



No. C2021002

2021-04-26

环境规制与绿色创新——来自中国工业企业的证据

蒋海威、潘士远、余淼杰*

内容提要：本文根据 OECD 绿色专利分类标准衡量了 1998—2007 年中国工业企业绿色创新；以大气污染防治重点城市划分为政策试验，利用工业企业污染排放数据计算中国城市层面污染排放强度来衡量实验组城市污染治理程度。在此基础上，本文使用双重差分模型，研究了环境规制政策对企业绿色创新影响的水平效应。研究发现：第一，在政策试验之后，相较于控制组，实验组城市环境治理强度每提高 1%，企业绿色专利数量增加约 0.05%。第二，环境规制促进了企业进行技术变迁，在政策实验之后，更多实验组企业从非绿色创新转向绿色创新。第三，环境规制对高污染排放强度企业的影响更大，在更大程度上促进这些企业进行绿色创新。

关键词：环境规制 绿色创新 技术变迁 水平效应

* 蒋海威：北京大学国家发展研究院，邮政编码：100871，电子邮箱：hwjiang@pku.edu.cn；潘士远：浙江大学经济学院，邮政编码：310058；余淼杰，北京大学国家发展研究院，邮政编码：100871。

一、引言

如何平衡环境保护和经济发展，一直是各个国家政策制定中的关键问题。中国自改革开放以来的高速增长在一定程度上是以环境污染为代价的（Liu et al., 2021）。2000年，63.5%的城市空气质量处于中度或重度污染状态，中国酸雨面积占国土面积30%，是世界三大酸雨区之一。严峻的环境压力引起了中央政府的重视，中央政府在“十五”规划中制定了环境保护目标以治理环境污染问题，计划到2005年大中城市环境质量得到改善。随着经济发展进入新的阶段，环境治理成为了中国的重要任务。党的十八大以来，我们党对经济形势进行科学判断，对经济社会发展提出了许多重大理论和理念，对发展理念和思路作出及时调整，其中新发展理念是最重要、最主要的，即创新、协调、绿色、开放、共享的发展理念。完整准确全面贯彻新发展理念将引导我国经济发展取得了历史性成就、发生了历史性变革。此后，党中央把生态文明建设放在突出位置，推动生态环境保护的决心之大、力度之大、成效之大前所未有，切实在环境改善和治理污染方面取得长足发展（Greenstone et al., 2021）。2020年9月，中国国家主席习近平在第七十五届联合国大会上提出：“中国将提高国家自主贡献力度，采取更加有力的政策和措施，二氧化碳排放力争于2030年前达到峰值，努力争取2060年前实现碳中和。”以上现实证据说明，中国近年来持续加大环境治理力度，表明了对环境治理的坚定决心。

生态环境保护和绿色发展的成败，在很大程度上取决于企业是否有激励选择和采用绿色生产技术。2019年4月，《关于构建市场导向的绿色技术创新体系的指导意见》进一步细化了绿色技术创新体系建设的路线图和时间表，绿色技术创新成为当前国家生态文明建设的重要任务。一般而言，合理的环境规制政策对技术创新具有积极作用（Porter & Van der Linde, 1995）。与发达市场经济体不同，中国正处于体制转型时期，市场对创新资源的配置存在一定的错配（König et al., 2020）。因此，通过环境规制政策是否能促使产业转型和技术升级尚不能完全确定。

本文参考Liu et al. (2021)，以国家环境保护“十五”计划大气污染防治重点城市划定方案作为政策试验，研究环境规制政策对企业创新的影响。^①该方案是国家环境保护“十五”计划的重要政策。根据《中国大气污染防治法》，我国在2001年12月将113个城市划定为大气污染防治重点城市。^②名单中的重点城市需要遵守相关标准，执行更加严格的环保政策

^① 2001年12月，《国家环境保护“十五”计划》将113个城市划分为国家环境保护重点城市，以加大环境综合整治力度。具体内容请参见http://www.gov.cn/gongbao/content/2002/content_61775.htm。

^② 其中，47个城市是1998年“双达标”城市，包括直辖市、省会城市、沿海开放城市、经济特区和重点旅游城市。其他66个城市，包括《酸雨和二氧化硫污染防治“十五”计划》中要求2005年环境质量达标的城市（两控区），以及其他文化、旅游城市。需要指出的是，1998年“双达标”城市与2001年大气污染防治重点城市的环境治理要求不完全相同，即该政策对两类城市的大气污染治理都具有行政效力。以上城市分布图详见附录图A1。

来提升城市环境质量。中央政府要求大气污染防治重点城市在 2005 年达到大气环境质量标准，具体测度指标包括大气中二氧化硫、二氧化氮、总悬浮颗粒物和可吸入颗粒物浓度。重点城市需要采取各项的防治措施来改善城市能源结构，例如推行清洁生产和建立监测网络，包括推广电、天然气、液化气等清洁能源的使用，减少城市原煤的消费量。相关部门会监督地方政府工作，确保重点城市按期达标，未达标的城市会被追究相关责任。此外，中国环境质量年度报告披露重点城市的污染控制情况，让民众参与监督。因此，被列入大气污染防治重点城市的地方政府面临来自中央政府与地方民众的共同压力。

基于以上讨论可知，被划为大气污染防治重点城市的环境治理力度更大。本文据此构造实验组（大气污染防治重点城市）和控制组（非大气污染防治重点城市），并且参考现有文献的做法（Liu and Qiu, 2016; Png, 2017），利用工业企业污染排放数据计算城市中企业平均污染排放量，衡量城市层面的污染排放强度，进一步精确衡量实验组的政策试验强度，估计在政策试验后环境规制政策强度不同对企业绿色创新影响的水平效应（Level effects）。

^①研究发现，在政策试验之后，相较于控制组，实验组城市环境治理强度每提高 1%，企业绿色专利数量增加 0.057%，企业绿色专利相对数量增加 0.048%。更为重要的是，本文基于技术变迁（Technical change）和企业异质性，探讨并检验了环境规制对企业绿色创新的影响机制。研究结果表明，环境规制显著促进了企业进行技术变迁，更多实验组企业从非绿色创新转向绿色创新。并且规制政策对高污染排放强度企业的影响更大，在更大程度上促进这些企业进行绿色创新。

本研究为中国早期环境规制政策对企业绿色创新影响的效果评估提供了微观企业层面的经验证据。使用不同政策试验强度的双重差分模型（Difference-in-differences, DID），本文定量分析了环境规制政策的政策效果，回答了在研究区间内环境规制政策与企业绿色创新之间的定量影响关系。在此基础上，通过影响机制检验，回答了环境规制政策与企业绿色创新如何产生联系。这为如何贯彻执行新发展理念中的绿色发展提供了经验证据。

本文余下部分安排如下：第二节介绍相关文献以及本文对现有研究的补充和贡献。第三节介绍本文使用的数据以及关键变量的构建。第四节讨论实证模型的假设与设定。第五节汇报基准回归结果，进行稳健性检验。第六节基于研究主要结论，讨论影响机制并进行检验。第七节对本文内容进行总结。

^① 相比于现有研究，在本文样本时间，环境规制政策相对较少且目标较为集中，受到其他环境规制政策的干扰较少，在一定程度上保证了定量分析的准确性。例如，在 2014 年两会之后，中国对于环境治理在多个方面进行了前所未有的监管改革，包括：首次将 PM2.5 认定为主要污染物，并设定国家最高标准；将污染治理作为政府官员考核和晋升的硬指标之一；启动全国范围内的实时空气质量监测与披露计划；实施一系列环境政策，包括七个碳排放交易权试点项目与客运系统的电气化（Greenstone et al., 2021）。

二、文献综述

本节就中国环境治理相关问题、环境规制与绿色创新、环境规制与技术变迁三个方面对相关文献进行总结归纳。

（一）中国环境治理相关问题

中国环境治理体系是一个分权结构体系，中央政府是政策制定者，地方政府是政策执行者，即地方政府需要按照中央政府的要求，负责解决本地区的环境污染问题。由于执行环保政策在一定程度上需要牺牲当地经济发展，一些文献认为地方政府没有激励去解决环境污染问题，导致这种治理体系存在效率低下的问题（如 Wang et al., 2003）。随着经济高速发展，中国环境污染的负面影响日益严重（陈诗一和陈登科，2018），导致民众对环境治理的诉求增强（郑思齐等，2013），中央政府逐渐重视环境治理工作。虽然中央政府与地方政府存在信息不对称问题，然而随着中央政府监管深入（Zhang et al., 2018），以及环境治理成效与地方官员晋升挂钩（He et al., 2020），中央与地方政府的委托代理问题有所缓解。许多文献从宏观层面和微观层面证实了中国环境政策能够有效减少环境污染（Liu et al., 2021; Liu et al., 2017; 宋弘等，2019）。

中国环境治理既有正面影响，也存在负面影响。一方面，环境污染不仅影响人民生活质量，还危及人民生命健康。而环境治理除了直接改善环境质量，还降低了人口死亡率（He et al., 2016）。另一方面，环境规制政策将部分环境治理成本转移给企业，如支付排污费与其他污染治理费用。为了使污染排放达标，企业需要资金购买环保生产与排放设施。He et al. (2020) 利用河流上下游企业的排污管制强度不同进行实证分析，研究发现执行严格的废水排放标准会显著降低企业全要素生产率。其他研究利用中国工业企业数据，发现环境规制政策导致企业利润、资本、劳动需求明显下降（Liu et al., 2021; Fan et al., 2019）。本文以大气污染防治重点城市划分为例，研究了环境规制政策对企业绿色创新的影响，对现有文献进行了有益的补充。

