨市的数据缺失较多。鉴于上述原因，出于数据统计口径的一致性和数据完整性问题的考虑，本文选取除上述五个城市以外的285个城市。同时，安徽省于2011年撤销巢湖市，并将所辖一区四县划归芜湖、合肥、马鞍山三市；此外，样本期间内，云南省的思茅市以及湖北省的襄樊市分别更名为普洱市和襄阳市，本文在数据搜集过程中统称为普洱市和襄阳市，以方便数据匹配。

绿色技术创新专利的数据来源于专利数据库；工业废水、二氧化硫以及烟（粉）尘排放数据、不同类型环境规制指标数据以及本文使用的控制变量等数据来源于历年《中国环境年鉴》和《中国城市统计年鉴》；能源消费总量数据来自历年《中国能源统计年鉴》。

表1为本文实证分析所使用的变量总结，包括变量分类、名称、符号、变量说明以及数据来源。

表1 变量定义及说明

	变量名称	变量符号	变量说明	数据来源
环境质量	工业二氧化硫排放量	<i>sopf</i>	工业二氧化硫排放量/地区生产总值(对数形式)	《中国城市统计年鉴》
	工业烟(粉)尘排放量	<i>ycpf</i>	工业烟(粉)尘排放量/地区生产总值(对数形式)	《中国城市统计年鉴》
	工业废水排放量	<i>fspf</i>	工业废水排放量/地区生产总值(对数形式)	《中国城市统计年鉴》
绿色技术创新	地级市绿色专利数	<i>gp</i>	地级市绿色专利数(对数形式)	从专利数据库中识别并手动整理获得
环境规制	环保系统总人数(命令型1)	<i>hbxt</i>	环保系统总人数(对数形式)	《中国城市统计年鉴》
	环境规制综合指数(命令型2)	<i>ers</i>	利用工业二氧化硫去除率和工业烟(粉)尘去除率指标标准化并调整比重系数后得到,详见指标说明	根据《中国城市统计年鉴》中去除量和排放量数据测算获得
	环境污染治理投资(市场型1)	<i>hjtz</i>	环境污染治理投资(万元)	《中国环境年鉴》
	各地区排污费收入(市场型2)	<i>puwf</i>	各地区排污费收入/地区内企业数(对数形式)	《中国环境年鉴》
控制变量	人口密度(人/平方公里)	<i>rkmd</i>	人口密度(对数形式)	《中国城市统计年鉴》
	人均地区生产总值(万元)	<i>agdp</i>	人均地区生产总值(对数形式)	《中国城市统计年鉴》
	产业结构	<i>sgdp</i>	第二产业产值与地区生产总值比值	《中国城市统计年鉴》
	实际使用外商直接投资占GDP比重(%)	<i>fdi_gdp</i>	实际使用外商直接投资/地区生产总值	《中国城市统计年鉴》
	教育水平	<i>jy</i>	每万人高等学校学生数量(对数形式)	《中国城市统计年鉴》
分组变量	财政分权程度	<i>fiscal</i>	地区财政预算内收入/地区财政预算内支出	《中国城市统计年鉴》
	外向型经济发展水平	<i>seoe</i>	分别从资本开放度、贸易开放度和金融开放度三个方面选取指标,运用主成分分析方法构造城市外向型经济指标	CEIC中国数据库、《中国城市统计年鉴》以及Wind中国经济数据库

资料来源:作者整理。

五、绿色技术创新对地区环境质量的影响

依据计量模型设定,本文对绿色技术创新对地区环境质量的影响进行实证分析,对理论分析部分提出的命题进行检验。

（一）基准回归结果分析

中国工业污染减排的主要动力来源于技术效应特别是企业绿色技术创新效应。基于本文假说1，本文基准回归分别选用地区工业二氧化硫排放量以及工业烟（粉）尘排放量作为环境质量的代理指标，选取地级市绿色专利数量（对数形式）为核心解释变量进行实证检验。

表2报告了基准回归的结果。模型（1）和模型（2）分别为地区绿色技术专利数量对地区工业二氧化硫排放量以及工业烟（粉）尘排放量影响的面板固定效应回归模型，结果显示绿色技术创新显著降低二氧化硫和烟（粉）尘两种主要大气污染物的排放量。

表2 基础回归结果

变量	面板固定效应		面板2SLS	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>sopf</i>	<i>ycpf</i>	<i>sopf</i>	<i>ycpf</i>
<i>gp</i>	-0.280 *** (0.041)	-0.164 *** (0.032)	-0.062 *** (0.018)	-0.107 *** (0.019)
<i>rkmd</i>	-1.147 *** (0.337)	-1.931 *** (0.647)	-0.265 *** (0.024)	-0.361 *** (0.025)
<i>agd</i>	-0.132 *** (0.025)	-0.083 *** (0.015)	-0.075 *** (0.008)	-0.113 *** (0.009)
<i>sgdp</i>	0.003 (0.005)	0.020 *** (0.005)	0.032 *** (0.002)	0.026 *** (0.002)
<i>fdi_gdp</i>	-1.703 (1.783)	-5.915 *** (1.496)	-7.121 *** (0.922)	-5.260 *** (0.991)
<i>jy</i>	-0.243 *** (0.078)	-0.288 *** (0.060)	-0.016 (0.020)	-0.043 ** (0.022)
Constant	4.162 ** (1.979)	8.386 ** (3.692)	-5.344 *** (0.148)	-4.621 *** (0.157)
Sargan (P-value)	—	—	0.315	0.899
city-FE	yes	yes	yes	yes
year-FE	yes	yes	yes	yes
Observations	3141	3417	2626	2902
R-squared	0.579	0.326	0.429	0.366

注：（1）*、**、***分别表示10%、5%和1%水平下显著；（2）各回归估计系数下方括号内为回归系数的标准误，下同；（3）基准回归采用逐步回归法引入控制变量，绿色技术创新系数均显著为负，囿于篇幅原因不逐一罗列。

资料来源：作者计算整理。

考虑到绿色技术创新与环境质量之间可能存在双向因果关系，因而本文参考程开明（2009）、傅晓霞和吴利学（2012）、Liu等（2018）、安志等（2018）等的研究，在回归

