

创新驱动政策对减污降碳协同增效的影响

——来自国家创新型城市试点的经验证据

文章所属专业委员会领域：资源与环境经济学

内容摘要：创新驱动政策是实现城市减污降碳协同增效的重要战略支撑。基于2004-2020年中国284个地级及以上城市数据，以创新型城市试点政策为准自然实验，构建多期双重差分模型实证检验该试点政策对减污降碳协同增效的影响效应及作用机制。研究结果表明，以创新型城市试点为代表的创新驱动政策能够显著促进减污降碳协同增效，该结论在经过一系列稳健性检验后仍然成立。进一步的影响机制分析发现，创新驱动政策能够通过技术效应、产业升级效应和产业集聚效应实现减污降碳协同增效。此外，创新驱动政策在环保重点城市、资源型城市和强减排压力城市中对减污降碳协同增效的促进效果更为明显。拓展性分析表明，减污降碳协同增效具有正向空间依赖性，而创新驱动政策具有负向空间溢出效应。本文的研究结论为充分利用创新驱动政策促进减污降碳协同增效，进而实现经济社会绿色转型提供了政策启示。

关键词：创新驱动政策；减污降碳协同增效；国家创新型城市；多期双重差分模型

一、引言

“十四五”时期，中国生态环境保护进入以降碳为重点、减污降碳协同增效的新阶段。中国共产党二十大报告指出，必须统筹产业结构调整、污染治理、生态保护、应对气候变化，协同推进降碳、减污、扩绿、增长。既有研究表明，大气污染物和碳排放主要源于煤炭、石油等化石能源的燃烧和加工利用，二者具有高度同根同源的特征；中国高碳的能源结构以及高污染、高能耗的产业结构决定了减污与降碳之间可以产生很好的协同效应，二者可统筹谋划、一体推进，实现降本增效^[1]。然而，中国长期以来实施环境污染物与碳排放分而治之的环境管理模式，存在环境权交易制度交叉重叠、减排措施冲突、法治成本增加等一系列问题，不仅提升了边际减排成本，而且造成资源浪费和经济效率下降^[2]。为此，2022年6月生态环境部等七部门印发《减污降碳协同增效实施方案》，要求通过目标、部门、区域、路径等多方面协同，全面提高环境治理综合效能，实现环境效益、气候效益、经济效益多赢。现有研究成果主要从减污和降碳政策的溢出效应角度来阐释减污降碳的协同效应^[3-5]，而减污降碳协同增效不仅要实现协同控制温室气体和污染物的环境效益，而且要坚持系统观念，以技术创新为引领，兼顾经济建设、资源节约和环境保护，促进经济社会全面绿色转型。国家创新型城市试点政策作为中国实施创新驱动的具体实践，其目标是建设一批创新体系健全、经济社会效益好、创新辐射引领作用强的区域创新中心。政策的内容包含吸引创新要素集聚、促进创新成果转化、优化产业结构、破解绿色发展难题等各方面，是一个系统促进创新发展的政策体系^[6]。在当前建设美丽中国和“双碳”目标背景下，以国家创新型城市建设为契机，研究创新驱动政策能否成为减污降碳协同增效的战略支撑，明晰其中的作用机制与影响路径，对于从源头上协同推进减污降碳，促进经济绿色低碳转型具有重要意义。

与本文研究内容直接相关的文献有两支。一是创新驱动和技术进步的环境治理效应。经典的环境经济学文献表明，技术进步是提高能源利用效率、降低环境污染的有效途径^[7]，能够显著抑制了美国制造业污染^[8]，且纯生产技术进步和纯污染治理技术进步同样可以改善中国工业污染^[9]。然而，也有学者认为过去中国的研发投入引致的生产技术进步扩大了生产规模，加剧了雾霾污染^[10]。实际上，生产过程中的技术进步是存在偏向的，可以分为提高生产效率的生产技术进步和降低环境污染的绿色技术进步，只有通过研发补贴和环境税等经济政策促进清洁技术发展才能避免环境灾难^[11]。在中国经济转型压力大、环境约束趋紧的背景下，政府实施激励性和规制性的环境政策组合能够转变技术进步方向，通过清洁型技术进步降低雾霾污染和碳排放，促进经济与环境相容发展^[12-14]。宏观的技术进步源于微观经济主体密集的技术创新活动，中国自2008年实施的创新型城市试点通过财政补贴、创新环境优化等途径发挥了显著的创新激励效应^[15]，并进一步降低了雾霾污染和碳排放强度，促进了绿色低碳发展^[16-19]。

另一支是减污降碳协同增效。在测度方面，Shih等^[20]使用系统动力模型，对“可再生能源”和“提高能效”政策综合实施带来的环境和健康效益进行量化评估；王慧等^[21]采用非径向方向距离函数（NDDF）分别测算了碳排放和大气污染的损益偏离程度，并以此衡量城市减污降碳协同增效水平。在影响因素方面，部分学者考察了环境政策、财政支出政策和目标设置的减污降碳协同效应。在“双碳”目标约束下，碳排放权交易机制能够通过价格信号激励企业开展绿色技术创新、促进能源结构优化，发挥了显著的减污降碳效应^[22]。同时，低碳

城市建设显著降低了空气污染,促进了绿色经济增长,由此引致的居民健康改善等收益远远大于低碳城市建设的成本,有助于实现环境保护与经济发展双赢的目标^[23-24]。然而,部分学者认为环境政策具有负向的协同减排效应,“绿色悖论”表明政府提前公布节能减排政策可能会导致企业前瞻性地增加产能,加剧了环境污染和温室气体排放^[25-26]。财政支出政策只能在短期内发挥显著的减污降碳效应^[27];虽然经济目标通过规模效应和逐底竞争效应显著抑制了减污降碳协同管理绩效,但强有力的环境目标可以通过政府积极的节能减排措施提升减污降碳协同管理绩效^[28]。在路径方面,为了实现减污降碳的双重目标,政府的环境政策需要从单一的命令控制型向“政府-科研机构-市场-社会组织”多方联动模式转变^[29],通过优化能源消费结构、降低单位 GDP 能耗、激励绿色技术创新等实现减污降碳协同增效^[30]。

综上所述,现有研究成果为本文提供了有益的借鉴,但也存以下拓展空间:第一,对于减污降碳协同增效这一崭新的时代命题,部分文献从理论上对其内涵进行探讨,从效率视角进行测度,并讨论了影响因素和实现路径。但减污降碳协同增效不仅取决于减污效率和降碳效率大小,亦取决于二者的协同情况,目前未有文献从效率协同视角对减污降碳协同增效进行测度和实证检验。第二,创新型城市试点政策的环境效应评估集中在减霾、降碳、绿色经济效率和碳排放效率等方面,但对于这一创新驱动政策能否促进减污降碳协同增效及影响机理尚无定论,无法从创新驱动视角提出减污降碳协同增效的实现路径。

鉴于此,本文的边际贡献如下:第一,指标测度上,以 Super-SBM 模型和耦合协调度模型为基础,创新性地构建减污降碳协同增效指标;第二,研究视角上,以国家创新型城市试点为准自然实验,首次评估了创新驱动政策对减污降碳协同增效的影响。第三,分析框架上,从技术效应、产业升级效应、产业集聚效应等方面深入揭示了创新驱动政策影响减污降碳协同增效的内在机理;基于城市特征差异,分析了城市环境关注度、资源禀赋和减排压力的异质性效应;从空间视角对创新驱动政策的溢出效应进行拓展性分析,为落实创新驱动政策、促进城市减污降碳协同增效提供理论支持和政策参考。