（二）环境规制与绿色创新

现有文献证实了环境规制与绿色创新紧密相关。Popp (2002) 研究发现，环境规制政策会影响能源价格，而能源价格的提高会促使企业进行绿色创新。Aghion et al. (2016) 将汽车制造行业的专利分为绿色专利与非绿色专利，发现含税燃料价格提高会让企业投入绿色创新研发活动。这些研究表明，环境税等环境规制政策通过鼓励企业进行绿色创新，进而减少污染排放。^①一些国内学者也研究了环境规制与绿色创新的关系。Liu et al. (2021) 以 WTO 作

^① 然而，Acemoglu et al. (2012) 指出，只使用排污税激励创新容易造成过度征税的问题，政府还需要投入资金补贴科研。对此，Aghion et al. (2019) 认为，政府要使用多种手段（征税与补贴）多维度、高强度的激励绿色创新。其次，由于推迟执行会显著增加未来技术转型的成本，应尽早出台并执行这些政策。

为外生冲击，研究认为环境规制促使了企业技术升级，从而提高了生产率。本文基于该研究结论，进行了合理的识别假设和设定，进一步研究了中国环境规制与企业绿色创新的因果效应。

齐绍洲等（2018）以排污权交易试点政策为例，研究发现该政策促进了试点地区污染行业内上市公司的绿色创新活动。陶锋等（2021）利用环保目标责任制政策体系衡量环境规制程度，研究发现在专利组别层面，环境规制促进了绿色专利申请数量的提升。李依等（2021）以首轮中央环保督察行动为准自然实验，发现环境规制的创新补偿效应提高了上市公司的绿色创新。徐佳和崔静波（2020）研究了低碳城市试点政策的效应，也发现该政策促进了上市公司绿色创新。本文对上述文献的边际贡献在于以下两点：首先，这些研究利用政策试验区分实验组与控制组，研究了环境规制对绿色创新的**相对效应**（Relative effects）。本文在政策试验分组的基础上，衡量了实验组政策试验强度，进而研究了环境规制对企业绿色创新的**水平效应**。本文为环境规制政策的效果评估提供了更为准确的经验证据。其次，以往的研究对象多为上市公司，本文利用中国工业企业数据及污染排放数据，将该主题的研究扩展到更为广泛的企业样本。

一些文献对环境管制对绿色创新的影响进行了异质性分析。Johnstone et al.（2010）研究发现，不同类型可再生能源政策对绿色技术创新的影响不同。Noailly & Smeets（2015）研究发现，企业规模是企业绿色创新的重要影响因素，小型企业是可再生能源的创新的的主力，而大型企业会同时进行新能源和传统燃料的相关创新。Nesta et al.（2014）指出，大型能源企业不愿意投入资源研究清洁能源替代现有的产品技术，而市场潜在的进入者更有激励进行绿色创新，所以降低能源行业的准入门槛能够增强环境规制政策对绿色创新的促进作用。本文利用工业企业污染排放的详细数据，将企业区分为不同污染排放强度，进而探讨了环境规制对不同特征企业绿色创新影响的异质性，提供了新的研究视角。

（三）环境规制与技术变迁

除了增量绿色创新，本文也关注了环境规制对企业技术变迁的影响。鼓励绿色创新是环境规制政策的重要内容，企业采用绿色技术可以从根源上解决环境污染问题。然而，创新属于企业的内生决策，在不同的政策环境下会从事不同类型的研发活动。^① Popp（2002）认为，企业既有的知识水平与创新能力会决定企业创新方向。Aghion et al.（2016）研究发现，在过去从事污染型创新的企业在未来更有可能投入污染型创新的研究，表明污染型创新有一定的路径依赖。Acemoglu et al.（2012，2016）将生产投入分为污染部门与清洁部门，研究发现外部政策激励对绿色创新是极其重要的。如果缺失环境规制，企业会自发在污染部门中进行创新。并且由于污染部门的生产率在一开始比清洁部门更高，企业还会加大污染部门投入，从

李青原和肖泽华（2020）指出，排污收费政策倒逼提高了企业绿色创新，而环保补助却挤出了企业绿色创新。

^① 其他外部因素同样会引发企业发生技术变迁，如能源价格、产品市场规模、技术水平等（Noailly & Smeets，2015）。

而引发环境污染，即产生创新的市场规模效应（Acemoglu, 2002）。但是，绿色创新相关政策会在长期中产生更加积极的影响，因为一旦清洁部门的生产效率超过污染部门，那么企业会进行技术变迁，自主选择清洁部门中创新（Popp & Newell, 2012）。以上研究表明污染企业投入绿色技术创新有明显的路径依赖特征，可能将企业锁定在某一种类型的创新中，但也有企业选择通过技术变迁打破路径依赖。本文在研究环境规制与绿色创新数量的基础上，进一步探究了环境规制政策是否驱使企业进行技术变迁（即从非绿色创新转变为绿色创新），以提供合理的经济学解释。

三、数据及变量

（一）数据

1、中国工业企业数据

中国工业企业数据库是由国家统计局主导调查而得到的企业微观数据库。本文所使用的1998—2007年中国规模以上工业企业数据库，包含所有国有企业和年主营业务收入500万元以上的非国有企业。该数据库中的企业广泛地分布在中国31个省、直辖市、自治区，以及各个制造业。样本量从1998年约15万到2007年约31万，总的观测值数量约为205万。该数据库包含丰富的企业信息，包括企业名称、地址、企业所有制、行业分类、员工人数、销售额、总产出、出口额、总资产等100多个指标。为了减少系统性误差，本文参考Yu(2015)，删除了出现下列情况的观测值：主营业务收入小于500万元、流动资产大于总资产、固定资产总额大于总资产、固定资产净值大于总资产。

2、中国专利数据

中国专利数据库包含了向国家知识产权局申请的所有专利，本文使用的数据记录了1985—2016年所有在中国国家知识产权局登记的专利，其中包含约677万条发明专利、626万条实用新型专利、417万条外观设计专利，以及每条专利所对应的专利信息、申请者信息与专利权利信息。其中，专利信息含有专利名称、专利号、申请时间、公开公告号、公开公告日、国际专利分类号。专利申请者信息含有专利申请人姓名、地址、邮编、所在国家或省份。专利权利信息含有专利设计人姓名、优先权、代理人、专利引用信息等。本文参考现有文献的做法，将中国专利数据与中国工业企业数据进行合并（寇宗来和刘学悦，2020；潘士远和蒋海威，2020）。^①

3、中国污染排放数据库

中国污染排放数据库是中国最详细的环境调查数据，包含企业层面的污染排放数据。该数据库以县（市）作为基本统计单位，涵盖了每年约85%的主要污染物排放，如二氧化硫，

^① 本文根据企业名称和专利申请者名字进行两者的信息合并，主要分为以下几个步骤：处理工业企业数据库企业名称和专利申请者名字，获取两者的长名字；进一步处理企业和专利申请者的长名字，获取短名字；根据长名字、短名字精确匹配；计算两者名字相似度，进行模糊匹配；对模糊匹配结果进行人工检查，识别匹配观测值。

被学界广泛采用（如 Liu et al., 2021）。^①该数据由中国生态环境部（原环保部）建立，覆盖所有主要污染排放来源。企业每季度上报污染排放数据，经由地方环保局、省级环保局，最终由生态环境部汇总编制。该数据真实性和可靠性较高，主要原因如下：（1）当地环保局会通过未经通知的检查和监测活动来确认企业上报数据质量。（2）国家和省级环保部门经常以各种方式审查当地环保局的统计工作，包括随机抽查。如发现问题，必要时进行现场检查。（3）上级政府会对当地企业污染排放直接进行飞行检查、交叉检查和现场核查。该数据包含企业基本信息，如企业名称、企业法人代表、地区代码和行业代码；污染排放信息，如二氧化硫排放量、COD 排放量。本文根据企业法人代表和统计年份，将中国工业企业污染排放数据与中国工业企业数据进行匹配。

4、中国城市层面数据

本文通过《中国城市统计年鉴》构造了 1998—2007 年中国城市面板数据，该年鉴是全面反映中国城市经济与社会发展情况的资料性年刊，收录了超过 300 个地级市的统计数据，涵盖了城市人口、就业、劳动力、综合经济、农业、工业、固定资产投资、利用外资、财政、教育、交通运输等方面内容。

（二）变量

首先，因为记录了关于创新情况和创新者的详细信息，专利在现有文献中被广泛地用于衡量创新活动。Griliches（1990）研究表明，专利申请可以精确反映创新活动情况。在企业层面，大量研究使用专利来衡量创新（如 Aghion et al., 2016）。其次，基于本文研究背景，绿色专利能够更好地反映企业绿色技术（与环境相关的技术）创新活动的产出。绿色专利是中国推动绿色创新的重要手段，也是现有研究衡量绿色创新的主要指标（齐绍洲等，2018；方先明和那晋领，2020）。^②本文参考现有文献（如 Aghion et al., 2016；Fan et al., 2019），基于 OECD 发布的绿色专利划分标准，利用专利 International Patent Classification（IPC）分类号，将专利区分为绿色专利和非绿色专利，计算得到中国工业企业的绿色专利数量。^③此

^① 本文将工业企业污染排放数据加总到城市层面，获得城市层面的污染排放数据，原因如下：在早期数据中，获取城市空气质量信息的渠道有限。自 2000 年以来，中国通过两种方式发布空气污染数据：自 2000 年起，开始发布空气质量数据，包括空气污染指数（API）和 PM10，但只发布了 42 个城市；2012 年开始发布控制质量的城市数量增至 120 个（Khanna et al., 2021）。

^② 2017 年 8 月 1 日起实施的《专利优先审查管理办法》是为了促进产业结构优化升级，推进国家知识产权战略实施和知识产权强国建设，服务创新驱动发展，完善专利审查程序而制定的法规。该办法明确“涉及节能环保、新一代信息技术、生物、高端装备制造、新能源、新材料、新能源汽车和智能制造等国家重点发展产业”的专利可以请求优先审查。

