

# 京津冀协同发展战略效果评估\*

——基于经济与环境双重视角

夏帅<sup>1</sup>, 谭黎阳<sup>2</sup>, 刘羽晞<sup>3</sup>, 笄远瑶<sup>1</sup>

**摘要:** 科学评估京津冀协同发展战略的政策效果意义重大。本文从经济与环境的双重视角切入, 基于夜间灯光数据与 2008-2019 年全国 282 个地级及以上城市的平衡面板, 采用合成控制法(SCM)评估了京津冀协同发展战略的经济与环境效应。研究发现: (1) 实施京津冀协同发展战略显著提高了京津冀地区的夜间灯光亮度, 有效促进了地区的经济增长, 实现了“增效”目标; 该政策有效减少了京津冀地区的工业二氧化硫与工业废水排放量, 总体上降低了整体区域的环境污染程度, 实现了“控污”目标。在经过安慰剂检验、置换检验以及 PSM-DID 检验等一系列稳健性检验后, 研究结论依然成立。(2) 产业结构与科技创新在政策产生经济与环境效应的过程中发挥着显著的调节效应, 进一步研究发现科技创新与政策间存在一定的替代关系。(3) 政策实施有效促进了天津与河北两地的经济增长, 但并未对北京产生显著的“促增”作用; 而政策的工业废水减排效应只在河北表现显著, 工业粉尘减排效应只在北京表现显著。研究结论对于推动经济实现高质量发展、打通环境保护的“最后一公里”以及贯彻落实“两山”理论具有深刻的政策启示。

**关键词:** 京津冀协同发展战略 合成控制法 经济效应 环境效应

**中图分类号:** F062.2 **文献标识码:** A **文章编号:**

## 一、引言

京津冀协同发展战略是为满足人口、经济、资源、环境相协调的需要而提出的国家重大区域协调发展战略, 也是习近平总书记亲自谋划、亲自决策、亲自推动的国家顶层设计。京津冀是我国经济最为开放, 创新最为强劲, 人口最为集中的地区之一, 同时也是我国政治与文化中心的所在地(江曼琦, 2022)。由于其特殊的经济地理位置, 京津冀地区的经济相融、产业互补、文化相通等特色愈加鲜明, 三地已逐渐演化成紧密相连的“命运共同体”(刘玉成等, 2018)。随着区域间发展关联与相互依存程度日益加深, 区域内某一地区的经济与环境问题, 将会对其他地区产生联动性影响, 特别是京津冀地区人口众多, 经济存量和发展不平衡, 加之重化工业比重较大, 雾霾频发, 导致区域内经济与环境等发展矛盾日益突出, 一体化水平有待提升。鉴于此, 京津冀协同发展战略应运而生。2014 年 2 月, 习近平总书记在北京召开座谈会, 做出了推动京津冀协同发展的重大战略部署, 这标志着京津冀协同发展战略上升到国家战略高度。2015 年 4 月, 中共中央政治局审议通过《京津冀协同发展规划纲要》, 进一步明确了京津冀地区协同发展的指导思想、基本原则、功能定位、重大措施等, 为推动京津冀协同发展提供了基本遵循和行动纲领, 再次强调了京津冀协同发展的重要地位。

\*夏帅(通讯作者), 博士研究生, 南开大学经济学院 电子信箱: 2402596305@qq.com; 谭黎阳, 副教授, 硕士生导师, 上海师范大学商学院; 刘羽晞, 博士研究生, 上海交通大学国际关系与公共事务学院; 笄远瑶, 博士研究生, 南开大学经济学院。本文得到国家自然科学基金重大项目“中心城市科技创新带动城市群协同创新与高质量发展研究”(22&ZD129); 国家自然科学基金重点项目“新形势下城乡资源要素自由流动对我国农业全要素生产率的影响研究”(22AJY004); 天津市哲学社会科学规划项目“面向高质量发展的京津冀产业协同发展模式研究”(TJYJ20-003)的资助, 文责自负。

“协同”二字是京津冀协同发展的本质，即形成“互惠共生，合作共赢”的高效发展机制。然而，由于地区间资本存量、发展历程、产业结构等差异，京津两极过于“肥胖”，周边城市过于“瘦弱”，地区间发展不均衡问题比较突出。京津冀协同发展，核心在于优化区域功能布局，一方面为北京“大城市病”找到解决之道，减少环境污染，打造整体性生态屏障；另一方面将发挥北京辐射作用，缩小区域经济发展差距，从而打造全要素协同、链条式部署的区域协同发展共同体。这其中蕴涵了两个核心任务，一是给经济欠发达地区的经济发展做“加法”，二是给污染严重地区的生态环境做“减法”。截至 2022 年，实施京津冀协同发展战略已逾 8 年，现如今区域间的经济发展情况如何？环境污染情况有何转变？地区间发展不均衡情况是否有所改善？如果没有实施协同发展战略，京津冀地区的发展又将怎样？本文拟采用合成控制法，评估京津冀地区协同发展的经济与环境效应，探析地区间的协同发展差异，针对战略实施过程中的阶段性成效，为京津冀地区进一步可持续发展提供对策建议，也为全国其他地区的协同发展提供经验借鉴。

本文余下的内容安排如下：第二部分为文献评述；第三部分为理论模型与研究假说；第四部分为变量选取与数据来源；第五部分为实证结果与分析；第六部分为进一步研究；最后一部分是研究结论与政策启示。

## 二、文献评述

作为国家重大区域战略，京津冀协同发展战略自实施以来一直受到社会各界的广泛关注，目前已经形成了较为丰富的研究成果，与研究联系较为密切的文献大致可以分为以下三类。

首先，部分学者研究了京津冀协同发展战略的环境效应，生态环境保护是京津冀协同发展战略需要率先突破的重点领域（杨开忠，2015）。李辉等（2021）将 2015-2017 年开展的 3 次京津冀联动执法视作自然实验，通过构建双重差分模型评估了京津冀联动执法对空气质量的影响，发现京津冀联动执法具有显著的空气质量改善效应。但也有研究发现，京津冀雾霾协同治理未能真正改善空气质量（杜曼翠和夏永妹，2018）。近年来，有学者开始转向对生态环境协同治理机制的考察。尽管京津冀大气污染跨域协同治理机制可以产生正向效应，但始终与人为因素密切相关，实质上是一种“任务驱动型”的治理模式（魏娜和孟庆国，2018），这与石庆玲等（2016）提出的雾霾治理实质上是一种“政治性蓝天”的发现颇为相似。赵新峰和袁宗威（2019）指出，体制弊端、机制障碍与工具乏力是京津冀区域大气污染协同治理陷入困境的主要原因。还有学者试图引入博弈模型分析京津冀环境协同治理机制。Li et al.（2013）运用协同减排博弈模型研究了京津冀协同减排战略，发现该战略有助于降低环保成本。然而，京津的定位博弈与京冀的生态补偿博弈严重制约了京津冀协同发展的进程，造成了区域总体社会福利的损失（张可云和蔡之兵，2014；申伟宁等，2017）。

其次，京津冀作为继长三角、珠三角之后的中国经济增长的“第三极”，京津冀协同发展战略的社会经济效应也引发了学者们的广泛关注。王红梅和鲁志辉（2020）运用断点回归方法考察了京津冀协同发展战略对于京津产业转移的影响，发现京津冀协同发展战略显著提高了河北省的产业承接量，同时还促进了河北省人均 GDP 的增长与城镇居民收入的提高。王磊和李金磊（2021）利用双重差分模型分析了京津冀协同发展战略的产业结构升级效应，得出京津冀协同发展战略确实可以推动产业结构优化升级，但在不同区域存在一定的异质性。童玉芬和宫倩楠（2020）基于京津冀协同发展的大背景，将北京市人口调控政策视作自然实验，通过构建三重差分模型评估了北京市人口调控政策对于人口疏解的影响，指出新时期人口调控政策有效降低了北京市的常住人口规模，产生了人口疏解效应。

最后，社会经济与生态环境的互动耦合效应也是研究的重点内容，但总体上偏重于环境规制与经济增长之间的关系研究。环境库兹涅茨曲线(EKC)揭示了环境质量与经济发展之间存在“倒 U 型”关系(Grossman and Krueger,1995; 钟茂初和张学刚,2010),在经济发展初期,环境质量会恶化;随着经济发展水平的提高,拐点将会到来,环境质量将得到逐渐改善。然

而,京津冀区域的环境质量与经济发展之间的关系并非完全遵循环境库兹涅茨曲线,既有研究大多选取社会经济系统中的某个变量,譬如经济增长、产业转移或人口变迁等,结合生态环境进行协同关系研究(Fang et al.,2016)。也有学者通过构建 IGT 模型,研究了京津冀地区能源消耗与经济增长之间的脱钩关系(Zhong et al.,2019)。

综上所述,现有文献主要从京津冀协同发展战略的环境效应、经济效应及环境规制与经济增长之间的关系展开研究,为研究提供了重要参考与经验借鉴,但同时可能存在以下不足:第一,既有研究大多聚焦于某一单重视角,评估战略的经济或环境效应,一定程度上忽略了社会经济与生态环境的互动耦合关系,而且多数文献进行政策评估时以文字叙述为主,缺乏数理模型的支撑。第二,尽管京津冀协同发展战略实施至今已逾 8 年,但相关研究仍然以定性研究为主,定量分析依旧比较匮乏。虽然有学者构建了双重差分模型(DID)进行政策评估,但 DID 模型在对照组选取方面仍存在主观随意性,致使估计结果有偏,且在经济效应评估的研究数据方面,大多数学者使用传统 GDP 数据,其真实性和准确度一直饱受外界质疑(Movshuk,2002)。第三,现有文献大多从政策效应角度,就政策议政策,一定程度上忽视了政策效应的区域异质性,且鲜有研究关注到政策发挥效应背后所潜藏的作用机制。

本文的边际贡献与创新之处主要体现在以下几个方面:首先,在研究视域上,立足于经济与环境的双重视角,综合评估京津冀协同发展战略的经济与环境效应。同时,在理论模型上,尝试将“京津冀协同发展战略”引入区域间的动态博弈模型,以严格的数学推导分析论证政策实施的经济与环境效应。其次,在研究方法上,选取合成控制法(SCM)这一非参数方法,以客观数据驱动权重选择,最大程度减小实验组与对照组的差距,规避 DID 模型在对照组选取方面的主观随意性。在研究数据上,将 DMSP 与 VIIRS 经过校正后的地级市夜间灯光数据进行融合,替代传统的 GDP 数据,更为精准地评估京津冀协同发展战略的经济效应。最后,在科学评估京津冀协同发展战略的经济与环境效应后,进一步分析政策效应可能存在的区域异质性,并且试图从产业结构与科技创新的视角揭示政策产生效应的作用机制。

### 三、理论模型与研究假说

借鉴皮建才和赵润之(2017)的做法,将“京津冀协同发展战略”这一政策变量引入区域间的动态博弈模型,分析政策实施的经济与环境效应。

为简化分析,事先作出如下假设:(1)模型只涉及两个地区,分别记作地区  $J$  与地区  $H$ ,而且每个地区只能拥有一家厂商,厂商 1 位于地区  $J$ ,厂商 2 位于地区  $H$ 。其中,地区  $J$  为发达地区(本研究中可以理解为北京或天津),地区  $H$  为欠发达地区(本研究中可以理解为河北)。(2)厂商 1 使用清洁技术进行生产,其边际成本为  $c$ ;厂商 2 使用污染技术进行生产,其边际成本为 0。(3)厂商 1 与厂商 2 生产的产品是完全同质的。由于地区  $J$  使用了清洁技术,所以无需附加额外的环境税;但由于地区  $H$  使用了污染技术,其将征收一定的环境税进行控污。

参照 Cellini et al.(2004)、Wang & Wang(2009)以及 Fujiwara(2009)的线性框架,地区  $J$  与地区  $H$  中代表性消费者的效用函数分别可以表示为:

$$U_J = x_{1J} + x_{2J} - (x_{1J}^2 + 2\delta x_{1J}x_{2J} + x_{2J}^2) + z - \frac{a_J}{2}V_J^2 \quad (1)$$

$$U_H = x_{1H} + x_{2H} - (x_{1H}^2 + 2\delta x_{1H}x_{2H} + x_{2H}^2) + z - \frac{a_H}{2}V_H^2 \quad (2)$$

