

# 京津冀协同发展的政策效应及空间分异研究

尚虎平<sup>1</sup>, 刘俊腾<sup>2</sup>

(1. 中国科学技术大学公共事务学院, 合肥 230026; 2. 南开大学周恩来政府管理学院, 天津 300350)

**摘要:** 区域协同政策促进“弱者受益”是协同能够维系的动力。京津冀协同发展战略自实施以来,其实际效果一直备受质疑,一些消极的声音认为该政策只惠及了北京和天津,并未有效带动河北这一“弱者”的发展。针对这种质疑,本文以2015年京津冀协同发展政策的实施为准自然实验,利用合成控制法和2010—2020年中国省市面板数据,实证评估了该政策对河北省经济增长、产业结构优化升级和空气质量改善所产生的政策效应及空间异质性。结果表明:①京津冀协同发展政策并未对河北省经济增长产生明显带动作用,但促进了河北省产业结构优化和空气质量改善,呈现出高质量协同发展的趋势;②京津冀协同发展政策对河北省内各地级市的政策效应会因其距离京津远近不同而差异化,呈现出以京津为核心的“中心—外围”扩散规律;③邻京地级市获得了明显的产业结构优化效应,邻津地级市获得了明显的经济增长效应,环京津地级市在空气质量改善方面明显优于河北南部地级市。未来需要以高质量发展的理念重新审视京津冀协同发展政策的效果,科学推进城市群内的产业转移与承接,同时夯实河北经济发展的基础条件,实现京津冀协同过程中的空间公平与因地制宜。

**关键词:** 区域协同;“弱者受益”;京津冀协同发展;政策效应

DOI: 10.11821/dlxb202408008

## 1 引言

经济活动在空间维度上最显著的特征就是非均衡性<sup>[1]</sup>,这是自然环境和人文社会环境综合作用的结果。一定程度的区域发展差异有利于专业化和分工,促进资源优化配置,然而,一旦区域发展差距过大,就会引发各种消极后果<sup>[2]</sup>,包括政治极端主义和社会动荡<sup>[3]</sup>、经济可持续发展<sup>[4]</sup>、落后地区人口流失<sup>[5]</sup>等问题。区域发展差距过大已经成为威胁政治稳定和国家发展的关键因素,因而扶持弱势地区、缩小区域差距就成为世界各国提升发展质量的共识。现阶段以城市群、城市带、经济圈为主的区域协调发展新格局逐渐形成,城市群不仅是工业化和城镇化发展到高级阶段的产物,也是实现区域协调和可持续发展的空间载体<sup>[6]</sup>,已经成为国家经济发展和竞争力提升的引擎。京津冀城市群是中国三大城市群之一,因国家首都坐落于其中而备受关注,京津冀协同发展战略作为国家战略,也承载着促进区域协调发展、形成新经济增长极的重要战略使命。2014年习近平总书记在京津冀协同发展座谈会上提出京津冀协同发展战略,强调要打破“一亩三分地”的定势思维,着力促进三地之间的优势互补和协同发展。2015年《京津冀协同发展规划纲要》正式出台,标志着京津冀协同发展正式拉开序幕。

收稿日期: 2023-03-13; 修订日期: 2023-11-21

基金项目: 教育部哲学社会科学重大课题攻关项目(22JZD028); 国家社会科学基金项目(21&ZD006, 20AZZ001)

[Foundation: Philosophy and Social Science Research Key Project of Ministry of Education of China, No.22JZD028; National Social Science Foundation of China, No.21&ZD006, No.20AZZ001]

作者简介: 尚虎平(1974-), 男, 甘肃平凉人, 博士, 教授, 主要从事政府绩效管理研究。E-mail: 170332307@qq.com

2020-2041 页

不同于长三角和珠三角城市群内部相对均衡协调的格局,京津冀城市群的中心极化特征非常明显,呈现出以北京—天津为双核心的经济集聚态势,整个城市群由北京和天津两个中心城市主导,城市群的内部差异较大<sup>[7]</sup>,京津冀城市群的协同效果也一直备受争议,一些消极的观点认为河北不仅没有从协同中获益,反而需要付出额外成本来配合京津,环京津贫困带的存在就是京津冀三地发展不平衡的直观表现<sup>[8]</sup>。这种断崖式发展差距使得河北省这一“弱者”的发展受到关注,由此引发出一个关键问题:作为“弱者”的河北省在区域协同中能否受益?无论是从国际发展经验还是从各类发展理论所坚持的原则来看,“弱者受益”都是判断区域协同政策是否成功的重要标准。实际上“弱者受益”导向的区域协同属于更高发展阶段的要求,对于一个期望达到协同发展状态的区域而言,加快区域内欠发达地区的发展比保持区域内发达地区的发展难度更大,意义也更为深远。

古典功利主义一直是区域协同政策的支配性哲学<sup>[9]</sup>,它重视社会整体福祉和效率,强调区域协同要实现“最大多数人的最大幸福”。这种功利主义协同观只关注如何实现区域总体利益的最大化,而不关注总收益在各协同主体间分配的均衡性和公平性。罗尔斯抨击功利主义忽视财富在不同群体之间的分配差异,尤其是对“最少受惠者”群体的忽视<sup>[10]</sup>;在Amartya看来,功利主义倾向将更多的社会资源分配给能力更强且境况更好的人<sup>[11]</sup>,这种效率至上的公共政策会为实现更高水平的社会总福利而侵害部分群体尤其是弱势群体的基本权利,最终以牺牲落后地区为代价实现发达地区的繁荣。为突破功利主义的局限,“帕累托改进”的区域协同政策导向便产生了。“帕累托改进”式区域协同是对功利主义协同观的完善与超越,主张在不损害每个协同主体利益的基础上实现区域利益的增量发展,然而,就本质而言,“帕累托改进”式协同是一种数字累加型增长模式,会造成一种“弱者原地踏步,强者不断大踏步前进”的假象公平,即使所有协同主体的利益都没有受损,但在某一主体利益得到快速持续增长的情况下,对于“原地踏步”的那部分主体来说,也是一种差距逐渐拉大的“非公平协同”,当这种收益的相对差距越来越大,就会引致弱势群体产生强烈的不公平感,形成事实上的马太效应。“弱者受益”协同哲学则弥补了帕累托改进式协同的缺陷,将视线进一步聚焦到弱势群体,是一种具有“善治”属性的改进版帕累托协同,精准扶贫政策就是基于这种政策哲学提出的。就“善治”属性而言,仅使得区域内的强者获益只是一种粗放型的协同模式,并不属于高质量发展,而让最落后、最难以发展的弱势地区受益,才是高质量协同的典型特征。

本文拟从“弱者受益”原则出发探究京津冀协同发展战略对河北省产生的政策效应,包括几个关键问题:①京津冀协同发展政策在经济发展、产业转型和环境改善3个方面能否产生“弱者受益”效应?②若京津冀协同发展政策对河北省整体发展有促进作用,这种作用是否具有空间异质性?能否惠及到所有地级市?是否存在“中心—外围”效应抑或其他效应?③这种协同发展政策究竟是传统粗放发展模式的延续,还是新时代高质量发展模式的涌现?

## 2 文献回顾

### 2.1 区域协同政策的“弱者受益”效应研究

近年来学界对区域协同政策的“弱者受益”导向逐渐达成共识,认为应该从公平正义的伦理视角考察区域协同的正当性,而非仅从经济的功利视角考察其效率与效益<sup>[12]</sup>。由于地区发展过程存在较强的累积循环效应和路径依赖效应,当经济活动偏离初始的均衡状态后,单靠市场调节不仅难以达到均衡状态,甚至会加剧地区之间的差距,因此通

过区域政策实现协调发展非常有必要<sup>[13-14]</sup>。区域协同政策的目的是通过调配资源、促进地区间协同合作来实现欠发达地区发展<sup>[15]</sup>,包括扶持欠发达地区发展、促进发达地区更好发展和优化资源空间配置<sup>[16]</sup>,也包括区域整体进步、人民生活状况普遍改善和区域间差距逐渐缩小<sup>[17]</sup>,最终目的是改善国家或区域内经济社会活动的地理分布状态,从而解决区域结构失衡、区域布局不合理与区域发展机会不均等等重大问题<sup>[18]</sup>。