^③ 该绿色专利划分标准通过在九个相关领域定义了绿色专利，分别为：环境管理类；水相关适应技术类；生物多样性保护与生态系统健康类；能源生产、传输或分配相关的缓解技术类；温室气体的捕获、储存、隔离或处理类；与运输有关的气候变化缓解技术类；与建筑物有关的气候变化缓解技术类；与废水处

外，专利数量在不同的专利类别中可能存在不同的时间趋势，本文参照 Hall et al. (2001) 的做法，以相同年份、相同行业中的绿色专利总数作为权重，对企业创新指标进行调整，得到企业绿色专利相对数量。^①由于样本专利指标分布存在右偏分布问题，本文对以上变量加 1 后取对数，作为本文的被解释变量。

本文其他变量均通过数据直接获取或计算得到，具体定义及描述性统计信息报告在表 1 中。

表 1 变量描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	定义
$\ln(\text{Green})$	236386	0.091	3.159	企业绿色专利数量加1后取对数
$\ln(\text{Scaled green})$	236386	0.078	2.687	企业绿色专利相对数量加1后取对数
$\ln(\text{Output})$	236386	10.823	1.408	企业产出总额取对数
Age	236386	16.858	52.329	企业年龄
Capital/labor	236386	1.003	4.605	企业资本劳动比（百元/人）
Joint Venture	236386	0.217	0.412	企业是否为合资企业
Exporter	236386	0.316	0.465	企业是否为出口企业
$\ln(\text{Sulfur01})$	236386	10.166	2.429	城市2001年二氧化硫平均排放量取对数
$\ln(\text{GDP})$	236386	6.679	1.055	城市GDP取对数
$\ln(\text{Colleges})$	236386	2.025	1.089	城市高等院校数量取对数

四、实证策略

本节基于相关文献的实证方法，对识别问题和识别假设进行讨论，最后设定本文的实证模型。

（一）实证模型理论基础

参考 Liu et al. (2021)，以大气污染防治重点城市划定作为政策试验工具，可以利用实验组（被列入大气污染防治重点城市）和控制组（未被列入大气污染防治重点城市）检验两个组别之间绿色创新差异，估计式子如下：^②

$$\ln(\text{Green innovation})_{ict} = \alpha + \beta \text{KCAPC}_c \times \text{Post}_t + \delta_i + \delta_t + \varepsilon_{ict} \quad (1)$$

式中， i 代表企业， c 代表城市， t 代表年份。 $\ln(\text{Green Innovation})_{ict}$ 代表企业绿色创新情况。 KCAPC_c 为虚拟变量，实验组取 1，非实验组取 0。 Post_t 为虚拟变量，2002 年（政策试验开

理或废物管理有关的气候变化缓解技术类；产品生产和加工过程的气候变化缓解技术类。更细致的划分标准请参见 Haščič & Migotto (2015)。

^① 相对绿色专利数量的计算公式为 $\text{Scaled green patent}_{it} = \sum_k^M \frac{n_{ikt}}{N_{kt}}$ ，其中 i 表示企业， t 表示年份，

k 代表绿色专利分类（本文使用 IPC 分类 1 位码作为专利类别）， M 为数据中所有的绿色专利类别。 n_{ikt} 表示企业 i 在 t 年申请绿色专利类别 k 的专利数量，而 N_{kt} 表示 t 年所有申请绿色类别 k 的专利数量。

^② 该设定为双重差分模型的基本形式，详细讨论请参见 Bertrand et al. (2004)。

始年份) 及之后取 1, 其他情况取 0。 δ_i 为企业固定效应, 用以控制不随时间变化的企业特征。 δ_t 为时间固定效应, 用以控制随时间变化的宏观冲击。 ε_{ict} 为随机误差项。 $KCAPC_c \times Post_t$ 为该设定的主要研究对象, 用以估计在政策试验之后, 实验组和控制组之间企业的绿色创新变化差异, 即平均处理效应 (Average treatment effect)。^①

本文在未控制协变量的情况下, 从数据上简要探讨该政策试验与企业绿色创新的关系。图 1 显示了在样本区间内, 实验组城市和控制组城市中企业平均绿色创新数量的趋势。可以发现, 在政策试验之前, 实验组和控制组的绿色创新强度差异不明显。而在政策试验 (2002 年) 之后, 实验组企业的平均绿色创新数量增加的幅度大于控制组, 两个组别之间的企业平均绿色创新数量出现显著差异。^②

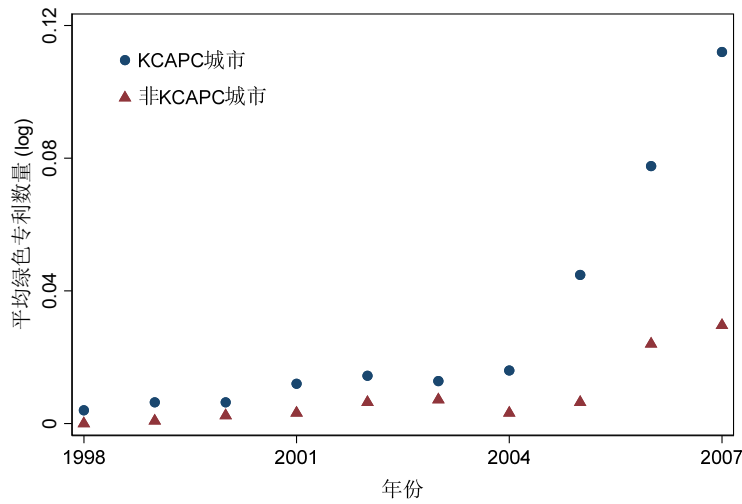


图 1 政策试验和绿色创新趋势

(二) 识别问题及假设

以上实证模型设定的识别问题主要可能来自遗漏变量和反向因果两个方面, 本节就这两方面进行讨论, 并作合理的识别假设。

1、遗漏变量导致估计偏误

在式 (1) 中, 当解释变量 $KCAPC_c \times Post_t$ 与随机误差项 ε_{ict} 不存在相关关系时, 该估计模型不存在遗漏变量问题, 即 $cov(KCAPC_c \times Post_t, \varepsilon_{ict} | \mathbf{X}_{ict}) = 0$, 其中 \mathbf{X}_{ict} 表示所有协变量。因此, 只有两种情况可能会造成潜在的估计偏误, 即 $cov(KCAPC_c, \varepsilon_{ict} | \mathbf{X}_{ict}) \neq 0$ 以及 $cov(Post_t, \varepsilon_{ict} | \mathbf{X}_{ict}) \neq 0$ 。

^① 该平均处理效应为:
$$\beta = (\ln(\text{Green innovation})_{KCAPC=1, Post=1} - \ln(\text{Green innovation})_{KCAPC=1, Post=0}) - (\ln(\text{Green innovation})_{KCAPC=0, Post=1} - \ln(\text{Green innovation})_{KCAPC=0, Post=0})$$

^② 实验组和控制组中企业绿色创新强度在 2002、2003 年差异不明显, 这可能是由于创新是一个长期的过程, 需要经历设计、研发等诸多过程 (Mansfield, 1991), 不能在政策试验初期立刻产生反应。

1.1、实验组非随机选择导致估计偏误

虚拟变量 $KCAPC_c$ 与随机误差项 ε_{ict} 存在相关关系时，表明存在其他变量影响一个城市是否被列入大气污染防治重点城市，这会导致实验组存在非随机选择问题。为了解决该识别问题，本文作了以下两个方面处理。

第一，参考 Lu et al. (2017)，识别城市被列入大气污染防治重点城市的影响因素。具体而言，以 1998 年城市层面经济统计主要变量作为解释变量，以 $KCAPC_c$ 作为被解释变量，估计影响城市被列入防治重点城市名单的因素，将其作为控制变量增加到估计模型中。其中，解释变量主要分为三类：（1）经济发展相关变量，包括城市经济规模、外商直接投资规模。

（2）产业劳动力结构及人力资本相关变量，包括第二产业劳动力占比、第三产业劳动力占比、人口规模、高等教育院校数量。（3）城市基础建设相关变量，包括铁路客运量、邮政局数量。估计结果（附录表 A1）显示，城市经济规模 $\ln(\text{GDP})$ 和城市高等教育院校数量 $\ln(\text{Colleges})$ 对实验组选择存在显著正向影响，即城市经济规模和高等教育发展会影响一个城市是否被划分为大气污染防治重点城市。^①因此，本文在式（1）基础上增加了以上两个控制变量。此外，考虑到城市层面不随时间变化的特征可能对实验组选择存在影响，进一步控制了城市固定效应。

第二，控制了企业层面随时间变化的变量，以控制城市之间企业特征的差异。参考现有文献（如 Lu et al., 2017），增加了以下企业层面控制变量，产出规模 $\ln(\text{Output})$ 、企业年龄 Age、资本劳动比 Capital/labor。

1.2、政策试验时间非随机选择导致估计偏误

政策时间虚拟变量 $Post_t$ 与随机误差项 ε_{ict} 若存在相关关系，是由大气污染防治重点城市划定的时间非随机选择问题造成。对于，本文作以下三个方面的讨论。

第一，大气污染防治重点城市划定方案是不可预期的。首先，污染防治城市名单制定的标准经过一定时间的试验和完善，在 2001 年以前是不可预计的。^②其次，城市污染治理的目标在政策试验以前是未知的。在此之前，城市污染防治主要以酸雨和二氧化硫控制作为主要目标，而该政策的出台要求实验组城市的空气质量需要达到更为全面的标准，即《环境空气质量标准（GB3095-1996）》。^③

第二，排除同时期其他重要政策的影响。其中，最为重要的一项影响政策为中国加入 WTO。根据文献研究，本文认为该事件主要通过外商直接投资（FDI）、进出口影响中国企业创新（如 Chen et al., 2019; Lim et al., 2018）。因此，为了减轻该事件带来的估计偏误，本文进一步在估计模型中控制了是否合资企业 Joint Venture、是否出口企业 Exporter。