面临的预算约束分别为:

$$\sum_{i=1}^2 p_i x_{iJ} + \xi \leq M_J \quad (3)$$

$$\sum_{i=1}^2 p_i x_{iH} + \xi \leq M_H \quad (4)$$

其中,  $x_{ij}$  指代地区  $j$  所消费的第  $i$  家厂商所生产的商品的数量,  $i=1,2, j=J, H$ 。  $\delta$  反映了两种产品的差异化程度,  $\delta \in [0,1]$ 。 根据假设(3), 厂商 1 与厂商 2 生产的产品完全同质, 故  $\delta = 1$ 。  $z$  为复合商品, 其价格标准化为 1。  $a_j$  与  $V_j$  分别表示  $j$  地区对环境的评价以及污染物排放量。 为简化分析且不失一般性, 令  $a_j = 1, a_H = a < 1$ 。  $V_j = \lambda q_2$ ,  $\lambda \in [0,1]$ , 指代地区间的跨界污染系数。 鉴于本模型中的两个地区十分邻近, 有理由认为跨界污染系数  $\lambda$  充分大。  $V_H = q_2$ , 这表明厂商 2 每生产 1 单位产品便会引致同等数量的污染。  $p_i$  指代第  $i$  种商品的价格,  $\xi$  为代表性消费者对复合商品的支出,  $M_j$  为  $j$  地区消费者的收入水平。 构造拉格朗日函数, 分别求  $U_j$  和  $U_H$  关于  $x_{ij}$  的一阶条件, 有:

$$\begin{cases} \frac{\partial U_J}{\partial x_{iJ}} = 1 - 2 \left( \sum_{i=1}^2 x_{iJ} \right) - p_i = 0 \\ \frac{\partial U_H}{\partial x_{iH}} = 1 - 2 \left( \sum_{i=1}^2 x_{iH} \right) - p_i = 0 \end{cases} \quad (5)$$

令  $q_i$  指代厂商  $i$  的商品产量, 商品的价格为  $p$ , 由(5)式可以得到:  $p_1 = p_2 = p$ ,  $q_1 = x_{1J} + x_{1H}$ ,  $q_2 = x_{2J} + x_{2H}$ 。 因此, 在两地市场规模相同的情形下, 商品的反需求函数可以写为:

$$p = 1 - q_1 - q_2 \quad (6)$$

将(5)式进行相应的组合, 还可以得到:  $x_{1J} = x_{1H} = \frac{q_1}{2}$ ,  $x_{2J} = x_{2H} = \frac{q_2}{2}$ 。

由于厂商 2 使用污染技术进行生产, 政府将征收环境税行控污, 假设对厂商 2 征收的环境税率为  $\tau$ , 则政府将获得  $\tau q_2$  的环境税收入。

至此, 研究将构建一个两阶段的动态博弈模型: 第一阶段为政府向厂商 2 征收环境税; 第二阶段为在税率既定条件下, 两家厂商进行古诺双寡头产量博弈。 求解动态博弈模型一般应使用逆推归纳法, 先求出第二阶段的均衡, 再求出第一阶段的均衡。 为此, 分别写出两家厂商的利润函数:

$$\Pi_1 = (p - c)q_1 \quad (7)$$

$$\Pi_2 = (p - \tau)q_2 \quad (8)$$

第二阶段, 两家厂商进行古诺竞争, 在税率既定条件下, 均衡时两家厂商的产量分别为:

$$q_1 = \frac{1 - 2c + \tau}{3} \quad (9)$$

$$q_2 = \frac{1 - 2\tau + c}{3} \quad (10)$$

接下来分析第一阶段博弈, 求解环境税率  $\tau$ 。 由于在“京津冀协同发展战略”实施前后政府的目标函数存在差异(政策实施前为单边治理, 政策实施后为协同治理), 因此需分别分析政策实施前后的博弈情形。

定义  $W \equiv \sum_{j=1}^2 CS_j + \sum_{i=1}^2 \Pi_i + \tau q_2 + \frac{1}{2}(\delta^2 + a_H)q_2^2$  表示社会总福利,  $W_H \equiv CS_H + \Pi_2 + \tau q_2 - \frac{a}{2}q_2^2$  表示地区  $H$  的社会福利,  $W_J \equiv W - W_H$  表示地区  $J$  的社会福利。 其中,  $CS_j$  表示地

区  $j(j=J,H)$  的消费者剩余。

在“京津冀协同发展战略”实施前,地区  $J$  无需征收环境税,政府只需对地区  $H$  的厂商 2 征收环境税,其目标函数是最大化地区  $H$  的社会福利,即:

$$\max_{\tau} W_H = CS_H + \Pi_2 + \tau q_2 - \frac{a}{2} q_2^2 \quad (11)$$

由(1)、(2)与(6)式可得:

$$CS_j = CS_H = \frac{1}{4} (q_1 + q_2)^2 \quad (12)$$

将(8)式与(12)式代入到(11)式,求  $W_H$  关于  $\tau$  的一阶条件,可得最优的环境税率:

$$\tau^{pre} = \frac{4(1+c)a - 4 - c}{7 + 8a} \quad (13)$$

此处,为确保政府征收的环境税为正,假设  $a > \frac{4+c}{4(1+c)}$ ,即地区  $H$  对污染足够重视。

在“京津冀协同发展战略”实施前,联立(9)、(10)与(13)式,可得两家厂商的最优产量分别为:

$$q_1^{pre} = \frac{1 - 5c + 4(1-c)a}{7 + 8a} \quad (14)$$

$$q_2^{pre} = \frac{5 + 3c}{7 + 8a} \quad (15)$$

在“京津冀协同发展战略”实施前,以环境税率  $\tau^{pre}$  进行征税可使地区  $H$  的社会福利最大化,最大社会福利为:

$$W_H^{pre} = \frac{(1-c)^2 a + 4 + 2c + 2c^2}{2(7 + 8a)} \quad (16)$$

联立(13)、(14)与(16)式,可以得出政策实施前的社会总福利与地区  $J$  的社会福利分别为:

$$W^{pre} = \frac{-\delta^2 (3c + 5)^2 + 48(1-c)^2 a^2 + (79 - 126c + 111c^2)a + 48 - 18c + 66c^2}{2(7 + 8a)^2} \quad (17)$$

$$W_J^{pre} = \frac{-\delta^2 (3c + 5)^2 + 40(1-c)^2 a^2 + 8(5 - 11c)(1-c)a + 20 - 32c + 52c^2}{2(7 + 8a)^2} \quad (18)$$

在“京津冀协同发展战略”实施后,政府的目标函数是最大化两个地区的社会总福利,即:

$$\max_{\tau} W = \sum_{j=1}^2 CS_j + \sum_{i=1}^2 \Pi_i + \tau q_2 - \frac{1}{2} (\delta^2 + a) q_2^2 \quad (19)$$

同理,求  $W$  关于  $\tau$  的一阶条件,可得最优的环境税率:

$$\tau^{post} = \frac{-1 - 4c + 2(\delta^2 + a)(1+c)}{1 + 4\delta^2 + 4a} \quad (20)$$

在“京津冀协同发展战略”实施后,依旧将环境税视作地区  $H$  的社会福利的一部分,因此  $W_H$  的表达式不变,联立(9)、(10)与(20)式,可得两家厂商的最优产量分别为:

$$q_1^{post} = \frac{2[(1-c)(\delta^2 + a) - c]}{1 + 4\delta^2 + 4a} \quad (21)$$

$$q_2^{post} = \frac{1 + 3c}{1 + 4\delta^2 + 4a} \quad (22)$$

在“京津冀协同发展战略”实施后,以环境税率 $\tau^{post}$ 进行征税可使两个地区的社会总福利最大化,最大社会总福利为:

$$W^{post} = \frac{3(1-c)^2(\delta^2 + a) + 1 + 3c^2}{2(1 + 4\delta^2 + 4a)} \quad (23)$$

根据福利函数的设定,政策实施后两个地区的社会福利分别为:

$$W_J^{post} = \frac{20(1-c)^2(\delta^2 + a)^2 + (2 - 44c + 10c^2)\delta^2 + 4(1-c)(1-7c)a + 1 + 2c + 17c^2}{4(1 + 4\delta^2 + 4a)^2} \quad (24)$$

$$W_H^{post} = \frac{4(1-c)^2(\delta^2 + a)^2 + 4(3 + 8c + 5c^2)(\delta^2 + a) - 2(1 + 3c)^2 a + 1 - 2c - 11c^2}{4(1 + 4\delta^2 + 4a)^2} \quad (25)$$

由于 $\tau^{post} - \tau^{pre} = \frac{3[(10+6c)\delta^2 + 6(1-c)a - 1 - 9c]}{(1+4\delta^2+4a)(7+8a)} > 0$ ,所以可以得出实施“京津冀协同发展战略”

提高了环境税率,这意味着政策实施之后政府征收的环境税将会提高,环境污染将会减少,由此提出第一个研究假说:

H1:“京津冀协同发展战略”的实施降低了整体区域的环境污染程度,实现了“控污”目标。

由于 $W^{post} - W^{pre} = \frac{[(10+6c)\delta^2 + 6(1-c)a - 1 - 9c]^2}{2(1+4\delta^2+4a)(7+8a)^2} > 0$ ,所以可以得出实施“京津冀协同发展战略”

提高了社会总福利。根据福利函数的设定,社会总福利由消费者剩余、企业利润以及环境污染的负外部性3个部分组成。因为政策实施之后环境污染的负外部性将会减弱,而社会总福利上升,这意味着消费者剩余与企业利润之和将会增大,表明实施“京津冀协同发展战略”提高了整体区域的经济效益,由此提出第二个研究假说:

H2:“京津冀协同发展战略”的实施提高了整体区域的经济效益,实现了“增效”目标。

## 四、变量选取与数据来源

### (一) 变量选取

#### 1.被解释变量

第一个被解释变量为地区夜间灯光亮度(*avglight*)。长期以来,在我国GDP政绩考核机制与“晋升锦标赛”的制度背景下,地区GDP数据的真实性一直饱受争议(Rawski,2001; Movshuk,2002;Wu,2006;孟连和王小鲁,2000;阙里和钟笑寒,2005;陶然,2010)。此外,由于价格缩减、服务业低估以及抽样误差等因素(Shiau,2005),地区GDP数据的准确度也大打折扣。为了弥补地区GDP数据在真实性与准确度方面的不足,近年来经济学家们开始寻求某一“客观指标”来作为传统GDP的“替身”,这个“客观指标”便是地区夜间灯光数据。相较于传统的GDP数据,夜间灯光数据能够更为客观地反映地区的经济发展状况,而且不受价格因素的影响,从而有效避免了地区间“不可比”的问题。研究表明,夜间灯光数据与GDP数据高度相关,夜间灯光越亮的地区,其GDP往往也较高,说明夜间灯光数据能够更为准确反映地区经济发展状况(Chen & Nordhaus,2011;Henderson et al.,2012)。因此,研究也将采用地区夜间灯光数据测度地区经济发展水平来客观评估京津冀协同发展战略的经济效应。

同时,在评估环境效应方面,工业“三废”是污染的主要来源,研究将选取工业二氧化硫排放量( $SO_2$ )、工业废水排放量(*wastewater*)以及工业粉尘排放量(*ash*)作为第二个被解释变量,评估京津冀协同发展战略的环境效应。

## 2.控制变量

为确保合成控制的拟合效果,得出更为稳健的研究结论,选取以下变量作为预测控制变量:

(1) 实物资本投入(*phycpt*),研究表明实物资本投入与地区经济增长紧密相关,物质资本投入较高的地区,经济发展水平往往也较高(秦蒙等,2019)。研究采用地区固定资产投资额来衡量实物资本投入。

(2) 经济开放度(*open*),经济开放度越高的地区,越能通过要素禀赋结构调整来推动改革进程,进而拉动地区经济增长(孙瑾等,2014)。鉴于地级市层面的进出口数据缺失严重,研究采用地区实际利用外资额(以当年实际汇率的中间价折算为人民币)来衡量经济开放度。

(3) 市场规模(*mkt scl*),市场规模直接关系到地区的消费潜力,而消费是拉动地区经济增长的“三驾马车”之一。此外,市场规模越大的地区往往越容易形成集聚经济,促进地区经济增长(秦蒙等,2019),研究采用地区年末总人口来衡量市场规模。

(4) 人均收入(*income*),研究采用地区年末总人口来衡量市场规模。人均收入较高的地区,消费活力相对旺盛,对地区经济增长的贡献率也越高。研究采用地区职工平均工资来衡量人均收入。

(5) 信息化水平(*infomlev*),数字经济的影响已经渗透到国民经济的方方面面,地区的信息化水平对地区经济增长具有重要作用。研究采用地区国际互联网接入户数来衡量信息化水平。

需要说明的是,环境问题本质上是发展问题,以上可能对经济增长产生影响的控制变量同样可能作用于环境变量。为保证研究的前后一致性,在评估京津冀协同发展战略的环境效应时,将以上变量同时作为环境变量的控制变量。