模型(3)和模型(4)中使用绿色技术创新水平的滞后一期和滞后两期作为绿色技术创新的工具变量,运用面板两阶段最小二乘法(2SLS)对可能存在的内生性问题进行细致分析。Sargan 检验结果表明工具变量的选取总体上是有效的。2SLS 回归结果显示,绿色技术创新对两种污染物的排放仍然存在显著的抑制作用,且都通过了1%水平下的显著性检验。运用工具变量法的研究和基础回归结果基本一致。二氧化硫以及烟(粉)尘是主要的大气污染物,地区绿色技术创新水平的提高显著降低它们的排放量,说明绿色技术创新在大气治理中能发挥重要作用,促进环境质量的改善。上述回归结果验证了本文假说1,即绿色技术创新水平的提高有利于地区环境质量的提升。

控制变量的回归结果显示:人口密度与污染物排放量都呈显著负相关关系,并在多个模型中通过了1%水平下的显著性检验。这与预期不太相符,原因可能为:一方面,人口密集可能增加能源的使用,因此产生相对更多的污染;另一方面,高人口密度便于集中且有效地使用能源(例如,中央供暖系统),因此可以降低能源消耗强度(Liu et al., 2017);城市化进程的加速使得制造业呈现更大空间范围的布局,而以金融等生产性服务业为主的大城市汇聚了大量的人口,这就使得人口密度大的地方污染排放反而少(沈坤荣等, 2017);此外,“邻避效应”理论指出人口密集的地方往往不会出现高污染产业。经济发展水平与污染排放量显著负相关,说明我国已经开始摆脱以牺牲环境为代价换取经济增长的旧模式,经济发展水平高的地区在控制总体污染排放和降低能耗方面具有更大的优势;产业结构回归系数显示,第二产业比重上升,城市污染物排放显著增加,环境质量的改善依赖于城市产业结构的高度化与合理化;对外开放水平与两类污染排放都呈负相关关系,并在多个模型中通过了1%水平下的显著性检验,表明随着我国经济发展和产业结构升级,现阶段污染避难所效应在我国已经不明显,污染光环效应开始显现。地区教育水平系数大多在1%水平下显著为负,表明教育水平高的地区,环境质量相对较好,这与我们的预期相符。

(二) 环境规制调节作用的考察

环境规制被认为是纠正环境外部性的主要手段,Perino 和 Requate (2012)的绿色先进生产技术诱导扩散假说仅仅在理论层面建模分析,没有进行实证层面的分析。本文假说2正是基于前人的理论研究提出,通过将环境规制与绿色技术创新的交互项引入模型,验证受环境规制水平提升的影响,绿色技术创新对环境质量的改善作用是否提升。

王红梅(2016)比较了不同环境规制工具对中国环境治理体系的贡献,认为不同规制的作用效果存在差异。本文在引入环境规制交互项的回归分析中也引入了命令控制型和市场型两种环境规制指标,意在比较不同类型环境规制工具对地区绿色技术创新改善环境质量效率影响的差异,同时为增强稳健性,针对两种环境规制工具本文又分别选择了两个代理指标进行回归分析。回归结果分别如表3、表4、表5以及表6所示。

表3中引入的环境规制工具为使用地区年末环保系统总人数作为代理指标的命令控制型环境规制。面板固定效应模型(1)和模型(2)的回归结果显示,绿色技术创新的系数多数在1%的显著性水平下显著为负,环境规制与污染物排放也呈显著负

表 3 引入环境规制的回归结果（命令型—环保系统总人数）

变量	面板固定效应		面板 2SLS	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>sopf</i>	<i>ycpf</i>	<i>sopf</i>	<i>ycpf</i>
<i>gp</i>	-0.208 *** (0.062)	-0.030 (0.064)	-0.501 ** (0.242)	-0.121 *** (0.031)
<i>hbxt</i>	-3.044 *** (0.624)	-0.817 (0.761)	-5.368 ** (2.138)	-0.508 ** (0.237)
<i>gp × hbxt</i>	-0.002 (0.096)	-0.175 * (0.091)	-1.124 ** (0.457)	-0.069 (0.049)
<i>rkmd</i>	-0.719 ** (0.361)	-1.448 ** (0.634)	-0.311 *** (0.043)	-0.306 *** (0.026)
<i>agd</i>	-0.112 *** (0.023)	-0.063 *** (0.013)	-0.047 *** (0.015)	-0.119 *** (0.009)
<i>sgdp</i>	0.005 (0.005)	0.022 *** (0.005)	0.027 *** (0.003)	0.024 *** (0.002)
<i>fdi_gdp</i>	-1.371 (1.625)	-5.524 *** (1.674)	-7.943 *** (1.024)	-7.125 *** (0.957)
<i>jy</i>	-0.198 ** (0.083)	-0.232 *** (0.067)	-0.025 (0.023)	-0.083 *** (0.021)
Constant	3.000 (2.246)	5.728 (3.612)	-7.409 *** (0.952)	-4.215 *** (0.183)
Sargan (P-value)	—	—	0.735	0.617
city-FE	yes	yes	yes	yes
year-FE	yes	yes	yes	yes
Observations	2883	3159	2626	2902
R-squared	0.597	0.287	0.320	0.429

注：*、**、*** 分别表示 10%、5% 和 1% 水平下显著。

资料来源：作者计算整理。

相关关系。我们关注的环境规制与绿色技术创新的交互项的系数符号都为负，且在多个模型中通过了至少 10% 水平下的显著性检验，表明环境规制促进了绿色技术创新对地区环境质量的改善作用，即地区环境规制强度提升，绿色技术的研发和使用增加，从而绿色技术创新对地区环境质量的改善作用增强。表 3 的回归结果支持了本文假说 2，并且与 Perino 和 Requate（2012）的理论模型分析结论相一致。2SLS 回归结果与面板固定效应模型的研究结果基本一致：受环境规制强度提升的影响，绿色技术创新对地区环境质量的改善作用提升。

表 4 报告的是使用二氧化硫去除率和工业烟（粉）尘去除率数据自行测算的环境规制综合指标代理命令控制型环境规制工具的回归结果，引入 IV 的两阶段回归结果与模型（1）和模型（2）基本一致，也支持本文的研究假说 2。

表4 引入环境规制的回归结果(命令型—环境规制综合指数)