^① 在附录表 A1 中，本文将城市层面的三类变量逐步加入模型，使用 OLS 模型进行估计，估计结果一致。此外，考虑到被解释变量为虚拟变量，本文使用 Probit 模型进行估计，估计结果稳健。

^② 大气污染防治重点城市具体选择标准为：城市经济综合能力、环境污染现状、是否为两控区。

^③ 实验组城市空气质量标准具体要求如下：SO₂、TSP、PM₁₀、NO_x 的年平均浓度要求分别为 0.02、0.08、0.04、0.05 毫克/立方米。

第三，排除同时期其他政策的影响。名单中的一些城市会在同期出台相关政策，不通过环境治理渠道影响企业绿色创新，如专利促进政策，这也会导致估计系数偏误。参考 Png (2017)，本文尝试在识别中准确衡量因实验组大气污染防治程度变化而导致的绿色创新变化。具体而言，利用实验组在政策试验区间内城市中所有企业平均二氧化硫排放浓度变化率 $\frac{\Delta Sulfur_{07-01}}{Surful01}$ 替代虚拟变量 $KCAPC$ ，构建 DID 估计的交叉项。^①同时，考虑到政策试验区间内可能存在其他政策对二氧化硫排放强度造成影响，本文进一步参考 Liu & Qiu (2016) 的方法进行相应的处理。具体而言，本文考察了政策试验未开始时期（2001 年）地区内所有企业二氧化硫排放平均排放量 $\ln(Surful01)$ 与政策试验区间内地区平均二氧化硫排放浓度变化率 $\frac{\Delta Sulfur_{07-01}}{Surful01}$ 的关系（图 2）。结果显示，这两个变量存在显著负相关关系，即政策试验前平均二氧化硫排放浓度越高，在政策试验区间内排放减少的强度越大。本文认为，相对于排放变化率，政策试验前二氧化硫排放平均排放量相对更加外生，且与前者存在显著相关关系，能够更好地衡量实验组大气污染防治程度变化。因此，在本文实证分析中，使用 $\ln(Surful01)$ 替代政策虚拟变量 $KCAPC$ ，构建 DID 模型解释变量，即 $\ln(Surful01)_c \times Post_t$ 。

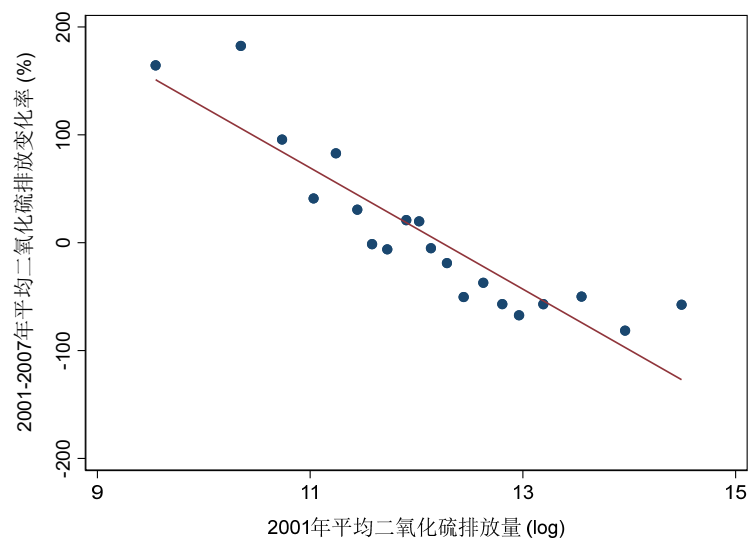


图 2 城市初始（2001 年）二氧化硫平均排放量与二氧化硫排放量变化率的关系

^① 根据“两控区”政策及“十五”规划要求，二氧化硫排放浓度是该时期大气污染防治最重要的目标（Liu et al., 2021）。因此，本文在分析中主要使用二氧化硫排放量作为大气污染的衡量指标。在稳健性检验中，使用其他大气污染衡量指标进行检验。

2、反向因果关系导致估计偏误

在式（1）模型设定中，可能存在反向因果关系而产生估计偏误，即因地区内企业绿色创新数量不同，导致该地区被划为大气污染防治重点城市。为了减轻这一顾虑，本文在下文的分析中进行了平行趋势检验，发现实验组和控制组在政策试验之前，绿色创新数量不存在显著差异。^①

（三）实证模型设定

根据以上讨论，本文设定实证模型如下：

$$\ln(\text{Green innovation})_{ict} = \alpha + \beta \ln(\text{Sulfur01})_c \times \text{Post}_t + \mathbf{X}'_{ct}\gamma + \mathbf{X}'_{ict}\lambda + \delta_i + \delta_c + \delta_t + \varepsilon_{ict} \quad (2)$$

式中， $\ln(\text{Green Innovation})_{ict}$ 代表企业绿色创新数量，使用绿色专利绝对数量（加 1 后取自然对数） $\ln(\text{Green})$ 、绿色专利相对数量（加 1 后取自然对数） $\ln(\text{Scaled green})$ ，两个指标进行衡量。变量 $\ln(\text{Sulfur01})_c$ 含义如下：对于实验组而言，基于初始排放量和排放变化率存在显著相关关系的结论，该变量表示城市 c 在 2001 年企业二氧化硫平均排放量，用以衡量在样本时间区间内大气污染防治程度；对于控制组而言，该变量取值为 0。^② 本文主要研究对象为 β ，若估计系数为正，则表示二氧化硫排放下降程度变大（大气防治强度增加）会增加企业绿色创新；若估计系数为负，则表示大气防治强度增加会减少企业绿色创新。 \mathbf{X}_{ct} 为城市层面控制变量，包括经济规模 $\ln(\text{GDP})$ 和高等院校数量 $\ln(\text{Colleges})$ 。 \mathbf{X}_{ict} 为企业层面控制变量，包括产出规模 $\ln(\text{Output})$ 、企业年龄 Age 、资本劳动比 Capital/labor 、是否合资企业 Joint Venture 、是否出口企业 Exporter 。 δ_c 为城市固定效应，用以控制不随时间变化的城市特征。其他设定与式（1）相同。参考 Liu & Qiu（2016），为了处理潜在的异方差和自相关问题，在实证分析中将标准误聚类到企业层面。

五、实证结果

本节首先对式（2）进行估计，报告基准回归结果。接着，进行回归模型的平行趋势检验。最后，根据估计模型可能存在的问题，进行相应的稳健性检验。

（一）基准回归结果

表 2 报告了式（2）基准回归结果。列（1）以绿色专利数量（加 1 后取对数）作为被解释变量，估计结果显示解释变量对企业绿色创新在 1% 水平上产生显著正向影响。这表明在政策试验后，相较于控制组城市，大气治理强度越大（即初始二氧化硫排放量越高）的实验组城市中的企业绿色专利数量显著增加。在经济意义方面，实验组城市初始二氧化硫排放量

^① 图 1 中的数据变化趋势同时也简要表明（未控制其他影响因素），实验组和控制组在政策试验之前，被解释变量不存在显著差异。

^② 参考 Png（2017），本文构造该变量的目的在于衡量实验组和控制组城市因大气污染防治重点城市划定而产生环境治理程度差异。因此，对于控制组而言，其大气污染防治的效果不是由本文关注的政策试验所引起的。

每提高 1%，企业绿色专利数量平均增加 0.057%。^①列（2）以绿色专利相对数量（加 1 后取对数）作为被解释变量，估计结果显示解释变量对企业绿色创新在 1%水平上产生显著正向影响，同样表明在政策试验后，相较于控制组，实验组大气治理强度增强导致其中企业绿色创新增加。估计系数表明，实验组城市初始二氧化硫排放量每提高 1%，企业绿色专利相对数量平均增加 0.048%。^②在控制变量中，企业产出规模、城市经济规模与企业绿色创新数量存在显著正相关关系；而其他协变量估计系数不显著，这可能是由于其中的部分效应被固定效应吸收。综合以上分析，基准模型估计结果表明，在政策试验之后，相较于控制组，实验组企业绿色创新数量增加，即大气污染防治提高了企业绿色创新数量。

表 2 基准回归

被解释变量	(1) <i>ln(Green)</i>	(2) <i>ln(Scaled green)</i>
<i>ln(Sulfur01) × Post</i>	0.0572*** (0.0199)	0.0475*** (0.0182)
<i>ln(Output)</i>	0.0614*** (0.0204)	0.0477*** (0.0171)
<i>Age</i>	-0.0017 (0.0044)	-0.0023 (0.0043)
<i>Capital/labor</i>	-0.0065 (0.0083)	-0.0077 (0.0082)
<i>Exporter</i>	0.0081 (0.0320)	0.0114 (0.0267)
<i>Joint Venture</i>	-0.1923 (0.1366)	-0.1594 (0.1150)
<i>ln(GDP)</i>	0.1620* (0.0869)	0.1308* (0.0743)
<i>ln(Colleges)</i>	-0.0125 (0.0369)	-0.0069 (0.0321)
企业固定效应	是	是
城市固定效应	是	是
时间固定效应	是	是
<i>R</i> ²	0.387	0.381
观测值	236386	236386

注：表中括号内的数字为企业聚类标准误。*表示 10%水平显著，**表示 5%水平显著，***表示 1%水平显著。

^① 环境规制对不同类型绿色专利的影响可能不同（齐绍洲等，2018）。本文以绿色专利数量（计数形式）作为被解释变量，使用固定效应 Poisson 模型对基准回归模型进行估计，结果依然稳健（附录表 A2）。

^② 本文被解释变量绿色专利数量为发明专利数量和实用新型专利数量的加总。以两类专利单独作为被解释变量，其他设定不变，估计结果稳健（附录表 A3），即大气污染防治提高了实验组在政策试验后绿色发明专利数量和绿色实用新型专利数量。