## (二) 数据来源

研究的时间跨度为2008-2019年,由于合成控制法(SCM)的使用必须要求平衡面板数据,在剔除存在行政区划调整的巢湖市、毕节市、铜仁市以及三沙市,同时剔除数据严重缺失的拉萨市后,最终保留282个地级市的相应数据作为初始研究样本。研究使用的地级市夜间灯光数据主要来源于DMSP与VIIRS观测到的卫星数据。鉴于DMSP的夜间灯光数据只发布到2013年,本研究在对数据进行校准后,与2013年之后的VIIRS夜间灯光数据进行融合,最终得到2008-2019年完整的夜间灯光数据。除夜间灯光数据来自CNRDS数据平台外,研究所有数据均来自于国家统计局年鉴,其中,工业二氧化硫排放量、工业废水排放量以及工业粉尘排放量、实物资本投入、经济开放度、市场规模、人均收入以及信息化水平来源于历年《中国城市统计年鉴》。针对部分缺失数据,对照各省市的相应的统计年鉴补齐。为更加清晰地捕捉政策实施效果,夜间灯光亮度(*avglight*)与工业二氧化硫排放量( $SO_2$ )、工业废水排放量(*wastewater*)以及工业粉尘排放量(*ash*)在进行合成控制研究时均保持原始数据;在后文的PSM-DID稳健性检验中,除夜间灯光亮度(*avglight*)外,全部变量均进行对数化处理。主要变量的描述性统计如表1所示<sup>①</sup>。

表1 主要变量的描述性统计

变量名	变量含义	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
<i>avglight</i>	夜间灯光亮度	3384	0.914	1.880	0.004	20.854
<i>lnso2</i>	工业二氧化硫排放量	3384	10.185	1.145	4.317	13.349

<sup>①</sup> 所有现价指标均进行了价格缩减处理。

<i>lnwastewater</i>	工业废水排放量	3384	8.252	1.098	3.584	11.477
<i>lnash</i>	工业粉尘排放量	3384	9.703	1.210	4.025	15.763
<i>lnNinvfa</i>	实物资本投入	3384	16.077	0.996	9.989	19.248
<i>lnfdi</i>	经济开放度	3384	9.861	1.929	1.099	14.941
<i>lnmkt scl</i>	市场规模	3384	5.889	0.687	2.923	8.136
<i>lnincome</i>	人均收入	3384	10.700	0.416	8.509	12.062
<i>lninfomlev</i>	信息化水平	3384	13.113	1.061	5.466	17.762

资料来源：作者根据 Stata15 输出结果整理。

## 五、实证结果与分析

本研究的实证分析思路如下：首先，使用合成控制法(SCM)评估京津冀协同发展战略的经济与环境效应，检验京津冀协同发展战略是否实现了“控污”与“增效”的目标；其次，借助安慰剂检验与置换检验，进一步考察京津冀协同发展战略的经济与环境效应的有效性；然后，通过 PSM-DID 估计，验证政策效应的稳健性；最后，在得出可靠的研究结论后，研究还将开展进一步分析，试图从产业结构调整与科技创新的视角揭示政策产生效果的作用机制，随后探讨政策效应可能存在的区域异质性。

### (一) 京津冀协同发展战略的经济与环境效应

2014 年 2 月，习近平总书记做出了推动京津冀协同发展的重大战略部署，这标志着京津冀协同发展战略上升到国家战略高度。研究以 2014 年作为京津冀协同发展战略的政策实施初始期进行合成控制分析。由于合成控制法(SCM)仅适用于单个分析单元的政策评估，而京津冀协同发展战略的实验组包括了北京市、天津市以及河北省的 11 个地级市，因此研究借鉴 Abadie et al.(2010)的做法，将京津冀 13 个地级市合并成一个分析单元，其余 269 个地级市均作为对照组。

图 1 的(a)、(b)、(c)、(d)分别展示了京津冀夜间灯光亮度、工业二氧化硫排放量、工业废水排放量以及工业粉尘排放量实际与合成的变化路径。其中，实线表示实际京津冀的经济或环境变量的变化路径，虚线表示合成京津冀的经济或环境变量的变化路径，垂直虚线表示京津冀协同发展战略实施的初始年份(2014 年)。结果显示，在京津冀协同发展战略实施之前(即垂直虚线左侧)，实际与合成的经济或环境变量的变化路径几乎完全重合，差异程度极小，表明在政策实施前，合成京津冀较好地拟合了实际京津冀经济或环境变量的变化路径。而在京津冀协同发展战略实施之后(即垂直虚线右侧)，实线与虚线均呈现出明显的分离态势。具体而言，政策实施后，实际京津冀的夜间灯光亮度显著高于合成京津冀的夜间灯光亮度，实线与虚线之间的落差恰恰反映了京津冀协同发展战略的经济效应。这表明与假设没有实施京津冀协同发展战略的“京津冀”相比，实施京津冀协同发展战略可以有效促进京津冀地区的经济增长，提高整体区域的经济效益，实现“增效”目标，研究假说 2 得到了验证。

从环境效应的视角来看，政策实施后，实际京津冀的工业二氧化硫与工业废水排放量均显著低于合成京津冀的工业二氧化硫与工业废水排放量，而实际京津冀的工业粉尘排放量则显著高于合成京津冀的工业粉尘排放量，这表明与假设没有实施京津冀协同发展战略的“京津冀”相比，实施京津冀协同发展战略可以有效减少京津冀地区的工业二氧化硫与工业废水排放量，总体上可以有效降低整体区域的环境污染程度，实现“控污”目标，研究假说 1 得到了验证。需要说明的是，实施京津冀协同发展战略未能达到理想的工业粉尘减排效果的原因可能在于：相较于工业二氧化硫与工业废水减排，工业固体废弃物(研究主要指工业粉尘)减排工作的难度更高。目前，多数工业企业仅通过湿法处理工艺便能实现废气脱硫，大大降低工业二氧化硫排放量，而且有效率高达 95%。然而，工业固体废弃物减排工作无法通过简单工艺实现，企业可能需要付出相当高昂的成本方能实现无害化处理(Siddiqui & Dincer,2021)。

当工业企业面临多重任务时,其往往倾向于优先完成相对容易实现的工业二氧化硫与工业废水减排任务(Milgrom & Holmstrom,1991)。在京津冀协同发展战略的相关政策文本中,也没有详细规定工业企业必须实现的“工业三废”减排的具体数值,因此工业企业有更强烈的动机优先完成“性价比较高”的工业二氧化硫与工业废水工作。

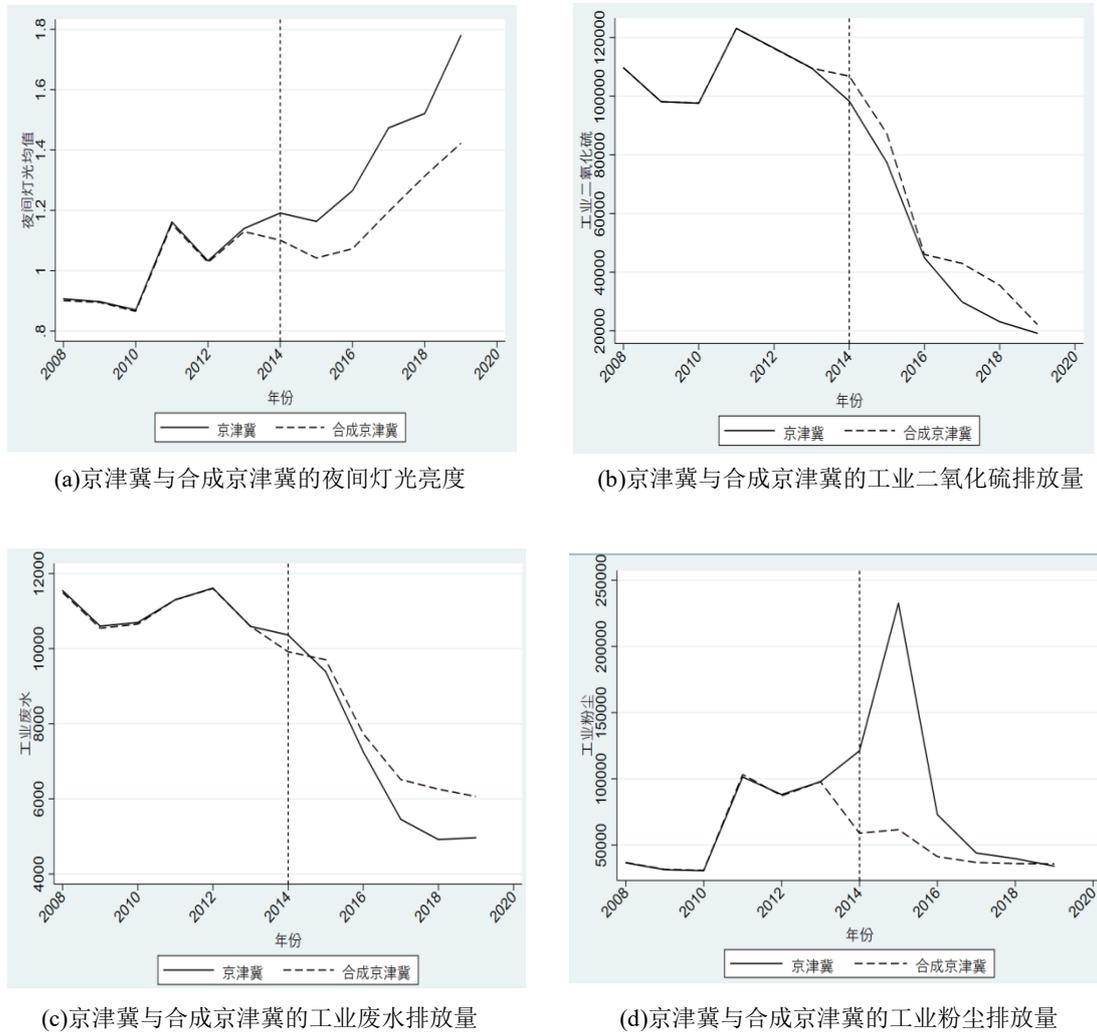


图 1 京津冀协同发展战略的经济与环境效应

为了进一步论证实施京津冀协同发展战略的经济与环境效应,研究分别计算了 2008-2019 年夜间灯光亮度、工业二氧化硫、工业废水以及工业粉尘排放量实际值与合成值的差异,如表 2 所示。结果显示,政策实施后京津冀地区夜间灯光亮度的实际值与合成值之差均为正且呈现出逐年上升态势。2014 年,夜间灯光亮度的实际值与合成值之差仅为 0.09,而这一差值在 2019 年达到了 0.358,平均每年增长 0.208,即实施京津冀协同发展战略使得京津冀地区平均每年的夜间灯光亮度提高了 0.208。政策实施前京津冀工业二氧化硫排放量的实际值与合成值之差总体上均为正,而政策实施后这一差值均显著为负,平均每年减少 8013 吨,即实施京津冀协同发展战略使得京津冀地区的工业二氧化硫排放量平均每年减少了 8013 吨。工业废水排放量的情况类似,政策实施前京津冀工业废水排放量的实际值与合成值之差总体上均为正,而政策实施后这一差值总体上均显著为负,平均每年减少 641 万吨,即实施京津冀协同发展战略使得京津冀地区的工业二氧化硫排放量平均每年减少了 641 万

吨。实施京津冀协同发展战略后，工业粉尘排放量的减排效果不太理想，这与前文的分析相一致。

综上所述，实施京津冀协同发展战略可以有效促进京津冀地区的经济增长，提高整体区域的经济效益，实现“增效”目标，研究假说 2 再次得到了验证。同时，实施京津冀协同发展战略可以有效减少京津冀地区的工业二氧化硫与工业废水排放量，总体上可以有效降低整体区域的环境污染程度，实现“控污”目标，研究假说 1 再次得到验证。

表 2 实际值与合成值对比

年份	夜间灯光亮度			工业二氧化硫排放量			工业废水排放量			工业粉尘排放量		
	实际值	合成值	差值	实际值	合成值	差值	实际值	合成值	差值	实际值	合成值	差值
2008	0.907	0.901	0.006	109718	109633	85	11547	11495	52	36529	36808	-279
2009	0.898	0.895	0.003	98138	98117	21	10600	10545	55	31327	31604	-277
2010	0.870	0.865	0.005	97585	97667	-82	10697	10652	45	30594	30870	-276
2011	1.162	1.154	0.008	123100	123137	-37	11303	11304	-1	1010403	103325	907078
2012	1.033	1.028	0.005	116427	116282	145	11612	11600	12	88124	87199	925
2013	1.140	1.130	0.01	109625	109564	61	10593	10596	-3	97854	97786	68
2014	1.191	1.101	0.09	98322	106830	-8508	10364	9917	447	121158	58909	62249
2015	1.163	1.042	0.121	77391	87230	-9839	9389	9704	-315	232538	61656	170882
2016	1.265	1.073	0.192	44904	46028	-1124	7256	7736	-480	72975	41245	31730
2017	1.473	1.196	0.277	29852	42998	-13146	5456	6514	-1058	43944	36808	7136
2018	1.521	1.314	0.207	23102	35547	-12445	4918	6259	-1341	39711	35979	3732
2019	1.780	1.422	0.358	19167	22181	-3014	4968	6064	-1096	34077	35775	-1698