变量	面板固定效应		面板2SLS	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>sopf</i>	<i>ycpf</i>	<i>sopf</i>	<i>ycpf</i>
<i>gp</i>	-0.343*** (0.048)	-0.324*** (0.050)	-0.178*** (0.022)	-0.227*** (0.022)
<i>ers</i>	-0.028* (0.016)	-0.094*** (0.029)	-0.165*** (0.033)	-0.243*** (0.031)
<i>gp × ers</i>	-0.002 (0.057)	-0.050 (0.104)	-0.123 (0.084)	-0.192** (0.079)
<i>rkmd</i>	-1.148*** (0.324)	-1.910*** (0.573)	-0.121*** (0.019)	-0.183*** (0.020)
<i>agdp</i>	-0.130*** (0.025)	-0.075*** (0.015)	-0.033*** (0.009)	-0.056*** (0.008)
<i>sgdp</i>	0.004 (0.004)	0.013*** (0.004)	0.015*** (0.002)	0.004** (0.002)
<i>fdi_gdp</i>	-2.997** (1.178)	-6.185*** (1.534)	-1.935** (0.753)	-0.242 (0.744)
<i>jy</i>	-0.176*** (0.047)	-0.330*** (0.061)	-0.043*** (0.016)	-0.047*** (0.016)
Constant	4.150** (1.881)	8.420** (3.287)	-6.018*** (0.123)	0.949*** (0.260)
Sargan (P-value)	—	—	0.364	0.318
city-FE	yes	yes	yes	yes
year-FE	yes	yes	yes	yes
Observations	3047	3047	2555	2555
R-squared	0.601	0.476	0.643	0.682

注：*、**、*** 分别表示 10%、5% 和 1% 水平下显著。

资料来源：作者计算整理。

由表3和表4的回归结果可以看出，命令控制型环境规制，不论是政府通过增加环保系统人数，从而增加环境规制执法效率和力度，还是通过强制企业进行特定污染物减排，都起到了改善环境质量的作用。同时回归结果中交互项的系数都为负，并且在表3的模型(3)和表4的模型(4)中分别通过了5%水平下的显著性检验，表明命令控制型环境规制工具的推行可以促进地区内企业进行绿色技术创新或是从外部购买新型绿色生产技术，提高绿色技术采用率，从而使得绿色技术创新对地区环境质量的改善作用更明显。

命令型环境规制是政府对环境的直接管制，相关部门通过制定排放限额和执行相关环境标准等严格的控制方式限制企业污染排放行为；而市场型相对较灵活，它是通过对排放制定价格，通过市场信号影响企业的排污决策和生产技术选择，其主要的两种规制方式是收费和补贴。叶琴等(2018)研究认为不同类型环境规制工具对技术

创新的影响不同。因而在研究命令型环境规制的基础上，本文进一步研究市场型环境规制对绿色技术创新改善环境质量能力的影响，表5和表6使用的市场型环境规制指标分别为：环境污染治理投资与地区排污费收入。

表5 引入环境规制的回归结果（市场型—环境污染治理投资）

变量	面板固定效应		面板2SLS	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>sopf</i>	<i>ycpf</i>	<i>sopf</i>	<i>ycpf</i>
<i>gp</i>	-0.078 ** (0.040)	-0.056 (0.081)	-2.865 *** (0.726)	-3.891 *** (0.859)
<i>hjtz</i>	-0.052 *** (0.015)	-0.028 (0.018)	-0.656 *** (0.162)	-0.896 *** (0.192)
<i>gp × hjtz</i>	-0.099 ** (0.049)	-0.043 (0.068)	-1.830 *** (0.489)	-2.535 *** (0.580)
<i>rkmd</i>	-1.504 *** (0.459)	-2.647 *** (0.639)	-0.243 *** (0.028)	-0.344 *** (0.030)
<i>agdp</i>	-0.117 *** (0.024)	-0.071 *** (0.016)	-0.041 *** (0.011)	-0.069 *** (0.013)
<i>agdp</i>	-0.007 (0.005)	-0.025 *** (0.005)	-0.029 *** (0.002)	-0.023 *** (0.002)
<i>fdi_gdp</i>	-1.302 (1.824)	-5.925 *** (1.539)	-5.829 *** (1.065)	-4.043 *** (1.191)
<i>jy</i>	-0.216 ** (0.091)	-0.258 *** (0.062)	-0.046 * (0.025)	-0.011 (0.027)
Constant	6.002 ** (2.693)	12.550 *** (3.732)	-13.230 *** (2.134)	-15.690 *** (2.543)
Sargan (P-value)	—	—	0.693	0.838
city-FE	yes	yes	yes	yes
year-FE	yes	yes	yes	yes
Observations	2824	3084	2380	2640
R-squared	0.625	0.351	0.295	0.152

注：*、**、*** 分别表示 10%、5% 和 1% 水平下显著。

资料来源：作者计算整理。

表5的回归结果显示，绿色技术创新变量的系数，以环境污染治理投资为代理指标的市场型环境规制变量的系数，以及二者交互项的系数都为负，并且大部分在1%的显著性水平下显著。表6使用排污费收入指标的回归结果也基本一致，这进一步支持了本文研究假说2。市场型环境规制影响绿色技术创新对环境质量改善能力的作用机制可能在于：政府通过排污费的方式增加企业的排污成本，当企业所需要支付的排污成本达到甚至超过企业使用绿色生产技术的成本的现值时，企业就会自发进行绿色技术创新或是在市场上购买绿色生产技术以减少生产过程中的污染排放，降低排污成

本支出,那么地方环境质量将得到改善。另外,政府市场型环境规制还可通过补贴或是进行污染处理基础设施建设来激励企业对生产过程中的污染物进行处理。

表6 引入环境规制的回归结果(市场型—地区排污费收入)

变量	面板固定效应		面板2SLS	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>sopf</i>	<i>ycpf</i>	<i>sopf</i>	<i>ycpf</i>
<i>gp</i>	-0.134*** (0.046)	-0.061 (0.056)	-0.134*** (0.043)	-0.197*** (0.046)
<i>pwf</i>	-0.208** (0.095)	-0.295** (0.116)	-0.222** (0.103)	-0.272** (0.109)
<i>gp × pwf</i>	-0.037 (0.023)	-0.017 (0.026)	-0.042* (0.023)	-0.053** (0.024)
<i>rkmd</i>	-0.964*** (0.367)	-1.675** (0.682)	-0.233*** (0.023)	-0.323*** (0.024)
<i>agdp</i>	-0.103*** (0.020)	-0.051*** (0.012)	-0.072*** (0.008)	-0.109*** (0.009)
<i>sgdp</i>	-3.89e-05 (0.005)	0.015*** (0.005)	0.028*** (0.002)	0.021*** (0.002)
<i>fdi_gdp</i>	0.831 (1.817)	-5.143*** (1.445)	-5.650*** (0.910)	-3.494*** (0.972)
<i>iy</i>	-0.204*** (0.074)	-0.227*** (0.061)	-0.007 (0.020)	0.015 (0.021)
Constant	2.604 (2.133)	6.378 (3.893)	-5.776*** (0.202)	-5.141*** (0.214)
Sargan (P-value)	—	—	0.199	0.220
city-FE	yes	yes	yes	yes
year-FE	yes	yes	yes	yes
Observations	3141	3417	2626	2902
R-squared	0.601	0.347	0.458	0.404