虽然区域协同政策应该实现“弱者受益”这一原则得到普遍认同,但在此视角下进行政策效应实证评估的研究却相对匮乏,大多数评估研究都是在功利主义协同导向和帕累托改进协同导向下做出的:①功利主义协同导向以区域政策能否增进区域整体收益为评估标准,没有细致区分政策整体收益在协同主体间的分配均衡性和公平性,如Fiaschi等、Berkowitz等对欧盟凝聚力政策在不同年代产生的影响进行了评估,但都只关注了该政策对区域整体经济增长的影响<sup>[19-20]</sup>;Han通过对中国14个城市群进行评估发现,区域一体化政策能显著促进城市群整体的经济增长<sup>[21]</sup>;王金营等评估了京津冀区域协同发展政策对于城市群整体产生的经济增长效应<sup>[22]</sup>;安树伟等评估了京津冀协同发展政策对于三地环境改善和交通一体化产生的积极效应<sup>[23]</sup>。②“帕累托改进”导向的评估研究则将关注点从整体收益聚焦到了个体收益,这种导向虽然较功利主义协同有明显改进,但尚未关注到弱者在区域协同中的受益情况,如刘乃全等评估了长三角城市群扩容对于原位城市和新进城市的影响<sup>[24]</sup>;丁焕峰等评估了珠三角城市群扩容政策对新进城市产生的政策效应<sup>[25]</sup>;Turganbayev等评估了21世纪初哈萨克斯坦实施的区域发展战略对于各个州的经济效应,发现该政策并未形成缩小区域发展差距的预期效果<sup>[26]</sup>。此外,Ren等、郭艺等既评估了区域政策的整体收益,也关注了区域政策对于不同主体的异质性政策效应,兼具功利主义协同视角和帕累托改进协同视角<sup>[27-28]</sup>。总体来说,学者们对于弱者在区域政策中的受益情况仍缺乏足够的关注。

## 2.2 京津冀城市群相关研究

目前学界对于京津冀城市群内发展不平衡问题的探索主要集中于3方面:①关于城市间发展差距的测度研究。1990年以来京津冀地区经济发展失衡格局不断加剧<sup>[29]</sup>,京津的城市发展质量远高于河北省11个地级市,高位城市发育突出,低位城市发育不足,呈现出明显的“双核心”态势<sup>[30]</sup>。与长三角和粤港澳相比,京津冀经济集聚与人口集聚的空间分异现象极其严峻<sup>[31]</sup>。②关于城市间联系的测度研究。学者研究发现京津冀城市群内核心城市的引力作用明显不强,作用力最大的仍然是核心城市附近的城市,对其他城市的引力作用普遍较弱<sup>[32]</sup>;京津冀城市群的经济联系存在明显的“中心—外围”特征,城市间的经济联系主要围绕京津展开,河北省各城市与京津的联系强度远远高于与其他地级市的联系强度,这与长三角地区“中心明确—外围强大”的特征明显不同<sup>[33]</sup>。③关于核心城市影响外围城市的评估研究。在城市间发展差距和联系得到验证后,一批学者深入探究了核心城市对边缘城市的影响,得出的结论较为一致,都认为京津冀城市群内核心城市对于边缘城市的正向溢出效应不明显<sup>[34]</sup>,且北京对周边小城市产生了极化作用,京津市域和河北省域之间都存在“虹吸效应”所诱发的发展断崖<sup>[35]</sup>,证实了新经济地理学中的“集聚阴影”<sup>[36]</sup>。

从既有研究来看,当前关于区域协同政策效应评估和京津冀城市群的研究成果较为丰富,为本文提供了重要基础,但尚有改进余地:①总体而言,虽然国内外学界已经认识到了区域协同发展政策的重要性,也对各地的区域协同政策实施效果展开了评估,但多数研究都是以功利主义为导向对协同政策进行定量评估,主要是从“区域发展总量扩大”的视角出发评判这类政策对区域发展是否具备“总效应”,但“总效应”式的评估往往会掩



盖群体中部分成员未获得发展的现实,使得那些“弱势群体”成员“被发展”。在对京津冀协同发展政策进行定量评估的研究中,这一倾向更为明显,聚焦于河北省受益程度的研究极为匮乏。②京津冀城市群内部发展不平衡是通过大量实证检验得到确认的严峻问题,这些研究发现京津冀协同有着明显的“中心—外围”效应,北京周边的地区甚至承受了消极的外溢效应。亟待廓清的问题是:在京津冀协同发展战略实施后,这种现象是否有所改观?然而,现有研究仅侧重于对一定的时间范围内的京津冀城市群内部发展差距进行测度,是时空分异的研究,并未考察政策干预对弱势地区产生的效应,缺乏对政策因果效应的精准评估。实际上区域协同发展政策的初衷就是要解决在市场无形之手调节的“丛林规则”之下,区域内弱势群体所处的发展窘境,以公共政策的“有形之手”来矫正“无形之手”对区域均衡发展造成的伤害,以政策的“公共之善”来矫正市场的“自私之恶”。在这种情况下,契合区域协同政策初衷的科学评估模式便是超越总量思维,以“弱者受益”原则来考察区域协同政策的效果,本文拟践行这种评估模式。

本文的边际贡献主要为:①在评估原则上,超越“总量”思维,以“弱者受益”原则来考察区域协同政策的效果,矫正了当前学界只关注区域协同政策整体收益的缺陷,将视线聚焦于弱者,重点探究京津冀协同发展政策对弱势地区河北省产生的影响。②在评估内容和方法上,不局限于区域差距测度层面,而是进一步探索区域协同政策对于城市群内部差距的作用效果,利用合成控制法(Synthetic Control Method, SCM)科学评估协同政策对城市群内弱势地区的影响,并检验其空间效应,解决仅用空间计量模型或指标评价法探究政策效应时存在的工具固定化、因果推断简单化等问题。③在探究“弱者受益”的空间范围上,不仅关注京津冀协同政策对河北省整体产生的政策效应,还进一步评估政策效应在空间维度上的异质性,考察河北省地级市与京津之间的地理临界性和空间邻近性在协同过程中的作用。

### 3 研究设计

#### 3.1 研究样本与计量模型

2015年《京津冀协同发展规划纲要》的出台标志着京津冀协同政策正式实施,故而本文以2015年为准自然实验节点,将政策前窗口期设定为2010—2014年,政策后窗口期设定为2016—2020年。实验组为河北省,在剔除受到同样政策干预的北京市和天津市、以及数据暂未含的港澳台地区后,对照组样本共包括28个省级行政区,分别为:山西省、辽宁省、吉林省、黑龙江省、江苏省、浙江省、安徽省、福建省、江西省、山东省、河南省、湖北省、湖南省、广东省、海南省、四川省、贵州省、云南省、陕西省、甘肃省、青海省、内蒙古自治区、广西壮族自治区、西藏自治区、宁夏回族自治区、新疆维吾尔自治区、上海市和重庆市。

以经济增长效应中的人均GDP为例,假设能观测到 $1+J$ 个省份在 $T$ 年内的人均GDP,1代表实验组河北省, $J$ 代表对照组的其他省份,只有省份1在 $T_0$ (2015年)年受到了京津冀协同发展政策的影响,其余 $J$ 个省份未受到政策干预。其中, $t \in [1, T]$ , $T_0$ 为政策干预年份2015年,满足 $1 < T_0 < T$ 。定义 $GDP_{it}$ 表示 $i$ 省在 $t$ 年的人均GDP, $GDP_{it}^Y$ 表示 $i$ 省在 $t$ 年受到政策干预情况下的人均GDP, $GDP_{it}^N$ 表示 $i$ 省在 $t$ 年未受到政策干预情况下的人均GDP,那么政策干预的实验效应则可以表示为: $\alpha_i = GDP_{it}^Y - GDP_{it}^N$ 。

当 $i=1$ 且 $t \geq T_0$ 时,表示实验组受到了政策干预,此时 $GDP_{it} = GDP_{it}^Y$ ;在其他情况下, $GDP_{it} = GDP_{it}^N$ ,因此,设定一个虚拟变量 $D_{it}$ ,当 $D_{it}=0$ 时,表示 $i$ 省没有受到政策干预;当

$D_{it} = 1$ 时,表示*i*省受到了政策干预。由此,就可以设定模型:

$$GDP_{it} = GDP_{it}^N + D_{it}\alpha_{it} = GDP_{it}^N + D_{it}(GDP_{it}^Y - GDP_{it}^N) \quad (1)$$

当 $t \geq T_0$ 时, $GDP_{it}^Y$ 是可以观测到具体数值的,但此时 $GDP_{it}^N$ 是无法在现实情境中观测的,因为这是一种反事实虚拟状态,要想估计出政策干预的实验效应 $\alpha_{it}$ ,就必须先估计出 $GDP_{it}^N$ ,这也是合成控制法的核心任务和目的。设定模型如下:

$$GDP_{it}^N = \delta_t + \theta_i Z_i + \lambda_i \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