注：上表中差值=实际值-合成值，衡量实施京津冀协同发展战略的经济与环境效应，夜间灯光亮度为 DN 均值，工业二氧化硫与工业粉尘排放量的单位均为吨、工业废水排放量的单位为万吨。

## （二）有效性检验

参考苏治和胡迪(2015)的思路，若在京津冀协同发展战略实施前，合成控制对象较好地拟合了政策实施城市，则应当执行进一步的有效性检验，以增强研究结论的可靠性。研究将分别运用安慰剂检验(Placebo Test)与置换检验(Permutation Test)来进一步验证实施京津冀协同发展战略所引致的经济与环境效应的有效性。

### 1. 安慰剂检验

在夜间灯光亮度方面，根据合成控制结果，在合成京津冀当中权重最大与最小的城市分别为嘉峪关市与克拉玛依市。这表明在所有样本城市中，嘉峪关市在夜间灯光亮度方面与京津冀的特征最为接近，而克拉玛依市在夜间灯光亮度方面与京津冀的特征最为疏远。研究分别选取这两个极端城市作为实验组，进一步检验实施京津冀协同发展战略的经济效应。图 2 (a)和图 2(b)分别展示了以嘉峪关市与克拉玛依市作为实验组的检验结果。从图中可以看出，嘉峪关市与克拉玛依市的夜间灯光亮度在 2014 年之后并未表现出与京津冀相同的变化趋势。具体而言，嘉峪关与合成嘉峪关的夜间灯光亮度在京津冀协同发展战略实施后表现出了与京津冀截然相反的变化趋势，而且在京津冀协同发展战略实施前，合成嘉峪关也未能很好地拟合出实际嘉峪关夜间灯光亮度的变化路径。对于克拉玛依市而言，尽管其夜间灯光亮度在京津冀协同发展战略实施后较之于合成控制对象有一定程度的上升，但总体上仍呈现出围绕其合成控制对象上下波动的态势。综合以上两点分析，可以得出实施京津冀协同发展战略是 2014 年后京津冀夜间灯光亮度提高的重要原因，即实施京津冀协同发展战略可以有效促进京津冀地区的经济增长，提高整体区域的经济效益，实现“增效”目标，假说 2 的结论是有效

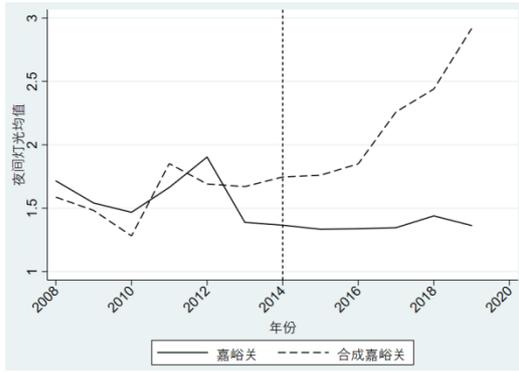
的。

在工业二氧化硫排放量方面,根据合成控制结果,在合成京津冀当中权重最大与最小的城市分别为六盘水市与崇左市。这表明在所有样本城市中,六盘水市在工业二氧化硫排放量方面与京津冀的特征最为接近,而崇左市在工业二氧化硫排放量方面与京津冀的特征最为疏远。研究分别选取这两个极端城市作为实验组,进一步检验实施京津冀协同发展战略的环境效应。图 2 (c)和图 2 (d)分别展示了以六盘水市与崇左市作为实验组的检验结果。从图中可以看出,六盘水市与崇左市的工业二氧化硫排放量在 2014 年之后并未表现出与京津冀相同的变化趋势。具体而言,除 2016 年后六盘水的工业二氧化硫排放量较之于合成控制对象有一定程度的上升外,其余时间段六盘水的工业二氧化硫排放量均围绕其合成控制对象上下波动。对于崇左市而言,在京津冀协同发展战略实施前后,工业二氧化硫排放量并无显著变化,实际崇左与合成崇左的工业二氧化硫排放量始终保持接近重合状态。综合以上两点分析,可以得出实施京津冀协同发展战略是 2014 年后京津冀工业二氧化硫排放量降低的重要原因。

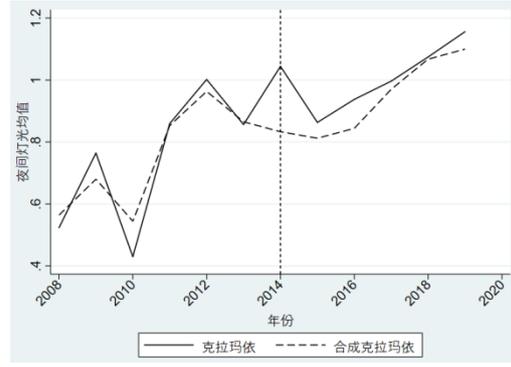
在工业废水排放量方面,根据合成控制结果,在合成京津冀当中权重最大与最小的城市分别为抚州市与固原市。这表明在所有样本城市中,抚州市在工业废水排放量方面与京津冀的特征最为接近,而固原市在工业废水排放量方面与京津冀的特征最为疏远。研究分别选取这两个极端城市作为实验组,进一步检验实施京津冀协同发展战略的环境效应。图 2(e)和图 2(f)分别展示了以抚州市与固原市作为实验组的检验结果。从图中可以看出,抚州市与固原市的工业废水排放量在 2014 年之后并未表现出与京津冀相同的变化趋势。具体而言,在京津冀协同发展战略实施前后,这两个城市的工业废水排放量总体上均低于其对应的合成控制对象。而问题在于,这两个城市的工业废水排放量在政策实施前就已经明显低于其合成控制对象。这表明在政策实施前,抚州市与固原市的合成控制对象均未能很好地拟合出实际抚州与实际固原工业废水排放量的变动路径。由此可以得出,实施京津冀协同发展战略是 2014 年后京津冀工业废水排放量降低的重要原因。

在工业粉尘排放量方面,根据合成控制结果,在合成京津冀当中权重最大与最小的城市分别为大同市与洛阳市。这表明在所有样本城市中,大同市在工业粉尘排放量方面与京津冀的特征最为接近,而洛阳市在工业粉尘排放量方面与京津冀的特征最为疏远。研究分别选取这两个极端城市作为实验组,进一步检验实施京津冀协同发展战略的环境效应。图 2 (g)和图 2 (h)分别展示了以大同市与洛阳市作为实验组的检验结果。从图中可以看出,大同市与洛阳市的工业粉尘排放量在 2014 年之后并未表现出与京津冀相同的变化趋势。具体而言,在京津冀协同发展战略实施后,较之于合成控制对象,大同市的工业粉尘排放量先是有所降低,随后与之持平,接下来又提高到合成控制对象之上。而且在政策实施前,合成大同也未能很好地拟合出实际大同工业粉尘排放量的变化路径。对于洛阳市而言,在京津冀协同发展战略实施后,较之于合成控制对象,其工业粉尘排放量先是有所提高,后来又降低到合成控制对象之下。同样,在政策实施前,合成洛阳也未能很好地拟合出实际洛阳工业粉尘排放量的变化路径。综合以上两点分析,可以得出实施京津冀协同发展战略是 2014 年后京津冀工业粉尘排放量提高的重要原因。

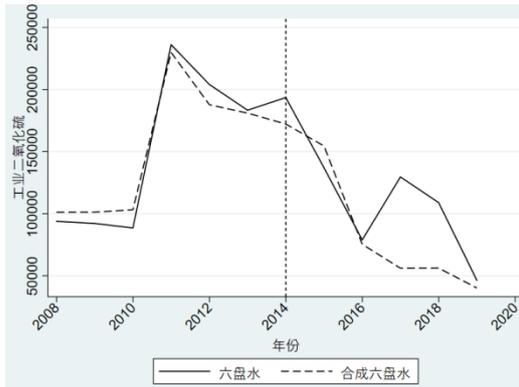
综合以上在工业二氧化硫、工业废水以及工业粉尘排放量方面进行的安慰剂检验分析,可以得到实施京津冀协同发展战略可以有效减少京津冀地区的工业二氧化硫与工业废水排放量,总体上可以有效降低整体区域的环境污染程度,实现“控污”目标,假说 1 的结论具有有效性。



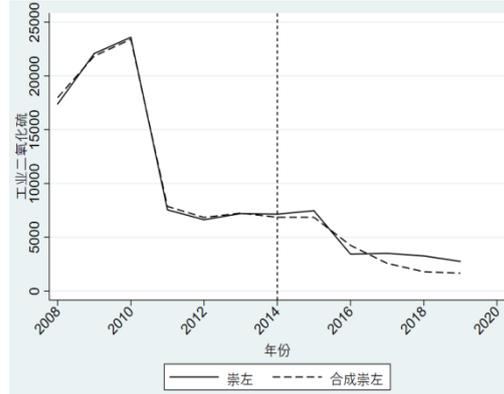
(a)嘉峪关与合成嘉峪关的夜间灯光亮度



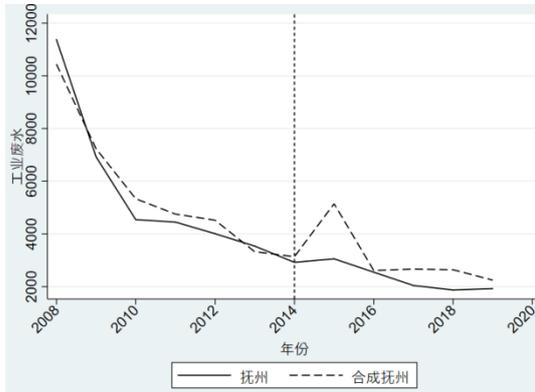
(b)克拉玛依与合成克拉玛依的夜间灯光亮度



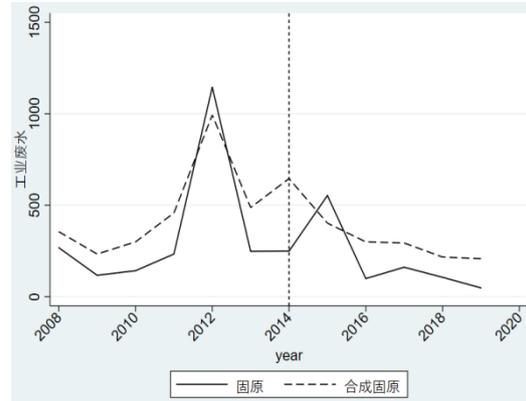
(c)六盘水与合成六盘水的工业二氧化硫排放量



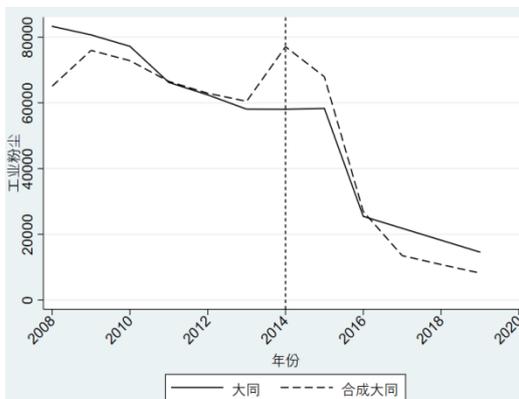
(d)崇左与合成崇左的工业二氧化硫排放量



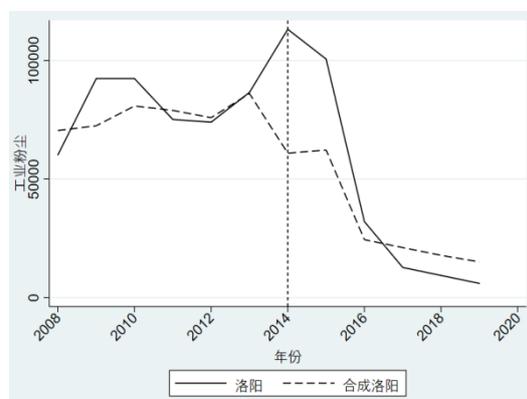
(e)抚州与合成抚州的工业废水排放量



(f)固原与合成固原的工业废水排放量



(g)大同与合成大同的工业粉尘排放量



(h)洛阳与合成洛阳的工业粉尘排放量

图 2 安慰剂检验结果

## 2. 置换检验

为进一步验证研究结论的有效性,说明经济预测变量(研究中指夜间灯光亮度)或环境预测变量(研究中指工业二氧化硫排放量、工业废水排放量以及工业粉尘排放量)的差异确实是由京津冀协同发展战略引致,而非来源于其他难以观测的外在因素,同时确保京津冀协同发展战略经济与环境效应在统计上的显著性,研究借鉴 Abadie et al. (2010)<sup>[23]</sup> 提出的置换检验(Permutation Test)方法,进一步研究所有样本城市中是否存在与京津冀情况相同的城市,如果存在,相应的概率有多大。