注: *、**、*** 分别表示 10%、5% 和 1% 水平下显著。

资料来源:作者计算整理。

综合表3至表6回归结果,可以发现:绿色技术创新对环境质量具有显著的改善作用;不论是命令型环境规制还是市场型环境规制,都与污染物排放量呈较为显著的负相关关系,这与李永友和沈坤荣(2008)、张志强(2017)以及Cheng等(2017)的研究结论相一致;两种类型的环境规制与绿色技术创新的交互项系数在四个回归表中都为负,且大多数显著,表明在两种类型的环境规制工具的作用下,绿色技术创新对环境质量的改善作用都有所提升。相比命令型环境规制,市场型环境规制对绿色技术创新与环境质量之间相关关系的调节作用更为明显,即当前较为灵活的市场型环境规制能更好地激励企业更多地研发和使用绿色技术,从而改善环境质量。本文运用实证分析方法检验了Perino和Requate(2012)的理论分析结果。至此,本文的假说1

和假说 2 都得到了实证检验支持，本文使用不同类型环境质量指标以及不同类型环境规制指标进行回归分析，并且使用工具变量法解决可能存在的内生性问题，各模型的回归结果基本一致，表明本文的研究结论是有效的。

六、稳健性检验

考虑价格因素调整的稳健性分析。由于考虑到各地区生产总值的差异，在度量环境质量时本文选用单位产值的各污染物排放量，而产值这一变量会受到价格因素的影响。为控制价格因素可能对回归结果带来的影响，本文使用 GDP 平减指数将总产值调整为不变价格总产值（以 2000 年为基期）。回归结果见表 7，基准回归中绿色技术创新仍旧显著为负，引入环境规制交互项的回归结果也与此前的研究基本一致。检验结果表明考虑价格因素调整后上文的结论依然成立。

表 7 考虑价格因素调整的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>sopf</i>	<i>ycpf</i>	<i>sopf</i>	<i>ycpf</i>
<i>gp</i>	-0.050*** (0.008)	-0.035*** (0.006)	-0.026 (0.019)	0.009 (0.015)
<i>pwf</i>	—	—	-0.228*** (0.045)	-0.267*** (0.036)
<i>gp × pwf</i>	—	—	-0.017* (0.010)	-0.029*** (0.008)
controls	yes	yes	yes	yes
Sargan (P-value)	0.467	0.936	0.308	0.783
city-FE	yes	yes	yes	yes
year-FE	yes	yes	yes	yes
Observations	2621	2896	2621	2896
R-squared	0.305	0.206	0.333	0.250

注：(1) *、**、*** 分别表示 10%、5% 和 1% 水平下显著；(2) 引入交互项的稳健性回归中其他三个环境规制指标作为交互项时结果也是稳健的，限于篇幅不一一罗列。

资料来源：作者计算整理。

更换环境质量度量指标的稳健性分析。二氧化硫和烟（粉）尘是主要的大气污染物，此前本文使用它们作为环境质量的代理变量，分析了绿色技术创新以及环境规制对其影响。作为稳健性分析，我们变换环境质量的代理指标，水体污染是大气污染外又一类主要的环境污染，因而选用工业废水排放量作为地区环境质量的代理变量，考察绿色技术创新对环境质量的影响。具体地，参考张华明等（2017）的研究，为消除地区经济发展对环境质量的影响，我们采用单位地区生产总值的工业废水衡量地区环境质量。具体回归结果见表 8。

表8 更换环境质量度量指标的回归结果

变量	基准回归		进一步引入交互项	
	固定效应模型	2SLS	命令型	市场型
	f_{spf}	f_{spf}	f_{spf}	f_{spf}
<i>gp</i>	-0.240*** (0.035)	-0.026* (0.015)	-0.110*** (0.025)	-0.121*** (0.037)
<i>ers</i>	—	—	-0.105*** (0.038)	—
<i>gp</i> × <i>ers</i>	—	—	-0.183* (0.096)	—
<i>pwf</i>	—	—	—	-0.417*** (0.088)
<i>gp</i> × <i>pwf</i>	—	—	—	-0.062*** (0.019)
controls	yes	yes	yes	yes
Sargan (P-value)	—	0.676	0.540	0.602
city-FE	yes	yes	yes	yes
year-FE	yes	yes	yes	yes
Observations	3424	2909	2553	2909
R-squared	0.583	0.324	0.336	0.331

注：*、**、*** 分别表示 10%、5% 和 1% 水平下显著。

资料来源：作者计算整理。

回归结果显示，基准回归中固定效应模型回归和 2SLS 回归下，绿色技术创新与环境质量呈显著负相关关系；同时，在引入交互项的回归中，环境规制与绿色技术创新的交互项也都显著为负。选用新指标表征环境质量，回归结果与此前研究一致，表明我们此前的回归结论是稳健有效的。

七、基于城市异质性的扩展分析

（一）地方政府财政分权视角

诸多研究认为财政分权会影响环境污染情况（蔡昉等，2008；Sigman，2014；谭志雄、张阳阳，2015），多数研究认为地区环境污染会随财政分权程度的提升而加剧，地区环境恶化。主要原因在于以 GDP 为导向政绩考核标准下，地方政府官员往往不愿意投入成本治理环境，相反，在财政分权程度提高的情况下，地方政府现任官员为了增加眼前的地方财政收入往往通过放松地方环境规制以吸引大型企业入驻，从而加剧环境污染（张克中等，2011；沈坤荣等，2017）。薛钢和潘孝珍（2012）研究发现当使用支出分权度指标衡量财政分权时，财政分权水平提升有利于减少环境污染物排放，且该实证结果具备稳健性；而以收入分权度衡量财政分权水平时，财政分权与环境污染之间关系不明确。最近的研究（胡东滨、蔡洪鹏，2018）发现地区财政

分权程度对环境质量的影响方向受经济发展水平影响，达到一定经济发展水平后（依据数据测算，中国的经济发展水平在 2007 年达到该临界水平），地区财政分权度与环境污染程度呈正相关，即财政分权度提升将加剧环境污染。