(二) 平行趋势检验

以上 DID 估计结果成立存在前提条件, 需要满足实验组和控制组的被解释变量在政策试验前的变化趋势是一致的条件。对此, 本文通过增加年份虚拟变量, 检验实验组和控制组在政策试验前是否存在平行趋势。估计模型如下:

$$\begin{aligned} \ln(\text{Green innovation})_{ict} = & \alpha + \beta_1 \ln(\text{Sulfur01})_c \times \text{Year1999}_t + \beta_2 \ln(\text{Sulfur01})_c \times \text{Year2000}_t \\ & + \beta_3 \ln(\text{Sulfur01})_c \times \text{Year2001}_t + \beta_4 \ln(\text{Sulfur01})_c \times \text{Post}_t \\ & + \mathbf{X}'_{ct} \gamma + \mathbf{X}'_{ict} \lambda + \delta_i + \delta_c + \delta_t + \varepsilon_{ict} \end{aligned} \quad (3)$$

本文以 1998 年作为基期, 设定了三个年份虚拟变量来表示对应的年份。三个交叉项对应的估计系数 β_1 、 β_2 、 β_3 是该估计模型的关注重点, 其显著性可以表明实验组和控制组在政策试验之前绿色创新程度是否存在差异。此外, 该设定也检验了被列入大气污染防治重点名单城市中的企业本身绿色创新能力是否更强。

式 (3) 的估计结果报告在表 3 中。无论是以企业绿色专利数量, 还是以企业绿色专利相对数量作为被解释变量, 交叉项的估计系数均不具统计显著性, 即实验组和控制组在政策试验之前企业绿色专利数量不存在显著差异。该结果表明, 本文设定的 DID 模型满足平行趋势假设。此外, $\ln(\text{Sulfur01}) \times \text{Post}$ 估计系数显著为正, 表明在政策试验开始后, 实验组大气污染防治强度越大, 导致实验组内企业绿色创新增加, 支持了基准回归结果。

表 3 平行趋势检验

	(1)	(2)
被解释变量	$\ln(\text{Green})$	$\ln(\text{Scaled green})$
$\ln(\text{Sulfur01}) \times \text{Year1999}$	0.0154 (0.0229)	0.0152 (0.0228)
$\ln(\text{Sulfur01}) \times \text{Year2000}$	0.0371 (0.0268)	0.0334 (0.0254)
$\ln(\text{Sulfur01}) \times \text{Year2001}$	0.0089 (0.0293)	0.0092 (0.0287)
$\ln(\text{Sulfur01}) \times \text{Post}$	0.0651*** (0.0246)	0.0556** (0.0230)
企业控制变量	是	是
城市控制变量	是	是
企业固定效应	是	是
城市固定效应	是	是
时间固定效应	是	是
R^2	0.387	0.381
观测值	236386	236386

注: 企业控制变量包括 $\ln(\text{Output})$ 、Age、Capital/labor、Exporter、Joint Venture。城市控制变量包括 $\ln(\text{GDP})$ 、 $\ln(\text{Colleges})$ 。表中括号内的数字为企业聚类标准误。*表示 10% 水平显著, **表示 5% 水平显著, ***表示 1% 水平显著。

（三）稳健性检验

1、模型设定相关讨论

第一，根据前文讨论，控制二氧化硫排放是本文政策试验最为重要的目的。因此，本文在基准回归中用二氧化硫减排衡量实验组大气污染治理程度。在稳健性检验中，使用大气质量标准的另一个指标，氮氧化物排放量，构建 DID 模型的交叉项。表 4 列（1）和列（2）回归结果表明，使用氮氧化物排放构建解释变量，估计系数依然显著为正，即表明实验组氮氧化物减排程度增加促进了企业绿色创新，支持了基准回归结果。

第二，在基准回归中，我们将标准误聚类到企业层面。考虑到解释变量为城市层面变量，在稳健性检验中使用二维标准误（Two-way cluster standard errors），即将标准误聚类到企业、城市层面（Png, 2017）。估计结果报告在表 4 的列（3）和列（4），该设定下的估计结果与基准回归结果一致。

第三，如前文所述，大气污染防治重点城市名单 113 个城市分为两批，其中第一批 47 个城市也被划入“两控区”。为了分离“两控区”政策可能带来的影响，本文将这些处于这些城市的企业样本剔除，再次进行估计。表 4 列（5）和列（6）显示，以第二批大气污染防治重点城市作为实验组，回归结果稳健。

表 4 稳健性检验——模型设定

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
被解释变量	$\ln(\text{Green})$	$\ln(\text{Scaled green})$	$\ln(\text{Green})$	$\ln(\text{Scaled green})$	$\ln(\text{Green})$	$\ln(\text{Scaled green})$
$\ln(\text{Nitrogen01}) \times \text{Post}$	0.0144*** (0.0039)	0.0113*** (0.0033)				
$\ln(\text{Sulfur01}) \times \text{Post}$			0.0572*** (0.0210)	0.0475** (0.0190)	0.0534* (0.0309)	0.0480* (0.0276)
企业控制变量	是	是	是	是	是	是
城市控制变量	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
R^2	0.351	0.340	0.387	0.381	0.345	0.329
观测值	212283	212283	236386	236386	143084	143084

注：企业控制变量包括 $\ln(\text{Output})$ 、Age、Capital/labor、Exporter、Joint Venture。城市控制变量包括 $\ln(\text{GDP})$ 、 $\ln(\text{Colleges})$ 。表中列（1）、（2）、（5）、（6）括号内的数字为企业聚类标准误，列（3）、（4）括号内的数字为企业—城市聚类标准误。*表示 10%水平显著，**表示 5%水平显著，***表示 1%水平显著。

2、控制其他影响因素

第一，在地区层面，一些区域性专利保护和促进政策可能会对企业创新产生影响，基准模型对此进行了相应的处理。为了更精确分离该政策的影响，本部分参考 Jiang et al.(2020)，使用各地区是否出台专利保护政策进行控制。在回归中，增加一个虚拟变量，企业所在地区

是否出台专利保护政策（政策出台年份之后等于 1，否则等于 0）。表 5 列（1）和列（2）显示，专利保护政策与企业绿色创新不存在显著关系。此外，关键解释变量的估计系数依然稳健。

第二，在行业层面，贸易自由化是影响国际贸易、国际投资和创新的影响因素。Liu & Qiu（2016）计算了各行业关税削减水平来衡量贸易自由化。本文在稳健性检验中，控制了《国民经济行业分类》2 位码行业与年份的交叉固定效应，以更准确分离贸易自由化带来的影响，估计结果报告在表 5 的列（3）和列（4）。在控制该影响因素后，估计结果与基准回归结果一致。

第三，在企业层面，融资约束是影响企业创新的潜在因素。企业只有获得足够的资金支持，才能开展相应的创新活动（Wallsten, 2000）。本文参考 Cai et al.（2018），定义企业融资约束为利息支付与总资产占比，控制后的估计结果报告在表 5 的列（5）和列（6）。结果显示，融资约束与企业绿色创新无显著关系。同时，关键解释变量的显著性与基准回归结果非常接近。

表 5 稳健性检验——控制其他影响因素

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
被解释变量	$\ln(\text{Green})$	$\ln(\text{Scaled green})$	$\ln(\text{Green})$	$\ln(\text{Scaled green})$	$\ln(\text{Green})$	$\ln(\text{Scaled green})$
$\ln(\text{Sulfur01}) \times \text{Post}$	0.0559*** (0.0198)	0.0466** (0.0181)	0.0453** (0.0208)	0.0373* (0.0192)	0.0573*** (0.0200)	0.0475*** (0.0183)
<i>Patent protection policy</i>	0.0170 (0.0548)	0.0104 (0.0466)				
<i>Financing constraints</i>					0.1042 (0.0827)	0.0968 (0.0720)
行业-年份固定效应	否	否	是	是	否	否
企业控制变量	是	是	是	是	是	是
城市控制变量	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
R^2	0.387	0.381	0.394	0.388	0.387	0.381
观测值	236386	236386	219729	219729	235865	235865

注：企业控制变量包括 $\ln(\text{Output})$ 、Age、Capital/labor、Exporter、Joint Venture。城市控制变量包括 $\ln(\text{GDP})$ 、 $\ln(\text{Colleges})$ 。表中括号内的数字为企业聚类标准误。*表示 10%水平显著，**表示 5%水平显著，***表示 1%水平显著。

3、安慰剂检验

为了进一步排除基准回归结果是由于实验组和控制组分组问题而导致的，我们进行了安慰剂检验。具体而言，随机挑出样本中 89605 个观测值（原实验组观测值数量）作为实验组，其他设定不变。我们将这一过程重复了 500 次，将随机赋予实验组的回归系数报告在图 3。结果显示，以绿色专利数量作为被解释变量，随机赋予实验组得到的回归系数均值为 0.0001，标准差为 0.0023。^①而实际回归系数 0.0572（见表 2）在 99.73%（3 个标准差）置信区间之外。安慰剂检验结果排除了政策试验分组偶然性导致 DID 基准结果的可能。

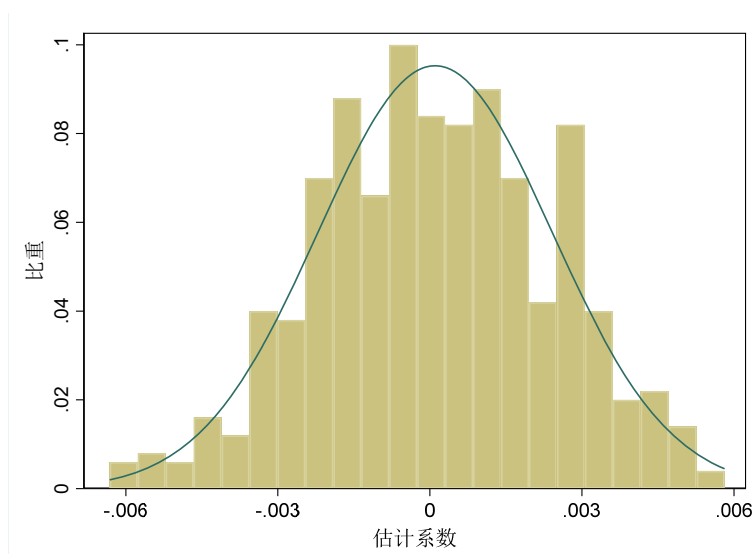


图 3 随机实验组回归结果

综合以上分析，本部分内容讨论了基准回归模型设定的潜在问题，进行了相应的设定和处理。另外，控制了不同层面可能对估计结果产生影响的因素。最后，进行了安慰剂检验。稳健性检验结果均支持基准回归结果，表明在政策试验之后，实验组大气污染防治强度增加导致企业绿色创新增加。