二、政策背景与理论机制

(一) 国家创新型城市试点的政策背景

城市是中国实施创新驱动战略的重要空间载体。国务院于 2005 年发布《国家中长期科学和技术发展规划纲要(2006-2020)》,明确提出建设创新型国家的战略目标,随后深圳、天津、青岛等城市便相继提出了相关政策和措施筹备创新型城市建设。截至 2020 年,国家创新型城市已认定 6 批,共有 78 个城市入选。通过梳理相关政策文件发现,创新型城市试点政策具有如下特点:(1)政府与市场并举。政府在创新型城市建设过程中发挥战略引领作用,通过深化科技、经济、政府治理等领域改革,最大限度释放创新活力;同时以市场需求为导向的产业技术创新联盟,发挥市场机制在创新资源配置中的决定性作用。(2)全方位支持创新。通过创新人才集聚、加大资金投入、加强创新保护、完善创新载体建设等多途径、全方位优化创新环境,提高城市创新能力、吸引高端产业集聚。(3)重视创新成果转化。以核心技术为支撑建设一批具有全球竞争力的现代产业体系,促进产业升级;明确将“绿色低碳”作为建设原则之一,依靠技术创新建设资源节约型、环境友好型社会,促进经济社会协调发展。

纵观创新型城市试点的扩容历程，创新型城市不仅要建设成为区域科技创新示范高地，而且还承担着绿色低碳示范区的重任。在当前中国生态环境质量改善从量变到质变的关键时期，研究国家创新型城市试点政策对减污降碳协同增效的影响，对未来精准制定创新驱动政策、强化减污降碳科技支撑具有重要意义。

（二）创新型城市建设对减污降碳协同增效的影响机制

国家创新型城市试点政策对减污降碳协同增效的理论机制主要体现为技术效应、产业升级效应和产业集聚效应。

1. 技术效应

在当前“双碳”目标及资源环境约束趋紧的背景下，技术创新是兼顾环境保护与经济增长，实现减污降碳协同增效的根本路径（万建香、汪寿阳，2016）^[31]。创新型城市建设可以通过以下三个方面提高城市创新水平，进而实现减污降碳协同增效。首先，政府在产学研互动创新体系中发挥战略引领作用。创新型城市通过委托科研机构制定本地区环境治理的技术路径，进而依托研发项目、研发创新平台等加快科研成果落地，促进节能环保技术进入企业生产领域，建立“源头生产-过程控制-末端治理”全链条环境治理体系。根据波特假说，技术创新能够在实现减污降碳的同时节约社会资源、改善经济绩效，促进经济增长方式根本变革^[32]。其次，创新型城市突出绿色技术创新的支持，会通过加大财政资金支持力度、开展专利质押和保险业务、加强知识产权保护等多种途径降低企业绿色研发风险，提升城市绿色创新效率^[33]。而绿色技术的推广能够促进生产过程绿色化，有利于全面节约和高效利用能源资源，降低经济发展的能源强度，从源头上减少污染物和温室气体排放，实现减污降碳协同增效。最后，在环境监管方面，成本高昂的命令控制型环境规制无法满足减污降碳协同治理的要求，创新型城市会加强数字技术的研发和应用，加强对企业环境污染和碳排放数据监测，及时发现偷排漏排等环境违法行为，倒逼企业进行减污降碳协同治理，提升城市绿色经济绩效和碳排放绩效。基于此，提出假设 1：

H1：创新驱动政策通过技术效应促进减污降碳协同增效。

2. 产业升级效应

产业结构向知识密集型工业和服务业转型有助于生产要素从污染密集型产业转移出来，提高生产效率并促进节能减排技术进步，最终降低环境污染规模，改善生态环境^[34]。创新型城市建设通过加快产业核心技术攻关，促进科研成果转化，构建绿色低碳型工业体系，促进现代服务业提质增效，改善资源配置效率，从源头上实现减污降碳协同增效。一方面，培育战略性新兴产业，促进产业集群转型升级是创新型城市建设的内在要求。2016 年科技部发布的《建设创新型城市工作指引》（国科发创〔2016〕370 号）中提出，加快突破应用一批产业关键核心技术，持续发展壮大本地特色优势产业，形成具有全国乃至全球竞争力的产业。同时将“高新技术企业数及占规上工业企业数量比重”作为验收指标，这为各试点城市踊跃培育高新技术产业发展提供了动力，推动了产业结构转型升级。电子信息、生物技术、新材料、新能源等高端产业发展降低化石能源使用规模，从源头上减少大气污染物和碳排放，而且由高端产业形成的壁垒能够在避免沦为污染避难所的同时提高出口产品附加值，兼顾环境保护

与经济增长^[35]。另一方面，创新型城市通过完善创新服务、优化创新环境吸引投资者在试点城市内开展创新项目，不仅优化了城市内部的创新要素，而且加剧了企业间的市场竞争强度，高能耗、高污染、低效率产业逐渐失去竞争优势，被迫退出当地市场，为绿色低碳产业提供广阔的发展空间。而新能源汽车、太阳能电池、LED 灯饰等产品产业化发展，能够引导消费者形成节能环保的生活理念，践行绿色低碳的生活方式；而且随着绿色低碳理念深入人心，绿色低碳产业具有明显的市场竞争优势，有利于提高城市经济绩效。基于此，提出假设 2：

H2：创新驱动政策通过产业升级效应促进减污降碳协同增效。

3.产业集聚效应

产业集聚带来的外部性，也是影响地区环境质量和经济绩效的重要途径^[36]。产业集聚能够促进资源循环利用，提升能源利用效率，降低区域整体污染水平^[37]；同时产业协同集聚有利于改善资源错配，提高经济效率^[38]。创新型城市建设通过改善营商环境和降低创新成本促进产业集聚，实现减污降碳协同增效。一方面，创新型城市通过简政放权，强化企业的创新主体地位，营造公平、透明、有序、开放的市场环境，形成尊重知识、技术、人才的氛围，为产业集群发展提供优良的制度条件。另一方面，政策文件要求创新型城市抓创新载体建设、创新人才激励和创新资金投入，这有利于试点城市通过优惠政策吸引创新要素集聚，优化创新要素配置，吸引高端产业集聚。整体而言，创新型城市建设有利于物联网、智能装备等先进制造业以及科学研究和技术服务等高端服务业集聚。同时试点城市的创新驱动政策能够通过高端服务业提升先进制造业水平，实现高端服务业与先进制造业协同集聚^[39]。先进产业集聚可以提升产业间的协作配套能力，提高生产效率；降低企业交通运输成本和交易费用，减少中间运输环节的污染排放和能源消耗；提高环境基础设施利用效率，降低单位企业污染治理成本，提高企业污染治理积极性；方便政府统一监管环境污染和碳排放，扩大清洁能源的使用规模；带动循环产业园区发展，促进要素资源循环充分利用，最终实现污染物和碳排放双降，经济效率提升的目的。此外，高端服务业和先进制造业协同集聚有利于后者将供应链管理、技术研发、环境治理等非核心业务外包出去，而高端服务业凭借高附加值、低污染、低能耗的优势完成外包业务，不仅优化了资源配置，分担和减少先进制造业对环境污染的影响，而且有利于制造业业务归核化，专注于提高产品附加值，促进产品向价值链高端攀升^[40]，真正实现减污降碳协同增效。基于此，提出假设 3：

H3：创新驱动政策通过产业集聚效应促进减污降碳协同增效。

（三）模型、变量与数据

（一）计量模型设定

始于 2008 年的国家创新型城市试点政策是一项外生于城市减污降碳协同增效的政策冲击，因而可以将其视为一次创新驱动政策的准自然实验。同时，国家创新型城市试点政策是分批次扩大城市试点，因而使用多期双重差分模型检验创新型城市建设对减污降碳协同增效的影响效应，具体计量模型为：

$$syeff_{it} = \alpha + \beta treat_{it} + \gamma X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, $syeff_{it}$ 表示第 i 个城市第 t 年的减污降碳协同增效水平; $treat_{it}$ 表示国家创新型城市试点的政策效应; X 表示一系列控制变量; μ 和 λ 分别表示城市固定效应和年份固定效应; ε 表示随机误差项。系数 β 可以有效测度城市减污降碳协同增效水平在国家创新型城市试点政策冲击前后的平均差异程度。