式中: $\delta_t$ 表示对所有省份产生影响的时间固定效应; $Z_i$ 是不受实验效应影响的、可观测到的( $r \times 1$ )维的控制变量; $\theta_i$ 是一个( $1 \times r$ )维的未知参数向量; $\mu_i$ 是( $F \times 1$ )维不可观测的地区固定效应; $\lambda_i$ 是一个( $1 \times F$ )维的无法观测到的公共因子向量,表示影响所有地区的共同因素; $\varepsilon_{it}$ 是无法观测到的短期冲击。

求解 $GDP_{it}^N$ ,需要对对照组省份进行加权来模拟实验组的特征,构造一个反事实的虚拟实验组,通过引入权重向量,对*J*个对照组省份进行加权平均的方式来计算最优权重。权重向量为 $W = (w_1, w_2, \dots, w_{i-1}, \dots, w_{m+1})$ 。其中,对于任何 $W_j \in W$ 都有 $W_j \geq 0$ ,且 $\sum_j W_j = 1$ 。

因此可得公式:

$$\sum_{j=2}^{1+J} W_j GDP_{it} = \delta_t + \theta_t \sum_{j=2}^{1+J} W_j Z_j + \lambda_t \sum_{j=2}^{1+J} W_j \mu_j + \sum_{j=2}^{1+J} W_j \varepsilon_{jt} \quad (3)$$

假设存在一个最优权重 $w^*$ ,使得 $GDP_{it}^N - \sum_{j=2}^{1+J} w_j^* GDP_{jt}$ 趋近于0,就可以用 $\sum_{j=2}^{1+J} w_j^* GDP_{jt}$ 代

替无法观测的 $GDP_{it}^N$ ,那么就可以得出实验效应的无偏估计量 $\widehat{\alpha_{it}}$ ,进而计算政策效应。

### 3.2 变量测量与指标选取

**3.2.1 经济增长效应** 人均GDP指标能够较好地体现一个地区的经济增长水平<sup>[37-38]</sup>,联合国出台的《千年发展目标2015年报告》<sup>[39]</sup>和世界银行发布的《世界银行2020年度报告》<sup>[40]</sup>都将“人均GDP增长率”作为表征地区经济增长水平的代表,因此本文采用人均GDP作为衡量经济增长的政策效应变量。在已有研究的基础上<sup>[41-47]</sup>,本文选取城市化水平、人力资本、产业结构、市场活力、政府财政能力、基础设施建设水平、创新投入作为人均GDP的预测变量,对应的变量测量方式如表1所示。

**3.2.2 产业结构优化效应** 在现代经济增长模式下,产业结构随着经济的发展而不断调整,第一产业在经济总产值中所占比重持续下降,第二产业比重最初保持增长,然后逐渐稳定或下降,第三产业比重不断上升<sup>[48]</sup>。“配第一克拉克定理”也表明,随着国家经济的发展和国民收入水平的提高,劳动力和资金首先由第一产业向第二产业转移,然后再向第三产业转移,这是一个产业结构从低级形态向高级形态转变的过程,反映了产业结

表 1 经济增长政策效应变量及预测变量

Tab. 1 Policy effect variables and predictive variables of economic growth

变量类别	变量名称	测量方式
政策效应变量	地区经济增长	人均地区生产总值(元)
预测变量	城市化水平	年末城镇人口比重(%)
	人力资本水平	每万人中普通本专科毕业生人数(人)
	产业结构	第二产业产值/GDP(%)
	市场活跃度	社会消费品零售总额/GDP(%)
	政府财政支出	一般公共预算支出/GDP(%)
	基础设施建设水平	人均城市道路面积(m <sup>2</sup> )
	创新投入力度	研究与试验发展(R&D)经费投入/GDP(%)

构按照经济发展规律从低水平状态转向高水平状态的动态演进<sup>[49-50]</sup>。本文借鉴学者们衡量产业结构优化升级程度的普遍做法<sup>[51-52]</sup>，采用产业结构层次系数（Industrial Structure Level Coefficient, ISLC）来衡量各省份的产业结构优化程度。在预测变量的选取上，经济发展水平、人口密度、城市化水平、工业化水平、市场活力、投资和贸易、技术水平是影响产业结构变迁和优化的重要因素<sup>[53-60]</sup>，本文选择这些变量作为预测变量。各变量的测量方式如表2所示。

表2 产业结构优化政策效应变量及预测变量

Tab. 2 Policy effect variables and predictive variables of industrial structure optimization

变量类别	变量名称	测量方式
政策效应变量	产业结构优化	$\sum_{i=1}^3 q_i \times i = q_1 \times 1 + q_2 \times 2 + q_3 \times 3$ , $q_i$ 代表第 <i>i</i> 产业的产值占GDP的比重
预测变量	经济发展水平	人均地区生产总值(元)
	人口密度	每平方千米人口数量(人/km <sup>2</sup> )
	城市化水平	年末城镇人口比重(%)
	工业发展水平	每万人拥有规模以上工业企业数(个)
	市场活跃度	社会消费品零售总额/GDP(%)
	固定资产投资水平	全社会固定资产投资/GDP(%)
	对外开放水平	进出口总额/GDP(%)
	科技创新能力	每万人拥有专利授权量(件)

**3.2.3 空气质量改善效应** 细颗粒物（PM<sub>2.5</sub>）一直是京津冀地区大气污染的首要污染物，是导致雾霾天气的“元凶”<sup>[61]</sup>，因此本文拟选取PM<sub>2.5</sub>浓度作为衡量空气质量改善的政策效应变量。影响大气污染物排放和环境质量的因素可以分为社会经济因素和自然因素两类，社会经济因素包括地区经济状况、产业结构、人口密度、城市化水平、节能环保投入、能源消费强度等<sup>[62-66]</sup>，自然因素包括气温和湿度两个气象条件<sup>[67]</sup>。参考已有研究，本文综合使用了这些变量，对应的变量测量方式如表3所示。

在数据收集和处理方面，PM<sub>2.5</sub>数据来源于加拿大达尔豪斯大学大气成分分析组（Atmospheric Composition Analysis Group），目前该机构已经将地表PM<sub>2.5</sub>数据更新至2020年，源数据为栅格数据，本文将栅格数据与中国行政区划矢量数据匹配对应处理，得到2010—2020中国各省、地级市的年度PM<sub>2.5</sub>浓度均值数据。天气数据来源于《中国环境统计年鉴》。其他经济社会发展数据来自于《中国统计年鉴》《中国环境统计年鉴》《中国工

表3 空气质量改善政策效应变量及预测变量

Tab. 3 Policy effect variables and predictive variables of air quality improvement

变量类别	变量名称	测量方式
政策效应变量	空气质量改善	PM <sub>2.5</sub> 浓度值(μg/m <sup>3</sup> )
预测变量	经济发展水平	人均地区生产总值(元)
	人口密度	每平方千米人口数量(人/km <sup>2</sup> )
	城市化水平	年末城镇人口占比(%)
	产业结构	第二产业产值/GDP(%)
	节能环保投入	节能环保支出/一般公共预算支出(%)
	能源消费强度	万元国内生产总值能源消费量(tce/万元)
	年平均气温	年平均气温(°C)
	年平均相对湿度	年平均相对湿度(%)

业统计年鉴》《中国科技统计年鉴》《中国能源统计年鉴》以及各省市的统计年鉴、国民经济与社会发展统计公报。在处理数据的过程中，考虑到有些变量的原始值较大，容易产生估计误差，本文对这些指标进行了对数化处理，取其自然对数值。

4 京津冀协同发展政策对河北省发展效应的评估

4.1 反事实河北省的合成

表4为3次合成过程中对照组省份所占的权重，表5为各个预测变量在3次合成过程中的真实值、合成值以及均值。真实值与合成值的差距要小于真实值与均值的差距，说明通过合成控制法对实验组进行拟合更加精准。同时，真实值与合成值之间的差距均较小，总体呈现了较好的拟合效果，表明合成控制法能够很好地拟合2015年以前河北省的经济增长趋势、产业结构水平以及空气质量情况，可以进行后续的政策效应估计。

表 4 对照组省份所占权重  
Tab. 4 Weights of provinces in control group

省份	权重(经济)	省份	权重(产业)	省份	权重(环境)
山西	0.821	河南	0.436	江苏	0.514
河南	0.152	黑龙江	0.175	河南	0.486
甘肃	0.027	贵州	0.108		
		吉林	0.077		
		重庆	0.062		
		西藏	0.049		
		福建	0.047		
		广东	0.047		