六、影响机制分析

基于主要研究结论，本节旨在探讨大气污染防治政策与企业绿色创新之间的影响机制，即环境规制政策如何影响企业的绿色创新行为？本文主要从技术变迁和企业异质性两个方面进行讨论并检验。

（一）环境规制政策引发企业技术变迁

理论研究认为，外部环境的变化对企业的创新行为及创新方向存在影响（如 Acemoglu et al., 2012; Aghion et al., 2016; Chen et al., 2018）。在实际中，限制落后技术与鼓励先

^① 以绿色专利相对数量作为被解释变量，随机赋予实验组的估计结果报告在附录图 A2 中，估计结果一致。

进技术也是提高生产效率，减少环境污染的重要措施。中国各级政府在“十五”期间制定了多项政策，旨在促使企业生产转型与技术升级。1997年，中央有关部门公布了第一批严重污染空气环境的淘汰工艺与设备。^②1999年，经贸委发布《淘汰落后生产能力、工艺和产品的目录》（第一批），禁止企业使用生产质量低劣，环境污染严重的工艺与装备。^③这些政策直接限制了相关企业的生产经营活动，驱使企业调整生产策略。此外，1998年，中央经济工作会议要求整顿和关闭“五小”企业，并强调了大气污染防治重点城市的落实工作。此类淘汰政策在基层部门中建立层层目标责任制，责任落实到人，从而确保政策有效实施。根据“谁污染，谁负责”的原则，企业需要自负生产改造和技术升级的成本。^④同时，国家也出台了相关政策，鼓励企业研发和采用绿色技术。2002年，中国制定了《清洁生产促进法》，并要求在大气污染防治重点城市贯彻实施清洁生产。政策指出，政府要加大科技投入，将清洁生产项目列为重点，吸引社会资金和银行贷款投入企业实施清洁生产，这在很大程度上促进了企业环保相关技术的研发和升级。该政策推行以后，各省纷纷出台了清洁生产的工作方案，为地区内清洁生产设立总体目标。

综上所述，由于污染排放要求，环境规制政策深刻影响企业的生产方式。对比而言，大气污染防治重点城市面临更加严格的环境质量要求，对技术升级和转变存在更急迫的需求。简而言之，环境规制对企业生产和排放方式提出了更高的要求，改变了企业的创新方向，驱使企业进行与环境相关的绿色创新活动，进而推进生产方式转型。^⑤为了验证这一观点，本文构造了一个虚拟变量来衡量技术变迁。变量 *Technical change* 定义如下：当企业创新情况从上一期 $t-1$ 无绿色专利转变为当期 t 申请绿色专利，认为企业发生了技术变迁，取值为 1；否则取值为 0。以该变量作为被解释变量，OLS 估计结果汇报在表 6 列（1）中，可以发现大气污染治理强度变大显著促进了企业发生绿色技术变迁。由于被解释变量为虚拟变量，本文参考 Fernandez-Val & Weidner（2016），使用固定效应 Probit 模型进行估计，结果报告在列（2）和（3）中，表明大气污染治理强度变大显著提高企业发生技术变迁的概率。以上结果验证了环境规则政策引发企业向绿色创新进行技术变迁的观点。

^② 请参见《关于公布第一批严重污染环境（大气）的淘汰工艺与设备名录的通知》（国经贸资[1997]367号）。主要包括落后生产能力、落后生产工艺装备、落后产品三大类。

^③ 相关部门在后续更新了该目录，并在 2005 年将淘汰目录合并至《产业结构调整指导目录》。

^④ 价格机制也会间接影响企业的创新决策。政府会对环境危害程度高的生产要素进行限制，比如含铅汽油。政府提高了生产要素的价格，严格管理生产要素市场。这些措施会影响相关企业的生产成本。此外，1998 年，政府对企业开始征收二氧化硫排污费，将排污收费扩大至两控区。2002 年，国务院制定了《排污费征收使用管理条例》，意味着污染排放高的企业要承担更多成本，负担过重的企业可能会使用绿色生产技术，转变生产过程。

^⑤ 为了满足污染排放要求，部分企业并非进行绿色创新，而是通过收购外部技术、购买环保排放设备等方式来满足污染排放要求（Fan et al., 2019）。

表 6 影响机制检验——技术变迁

	(1)	(2)	(3)
回归模型	OLS	Probit-NOC	Probit-AN
被解释变量	<i>Technical change</i>	<i>Technical change</i>	<i>Technical change</i>
$\ln(\text{Sulfur01}) \times \text{Post}$	0.0005** (0.0002)	0.5287* (0.3153)	0.5220* (0.3153)
企业控制变量	是	是	是
城市控制变量	是	是	是
企业固定效应	是	是	是
城市固定效应	是	是	是
时间固定效应	是	是	是
R^2 / pseudo R^2	0.215	0.142	0.142
观测值	236386	236386	236386

注：企业控制变量包括 $\ln(\text{Output})$ 、Age、Capital/labor、Exporter、Joint Venture。城市控制变量包括 $\ln(\text{GDP})$ 、 $\ln(\text{Colleges})$ 。表中列（1）括号内的数字为企业聚类标准误。*表示 10%水平显著，**表示 5%水平显著，***表示 1%水平显著。

（二）污染排放强度异质性

环境规则政策对不同特征企业的要求不尽相同，导致不同企业选择不同的应对策略。陈钊和陈乔伊（2019）指出，环境规则政策在中国工业企业的污染排放要求上存在差异。2006年推行的“千家企业节能行动”，要求重点耗能行业中规模最大的一千家企业在“十一五”期间节约 1 亿吨标准煤，首次以法律文件的形式确定了企业的约束性节能指标。本文认为，环境规制政策对高污染排放强度企业的要求可能更高，导致这些企业进行更多的绿色创新研发活动。本文根据工业企业污染排放数据，划分高污染排放企业和低污染排放企业：以每个观测值对应的相同年份相同 4 位码行业的二氧化硫排放量中位数为基准，高于中位数划为高污染排放企业，低于中位数划为低污染排放企业。定义变量 $High_sulfur$ ，高污染排放企业取 1，低污染排放企业取 0。构建三重差分模型（Difference-in-difference-in-differences）进行估计，结果报告在表 7 中。列（1）和列（2）虚拟变量 $High_sulfur$ 估计系数不显著，表明是否高污染排放企业本身与企业绿色创新不相关。但是，解释变量 $\ln(\text{Sulfur01}) \times \text{Post} \times High_sulfur$ 显著为正，表明在政策试验后，大气污染防治强度越大，对实验组中高污染排放企业的绿色创新产生正向影响。^⑥综合以上两项估计系数，可以认为环境规制对高污染排放企业的影响更大，促进这些企业进行了绿色创新。

^⑥ 该变量估计系数的边际效应报告在附录图 A3。

表 7 影响机制检验——企业排放异质性

	(1)	(2)
被解释变量	$\ln(\text{Green})$	$\ln(\text{Scaled green})$
$\ln(\text{Sulfur01}) \times \text{Post} \times \text{High_sulfur}$	0.0991*** (0.0378)	0.0815*** (0.0316)
$\ln(\text{Sulfur01}) \times \text{Post}$	0.0092 (0.0197)	0.0080 (0.0180)
High_sulfur	0.0039 (0.0167)	0.0042 (0.0142)
企业控制变量	是	是
城市控制变量	是	是
企业固定效应	是	是
城市固定效应	是	是
时间固定效应	是	是
R^2	0.387	0.381
观测值	236386	236386

注：企业控制变量包括 $\ln(\text{Output})$ 、Age、Capital/labor、Exporter、Joint Venture。城市控制变量包括 $\ln(\text{GDP})$ 、 $\ln(\text{Colleges})$ 。表中括号内的数字为企业聚类标准误。*表示 10% 水平显著，**表示 5% 水平显著，***表示 1% 水平显著。

七、结论

本文使用中国工业企业数据库和中国专利数据库的匹配数据，根据 OECD 绿色专利分类标准，衡量了中国工业企业绿色专利数量和绿色专利相对数量。以大气污染防治重点城市划分作为政策试验，将样本中城市分为实验组和控制组。并通过工业企业污染排放数据加总计算城市层面污染排放强度，衡量实验组城市污染环境治理强度。进而进行合理的识别假设，设计实证策略，估计实证模型。估计结果表明，在政策试验之后，相较于控制组，实验组城市环境治理强度每提高 1%，企业绿色专利数量增加 0.057%，企业绿色专利相对数量增加 0.048%。在稳健性检验中，针对模型设定的潜在问题进行讨论，更精确控制可能的影响因素，均发现估计结果与基准回归结果一致。

基于上述研究结论，本文探讨并检验了可能的影响机制。首先，外部政策冲击对企业的创新行为及创新方向存在影响。以本文研究的政策试验为例，排放要求提高显著促进了企业进行技术变迁，更多实验组城市中的企业从非绿色创新转向绿色创新。此外，利用企业层面的污染排放数据，将企业分为高污染排放强度和低污染排放强度两个组别，研究环境规制政策对企业绿色创新影响的异质性。估计结果显示，环境规制对高污染排放强度企业的影响更大，在更大程度上促进这些企业进行绿色创新。