基于前人的研究，财政分权度会干扰政府的环境规制政策决策，影响环境规制对环境质量改善的贡献水平。由于 2018 年 1 月 1 日起实施的环保税法规定所有环保税收都作为地方收入，一定程度上提高了财政分权水平。因而本文进一步基于地方政府财政分权度进行分组回归分析，探索财政分权对环境质量的影响。关于地方政府财政分权程度的衡量，现有文献使用的代理指标主要有：收入指标、支出指标和财政自主度指标（张晏、龚六堂，2005；薛钢、潘孝珍，2012；沈坤荣等，2017；胡东滨、蔡洪鹏，2018）。沈坤荣等（2017）认为财政自主度指标能较好刻画地区政府对其辖区内居民需求的回应能力，从而对污染排放的影响较为及时且影响更大，因而本文借鉴其研究使用财政自主度指标衡量地方政府财政分权程度，财政分权水平等于地区预算内财政收入与预算内财政支出的比值。

表 9 回归结果（1）和（2）显示，绿色技术创新及其与命令型环境规制交互项的系数在财政分权度高于或等于中位数水平的分组中显著为负，但是在低于中位数水平的分组中不显著；命令型环境规制（环保系统人数）变量在两组中都是显著的，模型（1）中环境规制系数在 1% 显著性水平下显著，模型（2）中在 5% 的显著性水平下统计显著，为进一步比较组间系数差异，本文进一步做了费舍尔组合检验（Fisher's Permutation Test），检验结果显示在财政分权水平高于或等于中位数水平的组中环境规制的系数显著高于其在财政分权水平低于中位数水平分组中的值。为考察不同环境规制工具类型下，地区财政分权程度的影响是否存在异质性，同时也增强回归结果的稳健性，本文也进行了市场型环境规制工具（排污费收入）下的财政分权分组回归，我们发现回归结果的特征与命令控制型环境规制下的分组回归结果是一致的。表明在政府财政分权度高的地区，绿色技术创新和环境规制对环境质量的改善作用更显著，并且地方政府财政分权程度高的城市，环境规制能更好地促进绿色技术的研发和扩散进而更大程度地改善环境质量。

基于地区政府财政分权程度的分组回归结果表明财政分权程度的提高有利于促进绿色技术创新更好地发挥改善地区环境质量的作用。这与现有大多数研究的结论不太相符，原因可能在于：随着环境问题日益严峻，政府对环境愈发重视，对政府官员的政绩考核标准中的 GDP 提出了绿色要求，即政绩考核不再只着眼于传统 GDP，而要以绿色 GDP 为导向。同时，中央还逐渐将公众环境质量评价、群众性环境诉求事件发生数量、环保投资增减率、饮用水质量变化、森林覆盖增长率、空气质量变化、当地政府对中央政府各项环保法规政策的落实情况等指标纳入政府官员政绩考核体系中。官员考核指标是各级政府人员工作方向的“指挥棒”，当政府官员任免与晋升开始与环境政绩密切相关的情况下，地方政府开始重视环境质量。当地方政府财政分权程度较高时，管理者能够更好地开展环境管制工作，充盈的环保财力会增加地方政府

表9 基于地区政府财政分权的分组回归结果

变量	命令型环境规制		市场型环境规制	
	<i>above</i>	<i>below</i>	<i>above</i>	<i>below</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>gp</i>	-0.158 *** (0.038)	-0.095 (0.059)	-0.114 ** (0.048)	-0.043 (0.077)
<i>hbxt</i>	-3.034 *** (0.342)	-0.711 ** (0.360)	—	—
<i>gp × hbxt</i>	-0.466 *** (0.062)	-0.135 (0.087)	—	—
<i>puwf</i>	—	—	-0.348 ** (0.161)	-0.289 ** (0.141)
<i>gp × puwf</i>	—	—	-0.038 * (0.021)	-0.001 (0.043)
controls	yes	yes	yes	yes
Sargan (P-value)	0.896	0.338	0.938	0.330
city-FE	yes	yes	yes	yes
year-FE	yes	yes	yes	yes
Observations	1366	1533	1238	1379
R-squared	0.853	0.801	0.901	0.835

注：(1) 以285个城市的地方政府财政分权度中位数水平为分组依据，*above*表示财政分权程度大于或等于该水平的城市，*below*表示财政分权程度小于该水平的城市；(2) *、**、***分别表示10%、5%和1%水平下显著；(3) 分组回归中加入了控制变量，回归结果与前文基本一致，限于篇幅不罗列，下同；(4) 回归结果中的被解释变量是单位工业产值的二氧化硫排放量（对数形式），其他两类环境质量指标作为被解释变量时结果基本一致，限于篇幅不赘述，余下各分组回归表相同。

资料来源：作者计算整理。

的环境治理空间，丰富治理手段，比如政府能够有更充分的资金运用于环境污染治理投资，也能为企业绿色技术创新研发提供更丰厚的补贴，从而更好地支持企业进行绿色生产，减少企业生产过程的污染物排放，使环境质量得到提升。

（二）外向型经济发展视角

外向型经济是以全球市场需求为导向，通过合理扩大出口贸易与积极引入外资等对外经济活动来引导和带动国民经济发展，打造国家和地区开放型经济的发展模式和发展策略（路林书，1988）。外向型经济的三个主要特征为：先进性、合理性以及风险性。其中，先进性就表现为对新技术的高度敏感和积极吸收。外向型经济的核心是扩大出口贸易和利用好外资，国际市场对出口产品往往要求特定水平的绿色技术含量，这就迫使企业不得不进行绿色技术升级。此外，外商直接投资在带来资金支持的同时，也会带来一定的先进绿色生产技术，通过技术溢出提升东道国的环境质量，即所谓的FDI污染光环效应。基于此，本文基于城市外向型经济发展视角进行分组回归分析，考察外向型经济发达地区与欠发达地区绿色技术创新对环境质量影响的差异。

关于外向型经济发展水平的度量，现有研究的测度指标主要有三类，金融开放度、贸易开放度和资本开放度。谢守红（2008）使用出口总额、实际利用外资数量

以及资本依存度等指标，运用主成分分析方法计算各城市的外向型经济发展水平。本文在其基础上进一步引入度量地级市金融开放水平的指标：城市外资金金融机构的数量和从业人数，使用主成分分析方法计算各城市的外向型经济发展水平。基于城市外向型经济发展视角的分组回归结果如表 10 所示。

表 10 基于城市外向型经济发展水平的分组回归结果

变量	命令型环境规制		市场型环境规制	
	<i>above</i>	<i>below</i>	<i>above</i>	<i>below</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>gp</i>	-0.062* (0.037)	-0.049 (0.051)	-0.232*** (0.050)	-0.038 (0.039)
<i>hbxt</i>	-0.516*** (0.293)	-0.761** (0.367)	—	—
<i>gp × hbxt</i>	-0.219*** (0.057)	-4.13e-05 (0.081)	—	—
<i>pwf</i>	—	—	-0.666*** (0.125)	-0.217** (0.100)
<i>gp × pwf</i>	—	—	-0.125*** (0.029)	-0.021 (0.021)
controls	yes	yes	yes	yes
Sargan (P-value)	0.367	0.630	0.587	0.257
city-FE	yes	yes	yes	yes
year-FE	yes	yes	yes	yes
Observations	1481	1145	1267	1642
R-squared	0.482	0.353	0.331	0.335