(二) 变量选取

1. 被解释变量：减污降碳协同增效

本文采用两步法测度减污降碳协同增效。第一步, 在 DEA 框架下分别测算减污效率和降碳效率。借鉴刘华军^[41]的研究, 运用包含非期望产出的 Super-SBM 模型分别测算城市减污效率 ($preff$) 和降碳效率 ($creff$)。投入产出指标的测算方法详见表 1, 其中固定资本存量借鉴张军 (2004)^[42]的研究进行核算; CO₂ 排放量借鉴韩峰和谢锐 (2017)^[43]的研究进行核算。

表 1 减污降碳协同增效测算的指标数据说明

变量类别	变量名称	变量含义
投入	劳动	全市城镇单位就业人员数与城镇个体、私营从业人员数之和
	资本	采用永续盘存法核算资本存量: $K_t = \frac{I_t}{P_t} + (1 - \delta_t)K_{t-1}$
	能源	通过 2004-2020 年夜间灯光与省级能源消费量的线性拟合估算地级市能源消费量
期望产出	GDP	以 2004 年为基期的实际 GDP
非期望产出	大气污染	PM _{2.5} 浓度
	碳排放	全市二氧化碳排放量

第二步, 采用耦合协调度模型计算综合指标衡量减污降碳协同增效。参照张勇等^[44]的做法, 设定如下耦合协调度模型:

$$\begin{cases} C = 2 \times \sqrt{Z_1(preff) \times Z_2(creff)} / [Z_1(preff) + Z_2(creff)] \\ T = a \times Z_1(preff) + b \times Z_2(creff) \\ syeff = \sqrt{C \times T} \end{cases} \quad (2)$$

其中, C 为减污效率与降碳效率的耦合度, $Z_1(preff)$ 与 $Z_2(creff)$ 分别为减污效率与降碳效率极差标准化后的数值。 $syeff$ 为减污效率与降碳效率的协调度, T 为综合协调指数, a 和 b 为待定参数, 在此将减污效率与降碳效率视为同等重要, 取值均为 0.5。其中协调度 $syeff$ 既能体现减污效率与降碳效率之间的耦合关系, 又能体现二者的发展水平, 充分反映了减污降碳协同增效。因此, 在下文的实证分析中, 采用基于耦合协调度模型测算的 $syeff$ 作为被解释变量。

2. 核心解释变量：创新驱动政策

将国家创新型城市试点作为一项准自然实验, 以城市类型虚拟变量与政策实施时间虚拟变量的交互项衡量创新驱动政策, 即 $treat = inva \times post$ 。其中 $inva$ 为城市类型虚拟变量, 将

国家创新型试点城市赋值为 1，其他城市赋值为 0；*post* 为时间虚拟变量，将政策实施当年及之后的年份赋值为 1，其他年份赋值为 0。

3.控制变量

借鉴现有研究成果^[18-19]，选择如下控制变量：人口密度 (*pop*)，采用每平方公里人口数衡量；经济增长 (*lnpgdp*)，采用城市人均实际 GDP（以 2004 年为基期）的自然对数衡量；政府干预 (*gov*)，采用财政支出占 GDP 比重衡量；人力资本 (*hc*)，采用每百万人中在校大学生数的对数衡量；环境规制 (*er*)，采用地级市政府工作报告中的环境词频衡量；外商投资 (*fdi*)，采用当年实际使用外资额占 GDP 的比重衡量。

(四) 数据说明

本文以地级及以上城市作为研究对象，基于数据可获得性，最终样本选取 2004-2020 年 284 个地级及以上城市。PM_{2.5} 数据来源于美国国家航天局 (NASA)，专利申请数来源于中国研究数据服务平台 (CNRDS)，其他数据来源于《中国城市统计年鉴》、《中国电力年鉴》、《中国能源统计年鉴》、《中国工业统计年鉴》、国泰安数据库 (CSMAR) 等。各变量的描述性统计结果如表 2 所示。

表 2 变量描述性统计

变量名称	变量符号	单位	观测数	平均值	标准差	最小值	最大值
减污降碳协同增效	<i>syeff</i>	-	4828	0.462	0.102	0.001	0.992
政策虚拟变量	<i>treat</i>	-	4828	0.136	0.343	0	1
人口密度	<i>pop</i>	百人/km ²	4828	4.291	3.354	0.047	29.273
经济增长	<i>lnpgdp</i>	-	4828	10.090	0.807	7.661	12.815
政府干预	<i>gov</i>	%	4828	17.432	9.516	4.049	69.295
人力资本	<i>hc</i>	-	4828	9.070	1.192	3.395	11.796
环境规制	<i>er</i>	%	4828	0.305	0.150	0.015	1.239
外商投资	<i>fdi</i>	%	4828	1.864	2.051	0.001	19.899

四、实证分析

(一) 基准回归结果

采用逐步回归法估计创新型城市建设对减污降碳增效的影响，结果见表 2。第 (1) 列显示，在不加入任何控制变量的情况下，*treat* 的估计系数显著为正，在逐步加入控制变量后，*treat* 的估计系数逐渐变小且始终在 1% 的水平上显著为正，表明创新型城市建设能够有效减少污染物和 CO₂ 排放，节约资源要素投入，改善经济运行效率，实现减污降碳协同增效。从控制变量的回归结果来看，人口密度的系数显著为正，表明人口密度增加会产生集聚效应，通过提高公共交通运行效率、共享环境基础实施、环保知识空间溢出等途径促进减污降碳协同增效；经济增长的系数显著为正，表明经济增长水平较高的城市逐渐摒弃粗放型经济增长模式，通过发展高新技术产业、扩大清洁能源使用规模等途径实现环境与经济兼容；政府干预的估计系数显著为负，表明过去重经济绩效的官员评价体系和环境属地管理模式激励地方政府将财政资源用于经济扩张而非环境治理，即政府财政偏向性支出抑制了减污降碳协同增效；人力资本的系数显著为负，表明当前中国存在明显的人力资本错配，大量的创新型人才

涌入体制内工作，降低了经济效率；环境规制的系数不显著，表明政府主导的正式环境规制通过违规处罚、关停并转等方式抑制企业排污，成本高、效率低，可能对环境治理及经济运行效率产生不利影响；外商投资的估计系数同样不显著，表明其既会通过技术溢出改善经济效率和降低污染规模，也会通过污染产业转移效应加剧城市污染水平，现实中两种效应并存，其影响结果值得深入探讨。

表 3 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	<i>syeff</i>	<i>syeff</i>	<i>syeff</i>	<i>syeff</i>	<i>syeff</i>	<i>syeff</i>	<i>syeff</i>
<i>treat</i>	0.073*** (8.124)	0.067*** (7.917)	0.064*** (7.744)	0.047*** (6.048)	0.042*** (5.446)	0.042*** (5.446)	0.040*** (5.243)
<i>pop</i>		0.022*** (4.833)	0.027*** (6.314)	0.022*** (6.038)	0.020*** (5.948)	0.020*** (5.996)	0.020*** (5.927)
<i>lnpgdp</i>			0.139*** (8.011)	0.094*** (5.472)	0.104*** (6.206)	0.104*** (6.226)	0.105*** (6.312)
<i>gov</i>				-0.005*** (-7.414)	-0.005*** (-7.285)	-0.005*** (-7.240)	-0.005*** (-7.178)
<i>hc</i>					-0.035*** (-5.809)	-0.035*** (-5.804)	-0.035*** (-5.809)
<i>er</i>						-0.004 (-0.322)	-0.003 (-0.280)
<i>fdi</i>							-0.002 (-1.332)
常数项	0.445*** (79.736)	0.357*** (18.657)	-0.957*** (-5.768)	-0.464*** (-2.786)	-0.250 (-1.560)	-0.252 (-1.568)	-0.259 (-1.608)
城市固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	4828	4828	4828	4828	4828	4828	4828
Adj. R ²	0.085	0.106	0.198	0.264	0.292	0.292	0.292