绿色是新发展理念的重要组成部分，绿色发展是生态文明建设的必然要求。实践证明，必须贯彻新发展理念，践行绿水青山就是金山银山的理念，推动绿色低碳发展，广泛形成绿色生产生活方式，促进经济社会发展全面绿色转型，建设人与自然和谐共生的现代化。经济

发展不应是对资源和生态环境的竭泽而渔，生态环境保护也不应是舍弃经济发展的缘木求鱼，而是要坚持在发展中保护、在保护中发展，实现经济社会发展与人口、资源、环境相协调。近年来，我国环境治理调整加速，绿色能源技术飞速发展，涌现出一批优秀绿色生产企业，为我国转向绿色发展起到了引领作用。

中国向“30·60目标”迈进的过程中，关键在于全面绿色转型，以能源绿色低碳发展为目标。积极开展绿色创新，将在很大程度上促进技术进步和产业转型升级，推动绿色生产方式替代传统粗放型生产方式。基于主要研究结论，本文提出如下政策建议：第一，合理制定环境规制及环境保护政策，推动形成通过技术创新降低污染排放的减排方式。第二，鼓励企业开展研发活动，将研发重点转向绿色技术领域。第三，重视市场中所有的创新主体，平衡创新资源，以提高整体创新效率。

参考文献

- 陈钊、陈乔伊, 2019: 《中国企业能源利用效率: 异质性、影响因素及政策含义》, 《中国工业经济》第 12 期。
- 陈诗一、陈登科, 2018: 《雾霾污染、政府治理与经济高质量发展》, 《经济研究》第 2 期。
- 方先明、那晋领, 2020: 《创业板上市公司绿色创新溢酬研究》, 《经济研究》第 10 期。
- 寇宗来、刘学悦, 2020: 《中国企业的专利行为: 特征事实以及来自创新政策的影响》, 《经济研究》第 3 期。
- 李青原、肖泽华, 2020: 《异质性环境规制工具与企业绿色创新激励——来自上市企业绿色专利的证据》, 《经济研究》第 9 期。
- 李依、高达、卫平, 2020: 《中央环保督察能否诱发企业绿色创新?》, 《科学学研究》第 2 期。
- 潘士远、蒋海威, 2020: 《融资约束对企业创新的促进效应研究》, 《社会科学战线》第 5 期。
- 齐绍洲、林岫、崔静波, 2018: 《环境权益交易市场能否诱发绿色创新? ——基于我国上市公司绿色专利数据的证据》, 《经济研究》第 12 期。
- 宋弘、孙雅洁、陈登科, 2019: 《政府空气污染治理效应评估——来自中国“低碳城市”建设的经验研究》, 《管理世界》第 6 期。
- 陶锋、赵锦瑜、周浩, 2021: 《环境规制实现了绿色技术创新的“增量提质”吗——来自环保目标责任制的证据》, 《中国工业经济》第 2 期。
- 徐佳、崔静波, 2020: 《低碳城市和企业绿色技术创新》, 《中国工业经济》第 12 期。
- 郑思齐、万广华、孙伟增、罗党论, 2013: 《公众诉求与城市环境治理》, 《管理世界》第 6 期。
- Acemoglu, D., Aghion, P., Bursztyn, L., and Hemous, D., 2012, “The Environment and Directed Technical Change”, *American Economic Review*, 102(1), 131-66.
- Acemoglu, D., Akcigit, U., Hanley, D., and Kerr, W., 2016, “Transition to Clean Technology”, *Journal of Political Economy*, 124(1), 52-104.
- Acemoglu D., 2002, “Directed Technical Change”, *Review of Economic Studies*, 69(4), 781-809.
- Aghion, P., Dechezleprêtre, A., Hemous, D., Martin, R., and Van Reenen, J., 2016, “Carbon Taxes, Path Dependency, and Directed Technical Change: Evidence from the Auto Industry”, *Journal of Political Economy*, 124(1), 1-51.
- Bertrand, M., Duflo, E., and Mullainathan, S., 2004, “How Much Should We Trust Differences-In-Differences Estimates?”, *Quarterly Journal of Economics*, 119(1), 249-275.

Cai, J., Chen, Y., and Wang, X., 2018, “The Impact of Corporate Taxes on Firm Innovation: Evidence from the Corporate Tax Collection Reform in China” , *NBER Working Paper*.

Chen, C., Tian, W., and Yu, M., 2019, “Outward FDI and Domestic Input Distortions: Evidence from Chinese Firms” , *Economic Journal*, 129(624), 3025-3057.

Chen, Y., Pan, S., and Zhang, T., 2018, “Patentability, R&D Direction, and Cumulative Innovation” , *International Economic Review*, 59(4), 1969-1993.

Fan, H., Zivin, J. S. G., Kou, Z., Liu, X., and Wang, H., 2019, “Going Green in China: Firms’ Responses to Stricter Environmental Regulations” , *NBER Working Paper*.

Fernández-Val, I., and Weidner, M., 2016, “Individual and Time Effects in Nonlinear Panel Models with large N, T” , *Journal of Econometrics*, 192(1), 291-312.

Greenstone, M., He, G., Li, S., and Zou, E., 2021, “China’s War on Pollution: Evidence from the First Five Years” , *NBER Working Paper*.

Griliches, Z., 1990, “Patent Statistics as Economic Indicators: A Survey” , *NBER Working Paper*.

Haščič, I., and Migotto, M., 2015, “Measuring Environmental Innovation Using Patent Data” , *Working Paper*.

He, G., Wang, S., and Zhang, B., 2020, “Watering Down Environmental Regulation in China” , *Quarterly Journal of Economics*, 135(4), 2135-2185.

He, G., Fan, M., and Zhou, M., 2016, “The Effect of Air Pollution on Mortality in China: Evidence from the 2008 Beijing Olympic Games” , *Journal of Environmental Economics and Management*, 79, 18-39.

Johnstone, N., Haščič, I., and Popp, D., 2010, “Renewable Energy Policies and Technological Innovation: Evidence Based on Patent Counts” , *Environmental and Resource Economics*, 45(1), 133-155.

Khanna, G., Liang, W., Mobarak, A. M., and Song, R., 2021, “The Productivity Consequences of Pollution-Induced Migration in China” , *NBER Working Paper*.

König, M., Song, Z. M., Storesletten, K., and Zilibotti, F., 2020, “From Imitation to Innovation: Where Is All that Chinese R&D Going?” , *NBER Working Paper*.

Lim, K., Trefler, D., and Yu, M., 2018, “Trade and Innovation: The Role of Scale and Competition Effects” , *Working Paper*.

Liu, M., Tan, R., and Zhang, B., 2021, “The Costs of “Blue Sky”: Environmental Regulation, Technology Upgrading, and Labor Demand in China” , *Journal of Development Economics*, 150: 102610.

Liu, M., Shadbegian, R., and Zhang, B., 2017, “Does Environmental Regulation Affect Labor Demand in China? Evidence from the Textile Printing and Dyeing Industry” , *Journal of Environmental Economics and Management*, 86, 277-294.

Liu, Q., and Qiu, L. D., 2016, “Intermediate Input Imports and Innovations: Evidence from Chinese Firms’ Patent Filings” , *Journal of International Economics*, 103, 166-183.

Lu, Y., Tao, Z., and Zhu, L., 2017, “Identifying FDI Spillovers” , *Journal of International Economics*, 107, 75-90.

Mansfield, E., 1991, “Academic Research and Industrial Innovation” , *Research Policy*, 20(1), 1-12.

Nesta, L., Vona, F., and Nicolli, F., 2014, “Environmental Policies, Competition and Innovation in Renewable Energy” , *Journal of Environmental Economics and Management*, 67(3), 396-411.

Noailly, J., and Smeets, R., 2015, “Directing Technical Change from Fossil-Fuel to Renewable Energy Innovation: An Application Using Firm-Level Patent Data” , *Journal of Environmental Economics and Management*, 72, 15-37.

Png, I. P., 2017, “Law and Innovation: Evidence from State Trade Secrets Laws” , *Review of Economics and Statistics*, 99(1), 167-179.

Popp, D., 2002, “Induced Innovation and Energy Prices” , *American Economic Review*, 92, 160-180.

Popp, D., and Newell, R., 2012, “Where Does Energy R&D Come from? Examining Crowding Out from Energy R&D” , *Energy Economics*, 34(4), 980-991.

Porter, M. E., and Van der Linde, C., 1995, “Toward a New Conception of the Environment-Competitiveness Relationship” , *Journal of Economic Perspectives*, 9(4), 97-118.

Wallsten, S. J., 2000, “The Effects of Government-Industry R&D Programs on Private R&D: The Case of the Small Business Innovation Research Program” , *RAND Journal of Economics*, 31(1), 82-100.

Wang, H., Mamingi, N., Laplante, B., and Dasgupta, S., 2003, “Incomplete Enforcement of Pollution Regulation: Bargaining Power of Chinese Factories” , *Environmental and Resource Economics*, 24(3), 245-262.

Yu, M., 2015, “Processing Trade, Tariff Reductions and Firm Productivity: Evidence from Chinese Firms” , *Economic Journal*, 125(585), 943-988.

Zhang, B., Chen, X., and Guo, H., 2018, “Does Central Supervision Enhance Local Environmental Enforcement? Quasi-Experimental Evidence from China” , *Journal of Public Economics*, 164, 70-90.