表 5 预测变量对比  
Tab. 5 Comparison of predictive variables

政策效应变量	预测变量	真实值	合成值	均值	真实值-合成值	真实值-均值
经济增长变量	城市化水平	0.468	0.495	0.555	0.027	0.087
	人力资本水平	44.143	46.273	47.765	2.131	3.622
	产业结构	0.468	0.566	0.420	0.098	0.048
	市场活跃度	0.412	0.399	0.400	0.013	0.011
	政府财政支出	0.173	0.229	0.298	0.056	0.124
	基础设施建设水平	17.948	11.876	15.918	6.072	2.030
	创新投入力度	0.010	0.011	0.014	0.001	0.004
产业结构优化变量	经济发展水平	14.904	14.884	15.413	0.021	0.509
	人口密度	8.587	7.890	7.487	0.696	1.099
	城市化水平	0.468	0.471	0.555	0.003	0.087
	工业发展水平	1.846	1.863	2.235	0.017	0.389
	市场活跃度	0.412	0.409	0.400	0.003	0.011
	固定资产投资水平	0.894	0.803	0.858	0.092	0.036
	对外开放水平	0.235	0.189	0.242	0.045	0.008
空气质量改善变量	科技创新能力	2.058	3.614	8.997	1.556	6.939
	经济发展水平	14.904	15.476	15.413	0.572	0.509
	人口密度	5.952	6.490	5.190	0.538	0.762
	城市化水平	0.468	0.528	0.555	0.060	0.087
	产业结构	0.468	0.511	0.420	0.043	0.048
	节能环保投入	0.036	0.025	0.030	0.011	0.007
	能源消费强度	0.248	0.353	0.316	0.104	0.068
	年平均气温	14.180	16.018	14.469	1.838	0.289
	年平均相对湿度	56.000	62.704	65.903	6.704	9.903



## 4.2 政策效应评估

图1~图3为政策效应的估计结果，表6为政策效应的具体数值。图1为京津冀协同发展政策的经济增长效应，2015—2017年间真实河北省的人均GDP高于合成河北省，但2017年以后真实河北省则低于合成河北省，这表明京津冀协同发展战略对于河北省的经济增长驱动效应仅仅存在于政策实施的前两年，未产生持续的促进效应；2015—2020年间的平均实验效应为-603.836（表6），说明在这6年里真实河北省的年人均GDP整体比合成河北省低603.836元，体现了京津冀协同发展政策对于河北省经济增长的消极影响。图2为京津冀协同发展政策的产业结构优化效应，2015年后真实河北省的产业结构层次系数逐渐上升，且一直高于合成河北省；2015—2020年间京津冀协同发展政策的实施使得河北省整体的产业结构层次系数提高了0.02个单位（表6），这体现了京津冀协同政策对河北省产业结构优化产生的积极推动作用。图3为京津冀协同发展政策的空气质量改善效应，在2015年之后河北省的 $PM_{2.5}$ 浓度值一路走低，且真实河北省的值一直低于合成河北省；2015—2020年京津冀协同发展政策的实施使得河北省的 $PM_{2.5}$ 浓度值下降了 $2.969 \mu g/m^3$ （表6），说明京津冀协同发展政策的实施确实有助于河北省空气质量的改善，体现了较为明显的积极政策效应。总的来说，京津冀协同发展政策的实施并未带动河北省的经济增长，但有效促进了河北省产业结构的优化和空气质量的改善。

## 4.3 稳健性检验

**4.3.1 排序检验** 排序检验的目的是测算对照组样本出现与实验组样本同样结果的概率，从潜在对照组样本中进行随机抽取，进行合成控制估计，看能否得到与实验组相似的实

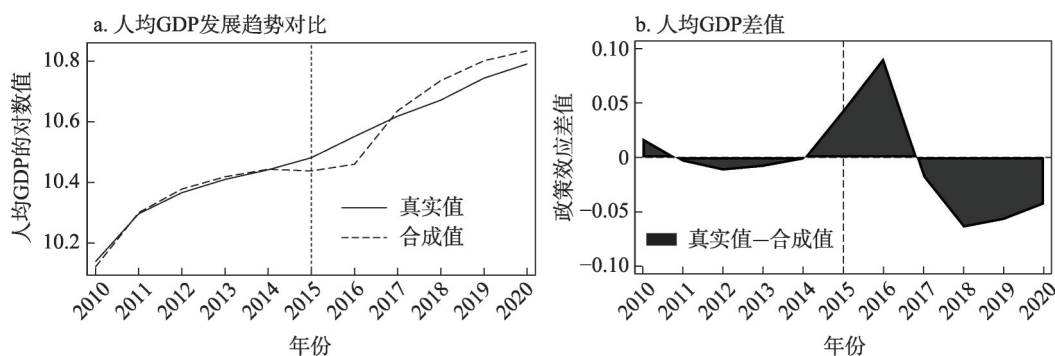


图1 河北省经济增长效应的估计结果

Fig. 1 Estimated results of economic growth effect in Hebei province

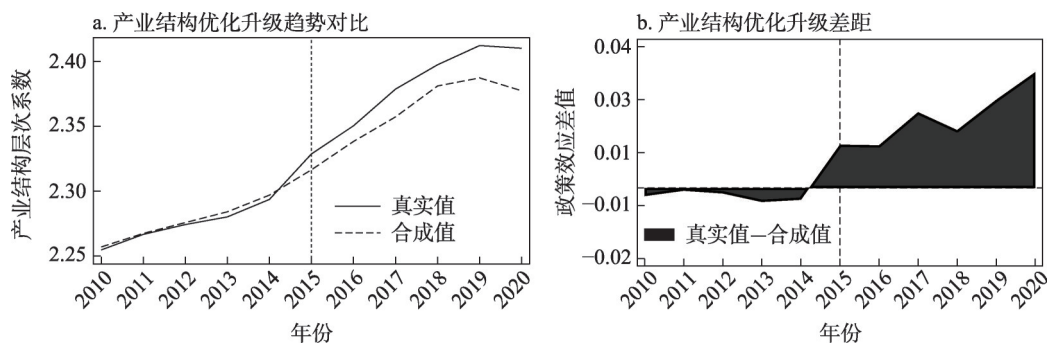


图2 河北省产业结构优化效应的估计结果

Fig. 2 Estimated results of industrial structure optimization effect in Hebei province



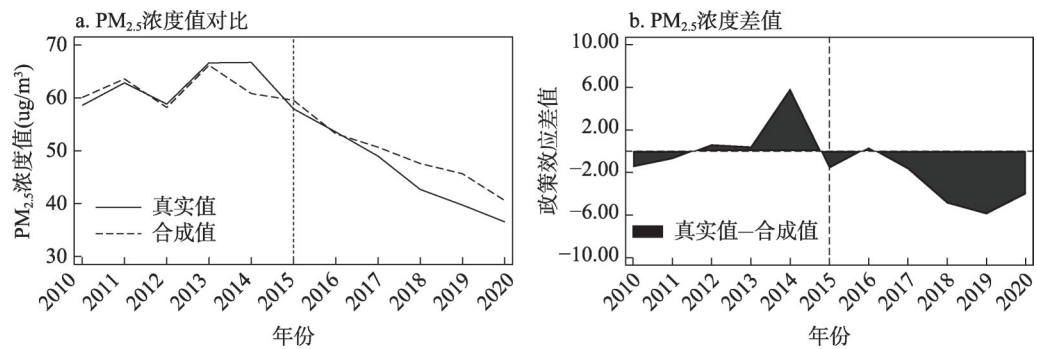


图3 河北省空气质量改善效应的估计结果  
Fig. 3 Estimated results of air quality improvement effect in Hebei province

表6 政策干预的实验效应  
Tab. 6 Treatment effect of the policy intervention

年份	经济增长效应(元)			产业结构优化效应			空气质量改善效应(ug/m <sup>3</sup> )		
	真实值	合成值	实验效应	真实值	合成值	实验效应	真实值	合成值	实验效应
2015	35653	34128	1525	2.329	2.316	0.012	57.917	59.532	-1.615
2016	38233	34894	3339	2.350	2.338	0.012	53.552	53.210	0.342
2017	40883	41627	-744	2.379	2.357	0.021	48.982	50.672	-1.690
2018	43108	45976	-2868	2.397	2.381	0.016	42.682	47.581	-4.899
2019	46348	49084	-2736	2.412	2.387	0.025	39.734	45.646	-5.912
2020	48564	50702	-2138	2.410	2.377	0.033	36.561	40.598	-4.037
平均实验效应		-603.836			0.020			-2.969	