需要注意的是,置换检验(Permutation Test)的使用要求在实施京津冀协同发展战略前,合成控制对象能够较好地拟合出实际城市经济或环境预测变量的变动路径。而这里拟合效果的优劣,主要可以通过均方预测误差的平方根(RMSPE)来反映(Abadie et al.,2010)<sup>[23]</sup>,均方预测误差的平方根(RMSPE)越大,拟合效果越差;否则,拟合效果越好。遵循这一思路,如果在 2014 年之前,某个对照组城市的均方预测误差的平方根(RMSPE)较大,即该城市在政策实施前的拟合效果不佳,即便在 2014 年之后获得较大的预测变量差值也无法真实反映京津冀协同发展战略的实施效果。原因在于:如果在京津冀协同发展战略实施前,合成控制对象就无法较好地拟合出预测变量值,那么最终获得的预测变量差值很有可能是来源于事前欠佳的拟合效果,而与京津冀协同发展战略本身无关。因此,对于均方预测误差的平方根(RMSPE)较大的城市,研究将予以剔除,不再进行置换检验(Permutation Test),同时也将略去预测误差的展示。

图 3(a)展示了以夜间灯光亮度作为预测变量的各地区间的差值分布。其中,黑色实线代表京津冀均方预测误差的平方根(RMSPE),灰色虚线代表随机控制单元预测误差的平方根(RMSPE)。需要说明的是,此处借鉴 Abadie & Gardeazabal(2003)的做法,将 2014 年之前预测误差的平方根(RMSPE)超过京津冀 RMSPE 值 15 倍的城市予以剔除,因而图 3(a)并不包括上述城市。从图 3(a)可以看出,2014 年之前,京津冀与其他城市的夜间灯光亮度变动的差距并不大;然而在 2014 年之后,京津冀与其他城市的夜间灯光亮度变动的差距开始逐渐拉大,并最终基本分布于其他所有城市的上方,黑色实线明显高于灰色虚线。这表明京津冀协同发展战略确实提高了京津冀的夜间灯光亮度,促进了京津冀的经济增长。由于剔除 RMSPE 值超过京津冀 RMSPE 值 15 倍的城市后只保留下来 18 个城市,所以仅有 1/18,即 5.56%的概率发生京津冀与合成京津冀的夜间灯光亮度之间产生如此大差距的情况,这一点与统计推断中的显著性水平非常类似。因此,有理由相信京津冀的夜间灯光亮度提高在 10%的水平上显著,进而可以得出京津冀协同发展战略具有显著的经济效应。

图 3(b)展示了以工业二氧化硫排放量作为预测变量的各地区间的差值分布。其中,黑色实线与灰色虚线的含义与前文相同。类似地,研究将 2014 年之前预测误差的平方根(RMSPE)超过京津冀 RMSPE 值 15 倍的城市予以剔除,因而图 3(b)并不包括上述城市。从图 3(b)可以看出,2014 年之前,京津冀与其他城市的工业二氧化硫排放量变动的差距并不大;然而在 2014 年之后,京津冀与其他城市的工业二氧化硫排放量变动的差距开始逐渐拉大,并最终基本分布于其他所有城市的下方,黑色实线明显低于灰色虚线。这表明京津冀协同发展战略确实降低了京津冀的工业二氧化硫排放量,减轻了京津冀的环境污染程度。由于剔除 RMSPE 值超过京津冀 RMSPE 值 15 倍的城市后只保留下来 17 个城市,所以仅有 1/17,即 5.88%的概率发生京津冀与合成京津冀的工业二氧化硫排放量之间产生如此大差距的情况。因此,有理由相信京津冀的工业二氧化硫排放量降低在 10%的水平上显著,进而可以得出京津冀协同发展战略具有显著的工业二氧化硫减排效应。

图 3(c)展示了以工业废水排放量作为预测变量的各地区间的差值分布。其中,黑色实线与灰色虚线的含义与前文相同。类似地,将 2014 年之前预测误差的平方根(RMSPE)超过京津冀 RMSPE 值 15 倍的城市予以剔除,因而图 3(c)并不包括上述城市。从图 3(c)可以看出,

2014年之前,京津冀与其他城市的工业废水排放量变动的差距并不大;然而在2014年之后,京津冀与其他城市的工业废水排放量变动的差距开始逐渐拉大,并最终基本分布于其他所有城市的下方,黑色实线明显低于灰色虚线。这表明京津冀协同发展战略确实降低了京津冀的工业废水排放量,减轻了京津冀的环境污染程度。由于剔除 RMSPE 值超过京津冀 RMSPE 值 15 倍的城市后只保留下来 33 个城市,所以仅有 1/33,即 3.03%的概率发生京津冀与合成京津冀的工业废水排放量之间产生如此大差距的情况。因此,有理由相信京津冀的工业废水排放量降低在 5%的水平上显著,进而可以得出京津冀协同发展战略具有显著的工业废水减排效应。

图 3(d)展示了以工业粉尘排放量作为预测变量的各地区间的差值分布。其中,黑色实线与灰色虚线的含义与前文相同。类似地,将 2014 年之前预测误差的平方根(RMSPE)超过京津冀 RMSPE 值 15 倍的城市予以剔除,因而图 3(d)并不包括上述城市。从图 3(d)可以看出,2014年之前,京津冀与其他城市的工业粉尘排放量变动的差距并不大;然而在2014年之后,京津冀与其他城市的工业粉尘排放量变动的差距开始逐渐拉大,并最终基本分布于其他所有城市的上方,黑色实线明显高于灰色虚线。这表明京津冀协同发展战略确实提高了京津冀的工业粉尘排放量,加重了京津冀的环境污染程度。由于剔除 RMSPE 值超过京津冀 RMSPE 值 15 倍的城市后只保留下来 80 个城市,所以仅有 1/80,即 1.25%的概率发生京津冀与合成京津冀的工业粉尘排放量之间产生如此大差距的情况。因此,有理由相信京津冀的工业粉尘排放量降低在 5%的水平上显著,进而可以得出京津冀协同发展战略具有显著的工业粉尘“增排”效应。

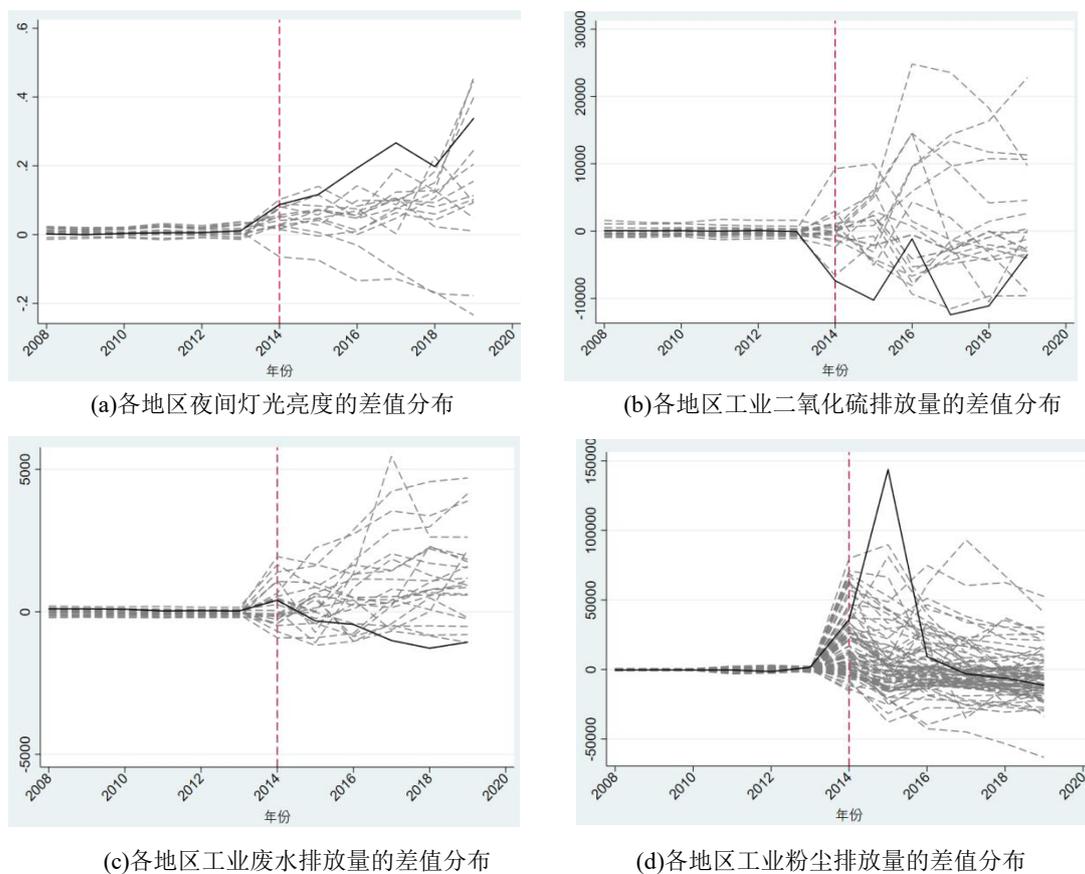


图 3 置换检验结果: 目标分析单元与随机控制单元的差值分布

### 3.稳健性检验

为规避由于对照组选取与估计方法差异可能引致的实证结果偏差,确保研究结论的稳健性,研究将使用倾向得分匹配-双重差分法(PSM-DID)进一步验证前文研究结论的稳健性。

表 3 列示了京津冀协同发展战略的经济与环境效应的 PSM-DID 稳健性检验结果。为了更加直观地观测京津冀协同发展战略的经济效应,此处不再选取各地区的夜间灯光亮度均值作为经济预测变量,而是采用相应的夜间灯光亮度总值(*sumlight*)进行替代,而环境预测变量(工业二氧化硫排放量(*lnSO<sub>2</sub>*)、工业废水排放量(*lnwasterwater*)以及工业粉尘排放量(*lnash*))均进行了对数化处理。表 3 的第二至第五行分别报告了夜间灯光亮度总值(*sumlight*)、对数工业二氧化硫排放量(*lnSO<sub>2</sub>*)、对数工业废水排放量(*lnwasterwater*)以及对数工业粉尘排放量(*lnash*)的双重差分检验结果。结果显示,对数工业废水排放量(*lnwasterwater*)的双重差分检验结果为-0.212,而且在 1%的水平上显著,表明实施京津冀协同发展战略具有显著的工业废水减排效应,这与前文的研究结论相一致,证实了实证分析结果的稳健性;对数工业粉尘排放量(*lnash*)的双重差分检验结果为 0.343,同样在 1%的水平上显著,表明实施京津冀协同发展战略具有显著的工业粉尘“增排”效应,这也与前文的研究结论相一致,同样证实了实证分析结果的稳健性。然而,夜间灯光亮度总值(*sumlight*)的双重差分检验结果为-10960,且未能通过显著性检验;尽管对数工业二氧化硫排放量(*lnSO<sub>2</sub>*)的双重差分检验结果为-0.004,但在统计上也不显著。可能原因是:京津冀地区包含有一些特殊城市(如北京、天津、石家庄等),其经济发展水平与工业二氧化硫排放量显著高于对照组城市,因此在进行 PSM-DID 估计时难以为其寻找到合适的匹配组,从而引致了 PSM-DID 估计结果的偏差(王贤彬和聂海峰,2010)。为规避特殊城市的影响,研究将北京、天津与石家庄予以剔除,对夜间灯光亮度总值(*sumlight*)与对数工业二氧化硫排放量(*lnSO<sub>2</sub>*)重新进行 PSM-DID 检验,估计结果如续表 3 所示。

续表 3 显示,在剔除了特殊城市后,夜间灯光亮度总值(*sumlight*)的双重差分检验结果为 4264,且在 5%的水平上显著,表明实施京津冀协同发展战略显著提高了京津冀的夜间灯光亮度总值,产生了正向的经济效应,这与前文的研究结论相一致,实证分析结果的稳健性得到证实;对数工业二氧化硫排放量(*lnSO<sub>2</sub>*)的双重差分检验结果为-0.136,且在 10%的水平上显著,表明实施京津冀协同发展战略具有显著的工业二氧化硫减排效应,这也与前文的研究结论相一致,实证分析结果的稳健性也得到了证实。

**表 3 PSM-DID 稳健性检验: 京津冀协同发展战略的经济与环境效应**

因变量	调整前的控制组	调整前的处理组	调整前处理组与控制组差异	调整后的控制组	调整后的处理组	调整后处理组与控制组差异	双重差分检验结果
<i>sumlight</i>	42400	68701	26301*** (4780.019)	79258	94599	15341*** (4811.363)	-10960 (6782.167)
<i>lnSO<sub>2</sub></i>	10.963	11.376	0.413*** (0.053)	9.830	10.239	0.409*** (0.053)	-0.004 (0.075)
<i>lnwasterwater</i>	9.009	9.125	0.116** (0.049)	8.603	8.508	-0.095* (0.049)	-0.212*** (0.069)
<i>lnash</i>	9.974	10.563	0.589*** (0.063)	9.558	10.489	0.932*** (0.063)	0.343*** (0.063)