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著；括号内是 t 值，使用聚类稳健标准误；下表同。

（二）稳健性检验

1. 平行趋势检验

双重差分法要求处理组和控制组在试点之前因变量不存在系统性差异。为了保证回归结果无偏，参考 Beck 等^[45]的研究进行平行趋势检验。将创新型城市政策实施的前一年作为基准年，并将政策实施超过提前 5 年的数据并入第-5 期，将政策实施超过滞后 6 年的数据并入第 6 期。图 1 所示的平行趋势检验表明，在试点政策实施之前，各期的估计系数不显著，且在零值附近波动，说明在政策实施之前，实验组与对照组的减污降碳协同增效水平并无差异。而试点政策实施之后，各期的估计值系数逐渐变大，显著性水平逐渐提高，说明创新驱动政策显著促进了减污降碳协同增效，即研究样本通过了平行趋势检验。

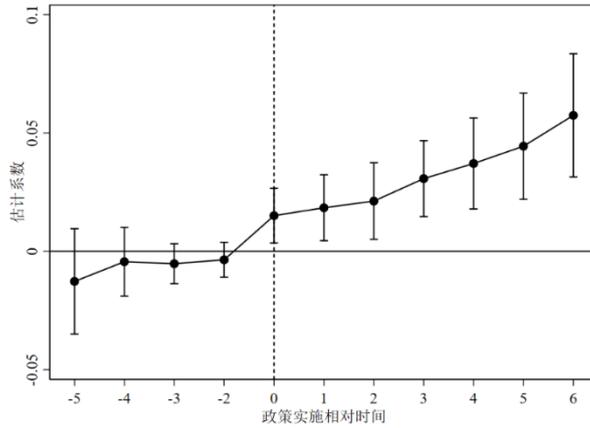


图 1 平行趋势检验

2. 安慰剂检验

参考 Li^[46]等的研究成果，通过随机抽取 75 个城市作为干预组，人为构造虚假试点变量 *treat*，基于模型 (1) 的设定，重复 1000 次回归，可以得到试点变量 *treat* 的 1000 个估计系数。图 2 的安慰剂检验表明，随机分配的估计值集中分布在零附近，大多数估计系数的 P 值大于 0.1；虚假估计系数的均值接近零，远小于基准回归的真实估计值 0.040。这表明创新驱动政策对减污降碳协同增效的影响不是由其他不可观测的随机因素造成的，进一步验证了研究结论的稳健性。

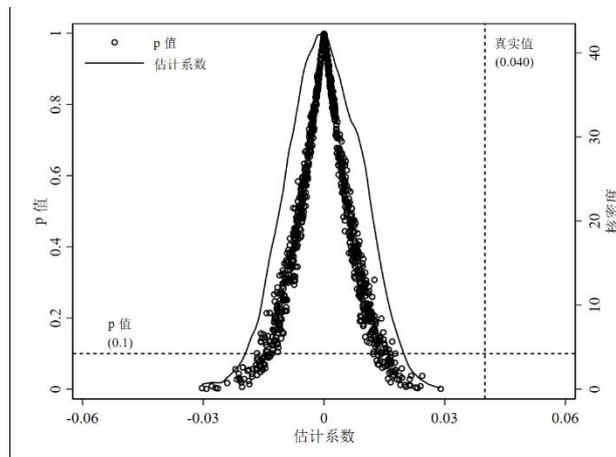


图 2 安慰剂检验

3. 倾向得分匹配

为了进一步控制在创新城市建设之前两组城市存在的差异，分别采用近邻 1:4 匹配、卡尺匹配、核匹配方法对样本进行逐年匹配，重新进行估计。表 4 的估计结果显示，*treat* 的估计系数仍然显著，进一步验证了基准回归结果的稳健性。

表 4 倾向得分匹配

变量	近邻 1: 4 匹配	卡尺匹配	核匹配
	(1)	(2)	(3)
<i>syeff</i>	<i>syeff</i>	<i>syeff</i>	<i>syeff</i>
<i>treat</i>	0.019**	0.027***	0.026***

	(2.270)	(3.658)	(3.470)
控制变量	Yes	Yes	Yes
城市固定效应	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes
N	2042	3553	3440
Adj. R ²	0.298	0.307	0.290

4.创新型城市的非随机选择问题

双重差分方法要求实验组与控制组的选择必须是随机的,但创新型城市的评定可能与城市创新能力、经济发展、地理位置等固有因素密切相关,而这些城市特征可能随着时间的推移对减污降碳协同增效产生影响。为此,本文选取了四类城市特征变量:该城市是否为沿海城市、是否为北方城市、是否为东部城市以及是否为1998年两控区城市,在基准回归模型的基础上加入四类城市特征变量与时间趋势的交互项,以此来缓解创新型城市试点的非随机选择问题。回归结果见表5。结果显示,在控制了城市特征与时间趋势的交互项之后,核心解释变量 *treat* 的估计系数仍然在1%的水平上显著为正,再次证明创新型城市建设可以显著促进城市减污降碳协同增效。

表5 非随机选择问题

变量	沿海城市	北方城市	东部城市	两控区城市	同时加入四类城市
	(1)	(2)	(4)	(3)	(5)
	<i>syeff</i>	<i>syeff</i>	<i>syeff</i>	<i>syeff</i>	<i>syeff</i>
<i>treat</i>	0.039*** (5.159)	0.040*** (5.223)	0.038*** (4.924)	0.034*** (4.675)	0.032*** (4.352)
城市属性×时间趋势	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
城市属性×时间趋势的二次方	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
城市固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	4828	4828	4828	4828	4828
Adj. R ²	0.299	0.294	0.310	0.308	0.328

5.工具变量回归

为了解决由逆向因果、遗漏变量造成的内生性问题,本文采用工具变量回归进行稳健性检验。现有文献多从历史的角度寻找知识产权或创新能力的工具变量,如中国1918-1919年各城市人口的数量^[47]以及是否曾经为英国的租界等^[48]。借鉴上述研究成果,使用各城市“是否曾为租界或租借地”、“1933年是否开通铁路”两个变量与滞后一期全国R&D经费支出的乘积作为 *treat* 的工具变量。表6第(1)-(3)列报告了两阶段最小二乘法的回归结果,第一阶段回归的F统计量均大于10,说明不存在弱工具变量问题,第二阶段回归的Hansen J统计量的P值为0.624,无法拒绝工具变量外生的原假设。使用工具变量回归后, *treat* 的估计系数依然在1%的水平上显著为正。

表6 工具变量回归

变量	第一阶段回归			第二阶段回归		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>treat</i>	<i>treat</i>	<i>treat</i>	<i>syeff</i>	<i>syeff</i>	<i>syeff</i>
<i>treat</i>				0.259*** (3.412)	0.216*** (3.064)	0.240*** (3.984)

<i>port</i>	0.043*** (5.372)		0.037*** (4.537)			
<i>rail1933</i>		0.021*** (4.196)	0.017*** (3.383)			
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
城市固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
工具变量 F 值	28.867	17.611	24.309			
Hansen J 统计量 P 值						0.624
N	4828	4828	4828	4828	4828	4828
Adj. R ²	0.287	0.282	0.300	0.300	0.290	0.307