验效应。主要通过预测误差曲线的分布差异来进行判断，曲线越接近最上方或者最下方，代表稳健性检验结果越好，说明如果随机选择一个控制单元进行估计，要得到与目标分析单元一致的结果是小概率事件，即可证明政策效应的稳健性。图4a表明河北省的预测误差曲线在2016年之前高于其他省份，但在2016年之后却与其他省份差距不大，说明在2016年之前具有良好的稳健性，但总体上稳健性欠佳；图4b中河北省的预测误差曲线远离其他虚线，体现了较好的稳健性，证明京津冀协同发展政策的实施推动了河北省产业结构升级这一结论具有稳健性；图4c中河北省的预测误差曲线在大部分虚线之下，也体现了较好的稳健性。

**4.3.2 双重差分估计** 本部分通过更换估计方法来检验结果的稳健性。如果采用另一种方法来评估能得到类同的结果，则可以证明原方法的有效性。本文使用在政策效果评估中与合成控制法齐名的双重差分法来进行稳健性检验。双重差分法的一个重要前提是满足平行趋势假设，即在政策实施之前实验组和对照组不存在趋势差异，为避免多重共线性，需要将政策干预年份的前一期去掉，平行趋势检验结果如图5所示，结果显示在政策实施年份之前，实验组与对照组均在95%的置信区间内不存在显著差异，平行趋势检验通过。

双重差分法的计量模型如公式（4）所示：

$$Y_{it} = \alpha_0 + \beta_0 treat_i \times year + \lambda X_{it} + \delta_i + \gamma_t + \varepsilon \tag{4}$$

式中：*i*表示省份；*t*表示年份；*Y<sub>it</sub>*是被解释变量，即本文的政策效应变量，分别代表人均GDP、产业结构层次系数以及PM<sub>2.5</sub>浓度值；*treat<sub>i</sub>*是政策虚拟变量，实验组河北省取值为1，对照组省份取值为0；*year*是年份虚拟变量，2015年以前取值为0，2015年及以后取值

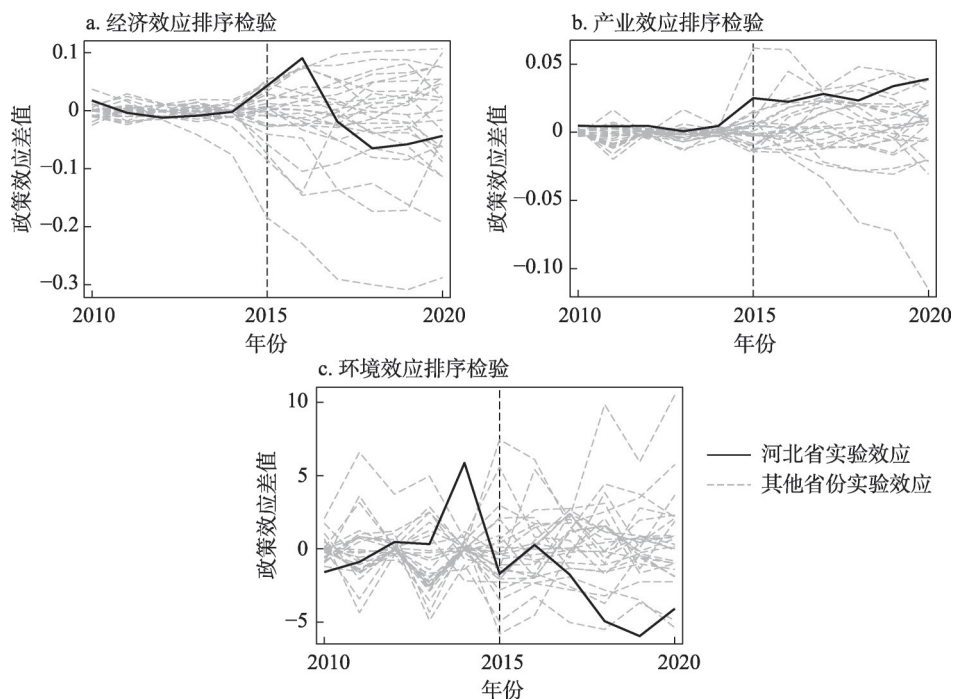


图4 排序检验

Fig. 4 Permutation test

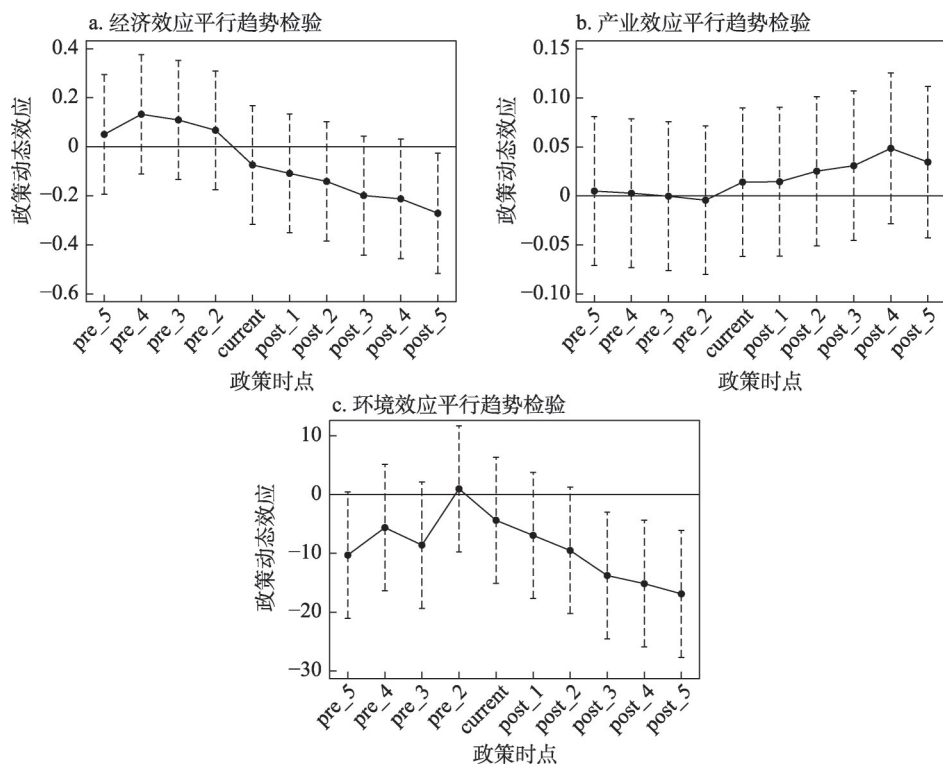


图5 平行趋势检验

Fig. 5 Parallel trend test

为1;  $treat_i$ 与 $year$ 的交互项系数 $\beta_0$ 为京津冀协同发展政策对河北省经济增长、产业结构优化和空气质量改善产生的净效应;  $X$ 是控制变量, 即每个政策效应变量相对应的预测变量;  $\delta_i$ 为个体固定效应;  $\gamma_t$ 为时间固定效应;  $\varepsilon$ 为干扰项。

表7是基于双重差分法的估计结果。模型1~3呈现的是未加入控制变量的结果, 模型4~6呈现的是加入控制变量的结果。从表7的统计结果来看, 模型1和模型4中的交互项系数都显著为负, 说明该政策的实施并未对河北省经济发展产生积极效应, 与采用合成控制法评估的政策效应结果一致。模型2和模型5中的交互项系数都为正, 虽然模型5的系数不显著, 但不影响整体结果, 检验结果说明该政策的实施确实有利于促进河北省的产业结构升级, 与采用合成控制法评估的政策效应结果一致。模型3和模型6中的交互项系数都显著为负, 说明该政策的实施使得河北省空气中的 $PM_{2.5}$ 浓度值下降, 优化了空气质量, 与采用合成控制法评估的政策效应结果一致。总的来看, 基于双重差分法的检验结果进一步证明了使用合成控制法评估出的政策效应结果具有稳健性。

表 7 基于双重差分法的政策效应估计结果  
Tab. 7 Policy effect estimation results based on DID method