注：(1) 以 285 个城市的外向型经济指数的中位数水平为分组依据，*above* 表示外向型经济指数数值高于或等于该水平的城市，*below* 表示外向型经济指数小于该水平的城市；(2) *、**、*** 分别表示 10%、5% 和 1% 水平下显著。

资料来源：作者计算整理。

由于表 10 回归结果显示环境规制变量的系数在两个分组中都显著，因而为进一步考察组间差异，本部分进行了费舍尔组合检验，P 值小于 0.01，检验结果表明均存在明显组间差异。表 10 以及费舍尔组合检验结果表明在外向型经济发达地区，绿色技术创新所发挥的环境质量改善作用更显著，并且环境规制的调节作用也更为明显，可能的原因在于：首先，国际市场要求出口产品具备特定水平的绿色技术含量，为生产适销商品，企业特定情况下不得不进行生产技术的绿色升级；其次，外商直接投资存在技术溢出效应，带动企业研发和应用绿色技术，但若排污成本较低，企业作为利润最大化的追求主体，虽然具备使用绿色生产技术的条件，但是出于成本考虑，企业往往选择继续使用现有的生产技术，环境规制强度提升此时就成为企业应用绿色技术

的推力；此外，绿色技术的使用往往需要配套的生产设施，外向型经济发达地区，企业可以通过扩大出口，增加外汇收入，再引进国内急需的设备。

八、研究结论与政策建议

本文运用理论和实证分析相结合的方法，首先分析地区绿色技术创新水平对地区环境质量的影响；其次，将环境规制引入上述模型，探究在高环境规制地区，绿色技术创新对地区环境质量的影响是否更显著，并探究不同类型环境规制所发挥的作用是否存在差异；最后，本文基于地方政府财政分权水平和外向型经济发展水平城市异质性进行了分组回归分析。本文研究得到了以下几点核心结论。

第一，地区绿色技术创新水平的提高促进地区环境质量的改善。虽然由于绿色技术往往适用于最小经济规模，前期技术投资成本较高并且使用期运行费用也相当昂贵等原因，造成绿色技术创新的使用率往往不及绿色专利的申请速度，绿色技术创新成果转化率相对较低。但是从总体上看，实证分析结果支持绿色技术创新水平的提高能有效降低地区环境污染物排放这一结论。其可能的内在作用机制是绿色技术创新通过影响能源消费进而影响环境质量，能源消费与环境质量密切相关，而绿色技术创新一方面有助于传统化石燃料的绿色开发，并提高能源利用效率，从而减少工业生产以及人类生活中因能源消费而产生的污染物排放；另一方面，绿色技术创新也服务于海洋能、地热能等清洁能源的开发，减少能源消费中化石燃料的比重，减少污染物排放，从而改善环境质量。

第二，环境规制程度越高的地区，绿色技术创新对环境质量改善的贡献越大。不论是命令控制型环境规制还是市场型环境规制都能发挥上述正向调节作用。环境规制发挥调节作用的原因可能在于：当地区环境规制强度提高时，企业原本被动的末端污染治理效果难以满足较高的环境规制要求，污染治理成本和购买污染排放权的支出大大增加，企业的利润因此减少。为了在满足环境规制政策的刚性要求，树立良好的企业形象的同时提高企业的利润率，企业往往自发产生采用绿色技术创新从源头减少生产过程中的污染物产生量的动机，不再受限于被动的末端治理，从而使地区污染物排放总体减少。

第三，地区财政分权程度的提高有利于促进绿色技术创新和环境规制对地区环境质量的改善，即本文的研究结论认为地方政府财政分权水平的提高有利于地区环境质量的改善。原因可能在于：财政分权程度较高的地区，政府能够有更充盈的资金运用于环境污染治理投资，也能为企业绿色技术创新研发提供更丰厚的补贴，更好支持当地企业使用创新型绿色技术进行绿色生产，从而减少地区环境污染。基于此，本文也认为刚刚开始实施的《环境保护税法》（2018年1月1日起）规定中央政府不参与地方环境税收分成的做法在一定程度上提高了地方政府的财政分权程度，有利于环境质量的改善。

第四，在外向型经济发达地区，绿色技术创新所发挥的环境质量改善作用更显著，并且环境规制调节作用也更为明显。可能的原因在于：首先，国际市场要求出口产品具备特定水平的绿色技术含量，为生产适销商品，企业特定情况下不得不进行生产技术的绿色升级；其次，外商直接投资存在技术溢出效应，带动企业研发和应用绿色技术，若排污成本较低，企业作为利润最大化的追求主体，虽然具备使用绿色生产技术的条件，出于成本考虑，企业往往选择继续使用现有的生产技术，环境规制工具此时就成为企业应用绿色技术的推力。

进入 21 世纪以来，全球环境问题频现。技术效应，特别是绿色技术效应被认为是实现经济可持续发展与环境质量改善双赢的关键所在。由于环境的公共物品属性，当不存在外部约束或是激励的情况下，企业往往不会自发采用需要较高资金投入的绿色生产技术。基于本文的研究，针对环境治理问题，本文提出以下几点政策建议。

第一，虽然目前绿色技术创新的转化率相对较低，但长期来看绿色技术创新水平与环境质量呈正相关关系。政府相关部门应该继续鼓励和支持绿色技术创新，加大科研扶持力度，为企业绿色技术创新研发投入提供便利的融资渠道和税收优惠政策。同时，政府也要着眼于产权制度的完善，建立严格的监督机制，保护绿色技术创新成果，因为产权的明晰化能够调动企业进行绿色技术创新。

第二，相关部门应该致力于提高绿色技术创新的采用率，让绿色创新成果的转化率跟上绿色专利申请或授权的速度。首先针对绿色技术的开发，应该鼓励研发适合中小型企业使用的绿色技术系列，并致力于降低绿色技术的使用成本。同时本文的研究认为不论是命令型还是市场型环境规制都正向调节绿色技术创新对环境质量的改善作用，且当前阶段市场型环境规制工具的作用效果更明显一点，因而我们建议政府相关部门可以适当提高环境规制的强度，积极探索和构建促进绿色技术创新研发和应用的环境规制政策，特别是灵活的市场型环境规制工具，并且在利用环境规制提升企业的排污成本的同时对企业使用绿色生产技术进行适当的补贴，以提高绿色技术的采用率，促进绿色技术创新成果产业化，缓解环境污染问题，改善城市环境质量。