注: \*、\*\*、\*\*\* 分别代表 10%、5%、1%的显著性水平,括号内为聚类到城市层面的标准误,以下各表同。对照组的总样本数为 3228,夜间灯光亮度总值、对数工业二氧化硫排放量、对数工业废水排放量以及对数工业粉尘排放量双重差分估计的 R<sup>2</sup> 分别为 0.04、0.28、0.08 与 0.11。

续表 3 PSM-DID 稳健性检验：京津冀协同发展战略的经济与环境效应

因变量	调整前的 控制组	调整前的 处理组	调整前处理组 与控制组差异	调整后的 控制组	调整后的 处理组	调整后处理组 与控制组差异	双重差分 检验结果
<i>sumlight</i>	22182	30000	7818*** (1397.097)	36778	48860	12082*** (1385.406)	4264** (1967.544)
<i>lnSO<sub>2</sub></i>	10.732	11.264	0.532*** (0.053)	9.845	10.241	0.396*** (0.053)	-0.136* (0.075)

注：对照组的总样本数为 3228，夜间灯光亮度总值与对数工业二氧化硫排放量双重差分估计的  $R^2$  分别为 0.12 与 0.24。

## 六、进一步研究：机理解析与异质性探究

前文采用合成控制法(SCM)实证研究了京津冀协同发展战略的经济与环境效应，发现实施京津冀协同发展战略可以有效促进京津冀地区的经济增长，提高整体区域的经济效益，实现“增效”目标；同时，该政策可以有效减少京津冀地区的工业二氧化硫与工业废水排放量，总体上可以有效降低整体区域的环境污染程度，实现“控污”目标。综合来看，政策实施后，京津冀地区的经济增长并非是通过严重的生态环境破坏来实现的。实施京津冀协同发展战略使得该地区在获得了“金山银山”的同时，兼得了“绿水青山”。然而，尽管前文证实京津冀协同发展战略的确具有正向的经济与环境效应，但为何会产生这样的双重效应？其背后潜藏的作用机制又是什么？此外，北京市、天津市与河北省三地在地理位置、资源禀赋与产业结构等方面存在较大差异，京津冀协同发展战略的经济与环境效应在这三地会有什么不同？为此，本小节试图从产业结构与科技创新的视角解析产生政策效应的内在机制，然后探究京津冀协同发展战略的经济与环境效应可能存在的区域异质性。

### （一）机理解析

本小节拟从产业结构与科技创新的视角解析产生政策效应的内在机制。为此，分别构建如下的调节效应模型：

$$TE_{it} = \alpha_0 + \beta_1 Treated \times Post + \beta_2 lnS_{it} + \beta_3 lnindustry_{it} + \gamma X_{it} + \mu_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$TE_{it} = \phi_0 + \delta_1 Treated \times Post + \delta_2 lnpatent_{it} + \delta_3 Intech_{it} + \theta X_{it} + \lambda_i + \eta_t + \xi_{it} \quad (2)$$

其中，核心被解释变量  $TE_{it}$  表示  $i$  地区在第  $t$  年实施京津冀协同发展战略的经济与环境效应，具体包括夜间灯光亮度 (*avglight*)、对数工业二氧化硫排放量 (*lnSO<sub>2</sub>*)、对数工业废水排放量 (*lnwasterwater*) 以及对数工业粉尘排放量 (*lnash*) 四个方面。*Treated* 与 *Post* 分别表示政策虚拟变量与时间虚拟变量。若  $i$  地区实施了京津冀协同发展战略，则 *Treated*=1；否则，*Treated*=0。在 2014 年及以后，*Post*=1；否则，*Post*=0。*Treated*×*Post* 为双重差分项。*lnS<sub>it</sub>* 与 *lnpatent<sub>it</sub>* 为调节变量，分别表示  $i$  地区在第  $t$  年的产业结构与科技创新，具体采用第二产业增加值在 GDP 中所占的比重以及实际专利授权数测度。*lnindustry<sub>it</sub>* = *Treated* × *Post* × *lnS<sub>it</sub>*，*Intech<sub>it</sub>* = *Treated* × *Post* × *lnpatent<sub>it</sub>*，分别表示解释变量双重差分项与调节变量产业结构和科技创新的交互项，该项前的系数  $\beta_3$  与  $\delta_3$  为重点关注的对象。 $X_{it}$  为控制变量组，与前文保持一致，这里仍然选取实物资本投入 (*phycpt*)、经济开放度 (*open*)、市场规模 (*mktsc*)、人均收入 (*income*) 以及信息化水平 (*infomlev*) 作为控制变量。 $\mu_i$  与  $\lambda_i$  分别表示各自的地区固定效应，用于控制不随时间改变的不可观测因素可能带来的影响； $v_t$  与  $\eta_t$  分别表示各自的时间固定效应，样本期间内对所有城市产生共同影响的变化将由该项吸收。 $\varepsilon_{it}$  与  $\xi_{it}$  分别表示各自的随机扰动项。

表 4 报告了以产业结构作为调节变量的估计结果。列(1)显示，在以夜间灯光亮度 (*avglight*) 作为被解释变量时，双重差分项与产业结构的交互项 (*lnindustry*) 前的系数为 0.993，

且在 1%的水平上显著，结合前文实施京津冀协同发展战略促进了地区经济增长的结论，可以得出产业结构强化了政策实施对于地区经济增长的促进作用<sup>②</sup>。列(2)显示，在以对数工业二氧化硫排放量( $\ln SO_2$ )作为被解释变量时，双重差分项与产业结构的交互项( $\ln industry$ )前的系数为 1.174，且在 1%的水平上显著，结合前文实施京津冀协同发展战略降低了地区工业二氧化硫排放量的结论，可以得出产业结构削弱了政策实施对于地区工业二氧化硫减排的作用。列(3)显示，在以对数工业废水排放量( $\ln wastewater$ )作为被解释变量时，双重差分项与产业结构的交互项( $\ln industry$ )前的系数为-0.095，但在统计上不显著，表明产业结构在政策实施对于地区工业废水减排方面不存在显著的调节效应。列(4)显示，在以对数工业粉尘排放量( $\ln ash$ )作为被解释变量时，双重差分项与产业结构的交互项( $\ln industry$ )前的系数为 0.799，且在 5%的水平上显著，结合前文实施京津冀协同发展战略提高了地区工业粉尘排放量的结论，可以得出产业结构强化了政策实施对于地区工业粉尘的“增排”效应。

表 4 机理解析：考虑产业结构的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>avglight</i>	<i>lnso2</i>	<i>lnwastewater</i>	<i>lnash</i>
<i>Treated*Post</i>	-4.053*** (1.038)	-4.497*** (0.930)	0.134 (0.835)	-2.841* (1.469)
<i>lnIS</i>	0.059 (0.093)	0.045 (0.091)	-0.029 (0.082)	0.195 (0.143)
<i>lnindustry</i>	0.993*** (0.280)	1.174*** (0.251)	-0.095 (0.225)	0.799** (0.396)
<i>lnNinvfa</i>	0.000*** (0.000)	0.008 (0.028)	-0.020 (0.025)	0.019 (0.044)
<i>lnfdi</i>	0.000 (0.000)	-0.024** (0.010)	0.000 (0.009)	-0.019 (0.016)
<i>lnmkt scl</i>	0.005*** (0.000)	-0.335** (0.157)	0.885*** (0.141)	1.001*** (0.247)
<i>lnincome</i>	0.000*** (0.000)	0.221** (0.094)	-0.201** (0.084)	0.489*** (0.148)
<i>lninfomlev</i>	-0.000*** (0.000)	0.147*** (0.025)	-0.041* (0.022)	0.045 (0.039)
<i>constant</i>	-3.021*** (0.398)	7.814*** (1.388)	6.178*** (1.247)	-2.879 (2.193)
城市固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	3384	3384	3384	3384
<i>F</i>	85.871	11.279	7.769	5.065
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.941	0.864	0.881	0.696

表 5 报告了以科技创新作为调节变量的估计结果。列(1)显示，在以夜间灯光亮度(*avglight*)作为被解释变量时，双重差分项与产业结构的交互项(*lnindustry*)前的系数为-0.159，

<sup>②</sup>需要说明的是，尽管此处双重差分项 *Treated\*Post* 前的系数显著为负，与前文的研究结论相悖。但是在调节效应模型中，解释变量前的系数关注意义不大，因为调节效应模型中存在“共线性”问题，解释变量 *X* 对被解释变量 *Y* 的影响不仅仅取决于解释变量 *X* 前的系数，而且还与调节变量 *M* 有关。下面的分析类似。

且在 1%的水平上显著，结合前文实施京津冀协同发展战略促进了地区经济增长的结论，可以得出科技创新削弱了政策实施对于地区经济增长的促进作用。列(2)显示，在以对数工业二氧化硫排放量( $\ln SO_2$ )作为被解释变量时，双重差分项与产业结构的交互项( $\ln industry$ )前的系数为-0.176，且在 1%的水平上显著，结合前文实施京津冀协同发展战略降低了地区工业二氧化硫排放量的结论，可以得出科技创新增强了政策实施对于地区工业二氧化硫减排的作用。列(3)显示，在以对数工业废水排放量( $\ln wastewater$ )作为被解释变量时，双重差分项与产业结构的交互项( $\ln industry$ )前的系数为 0.117，且在 1%的水平上显著；同时，调节变量科技创新( $\ln patent$ )前的系数为-0.057，也在 1%的水平上显著。这表明在地区工业废水减排方面，京津冀协同发展战略与科技创新间存在一定的替代关系，科技创新一定程度上削弱了政策实施的工业废水减排效应。列(4)显示，在以对数工业粉尘排放量( $\ln ash$ )作为被解释变量时，双重差分项与产业结构的交互项( $\ln industry$ )前的系数为-0.166，且在 5%的水平上显著，结合前文实施京津冀协同发展战略提高了地区工业粉尘排放量的结论，可以得出科技创新削弱了政策实施对于地区工业粉尘的“增排”效应。

表 5 机理解析：考虑科技创新的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>avglight</i>	<i>lnso2</i>	<i>lnwastewater</i>	<i>lnash</i>
<i>Treated*Post</i>	0.946** (0.467)	1.307*** (0.423)	-1.187*** (0.378)	1.483** (0.667)
<i>lnpatent</i>	-0.148*** (0.022)	0.030 (0.021)	-0.057*** (0.019)	0.046 (0.034)
<i>lnitech</i>	-0.159*** (0.055)	-0.176*** (0.050)	0.117*** (0.045)	-0.166** (0.079)
<i>lnNinvfa</i>	0.000*** (0.000)	0.007 (0.027)	-0.009 (0.024)	0.024 (0.043)
<i>lnfdi</i>	0.000 (0.000)	-0.025** (0.010)	0.000 (0.009)	-0.018 (0.016)
<i>lnmkscl</i>	0.005*** (0.000)	-0.343** (0.157)	0.905*** (0.141)	0.993*** (0.248)
<i>lnincome</i>	0.000*** (0.000)	0.205** (0.094)	-0.180** (0.084)	0.481*** (0.148)
<i>lninfomlev</i>	-0.000*** (0.000)	0.145*** (0.025)	-0.031 (0.022)	0.041 (0.040)
<i>constant</i>	-1.900*** (0.238)	8.046*** (1.393)	5.789*** (1.247)	-2.366 (2.199)
城市固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	3384	3384	3384	3384
<i>F</i>	91.930	10.244	9.697	5.072
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.942	0.864	0.881	0.696

## (二) 异质性探究

图 4—图 6 分别展示了京津冀协同发展战略在北京市、天津市以及河北省所产生的经济

与环境效应，为与前文保持一致，此处仍然选取夜间灯光亮度、工业二氧化硫排放量、工业废水排放量以及工业粉尘排放量作为对应的经济与环境预测变量。

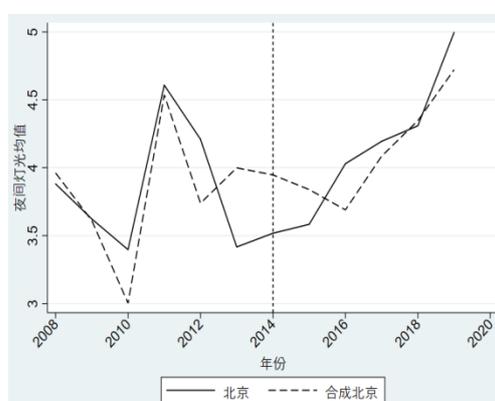
图 4(a)显示，政策实施前，合成北京未能较好地拟合实际北京夜间灯光亮度的变化路径；政策实施后，二者也并未呈现出明显的分离态势。这表明实施京津冀协同发展战略未能显著提高北京市的夜间灯光亮度，也即未能有效促进北京市的经济增长，产生正向的经济效应。图 4(b)显示，政策实施前，合成北京与实际北京工业二氧化硫排放量的变动路径几乎完全重合，差异程度极小；政策实施后，二者呈现出了明显的分离态势，实际北京工业二氧化硫排放量的变动路径完全落于合成北京的下方，这表明实施京津冀协同发展战略显著降低了北京市的工业二氧化硫排放量，产生了工业二氧化硫减排效应。图 4(c)显示，政策实施前，合成北京与实际北京工业废水排放量的变动路径几乎完全重合，差异程度极小；政策实施后，二者呈现出了明显的分离态势，实际北京工业废水排放量的变动路径完全落于合成北京的上方，这表明实施京津冀协同发展战略显著提高了北京市的工业废水排放量，产生了工业废水“增排”效应。图 4(d)显示，政策实施前，合成北京与实际北京工业粉尘排放量的变动路径几乎完全重合，差异程度极小；政策实施后，二者呈现出了明显的分离态势，实际北京工业粉尘排放量的变动路径完全落于合成北京的下方，这表明实施京津冀协同发展战略显著降低了北京市的工业粉尘排放量，产生了工业粉尘减排效应。