	模型 1 经济	模型 2 产业	模型 3 环境	模型 4 经济	模型 5 产业	模型 6 环境
$\beta_0$	-0.1377*** (-6.62)	0.0189* (2.69)	-7.7922*** (-9.28)	-0.1646*** (-7.58)	0.0037 (0.31)	-8.5408*** (-5.88)
控制变量	No	No	No	Yes	Yes	Yes
_cons	10.1824*** (546.92)	2.3022*** (368.39)	39.5323*** (76.92)	8.8986*** (22.93)	3.7015*** (3.97)	205.2861* (2.62)
$N$	319	319	319	319	319	319
$R^2$	0.948	0.820	0.726	0.973	0.861	0.758

注: 括号内为  $t$  统计量; \*, \*\* 分别表示  $p < 0.05$ ,  $p < 0.001$ 。

5 京津冀协同发展政策效应的空间异质性评估

本文不仅关注区域协同发展政策对河北省整体产生的政策效应, 也试图廓清京津冀协同发展政策对河北省内不同区位的地级市产生的异质性政策效应, 进而呈现区域协同政策发挥“弱者收益”效应的空间规律性。

在具体的操作过程中, 本文以河北省的11个地级市为实验组。根据合成控制法的样本选取原则, 对照组的选择要满足未受到与实验组相同的政策冲击和各方面特征与实验组相似这两个要求<sup>[68]</sup>; 为防止实验组和对照组的经济特征和其他条件差异过大而拟合不佳, 可以选择在地理上邻近实验组且经济社会发展水平、环境与实验组相似的城市作为对照组<sup>[69-70]</sup>, 本文以辽宁、内蒙古、山西、河南、山东5个毗邻省份下辖的67个地级市为对照组。本文按照行政区划边界线, 将河北省的11个地级市分为4类: 同时毗邻北京和天津的地级市(皆邻组), 包括廊坊和承德; 只毗邻北京的地级市(邻京组), 包括张家口和保定; 只毗邻天津的地级市(邻津组), 包括唐山和沧州; 既不毗邻北京和也不毗邻天津的地级市(非邻组), 包括石家庄、衡水、邢台、邯郸和秦皇岛, 具体的城市分类如图6所示。本文将这4组城市作为4个新的实验组, 以其他67个地级市为对照组, 进行合成控制估计。政策效应变量和相应的预测变量延续前文的选取原则与方法。

图7~图9分别为京津冀协同发展政策对于邻京组、邻津组、皆邻组、非邻组在经济增长、产业结构优化和空气质量改善3个方面产生的政策效应。表8为政策干预年份之后实





在经济增长效应中,京津冀协同发展政策对4组分别产生的实验效应呈现出邻津组(13462元)>皆邻组(10830元)>非邻组(1293元)>邻京组(1057元)的排序(表8)。邻津组和皆邻组的人均GDP真实值一直高于合成值,但邻京组和非邻组的人均GDP真实值仅在2018年之前高于合成值(图7),政策干预产生的经济增长效应仅维持了短暂的3年。这一数据结果表明邻近天津和同时邻近北京、天津的河北省地级市可以受到明显的正向经济增长效应,但远离京津和只邻近北京的河北省地级市则仅受到了很微弱的经济增长正效应。说明京津冀协同发展政策对于完全邻近首都或者距离首都太远的河北省地级市的经济增长不能起到明显的驱动作用,京津冀协同发展政策的经济增长效应在空间中整体呈现出西低东高的波浪模式。

在产业结构优化效应中,4组分别受到了正负不同的政策干预效应:皆邻组(0.031)>邻京组(0.021)>非邻组(-0.003)>邻津组(-0.035)(表8)。只有皆邻组(0.031)和邻京组(0.021)的实验效应为正,说明京津冀协同发展政策的实施能够促进北京周边城市的产业结构优化升级。而邻津组和非邻组的实验效应均为负数。其中,非邻组的产业结构层次系数真实值和合成值曲线变动趋势几乎一致(图8),说明京津冀协同发展政策对于远离北京、天津的河北省地级市的产业结构几乎没有产生影响。但邻津组的产业结构层次系数的真实值明显一直低于合成值,实验效应也最小(-0.035),说明京津冀协同发展政策未带动邻近天津市的河北省地级市产业结构优化升级,产业结构未朝着优化的方向发展。京津冀协同发展政策的产业结构优化效应在空间中整体呈现出西高东低的波浪模式。

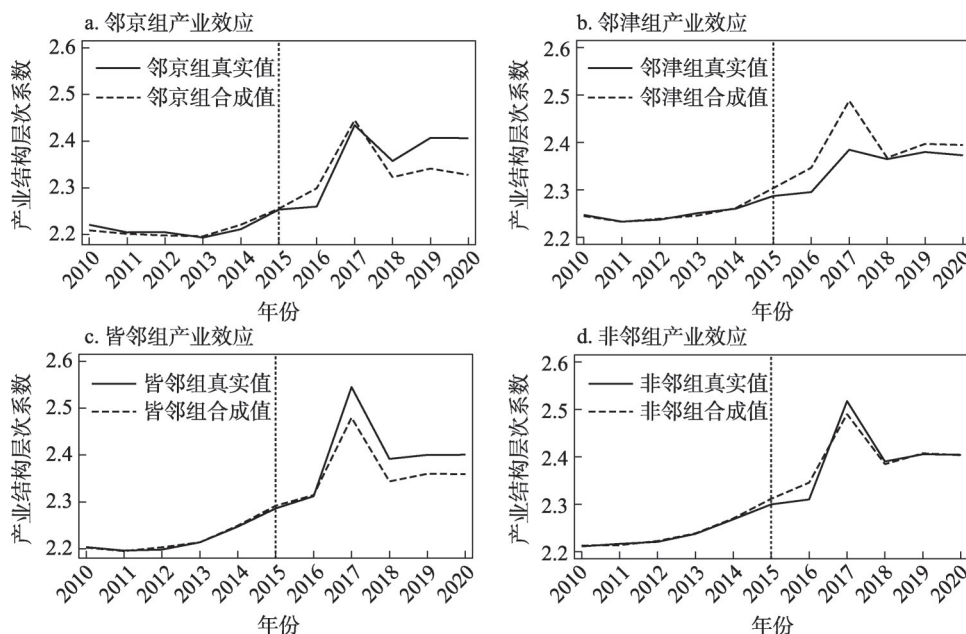


图8 河北省地级市产业结构优化效应的异质性

Fig. 8 Heterogeneity of industrial structure optimization effect of prefecture-level cities in Hebei province

在空气质量改善效应中,京津冀协同发展政策对4组地区的 $PM_{2.5}$ 浓度值均产生了明显的抑制效应, $PM_{2.5}$ 浓度值的真实值均明显且持续地低于合成值(图9),说明该政策的实施有利于河北省所有地级市空气 $PM_{2.5}$ 浓度值的降低。4组的实验效应排序分别为邻津组

(6.985) > 邻京组 (6.633) > 皆邻组 (5.307) > 非邻组 (4.184) (表8)。邻京组和皆邻组的空气PM<sub>2.5</sub>浓度值本身就较低, 而邻津组与非邻组的PM<sub>2.5</sub>浓度值本身就较高, 但在2015年京津冀协同发展政策实施后, 邻津组、邻京组和皆邻组3组的空气质量改善效果都非常显著, 非邻组的空气改善情况却相对较差, 京津冀协同发展政策在环境改善方面的政策效果呈现出明显的北高南低的波浪模式。

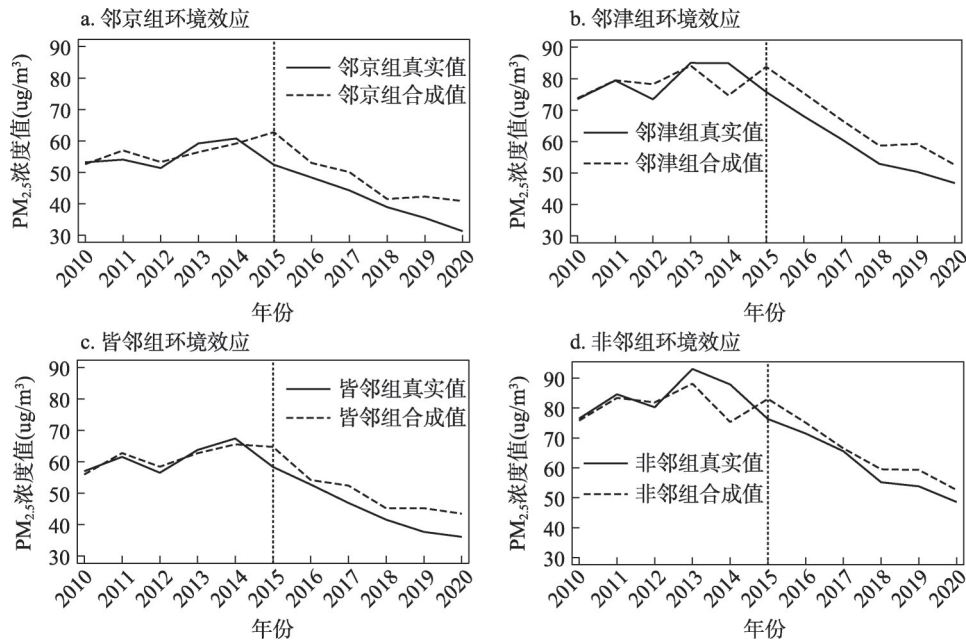


图9 河北省地级市空气质量改善效应的异质性  
Fig. 9 Heterogeneity of air quality improvement effect of prefecture-level cities in Hebei province