附录

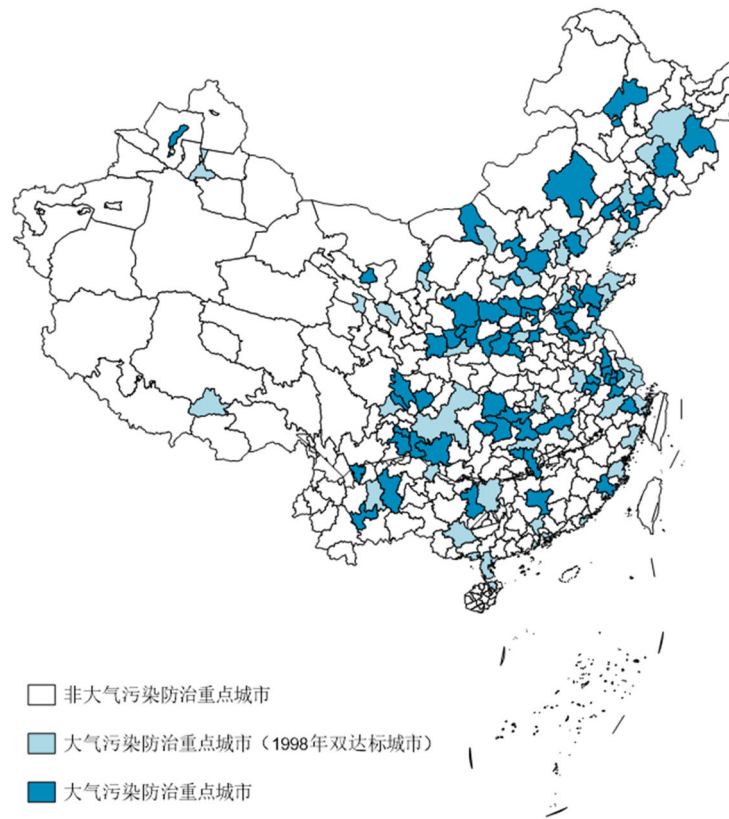


图 A1 大气污染防治重点城市分布图

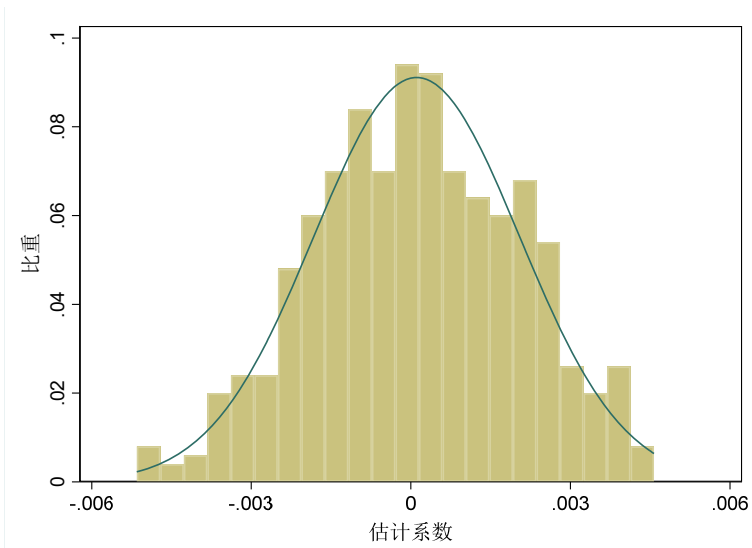


图 A2 随机实验组回归结果（绿色专利相对数量）

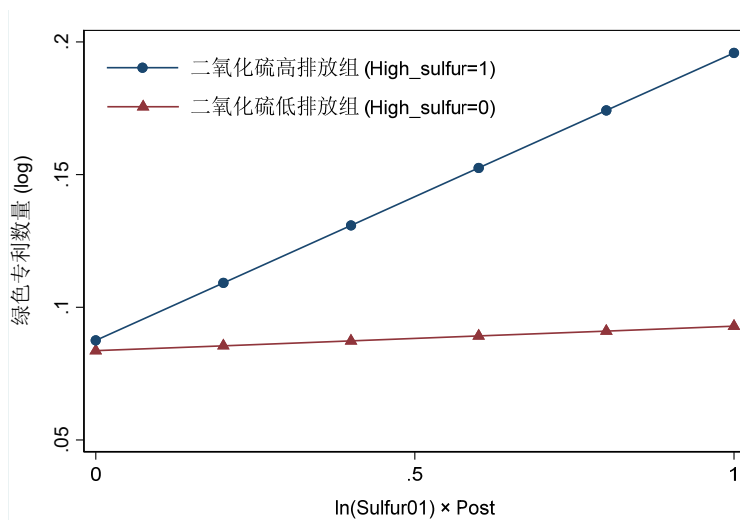


图 A3 边际效应图

表 A1 被列入大气污染防治重点城市的影响因素

	(1)	(2)	(3)	(4)
回归模型	OLS	OLS	OLS	Probit
被解释变量	<i>KCAPC</i>	<i>KCAPC</i>	<i>KCAPC</i>	<i>KCAPC</i>
<i>ln(GDP)</i>	0.2515*** (0.0511)	0.1261* (0.0647)	0.1274* (0.0714)	0.4574* (0.2501)
<i>ln(FDI)</i>	-0.0034 (0.0236)	-0.0097 (0.0223)	-0.0090 (0.0229)	-0.0269 (0.0784)
<i>Labor share of secondary sector</i>		0.0024 (0.0023)	0.0022 (0.0023)	0.0066 (0.0080)
<i>Labor share of tertiary sector</i>		-0.0036 (0.0026)	-0.0035 (0.0027)	-0.0098 (0.0088)
<i>ln(Population)</i>		-0.1524 (0.1002)	-0.1462 (0.1052)	-0.4419 (0.4236)
<i>ln(Colleges)</i>		0.2643*** (0.0392)	0.2555*** (0.0474)	0.9651*** (0.1897)
<i>ln(Railway passenger volume)</i>			0.0068 (0.0172)	0.0347 (0.0550)
<i>ln(Poster offices)</i>			-0.0057 (0.0558)	-0.0400 (0.1854)
R^2 / pseudo R^2	0.176	0.316	0.316	0.284
观测值	213	213	213	213

注：表中括号内的数字为企业聚类标准误。*表示 10%水平显著，**表示 5%水平显著，***表示 1%水平显著。

表 A2 绿色专利计数形式

	(1)	(2)
回归模型	Poisson	Poisson
被解释变量	<i>Green count</i>	<i>Scaled green count</i>
<i>ln(Sulfur01) × Post</i>	0.7171*** (0.2675)	0.6744** (0.2751)
<i>ln(Output)</i>	0.2589* (0.1560)	0.2271 (0.1604)
<i>Age</i>	-0.0214 (0.0811)	-0.0425 (0.0826)
<i>Capital/labor</i>	-0.0152 (0.0107)	-0.0284 (0.0433)
<i>Exporter</i>	0.1323 (0.3313)	0.1979 (0.3455)
<i>Joint venture</i>	-1.6088*** (0.5696)	-1.4735** (0.5786)
<i>ln(GDP)</i>	1.9728* (1.0768)	1.8325* (0.9598)
<i>ln(Colleges)</i>	-0.0387 (0.4040)	-0.0231 (0.3985)
企业固定效应	是	是
城市固定效应	是	是
时间固定效应	是	是
观测值	236386	236386

注：表中括号内的数字为企业聚类标准误。*表示 10%水平显著，**表示 5%水平显著，***表示 1%水平显著。

表 A3 绿色发明专利及绿色实用新型专利

	(1)	(2)	(3)	(4)
被解释变量	<i>ln(Green invention)</i>	<i>ln(Green utility)</i>	<i>ln(Scaled green invention)</i>	<i>ln(Scaled green utility)</i>
<i>ln(Sulfur01) × Post</i>	0.0323** (0.0129)	0.0405** (0.0164)	0.0267** (0.0115)	0.0330** (0.0144)
<i>ln(Output)</i>	0.0511*** (0.0166)	0.0261** (0.0133)	0.0406*** (0.0136)	0.0193* (0.0110)
<i>Age</i>	-0.0018 (0.0042)	0.0004 (0.0010)	-0.0023 (0.0042)	0.0002 (0.0009)
<i>Capital/labor</i>	0.0004 (0.0028)	-0.0081 (0.0081)	-0.0004 (0.0019)	-0.0083 (0.0081)
<i>Exporter</i>	-0.0138 (0.0272)	0.0244 (0.0171)	-0.0088 (0.0223)	0.0213 (0.0142)
<i>Joint venture</i>	-0.1968* (0.1163)	-0.0578 (0.0843)	-0.1587* (0.0928)	-0.0482 (0.0718)
<i>ln(GDP)</i>	0.1172* (0.0709)	0.0755 (0.0520)	0.0889 (0.0595)	0.0663 (0.0435)
<i>ln(Colleges)</i>	0.0103 (0.0265)	-0.0267 (0.0237)	0.0161 (0.0225)	-0.0259 (0.0208)
企业固定效应	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
<i>R</i> ²	0.365	0.356	0.349	0.358
观测值	236386	236386	236386	236386

注：表中括号内的数字为企业聚类标准误。*表示 10%水平显著，**表示 5%水平显著，***表示 1%水平显著。

Environmental Regulation and Green Innovation: Evidence from Chinese Manufacturing Firms

Abstract: This paper measures the green patent innovation of Chinese manufacturing firms from 1998 to 2007, based on the green patent classification standard of OECD. We take China's Key Cities for Air Pollution Control (KCAPC) policy as a policy experiment, and calculate the pollution emission intensity at the city level by aggregating the pollution emission data of manufacturing firms, so as to measure the degree of environmental governance of the experimental group. We employ a difference-in-differences (DID) approach to study the level effect of environmental regulation policies on firms' green innovation. The findings are as follows: First, compared with the control group, the number of green patents of firms in the experimental group increases by about 0.05% for every 1% increase in the intensity of environmental governance after the policy experiment. Second, environmental regulation significantly improves the probability of technical change which is switching from non-green innovation to green innovation. Third, environmental regulation has a greater impact on enterprises with high pollution emission intensity and promotes green innovation of these enterprises more.

Keywords: Environmental Regulation; Green Innovation; Technical Change; Level Effects