图 5(a)显示，政策实施前，合成天津与实际天津夜间灯光亮度的变动路径几乎完全重合，差异程度极小；政策实施后，二者呈现出了明显的分离态势，实际天津夜间灯光亮度的变动路径完全落于合成天津的上方，这表明实施京津冀协同发展战略显著提高了天津市的夜间灯光亮度，有效促进了天津市的经济增长，产生了正向的经济效应。图 5(b)显示，政策实施前，合成天津与实际天津工业二氧化硫排放量的变动路径几乎完全重合，差异程度极小；政策实施后，二者呈现出了明显的分离态势，实际天津工业二氧化硫排放量的变动路径完全落于合成天津的下方，这表明实施京津冀协同发展战略显著降低了天津市的工业二氧化硫排放量，产生了工业二氧化硫减排效应。图 5(c)显示，政策实施前，合成天津与实际天津工业废水排放量的变动路径几乎完全重合，差异程度极小；政策实施后，二者呈现出了明显的分离态势，实际天津工业废水排放量的变动路径完全落于合成天津的上方，这表明实施京津冀协同发展战略显著提高了天津市的工业废水排放量，产生了工业废水“增排”效应。图 5(d)显示，政策实施前，合成天津与实际天津工业粉尘排放量的变动路径几乎完全重合，差异程度极小；政策实施后，二者呈现出了明显的分离态势，实际天津工业粉尘排放量的变动路径完全落于合成天津的上方，这表明实施京津冀协同发展战略显著提高了天津市的工业粉尘排放量，产生了工业粉尘“增排”效应。

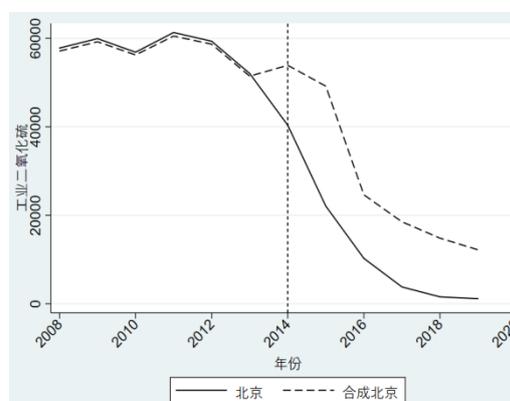
图 6(a)显示，政策实施前，合成河北与实际河北夜间灯光亮度的变动路径几乎完全重合，差异程度极小；政策实施后，二者呈现出了明显的分离态势，实际河北夜间灯光亮度的变动路径完全落于合成河北的上方，这表明实施京津冀协同发展战略显著提高了河北省的夜间灯光亮度，有效促进了河北省的经济增长，产生了正向的经济效应。图 6(b)显示，政策实施前，合成河北与实际河北工业二氧化硫排放量的变动路径几乎完全重合，差异程度极小；政策实施后，二者呈现出了明显的分离态势，实际河北工业二氧化硫排放量的变动路径完全落于合成河北的下方，这表明实施京津冀协同发展战略显著降低了河北省的工业二氧化硫排放量，产生了工业二氧化硫减排效应。图 6(c)显示，政策实施前，合成河北与实际河北工业废水排放量的变动路径几乎完全重合，差异程度极小；政策实施后，二者呈现出了明显的分离态势，实际河北工业废水排放量的变动路径完全落于合成河北的下方，这表明实施京津冀协同发展战略显著降低了河北省的工业废水排放量，产生了工业废水减排效应。图 6(d)显示，政策实施前，合成河北与实际河北工业粉尘排放量的变动路径几乎完全重合，差异程度极小；政策实施后，二者呈现出了明显的分离态势，实际河北工业粉尘排放量的变动路径完全落于合成

河北的上方，这表明实施京津冀协同发展战略显著提高了河北省的工业粉尘排放量，产生了工业粉尘“增排”效应。

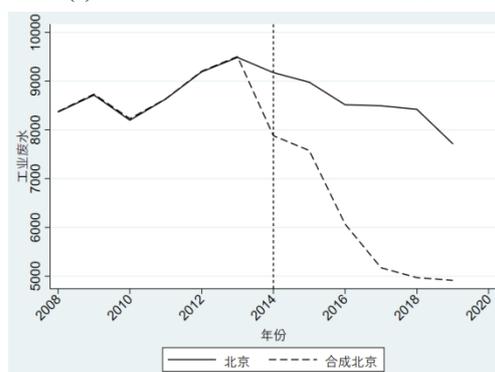
综上所述，京津冀协同发展战略的经济与环境效应在北京、天津以及河北三地表现出了显著的区域异质性。首先，该战略的实施显著提高了天津与河北的夜间灯光亮度，有效促进了两地的经济增长，然而却并未对北京产生显著的正向经济效应。其原因可能在于：作为我国的政治、文化与科创中心，北京的经济发展水平本就较高，其经济增长主要依靠地区服务业发展与科技创新驱动，因此对京津冀协同发展战略的经济敏感性较低。其次，京津冀协同发展战略实施后，北京、天津以及河北三地的工业二氧化硫排放量均有所降低，实现了显著的工业二氧化硫减排效应。再者，该战略的实施显著提高了北京与天津的工业废水排放量，但河北省的工业废水排放量却有所降低。最后，京津冀协同发展战略实施后，北京的工业粉尘排放量显著降低，然而天津与河北的工业粉尘排放量均有所提高。综合后两点结论来看，在工业废水与工业粉尘排放量方面，北京、天津以及河北三地间可能存在“零和博弈”甚至“负和博弈”情形，这为政策的进一步完善提供了借鉴思路。



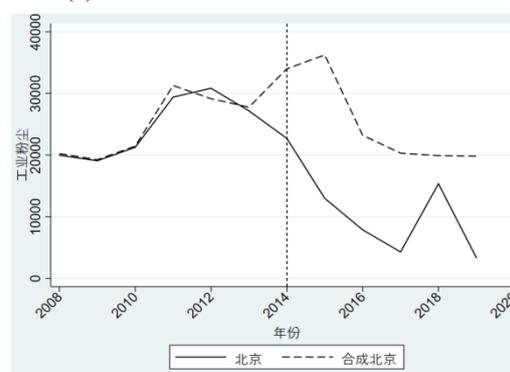
(a)北京与合成北京的夜间灯光亮度



(b)北京与合成北京的工业二氧化硫排放量

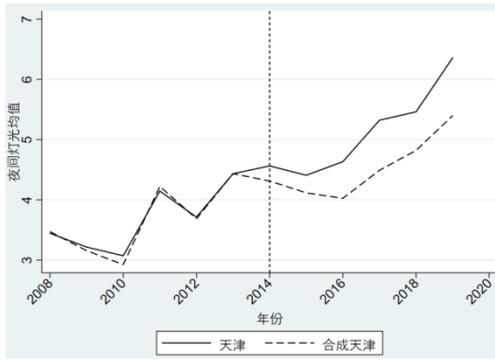


(c)北京与合成北京的工业废水排放量

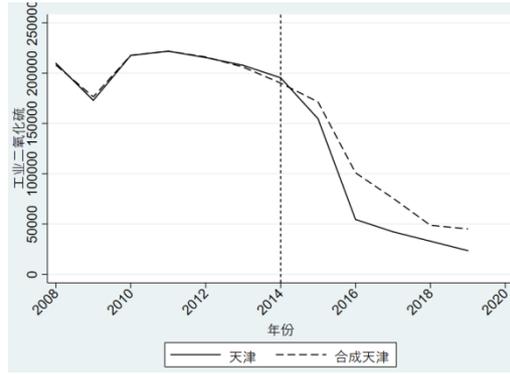


(d)北京与合成北京的工业粉尘排放量

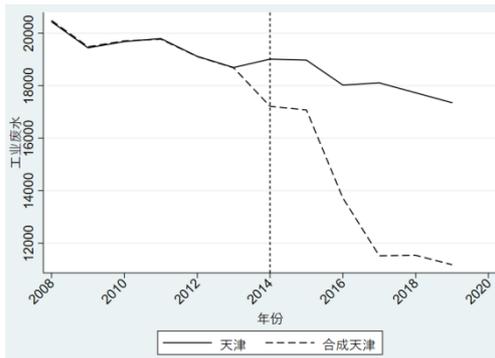
图 4 京津冀协同发展战略对北京的影响



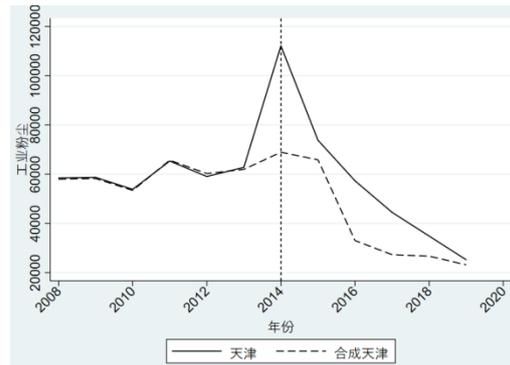
(a)天津与合成天津的夜间灯光亮度



(b)天津与合成天津的工业二氧化硫排放量

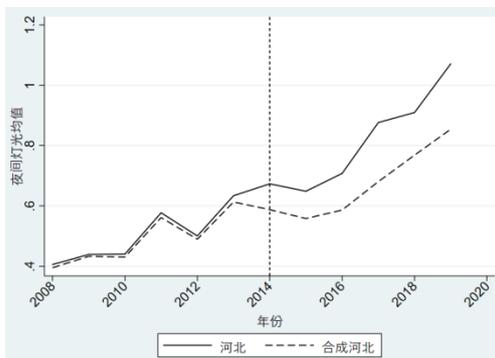


(c)天津与合成天津的工业废水排放量

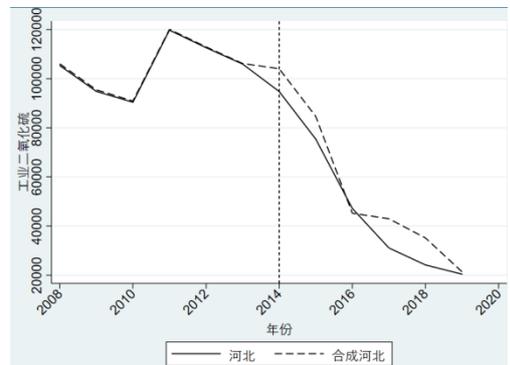


(d)天津与合成天津的工业粉尘排放

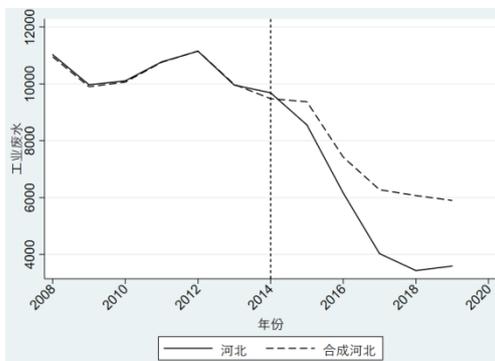
图5 京津冀协同发展战略对天津的影响



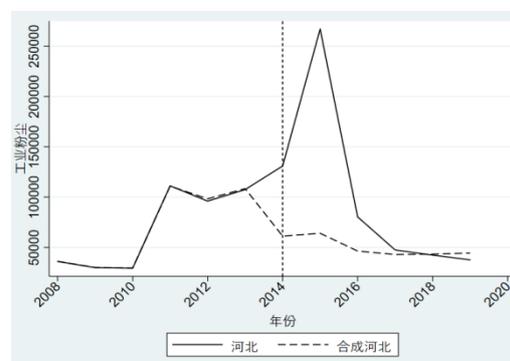
(a)河北与合成河北的夜间灯光亮度



(b)河北与合成河北的工业二氧化硫排放量



(c)河北与合成河北的工业废水排放量



(d)河北与合成河北的工业粉尘排放量

图6 京津冀协同发展战略对河北的影响

## 七、研究结论与政策启示

### （一）研究结论

研究首先将“京津冀协同发展战略”引入区域间的动态博弈模型，通过严格的数理推导提出两大研究假说；随后基于夜间灯光数据与 2008-2019 年全国 282 个地级及以上城市的平衡面板，采用合成控制法(SCM)科学评估了京津冀协同发展战略的经济与环境效应；再者，通过安慰剂检验(Placebo Test)、置换检验(Permutation Test)以及 PSM-DID 稳健性检验增强了研究结论的可信度；最后，在得出稳健结论的基础上，研究又进一步考察了政策效应的区域异质性，并从产业结构与科技创新的视角解析了产生政策效应的内在机制。主要研究结论如下：