6.其他稳健性检验

第一，在研究期间内，低碳城市试点、智慧城市试点、文明城市试点以及碳排放权交易机制试点都可能会影响城市减污降碳协同增效。为此，继续添加这四个政策的虚拟变量到基准模型中重新回归。第二，对样本中所有连续变量分别进行前后 1%和 5%的缩尾处理。第三，改变实验组定义。将政策冲击时点设定为 2010 年，并将之后设定为创新型城市的样本剔除，采用单期 DID 模型验证创新驱动政策对减污降碳协同增效的影响。第四，为排除行政等级差异对城市减污降碳协同增效的影响，删除直辖市、副省级城市和省地级样本，仅使用普通地级市样本进行稳健性检验。第五，为排除金融危机和新冠疫情影响，将 2008、2009 以及 2020 年从样本中剔除。具体回归结果参见表 7。结果表明，在进行上述稳健性检验之后，前述研究结论没有发生改变。

表 7 其他稳健性检验

变量	排除其他干 扰政策	前后 1%缩 尾	前后 5%缩 尾	改变实验组 定义	仅保留普通 地级市	排除特殊年 份
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>syeff</i>	<i>syeff</i>	<i>syeff</i>	<i>syeff</i>	<i>syeff</i>	<i>syeff</i>
<i>treat</i>	0.040*** (5.142)	0.038*** (5.046)	0.031*** (5.155)	0.054*** (5.299)	0.027*** (2.622)	0.041*** (4.958)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
城市固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	4828	4828	4828	4216	4233	3976
Adj. R ²	0.299	0.295	0.300	0.296	0.267	0.296

（三）影响机制分析

为了考察创新驱动政策对减污降碳协同增效的影响机制，设定如下中介效应模型：

$$M_{it} = \alpha + \beta treat_{it} + \gamma X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$syeff_{it} = \alpha + \delta treat_{it} + \theta M_{it} + \gamma X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中， M_{it} 表示中介变量，依次采用技术创新、产业升级、产业集聚三类变量衡量。其他变量定义与基准回归模型保持一致。

4.3.1 技术效应

根据前文的理论分析，技术创新是影响减污降碳协同增效的重要因素。使用城市发明专利授权总量 (*invg*)、绿色发明专利授权量 (*ingrvg*) 以及数字发明专利授权量 (*indivg*) 衡量城市技术创新水平。表 8 中第(1)、(3)、(5)列的回归结果表明，创新驱动政策对城市专利授权总量、绿色发明专利授权量以及数字发明技术授权量的影响为正，并且通过 1% 的显著性水平检验。结果表明，相比于非试点城市，试点城市实施的创新驱动政策大约可以使发明专利总量增加 1680 件、绿色发明专利增加 205 件、数字发明专利增加 586 件。第(2)、(4)、(6)列的回归结果表明，政策试点变量及三类技术创新变量的系数分别为 0.009、0.065 和 0.016，且均在 1% 的水平上显著，表明技术创新尤其是绿色技术和数字技术创新可以显著提升减污降碳协同增效水平。据此，假设 1 得以验证。

表 8 技术效应检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>invg</i>	<i>syeff</i>	<i>ingrvg</i>	<i>syeff</i>	<i>indivg</i>	<i>syeff</i>
<i>treat</i>	1.655*** (4.575)	0.025*** (3.409)	0.203*** (4.055)	0.027*** (3.789)	0.579*** (3.301)	0.031*** (4.219)
<i>invg</i>		0.009*** (8.359)				
<i>ingrvg</i>				0.065*** (7.555)		
<i>indivg</i>						0.016*** (7.828)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
城市固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	4828	4828	4828	4828	4828	4828
Adj. R ²	0.300	0.327	0.224	0.316	0.292	0.323

4.3.2 产业升级效应

产业结构升级有利于从源头上削减化石能源使用，实现减污降碳协同增效。借鉴李虹和邹庆^[49]的做法，使用第三产业与第二产业的比重 (*is*) 衡量产业升级。由表 9 中第(1)列可知，创新驱动政策对产业结构升级具有显著的正向影响，大约能使创新型城市产业结构升级水平提高 14.6%；第(2)列结果显示，*treat* 及 *is* 的系数均显著为正，表明较高的产业结构能够改善要素投入结构、提高能源使用效率、生产绿色节能环保产品，从源头上减少污染物和碳排放量，改善城市环境质量，提升经济水平，助力城市减污降碳协同增效。据此，假设 2 得以验证。

表 9 产业升级效应检验

变量	(1)	(2)
	<i>is</i>	<i>syeff</i>
<i>treat</i>	0.146*** (4.210)	0.037*** (4.911)
<i>is</i>		0.022** (2.030)
控制变量	Yes	Yes
城市固定效应	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes
N	4828	4828
Adj. R ²	0.521	0.299

4.3.3 产业集聚效应

高端产业集聚能够促进资源循环利用，降低环境污染规模，提升经济运行效率。在此分别采用先进制造业集聚 (*magg*)、高端服务业集聚 (*sagg*) 以及二者协同集聚 (*coag*) 衡量城市高端产业集聚水平。参照曹东坡等^[50]的做法，将石油加工、炼焦及核燃料加工业，化学原料及化学制品制造业，医药制造业，通用设备制造业，专用设备制造业，交通运输设备制造业，电气机械及器材制造业，通信设备、计算机及其他电子设备制造业，仪器仪表及文化、办公用机械制造业列为先进制造业；参照余泳泽和潘妍^[51]的做法，将信息传输、计算机服务和软件业，金融业，租赁和商业服务业，科研、技术服务和地质勘查业列为高端服务业。借

鉴崔书会 (2021) ^[38]的研究，使用区位熵指数计算产业集聚，其公式为： $agg_{ijt} = \frac{L_{ijt}/L_{it}}{L_{jt}/L_t}$ ，

其中 L_{ijt} 为城市 i 行业 j 年份 t 的就业人数， L_{it} 为城市 i 年份 t 的总就业人数， L_{jt} 为全国行业 j 年份 t 的就业人数， L_t 为全国就业人数。协同集聚指数采用如下公式测度：

$$coag_{it} = 1 - \frac{|magg - sagg|}{(magg + sagg)} + (magg + sagg)$$

其中，*magg* 和 *sagg* 分别表示先进制造业和高端

服务业的集聚程度。需要指出的是，《中国城市统计年鉴》并未公布细分制造业行业的就业人数，本文从《中国工业统计年鉴》和各省份统计年鉴中获取规模以上先进制造业就业人数及规模以上工业企业总就业人数，测度省份层面先进制造业集聚。为了体现地级市层面异质性，利用科技财政支出占比作为调整系数，将省级先进制造业集聚指数分解至地级市层面。理由是先进制造业多为高新技术产业，需要政府扶持，先进制造业集聚程度越高的城市其科技财政支出占比越多。表 10 中第(1)、(3)、(5)列的回归结果表明，创新驱动政策显著促进了先进制造业集聚、高端服务业集聚以及二者协同集聚；第(2)、(4)、(6)列的回归结果，政策试点变量及三类产业集聚变量的系数显著为正，表明高端产业集聚可以通过规模经济效应实现减污降碳协同增效。据此，假设 3 得以验证。

表 10 产业集聚效应检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>magg</i>	<i>syeff</i>	<i>sagg</i>	<i>syeff</i>	<i>coag</i>	<i>syeff</i>
<i>treat</i>	0.670*** (4.392)	0.038*** (5.028)	0.046* (1.688)	0.036*** (5.281)	0.717*** (4.972)	0.034*** (4.577)
<i>magg</i>		0.003* (1.820)				
<i>sagg</i>				0.084*** (9.567)		
<i>coag</i>						0.009*** (3.753)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
城市固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	4828	4828	4828	4828	4828	4828
Adj. R ²	0.336	0.294	0.021	0.365	0.371	0.305