表8 异质性政策实验效应及双重差分检验结果  
Tab. 8 Heterogeneity policy treatment effect and DID test results

年份	经济增长效应(元)				产业结构优化效应				空气质量改善效应(ug/m <sup>3</sup> )			
	邻京组	邻津组	皆邻组	非邻组	邻京组	邻津组	皆邻组	非邻组	邻京组	邻津组	皆邻组	非邻组
2015	1951	1024	3385	1736	-0.002	-0.017	-0.006	-0.012	-10.379	-7.988	-6.375	-6.726
2016	3630	10357	4963	7968	-0.039	-0.051	-0.003	-0.035	-4.633	-7.344	-1.424	-3.607
2017	5990	42929	30856	10223	-0.011	-0.103	0.065	0.027	-5.829	-6.114	-5.517	-0.949
2018	-1149	6207	7039	-1827	0.035	-0.003	0.048	0.006	-2.587	-5.791	-3.614	-4.334
2019	-1963	10634	10463	-5532	0.066	-0.017	0.040	-0.002	-6.799	-8.868	-7.542	-5.485
2020	-2114	9619	8274	-4813	0.079	-0.022	0.041	0.001	-9.569	-5.804	-7.368	-4.000
平均实验效应	1057	13462	10830	1293	0.021	-0.035	0.031	-0.003	-6.633	-6.985	-5.307	-4.184
DID 检验 (未控制)	0.089** (3.22)	0.043 (1.56)	0.164*** (5.95)	0.106*** (3.86)	0.010 (1.83)	-0.034*** (-6.30)	0.042*** (7.61)	0.021*** (3.84)	-3.916*** (-6.94)	-10.142*** (-17.97)	-5.669*** (-10.05)	-12.606*** (-22.34)
DID 检验 (控制)	0.044 (1.78)	0.023** (1.11)	0.157*** (4.64)	0.001 (0.02)	0.015** (2.86)	-0.031*** (-5.78)	0.041*** (6.41)	0.022*** (3.72)	-3.589*** (-6.74)	-9.367*** (-13.45)	-3.929*** (-5.60)	-11.233*** (-17.77)