首先，基于合成控制法的研究表明：在经济效应方面，实施京津冀协同发展战略显著提高了京津冀地区的夜间灯光亮度，有效促进了地区的经济增长，增强了整体区域的经济效益，实现了“增效”目标，获得了“金山银山”；在环境效应方面，实施京津冀协同发展战略有效减少了京津冀地区的工业二氧化硫与工业废水排放量，总体上降低了整体区域的环境污染程度，实现了“控污”目标，兼得了“绿水青山”。在经过安慰剂检验、置换检验以及 PSM-DID 稳健性检验等一系列检验后，研究结论依然保持稳健。

其次，机理解析发现：产业结构强化了政策实施的经济增长促进效应以及工业粉尘“增排”效应，削弱了政策实施的工业二氧化硫减排效应，对政策实施的工业废水减排效应影响不显著；科技创新削弱了政策实施的经济增长促进效应、工业废水减排效应以及工业粉尘“增排”效应，强化了政策实施的工业二氧化硫减排效应。进一步发现，在工业废水减排方面，京津冀协同发展战略与科技新闻存在一定的替代关系。

最后，京津冀协同发展战略的经济与环境效应存在显著的区域异质性。在经济效应方面，该战略的实施有效促进了天津与河北两地的经济增长，但并未对北京产生显著的“促增”作用；在环境效应方面，该战略的实施有效降低了北京、天津以及河北三地的工业二氧化硫排放量，但工业废水减排效应只在河北表现显著，而工业粉尘减排效应只在北京表现显著。

### （二）政策启示

研究的研究结论对于推动经济实现高质量发展、打通环境保护的“最后一公里”以及贯彻落实“两山”理论具有如下政策启示：

首先，应当完善环境保护考核模式，建立多维度、全覆盖的评价体系，设计科学合理的人员奖惩机制。尽管实施京津冀协同发展战略收效显著，在获得“金山银山”的同时兼得了“绿水青山”，但政策实施后整体区域的工业粉尘排放量不降反升，其主要原因在于工业粉尘减排成本高昂，相关环保文件指标界定不清。因此，相关职能部门亟需完善评价机制，同时也要相互配合、通力合作，贯彻落实京津冀协同发展战略的“协同”要义，打破“囚徒困境”，严格避免“零和博弈”甚至“负和博弈”的发生。

其次，应当充分考虑地区间资源禀赋、产业结构以及制度背景等方面差异，因地制宜推进京津冀协同发展战略，坚决避免“一刀切”。鉴于京津冀协同发展战略的经济与环境效应存在显著的区域异质性，应当加快健全学习机制，积极借鉴汲取长三角与珠三角的成功发展经验，同时结合自身实际进行科学精准控污，强化区域协同发展理念，严厉打击污染转嫁行为，最小化环境污染引致的负外部性。

最后，应当加快推进区域产业结构调整，形成科学合理的产业分工体系，同时应当加大研发投入，强化人才支持，不断提升科技创新水平。产业结构与科技创新在京津冀协同发展战略发挥经济与环境效应中始终扮演着重要角色。为此，应当高度重视区域产业结构调整与科技创新的作用。各地区间应当充分发挥各自的比较优势，加强功能互补，坚决避免同质化竞争，协同推进区域产业结构优化升级；同时，各地区间还应当树立全局观念，建立系统思维，严格杜绝画地为牢、各自为政现象，不搞过分的“地方保护”，不设过高的行政壁垒，同心聚力促进区域间资源的自由流动与知识的充分溢出，共享区域间的科技创新成果，推进区域

整体的高质量发展。

## 参考文献

- [1] 杜雯翠,夏永妹.京津冀区域雾霾协同治理措施奏效了吗?——基于双重差分模型的分析[J].当代经济管理,2018,40(09):53-59.
- [2] 江曼琦.京津冀协同发展战略下的京津雄功能重构与产业协同发展[J].上海交通大学学报(哲学社会科学版),2022,30(04):1-14.
- [3] 李辉,徐美宵,洪扬.京津冀联动执法对空气质量的改善效应[J].中国人口·资源与环境,2021,31(08):70-79.
- [4] 刘玉成,杨露鑫,万兴.京津冀协同发展的经济效应——基于“反事实”的思维视角[J].技术经济,2018,37(04):100-108.
- [5] 孟连,王小鲁.对中国经济增长统计数据可信度的估计[J].经济研究,2000(10):3-13+79.
- [6] 皮建才,赵润之.京津冀协同发展中的环境治理:单边治理与共同治理的比较[J].经济评论,2017(05):40-50.
- [7] 秦蒙,刘修岩,李松林.城市蔓延如何影响地区经济增长?——基于夜间灯光数据的研究[J].经济学(季刊),2019,18(02):527-550.
- [8] 阙里,钟笑寒.中国地区 GDP 增长统计的真实性检验[J].数量经济技术经济研究,2005(04):3-12.
- [9] 申伟宁,福元健志,张韩模.京津冀区域收入差距与环境质量关系的实证研究[J].干旱区资源与环境,2017,31(11):39-43.
- [10] 石庆玲,郭峰,陈诗一.雾霾治理中的“政治性蓝天”——来自中国地方“两会”的证据[J].中国工业经济,2016(05):40-56.
- [11] 苏治,胡迪.通货膨胀目标制是否有效?——来自合成控制法的新证据[J].经济研究,2015,50(06):74-88.
- [12] 孙瑾,刘文革,周钰迪.中国对外开放、产业结构与绿色经济增长——基于省际面板数据的实证检验[J].管理世界,2014(06):172-173.
- [13] 陶然,苏福兵,陆曦,朱昱铭.经济增长能够带来晋升吗?——对晋升锦标竞赛理论的逻辑挑战与省级实证重估[J].管理世界,2010(12):13-26.
- [14] 童玉芬,宫倩楠.新时期北京市人口调控政策的效果评估——基于三重差分法的准自然实验[J].人口研究,2020,44(05):80-91.
- [15] 王红梅,鲁志辉.京津冀协同发展战略下河北经济协调发展的政策效应研究——基于京津产业转移的RD分析[J].当代经济管理,2020,42(12):38-44.
- [16] 王磊,李金磊.区域协调发展的产业结构升级效应研究——基于京津冀协同发展政策的准自然实验[J].首都经济贸易大学学报,2021,23(04):39-50.
- [17] 王贤彬,聂海峰.行政区划调整与经济增长[J].管理世界,2010(04):42-53.
- [18] 魏娜,孟庆国.大气污染跨区域协同治理的机制考察与制度逻辑——基于京津冀的协同实践[J].中国软科学,2018(10):79-92.
- [19] 杨开忠.京津冀协同发展的探索历程与战略选择[J].北京联合大学学报(人文社会科学版),2015,13(04):27-32+40.
- [20] 张可云,蔡之兵.京津冀协同发展历程、制约因素及未来方向[J].河北学刊,2014,34(06):101-105.
- [21] 赵新峰,袁宗威.京津冀区域大气污染协同治理的困境及路径选择[J].城市发展研究,2019,26(05):94-101.
- [22] 钟茂初,张学刚.环境库兹涅茨曲线理论及研究的批评综论[J].中国人口·资源与环境,2010,20(02):62-67.
- [23] Abadie A , Diamond A , Hainmueller J . Synthetic Control Methods for Comparative Case Studies: Estimating the Effect of California's Tobacco Control Program[J]. *Journal of the American Statistical Association*, 2010, 105(490):493-505.
- [24] Abadie A , Gardeazabal J . The Economic Costs of Conflict: A Case Study of the Basque Country[J]. *American Economic Review*, 2003, 93(1):113-132.

- [25] Cellini, R. Welfare in a differentiated oligopoly with free entry: a cautionary note[J]. *Research in Economics*, 2004, 58(2):125-133.
- [26] Chen, Xi, Nordhaus, et al. Using luminosity data as a proxy for economic statistics[J]. *Proceedings of National Academy of Science*, 2011, 108(21):8589-8594.
- [27] Fang C , Liu H , Li G . International progress and evaluation on interactive coupling effects between urbanization and the eco-environment[J]. *Journal of Geographical Sciences*, 2016, 26(8):1081-1116.
- [28] Fujiwara K . Environmental policies in a differentiated oligopoly revisited[J]. *Resource & Energy Economics*, 2009, 31(3):239-247.
- [29] Grossman G M , Krueger A B. Economic growth and the environment[J]. *Quarterly Journal of Economics*, 1995, 110(2): 353-377.
- [30] Henderson, J, Vernon, et al. Measuring Economic Growth from Outer Space[J]. *American Economic Review*, 2012, 102(2):994-1028.
- [31] Li J ,Piao S R . Research on Regional Synergy Carbon Reduction Cost Allocation Based on Cooperative Game[J]. *Advanced Materials Research*, 2013(781-784):2569-2572.
- [32] Milgrom P , Holmstrom B . Multitask Principal-Agent Analyses: Incentive Contracts, Asset Ownership, and Job Design[J]. *Journal of Law Economics and Organization*, 1991, 7:24-52.
- [33] Movshuk O . The Reliability of China's Growth Figures: A Survey of Recent Statistical Controversies[J]. *Journal of Econometric Study of Northeast Asia*, 2002, 35(1):31-45.
- [34] Rawski T G . What is happening to China's GDP statistics?[J]. *China Economic Review*, 2001, 12(4):347-354.
- [35] Shiao Allen, 2005: 《中国政府高估了经济增长吗》, 载岳希明等主编《中国经济增长速度研究与争论》, 中信出版社.
- [36] Siddiqui O , Dincer I . Development and analysis of a new renewable energy-based industrial wastewater treatment system[J]. *Journal of Environmental Management*, 2021, 290:112564.
- [37] Wang L , Wang J . Environmental taxes in a differentiated mixed duopoly[J]. *Economic Systems*, 2009, 33(4):389-396.
- [38] Wu H X . The Chinese GDP Growth Rate Puzzle: How Fast Has the Chinese Economy Grown?[J]. *Hi-Stat Discussion Paper Series*, 2006, 6(1):1-23.
- [39] Zhong W , Song J , Ren J , et al. Revealing the nexus among energy-economy system with Haken model: Evidence from China's Beijing-Tianjin-Hebei region[J]. *Journal of Cleaner Production*, 2019, 228(AUG.10):319-330.

## **Effects evaluation of Beijing-Tianjin-Hebei coordinated development strategy**

### **—Based on a Dual Perspective of Economy and Environment**

**Abstract:** The scientific evaluation of the policy effectiveness of the Beijing-Tianjin-Hebei coordinated development strategy is of great significance. Based on a dual perspective of economy and environment, the economic and environmental effects of the Beijing-Tianjin-Hebei coordinated development strategy were evaluated using nightlight data and balanced panels from 282 prefecture level and above cities nationwide from 2008 to 2019 by the synthetic control method (SCM). It is found that:(1) the implementation of the Beijing-Tianjin-Hebei Coordinated Development Strategy has significantly improved the nightlight brightness of Beijing, Tianjin and Hebei, effectively promoted the regional economic growth and achieved the goal of "efficiency increase"; the policy effectively reduced the discharge of industrial sulfur dioxide and industrial wastewater in Beijing, Tianjin and Hebei, generally reduced the degree of environmental pollution in the whole region, and achieved the goal of "pollution control". After a series of tests such as placebo test, permutation test and PSM-DID robustness test, the research conclusion remains robust. (2) Industrial structure and scientific and technological innovation play an important role in the process of policy exerting economic and environmental effects. Further research shows that there is a certain substitution relationship between scientific and technological innovation and policy. (3) The implementation of the policy effectively promoted the economic growth of Tianjin and Hebei while did not have significant "growth promoting" effect on Beijing; the industrial wastewater emission reduction effect of the policy is only significant in Hebei while the industrial dust emission reduction effect is only significant in Beijing. The research conclusion of this paper has profound policy enlightenment for promoting high-quality economic development, opening up the "last mile" of environmental protection and implementing the "Two Mountains" theory.

**Key words:** Beijing-Tianjin-Hebei Coordinated Development Strategy; Synthetic Control Method;Economic Effects; Environmental Effects