第三，地方政府的财政划拨是地方环保部门最主要的环保治理资金来源，适当提高地方政府的财政分权程度，特别是给予地方环保部门充足的资金预算以保证其环保执行力，有利于地方政府更好地推进环境管制工作，从而更高效地解决地区环境污染问题。但在提高地方政府的财政分权程度的同时也要紧抓环境绩效考核，利用环境考核指标约束地方政府，促进其加大环保投资力度。

第四，外向型经济发展使企业更多接触国际市场，获得更多优质的、能够带来技术溢出效应的外商直接投资，为绿色技术的研发和扩散创造条件，也为环境规制政策的更好推行建立基础。各城市应从自身资源禀赋和区位特性出发，立足于全球市场需求，通过促进外资利用和出口贸易，逐步提高对外开放水平，促进外向型经济的发展。外向型经济的发展有利于当地企业进行技术改造升级，更多地运用绿色生产技术，从而改善区域环境质量。

参考文献

- 安志、路瑶、张郁(2018):《技术创新、自主品牌与本土企业出口参与》,《当代经济科学》第6期,第91~97页。
- 毕克新、杨朝均、黄平(2011):《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》,《中国软科学》第9期,第172~180页。
- 蔡昉、都阳、王美艳(2008):《经济发展方式转变与节能减排内在动力》,《经济研究》第6期,第4~11页。
- 程开明(2009):《城市化、技术创新与经济增长》,北京:中国统计出版社,第200~220页。
- 崔远森、方霞、沈璐敏(2018):《出口经验能促进中国对“一带一路”国家的直接投资吗——基于微观企业面板数据的实证检验》,《国际贸易问题》第9期,第66~79页。
- 董直庆、蔡啸、王林辉(2014):《技术进步方向、城市用地规模和环境质量》,《经济研究》第10期,第111~124页。
- 董直庆、焦翠红(2015):《环境规制能有效激励清洁技术创新吗?——源于非线性门槛面板模型的新解释》,《东南大学学报(哲学社会科学版)》第2期,第64~74页。
- 冯雪艳、师磊、凌鸿程(2018):《财政分权、产业结构与环境污染》,《软科学》第11期,第25~28页。
- 傅京燕、李丽莎(2010):《要素禀赋与产业国际竞争力的实证研究——基于中国制造业的面板数据》,《管理世界》第10期,第87~98页。
- 傅晓霞、吴利学(2012):《技术差距、创新环境与企业自主研发强度》,《世界经济》第7期,第101~122页。
- 高世楫、陈健鹏(2014):《生态文明建设重在污染防治》,《中国产经》第4期,第14~16页。
- 何为、刘昌义、刘杰等(2015):《环境规制、技术进步与大气环境质量——基于天津市面板数据实证分析》,《科学学与科学技术管理》第5期,第51~61页。
- 胡东滨、蔡洪鹏(2018):《财政分权、经济增长与环境污染:基于省级面板数据的实证分析》,《生态经济》第2期,第84~88页。
- 李玲、陶锋(2012):《中国制造业最优环境规制强度的选择——基于绿色全要素生产率的视角》,《中国工业经济》第5期,第70~82页。
- 李斌、赵新华(2011):《经济结构、技术进步与环境污染——基于中国工业行业数据的分析》,《财经研究》第5期,第1~9页。
- 李树、陈刚(2013):《环境管制与生产率增长——以 APPCL2000 的修订为例》,《经济研究》第1期,第17~31页。
- 李永友、沈坤荣(2008):《我国污染控制政策的减排效果——基于省际工业污染数据的实证分析》,《管理世界》第7期,第7~17页。
- 刘睿劫、张智慧(2012):《中国工业二氧化硫排放趋势及影响因素研究》,《环境污染与防治》第10期,第100~104页。
- 路林书(1988):《外向型经济与中国经济发展》,北京:机械工业出版社。
- 沈国兵、张鑫(2015):《开放程度和经济增长对中国省级工业污染排放的影响》,《世界经济》第4期,第99~125页。
- 沈能、刘凤朝(2012):《高强度的环境规制真能促进技术创新吗?——基于“波特假说”的

再检验》，《中国软科学》第4期，第49~59页。

沈坤荣、金刚、方娴（2017）：《环境规制引起了污染就近转移吗？》，《经济研究》第5期，第44~59页。

宋马林、王舒鸿（2013）：《环境规制、技术进步与经济增长》，《经济研究》第3期，第122~134页。

谭志雄、张阳阳（2015）：《财政分权与环境污染关系实证研究》，《中国人口·资源与环境》第4期，第110~117页。

王锋正、陈方圆（2018）：《董事会治理、环境规制与绿色技术创新——基于我国重污染行业上市公司的实证检验》，《科学学研究》第2期，第361~369页。

王红梅（2016）：《中国环境规制政策工具的比较与选择——基于贝叶斯模型平均（BMA）方法的实证研究》，《中国人口·资源与环境》第9期，第132~138页。

王冬理（2015）：《我国环境规制影响环境效率的机制与实证研究》，长沙：湖南大学硕士学位论文。

王敏、黄滢（2015）：《中国的环境污染与经济增长》，《经济学（季刊）》第1期，第557~578页。

谢守红（2008）：《中国城市外向型经济发展研究》，《经济经纬》第2期，第68~70页。

薛钢、潘孝珍（2012）：《财政分权对中国环境污染影响程度的实证分析》，《中国人口·资源与环境》第1期，第83~89页。

叶琴、曾刚、戴勤劼等（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》，《中国人口·资源与环境》第2期，第13页。

原毅军、谢荣辉（2014）：《环境规制的产业结构调整效应研究——基于中国省际面板数据的实证检验》，《中国工业经济》第8期，第57~69页。

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》，《资源科学》第3期，第567~576页。

张中元、赵国庆（2012）：《FDI、环境规制与技术进步——基于中国省级数据的实证分析》，《数量经济技术经济研究》第4期，第19~32页。

张成、陆旸、郭路等（2011）：《环境规制强度和生产技术进步》，《经济研究》第2期，第113~124页。

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》，《宏观经济研究》第7期，第137~150页。

张克中、王娟、崔小勇（2011）：《财政分权与环境污染：碳排放的视角》，《中国工业经济》第10期，第65~75页。

张同斌（2017）：《提高环境规制强度能否“利当前”并“惠长远”》，《财贸经济》第3期，第116~130页。

张晏、龚六堂（2005）：《分税制改革、财政分权与中国经济增长》，《经济学（季刊）》第4期，第75~108页。

张志强（2017）：《环境规制提高了中国城市环境质量吗？——基于“拟自然实验”的证据》，《产业经济研究》第3期，第69~80页。

Albino, V., L. Ardito and R. M. Dangelico, et al. (2014), "Understanding the Development