（四）异质性分析

4.4.1 环境关注异质性

波特假说表明，企业因环境问题的外部性而缺乏技术创新的动力，而居民的环境关注度和适宜环境规制政策则可以有效激励企业技术创新，降低环境污染，提高经济效益^[53]。为了区分不同环境关注度城市的政策试点效果，将 284 个城市分为环保重点城市和非环保重点城市进行分组回归，估计结果见表 11 第（1）和（2）列。从两类不同规模城市政策试点的估计系数对比来看，创新驱动政策显著促进了环保重点城市减污降碳协同增效，但对非环保重点城市减污降碳协同增效的影响不显著。究其原因可能在于，环保重点城市在地区环保治理任务重、环境质量亟待改善、公众环境关注持续高涨的压力下，会主动抓住创新驱动的政策契机，大力促进技术创新，发展低碳环保产业，积极优化能源消费结构，力求扩大创新驱动下的协同治理效果，有效降低碳排放与大气污染水平，提高经济发展质量，着力提升减污降碳协同增效水平。

4.4.2 资源禀赋异质性

资源型城市肩负着国家能源安全、改善环境质量与碳减排的多重使命，但过去几十年的粗放型经济增长模式下，资源型城市出现生态破坏、环境污染、资源枯竭等严重问题。技术创新是破除资源诅咒进而降低环境污染、应对气候变化的重要手段。创新驱动政策能否有效促进资源型城市实现减污降碳协同增效是亟待回答的重大现实问题。为此，将 284 个样本城市划分为资源型城市和非资源型城市进行分组回归，估计结果见表 11 第（3）和（4）列。结果显示，创新驱动政策能够促进资源型城市和非资源型城市减污降碳协同增效，但对资源型城市的促进效应高于非资源型城市。从现实来看，资源型城市面临资源依赖、产业转型压力大和内生动力不足等困境，而因地制宜实施创新驱动政策能够提高能源利用率，优化能源结构和产业结构，降低边际减排成本，改善经济效率。

4.4.3 减排压力异质性

城市所拥有污染企业规模决定了其减排压力大小。在“双碳”目标背景下，通过环境政策倒逼污染企业节能减排是大势所趋。但如果改革步骤操之过急，会引发经济波动、工人失业等社会问题，因而必须统筹环境、财税、科技等政策激励企业进行绿色技术研发，稳步转型升级。为了区分不同减排压力城市的政策试点效果，采用国家重点监控企业数量与规模以上工业企业数量的比值测算城市减排压力，并将城市历年减排压力均值与整体均值相比较，分为强减排压力城市和弱减排压力城市两组进行回归，估计结果见表 11 第（5）至（6）列。结果表明，创新驱动政策对强减排压力城市的促进效应明显大于弱减排压力城市。原因在于，创新型城市实施的创新人才激励、创新资金投入等政策有利于促进绿色技术研发和应用，帮助污染企业逐渐摆脱对既定生产技术的依赖，促进经济增长提质增效。

表 11 异质性分析

变量	环保重点城市	非环保重点城市	资源型城市	非资源型城市	强减排压力城市	弱减排压力城市
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>syeff</i>	<i>syeff</i>	<i>syeff</i>	<i>syeff</i>	<i>syeff</i>	<i>syeff</i>

<i>treat</i>	0.022** (2.474)	0.008 (0.477)	0.049*** (3.181)	0.035*** (4.171)	0.049*** (4.581)	0.035*** (3.765)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
城市固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	1456	3372	867	3961	1615	3213
Adj. R ²	0.316	0.258	0.310	0.297	0.356	0.268

五、拓展性分析

创新型城市试点政策的目标是建设一批辐射带动能力强的区域创新中心。上述实证检验均是基于传统 DID 模型对创新驱动政策与减污降碳协同增效进行的因果识别，无法考察创新驱动政策的空间溢出效应。为此，建立空间 DID 模型进行拓展性分析。

本文综合使用二元邻接矩阵、行政地理矩阵、地理距离矩阵、经济距离矩阵进行空间计量分析。其中，行政地理矩阵根据两个地级市是否位于同一省级行政区设定 0-1 矩阵，即若两城市位于同一省份，则取值为 1，否则取值为 0；其他矩阵参考李靖等^[54]的方法进行设定。首先，在每一种空间权重矩阵下计算城市减污降碳协同增效的莫兰指数，发现多数年份的莫兰指数均显著为正，满足空间计量模型设定的基础。其次，对空间计量模型进行拉格朗日乘数（LM）检验、Hausman 检验和似然比（LR）检验，结果表明，四类空间权重矩阵均适合采用双重固定效应的空间杜宾模型进行估计。最后，建立如下空间杜宾模型进行实证分析：

$$syeff_{it} = \alpha + \rho Wsyeff_{it} + (\beta + \theta W)treat_{it} + \gamma X_{it} + \eta WX_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

其中， W 为 $n \times n$ 维的空间权重矩阵， ρ 为被解释变量空间滞后项的系数， β 和 θ 分别为创新驱动政策的本地效应和空间溢出效应， γ 和 η 分别为控制变量的本地效应和空间溢出效应。

表 12 汇报了空间 DID 模型的估计结果。在四类不同的空间权重矩阵下，*treat* 的估计系数均显著为正，与基准回归结果保持一致。被解释变量空间滞后项 ρ 的系数显著为正，表明城市减污降碳协同增效具有较强的空间依赖性，即本城市减污降碳协同增效水平依赖于周围城市的减污降碳协同增效水平。原因在于，由于本城市与其周边城市在产业结构、资源禀赋、气象条件等方面具有相似性，决定了环境污染物与温室气体具有显著的空间集聚性，二者在大气中发挥物理和化学作用并在区域间造成相互交织的影响；同时，相邻城市之间在环境治理方面相互模仿和竞争，一个城市的环境治理会对周边城市产生示范效应和激励效应，成功的环境治理模式会在相似地区推广，促进减污降碳协同增效水平在城市群范围内提升。值得注意的是，创新驱动政策的实施对周边城市减污降碳协同增效水平产生了抑制效应。究其原因，现实中的创新要素流动不是孤立的，创新型城市实施的创新驱动政策不仅能够优化城市内部创新要素配置，而且能够促进科技人才集聚、创新项目投资、科技企业跨地区产业链布局等要素跨区域流动，在创新型城市进行创新要素积累和优化配置。在创新资源总量保持不变的一定时期内，创新型城市实施的创新驱动政策会对周边城市产生“虹吸”效应，减少周边地区的创新资源总量，制约技术创新和产业结构升级，最终降低了邻近城市减污降碳协同增效水平。

表 12 空间 DID 模型估计结果

变量	二元邻接矩阵	行政地理矩阵	地理距离矩阵	经济距离矩阵
	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>syeff</i>	<i>syeff</i>	<i>syeff</i>	<i>syeff</i>
<i>treat</i>	0.043*** (5.372)	0.039*** (5.313)	0.044*** (5.651)	0.043*** (5.453)
<i>W×treat</i>	-0.023 (-1.307)	-0.056** (-2.211)	-0.054** (-1.992)	-0.035* (-1.724)
ρ	0.196*** (7.321)	0.254*** (6.268)	0.306*** (7.614)	0.269*** (5.832)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
城市固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
N	4828	4828	4828	4828
Adj. R ²	0.219	0.233	0.111	0.135
LM_error	265.26***	1020.15***	578.50***	410.30***
LM_error_robust	196.82***	876.24***	111.59***	102.64***
LM_lag	77.48***	178.25***	476.45***	319.12***
LM_lag_robust	9.04***	34.34***	9.53***	11.46***
Husman 检验	84.46***	75.19***	84.50***	80.65***
LR_both/ind	167.74***	141.40***	106.23***	84.97***
LR_both/time	4953.04***	4885.85***	4687.09***	4779.04***
LR_SDM/SEM	77.36***	227.75***	107.70***	92.97***
LR_SDM/SAR	38.10***	192.83***	67.59***	53.10***

六、研究结论与政策建议

基于 2004—2020 年全国地级以上城市面板数据，以创新型城市试点为准自然实验，采用多期双重差分模型研究创新驱动政策对城市减污降碳协同增效的影响。主要研究结论如下：第一，以创新型城市试点为代表的创新驱动政策能够显著促进减污降碳协同增效，这一结论经过平行趋势检验、安慰剂检验、倾向得分匹配估计等一系列稳健性检验之后保持不变。第二，由创新驱动政策引致的技术创新效应、产业升级效应和产业集聚效应是提升城市减污降碳协同增效水平的有效途径。第三，创新驱动政策对环保重点城市、资源型城市以及强减排压力城市减污降碳协同增效的正向影响更显著。第四，减污降碳协同增效具有显著的正向空间依赖特征，减污降碳的区域协同具有可行性；现阶段实施的创新驱动政策抑制了周边城市的减污降碳协同增效水平，创新型城市的区域辐射作用尚未凸显。

根据上述研究结论，提出如下政策建议：

第一，进一步扩大创新型城市试点范围，发挥创新型城市建设对减污降碳协同增效的促进作用。以创新型城市为重点，加强政府战略引领、壮大高新技术产业规模，促进产学研用一体化，改善企业要素投入结构和生产效率，发挥技术创新带来的绿色经济效益。同时，进一步完善技术创新体系，将创新驱动与城市绿色低碳发展战略融合，如完善专利质押融资政策、创新绿色投融资产品、注重加大对绿色低碳技术的支持等。此外，注重加强城市之间的交流与合作，在实践中提炼总结创新驱动政策促进绿色低碳发展的经验借鉴，为碳达峰、碳中和目标以及美丽中国目标的实现做出更大贡献。

第二，重视技术创新、产业结构升级和产业集聚的中介作用。技术创新方面，大力培育风电、光伏、新能源、新材料等新兴产业，突出绿色专利保护，激励自主创新；发展壮大专利导航产业，引导企业根据市场需求配置研发资金，提高创新效率，为城市技术创新奠定坚实的基础。产业结构升级方面，注重培育绿色低碳产业，根据城市资源禀赋，打造城市光伏、

风电、新能源汽车等特色产业品牌；加强环境规制力度，构建绿色低碳产业体系，倒逼传统产业转型升级。产业集聚方面，加强创新基础设施建设，提高创新财政支持力度，改善城市创新环境，形成尊重知识，开放包容的文化氛围，吸引创新要素集聚，促进高端制造业集群发展；为高端服务业提供补贴和税收优惠，承接制造业技术研发和污染治理等业务，通过高端服务业与制造业协同集聚实现环境治理降本增效，以促进城市经济绿色低碳转型。

第三，因地制宜实施差异化的创新驱动政策。对于创新基础好、产业层次高、减排压力小的城市，必须进一步加大对创新资金投入力度，完善财税、金融、知识产权制度激励绿色技术创新；同时注重创新资源整合，发展壮大绿色产业规模，利用绿色技术赋能传统产业转型升级，在全国发挥领先示范作用。对于资源型城市和减排压力大的城市，必须注重对企业技术创新的扶持，通过环保补贴、专项扶持等方式提高企业绿色创新的积极性；结合当地的资源禀赋，培育风能、太阳能、水能等清洁产业集群；进一步简政放权，优化营商环境，尊重企业的创新主体地位，优化创新要素配置，吸引高端产业集聚，充分发挥创新驱动政策对减污降碳协同增效的促进作用。

第四，加强区域环境治理合作，全面提升减污降碳协同治理效能。以城市群为主体、创新型城市为中心，建立环境污染和气候变化联防联控机制，在创新型城市周边推广环境治理的成功经验，实现区域内减排政策统一部署、一体推进。建立区域创新合作体系，促进创新资源在空间范围内有序流动，加快科研成果在城市之间推广，鼓励创新型城市对周边非创新城市进行定向帮扶、产业互助和技术指导，努力扩大创新驱动政策的辐射范围，提升区域减污降碳协同增效水平。

参考文献：

- [1] 郑逸璇, 宋晓晖, 周佳等. 减污降碳协同增效的关键路径与政策研究[J]. 中国环境管理, 2021, 13(5): 45-51.
- [2] 易兰, 赵万里, 杨历. 大气污染与气候变化协同治理机制创新[J]. 科研管理, 2020, 41(10): 134-144.
- [3] Gu A, Teng F, Feng X. Effects of pollution control measures on carbon emission reduction in China: evidence from the 11th and 12th five-year plans[J]. Climate Policy, 2018, 18(2): 198-209.
- [4] Yang X, Teng F. Air quality benefit of China's mitigation target to peak its emission by 2030[J]. Climate Policy, 2018, 18(1): 99-110.
- [5] Yan Y, Zhang X, Zhang J, Li K. Emissions trading system (ETS) implementation and its collaborative governance effects on air pollution: The China story[J]. Energy policy, 2020, 138: 111282.
- [6] 白俊红, 张艺璇, 卞元超. 创新驱动政策是否提升城市创业活跃度——来自国家创新型城市试点政策的经验证据[J]. 中国工业经济, 2022(6): 61-78.
- [7] Grossman G. M, Krueger A. B. Economic growth and the environment[J]. The Quarterly Journal of Economics, 1995, 110(2): 353-377.
- [8] Levinson A. Technology international trade and pollution from US manufacturing[J]. American Economic Review, 2009, 99(5): 2177-2192.
- [9] 李斌, 赵新华. 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[J]. 财经研究, 2011, 37(4): 112-122.
- [10] 邵帅, 李欣, 曹建华等. 中国雾霾污染治理的经济政策选择——基于空间溢出效应的视角[J]. 经济研究, 2016, 51(9): 73-88.