- Trends of Low-carbon Energy Technologies: A Patent Analysis”, *Applied Energy*, 135 (C), pp. 836 – 854.
- Baumann, F. and T. Friehe (2017), “Design Standards and Technology Adoption: Welfare Effects of Increasing Environmental Fines When the Number of Firms Is Endogenous”, *Environmental Economics and Policy Studies*, 19, p. 427.
- Bréchet, T. and G. Meunier (2014), “Are Clean Technology and Environmental Quality Conflicting Policy Goals?”, *Resource & Energy Economics*, 38 (1), pp. 61 – 83.
- Carrión-Flores, C. E. and R. Innes (2010), “Environmental Innovation and Environmental Performance”, *Journal of Environmental Economics & Management*, 59 (1), pp. 27 – 42.
- Cheng, Z., L. Li and J. Liu (2017), “The Emissions Reduction Effect and Technical Progress Effect of Environmental Regulation Policy Tools”, *Journal of Cleaner Production*, 149, pp. 191 – 205.
- Cohen, M. A. and A. Tubb (2018), “The Impact of Environmental Regulation on Firm and Country Competitiveness: A Meta-Analysis of the Porter Hypothesis”, *Journal of the Association of Environmental and Resource Economists*, 5 (2), pp. 371 – 399.
- Endres, A. and T. Friehe (2011), “Incentives to Diffuse Advanced Abatement Technology under Environmental Liability Law”, *Journal of Environmental Economics & Management*, 62 (1), pp. 30 – 40.
- Johnstone, N., I. Haščič and D. Popp (2010), “Renewable Energy Policies and Technological Innovation: Evidence Based on Patent Counts”, *Environmental & Resource Economics*, 45 (1), pp. 133 – 155.
- Kalt, G. and L. Kranzl (2011), “Assessing the Economic Efficiency of Bioenergy Technologies in Climate Mitigation and Fossil Fuel Replacement in Austria Using a Techno-economic Approach”, *Applied Energy*, 88 (11), pp. 3665 – 3684.
- Lan, J. and A. Munro (2014), “Environmental Regulatory Stringency and the Market for Abatement Goods and Services in China”, *Grips Discussion Papers*, 14 (1), pp. 105 – 123.
- Li, M. and Q. Wang (2017), “Will Technology Advances Alleviate Climate Change? Dual Effects of Technology Change on Aggregate Carbon Dioxide Emissions”, *Energy for Sustainable Development*, 41, pp. 61 – 68.
- Liu, Y., C. Gao and Y. Lu (2017), “The Impact of Urbanization on GHG Emissions in China: The Role of Population Density”, *Journal of Cleaner Production*, 157, pp. 299 – 309.
- Liu, Y., Z. Li and X. Yin (2018), “Environmental Regulation, Technological Innovation and Energy Consumption—A Cross-region Analysis in China”, *Journal of Cleaner Production*, 203, pp. 885 – 897.
- Pavić, I., T. Capuder and I. Kuzle (2016), “Low Carbon Technologies as Providers of Operational Flexibility in Future Power Systems”, *Applied Energy*, 168, pp. 724 – 738.
- Perino, G. and T. Requate (2012), “Does More Stringent Environmental Regulation Induce or Reduce Technology Adoption? When the Rate of Technology Adoption Is Inverted U-shaped”, *Journal of Environmental Economics & Management*, 64 (3), pp. 456 – 467.
- Shama, A. (2007), “Energy Conservation in US Buildings: Solving the High Potential/Low Adoption Paradox from a Behavioural Perspective”, *Energy Policy*, 11 (2), pp. 148 – 167.
- Sigman, H. (2014), “Decentralization and Environmental Quality: An International Analysis of Water Pollution Levels and Variation”, *Land Economics*, 90 (1), pp. 114 – 130.

Tokimatsu, K., S. Konishi and K. Ishihara, et al. (2016), “Role of Innovative Technologies under the Global Zero Emissions Scenarios”, *Applied Energy*, 162, pp. 1483 – 1493.

Wagner, M. (2007), “On the Relationship between Environmental Management, Environmental Innovation and Patenting: Evidence from German Manufacturing Firms”, *Research Policy*, 36 (10), pp. 1587 – 1602.

Yii, K. J. and C. Geetha (2017), “The Nexus between Technology Innovation and CO₂ Emissions in Malaysia: Evidence from Granger Causality Test”, *Energy Procedia*, 105, pp. 3118 – 3124.

Zhang, S., N. Bauer and G. Luderer, et al. (2014), “Role of Technologies in Energy-related CO₂ Mitigation in China within a Climate-protection World: A Scenarios Analysis Using REMIND”, *Applied Energy*, 115 (115), pp. 445 – 455.

Environmental Regulation, Green Technology Innovation and Regional Environmental Quality

WU Li-chao¹, HAN Hua-gui²

(1. Department of International Economics and Business, School of Economics, Xiamen University, Xiamen 361005, China; 2. Financial Department, Post Savings Bank of China, Beijing 100808, China)

Abstract: As environmental issues are increasingly serious, green technology innovation has emerged as a significant approach to achieve economic efficiency and environmental sustainability. This paper studies the relationship between green technology innovation and environmental quality with both theoretical and empirical approaches. The theoretical part analyzes the possible internal mechanism of green technology innovation on improving the environmental quality, and how environmental regulation affects companies' adoption of green technology innovation in the market. For the empirical study, based on the panel data of 285 cities during the year of 2003 – 2015 from the China Urban Statistical Yearbook and the patent database, we use the fixed-effect model and the instrument-variable regression to empirically test the theoretical hypothesis. The empirical results indicate that the enhancement of green technology innovation can improve the regional environmental quality. With more intensive environmental regulation, the application of green technology innovation will increase, and thus better improve the environmental quality. Additionally, the study also shows that the financial decentralization at the provincial level and the development of export-oriented economy both have positive impact on the relationship between green technology innovation and environmental quality. The paper contributes to the literature with the reference value for the improvement of environmental quality in urban areas.

Key Words: green technology innovation; environmental regulation; environmental quality