- [11] Acemoglu D, Aghion P, Bursztyn L, et al. The environment and directed technical change[J]. *American Economic Review*, 2012, 102.
- [12] 王林辉, 王辉, 董直庆. 经济增长和环境质量相容性政策条件——环境技术进步方向视角下的政策偏向效应检验[J]. *管理世界*, 2020, 36(3): 39-60.
- [13] 李子豪, 白婷婷. 政府环保支出、绿色技术创新与雾霾污染[J]. *科研管理*, 2021, 42(2): 52-63.
- [14] 邵帅, 范美婷, 杨莉莉. 经济结构调整、绿色技术进步与中国低碳转型发展——基于总体技术前沿和空间溢出效应视角的经验考察[J]. *管理世界*, 2022, 38(2): 46-69+4-10.
- [15] 曹希广, 邓敏, 刘乃全. 通往创新之路:国家创新型城市建设能否促进中国企业创新[J]. *世界经济*, 2022, 45(6): 159-184.
- [16] 冉启英, 王健龙, 杨小东等. 创新型城市建设的减霾效应评估——来自试点城市的证据[J]. *南京财经大学学报*, 2022(2): 66-75.
- [17] 张华, 丰超. 创新低碳之城:创新型城市建设的碳排放绩效评估[J]. *南方经济*, 2021(3): 36-53.
- [18] 聂长飞, 卢建新, 冯苑等. 创新型城市建设对绿色全要素生产率的影响[J]. *中国人口·资源与环境*, 2021, 31(3): 117-127.
- [19] 张杰, 范雨婷. 创新型城市绿色发展:效率测算、外部性与提升路径[J]. *中国人口·资源与环境*, 2023, 33(2): 102-112.
- [20] Shih Y H, Tseng C H. Cost-benefit analysis of sustainable energy development using life-cycle co-benefits assessment and the system dynamics approach[J]. *Applied Energy*, 2014, 119:57-66.
- [21] 王慧, 孙慧, 肖涵月, 辛龙. 碳达峰约束下减污降碳的协同增效及其路径[J]. *中国人口·资源与环境*, 2022, 32(11): 96-108.
- [22] 陆敏, 徐好, 陈福兴. “双碳”背景下碳排放交易机制的减污降碳效应[J]. *中国人口·资源与环境*, 2022, 32(11): 121-133.
- [23] 宋弘, 孙雅洁, 陈登科. 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[J]. *管理世界*, 2019, 35(6): 95-108.
- [24] 曹雅茹, 王群伟, 周德群. 气候变化如何影响城市经济绿色增长:作用机制与南北差异[J]. *系统工程理论与实践*, 2023, 43(1): 58-75.
- [25] Sinn H W. Public policies against global warming: A supply side approach[J]. *International tax and public finance*, 2008, 15(4):360-394.
- [26] Zhang K, Zhang Z Y, Liang Q M. An empirical analysis of the green paradox in China: From the perspective of fiscal decentralization[J]. *Energy policy*, 2017, 103:203-211.
- [27] 田嘉莉, 付书科, 刘萧玮. 财政支出政策能实现减污降碳协同效应吗? [J]. *财政科学*, 2022, 74(2): 100-115.
- [28] 李红霞, 郑石明, 要蓉蓉. 环境与经济目标设置何以影响减污降碳协同管理绩效? [J]. *中国人口·资源与环境*, 2022, 32(11): 109-120.
- [29] 王涵, 马军, 陈民等. 减污降碳协同多元共治体系需求及构建探析[J]. *环境科学研究*, 2022, 35(4): 936-944.
- [30] 张瑜, 孙倩, 薛进军, 杨翠红. 减污降碳的协同效应分析及其路径探究[J]. *中国人口·资源与环境*, 2022, 32(5): 1-13.
- [31] 万建香, 汪寿阳. 社会资本与技术创新能否打破“资源诅咒”?——基于面板门槛效应的研究[J]. *经济研究*, 2016, 51(12): 76-89.
- [32] Porter M. E, Linde C V D. Toward a new conception of the environment competitiveness relationship[J]. *The Journal of Economic Perspectives*, 1995, 9(4): 97-118.
- [33] 王晗, 何泉吟, 许舜威. 创新型城市试点对绿色创新效率的影响机制[J]. *中国人口·资源与环境*, 2022, 32(4): 105-114.

- [34] Brock W A, Taylor M S. Economic growth and the environment: A review of theory and empirics[J]. *Handbook of Economic Growth*, 2005,1:1749-1821.
- [35] 张彩云, 郭艳青. 污染产业转移能够实现经济和环境双赢吗?——基于环境规制视角的研究[J]. *财经研究*, 2015, 41(10): 96-108.
- [36] 苏丹妮, 盛斌. 产业集聚、集聚外部性与企业减排——来自中国的微观新证据[J]. *经济学(季刊)*, 2021, 21(5): 1793-1816.
- [37] 师博, 沈坤荣. 政府干预、经济集聚与能源效率[J]. *管理世界*, 2013(10): 6-18+187.
- [38] 崔书会, 李光勤, 豆建民. 产业协同集聚的资源错配效应研究[J]. *统计研究*, 2019, 36(2): 76-87.
- [39] Aghion P, Akcigit U, Cag  J, et al. Taxation, corruption, and growth[J]. *European Economic Review*, 2016:24-51.
- [40] 余泳泽, 刘凤娟. 生产性服务业空间集聚对环境污染的影响[J]. *财经问题研究*, 2017(8): 23-29.
- [41] 刘华军, 乔列成, 郭立祥. 减污降碳协同推进与中国 3E 绩效[J]. *财经研究*, 2022, 48(9): 4-17+78.
- [42] 张军, 吴桂英, 张吉鹏. 中国省际物质资本存量估算: 1952—2000[J]. *经济研究*, 2004(10): 35-44.
- [43] 韩峰, 谢锐. 生产性服务业集聚降低碳排放了吗?——对我国地级及以上城市面板数据的空间计量分析[J]. *数量经济技术经济研究*, 2017, 34(3): 40-58.
- [44] 张勇, 蒲勇健, 陈立泰. 城镇化与服务业集聚——基于系统耦合互动的观点[J]. *中国工业经济*, 2013(6): 57-69.
- [45] Beck T, Levine R, Levkov A. Big bad banks? The winners and losers from bank deregulation in the United States[J]. *The Journal of Finance*, 2010, 65(5): 1637-1667.
- [46] Li P, Lu Y, Wang J. Does flattening government improve economic performance? Evidence from China[J]. *Journal of Development Economics*, 2016, 123: 18-37.
- [47] Lu, Y, Png I P L, Tao Z. Do institutions not matter in China? Evidence from manufacturing enterprises[J]. *Journal of Comparative Economics*, 2013, 41(1), 74–90.
- [48] 吴超鹏, 唐葳. 知识产权保护执法力度、技术创新与企业绩效——来自中国上市公司的证据[J]. *经济研究*, 2016, 51(11): 125-139.
- [49] 李虹, 邹庆. 环境规制、资源禀赋与城市产业转型研究——基于资源型城市与非资源型城市的对比分析[J]. *经济研究*, 2018, 53(11): 182-198.
- [50] 曹东坡, 于诚, 徐保昌. 高端服务业与先进制造业的协同机制与实证分析——基于长三角地区的研究[J]. *经济与管理研究*, 2014(3): 76-86.
- [51] 余泳泽, 潘妍. 中国经济高速增长与服务业结构升级滞后并存之谜——基于地方经济增长目标约束视角的解释[J]. *经济研究*, 2019, 54(3): 150-165.
- [52] 周晓光, 汤心萌. 时空一致视角下异质性环境规制与绿色经济效率[J]. *系统工程理论与实践*, 2022, 42(8): 2114-2128.
- [53] 李婧, 谭清美, 白俊红. 中国区域创新生产的空间计量分析——基于静态与动态空间面板模型的实证研究[J]. *管理世界*, 2010(7): 43-55+65.

The impact of innovation-driven policy on synergizing the reduction of pollution and carbon emissions: Empirical evidence from national innovative city pilot

YANG Xiaojun, XUE Hongchang

(School of Economics, Zhongnan University of Economics and Law, Wuhan 430073, China)

Abstract: Innovation-driven policy is an important strategic support for synergizing the reduction of pollution and carbon emissions. Based on the data of 284 prefecture-level cities in China from 2004 to 2020, this paper takes the pilot policies of national innovative cities as a quasi-natural experiment, and constructs a multi-period difference-in-difference model to investigate the

impact of national innovative cities on synergizing the reduction of pollution and carbon emissions. The results show that innovation-driven policy, represented by innovative city pilot, can significantly promote synergizing the reduction of pollution and carbon emissions. After a series of tests, its positive effect is still valid. Further analysis of the impact mechanism reveals that innovation-driven policy can achieve synergizing the reduction of pollution and carbon emissions through technological effects, industrial upgrading effects, and industrial agglomeration effects. In addition, innovation-driven policy has a more significant promoting effect on synergizing the reduction of pollution and carbon emissions in key environmental protection cities, resource-based cities, and strong emission pressure cities. Extensive analysis shows that there is a positive spatial dependence on synergizing the reduction of pollution and carbon emissions, while innovation-driven policy has a negative spatial spillover effect. The research conclusion provides policy inspiration for fully utilizing innovation-driven policy to promote synergizing the reduction of pollution and carbon emissions, and thus achieve green transformation of the economy and society.

Keywords: innovation-driven policy; synergizing the reduction of pollution and carbon emissions; national innovative city; multi-period difference-in-difference model