注：括号内为t统计量；\*、\*\*、\*\*\*分别表示p < 0.01、p < 0.001。

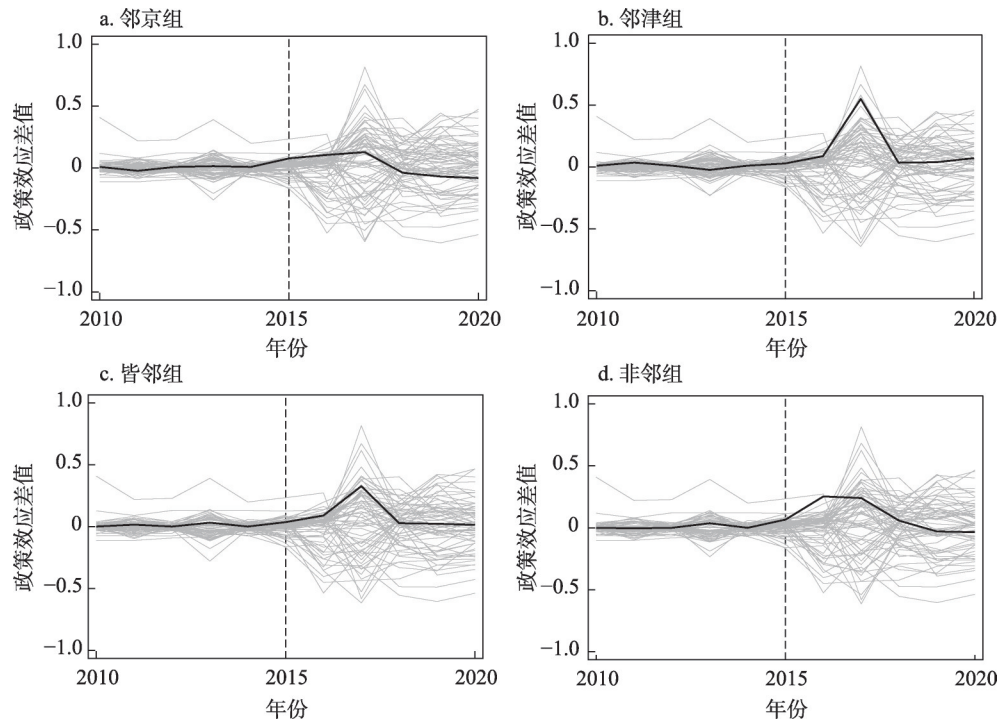


图 10 河北省 4 组样本的经济效应排序检验

Fig. 10 Permutation test of economic effect of four groups in Hebei province

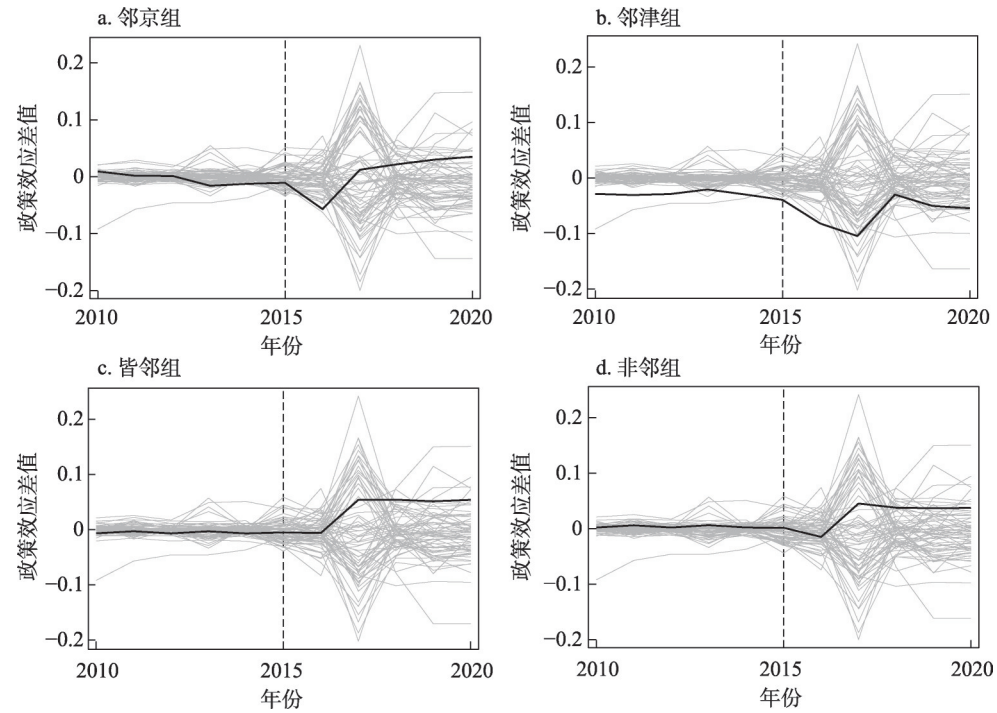


图 11 河北省 4 组样本的产业效应排序检验

Fig. 11 Permutation test of industrial effect of four groups in Hebei province

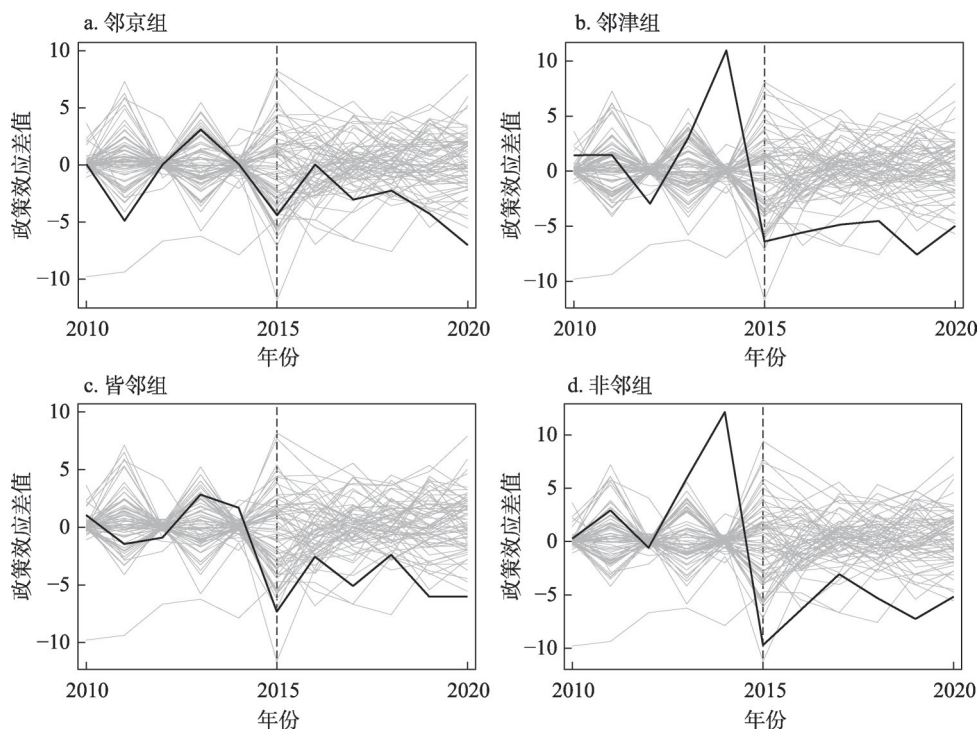


图12 河北省4组样本的环境效应排序检验

Fig. 12 Permutation test of environmental effect of four groups in Hebei province

## 6 结论与政策建议

### 6.1 结论

本文以2015年京津冀协同发展战略的实施为准自然实验,利用合成控制法和2010—2020年中国省与地级行政区的平衡面板数据,实证评估了京津冀协同发展政策对“弱者”河北省经济增长、产业结构优化和空气质量改善3个方面产生的政策效果,并进一步检验了该政策对于不同地理区位的河北省地级市产生的差异化政策效应,可得出如下结论:

(1) 在整体政策效应方面,京津冀协同发展政策的实施对于河北省的经济增长未产生明显的带动作用,但却显著促进了河北省的产业结构优化升级和区域空气质量改善,呈现出高质量发展的新态势。虽然河北省的GDP指标较之于保持原有惯性发展未获得持续增长,但产业升级和环境改善均属于高质量发展模式的代表性指标,因为这两者既能够为未来的经济持续增长奠定更优化、更“朝阳化”的产业基础,又能够为人民群众享有美好生活提供优良的生态环境基础,最终实现包括经济在内整个社会的整体进步。

(2) 在政策效应异质性方面,京津冀协同发展政策对于距离京津远近不同、行政区划临界不同的河北省地级市产生的政策效应确实有所差异,主要有以下几点值得关注。

① 在经济增长方面,邻京城市并未明显从京津冀协同发展中获益,虽然“环首都贫困带”的现象有所改变,但是北京对于周边地区的辐射带动效应仍然不足;而邻津城市获得了更好的政策发展效应,唐山和沧州基于较好的工业基础和承接条件而在京津冀产业协同中获得了更多来自核心城市的产业转移,这些产业被承接地以“叠加”的方式所吸纳,从而促进其经济增长。② 在产业结构优化方面,邻京城市的产业升级效应最为明



显,这源于北京周边地区的低层次产业结构恰好适应了北京非首都功能疏解的产业升级需求,这种梯度格局使得邻京城市更能依托北京转移出的第二产业和第三产业实现自身转型升级,这是一个类似于“进步奖”的效应。而邻津城市并未获得明显的产业结构优化效应,天津转移出的第二产业与邻津城市的现有产业产生了同质化的问题,因此承接地难以通过京津冀产业协同实现升级,反而会滋生同质性总量膨胀的新问题。<sup>③</sup>在环境改善方面,京津冀协同发展政策对于京津周围城市的空气质量改善效应远优于河北省南部城市,这是因为距离京津更近的城市面临着更加严格的环境绩效考核目标和监管标准。例如,北京周边的河北省区县会通过停工停产污染企业等措施来保证“首都蓝天”的实现,这种差异化的绩效要求也使得协同政策的环境效应呈现“中心—外围”特征。<sup>④</sup>远离京津的河北省地级市在经济、产业和环境3方面受到的政策作用均较小,以石家庄为核心的南部城市处于一种边缘化的自然状态,既未受到过于消极的影响,也未获得明显的发展效应,这既与政策效应随空间距离的增加而衰减的规律有关,也与京津冀城市群内发展差距过大的不平衡格局相关,导致协同活动几乎只围绕京津及周围市县展开,河北省南部城市被边缘化。

## 6.2 政策建议

本文对于推动区域协同发展、促进“弱者受益”,促进中国式区域协同走向现代化具有重要的政策启示价值:

(1) 需要以高质量发展的理念重新审视京津冀协同政策的效果。虽然河北在京津冀协同中获得的经济增长效应不如预期,但却在产业升级、绿色发展上收获颇丰,这意味着京津冀区域协同已经走出了“授人以鱼”(简单带动GDP增长)的粗放发展阶段,开始进入“授人以渔”的高质量发展阶段——通过为“弱者”河北创造高质量发展的产业结构优化升级条件、环境质量改善条件来让其具有“自我造血”的功能和自我发展的可持续能力,这是高质量区域协同发展的一种探索和试验,与诺贝尔经济学奖获得者阿玛蒂亚·森所倡导的“开发式协助”发展的思路具有高度的一致性。未来中国要形成“以高质量看待发展”的区域协同发展理念,重新认识京津冀协同战略的效能,改变对京津冀协同发展的刻板印象,充分认识到这是一种代表未来区域协同发展的“新生事物”。

(2) 科学引导京津冀协同过程中的产业转移和承接。河北省要对承接的产业进行有选择性地“过滤”和筛选,应该更多地引进对产业结构优化、技术进步、要素集聚有积极促进作用的工业企业,过滤一批与河北省工业企业具有同质性、高耗能、高污染的企业,控制此类产业的转入,或者通过技术升级和低碳处理等手段,将这类产业对于地区环境的消极影响降到最低,摆脱地区发展的“低端锁定”困境。

(3) 夯实河北省经济发展的基础条件。就经济增长的基础性因素而言,地区的经济增长动力是内生的,在经济增长的基础要素不完善的情况下,无法单纯依靠外力拉动。河北省不可能单纯依靠区域协同发展规划实现跨越式发展和弯道超车,必须先不断夯实发展的基础条件,重视各类基础性要素的建设,这些基础要素既包括逐渐积累的物质要素,比如交通条件、基础设施、财政支持、基本公共服务供给等,也包括逐渐形成的政策软环境,比如创新的社会氛围、完善的法律法规等。只有优化完善了这些“硬环境”和“软环境”,才有可能在区域协同发展中吸引各类优质要素的聚集,实现河北经济增长。

(4) 实现京津冀协同过程中区域发展的空间公平性与功能定位的因地制宜性。未来需要注重区域政策福利的空间公平,加强京津冀城市群的整体联系,尤其是要加强河北

南部城市与京津的联系,使得区域协同的政策福利惠及弱势地区中的弱势地区,以将区域协同的政策福利惠及全域,改善区域发展差距过大以及政策作用不平衡的问题。此外,在协同过程中还需做到因地制宜,按照地区发展的比较优势进行产业布局。虽然那些远离北京、天津的河北省南部城市在经济上未获得明显的带动效应,但他们本身的功能定位也不同于毗邻天津与北京的河北省县市,目前这种不损害农业生产的发展格局,恰恰也符合他们的功能定位,属于发挥其政策功能效应。

## 参考文献(References)

- [1] Henderson J V, Shalizi Z, Venables A J. Geography and development. *Journal of Economic Geography*, 2001, 1(1): 81-105.
- [2] Tan W K, Lv Y Y. Regional economic differences and coordinated development based on panel data model. *Wireless Communications and Mobile Computing*, 2022: 3901720. DOI: 10.1155/2022/3901720.
- [3] Iammarino S, Rodriguez-Pose A, Storper M. Regional inequality in Europe: Evidence, theory and policy implications. *Journal of Economic Geography*, 2019, 19(2): 273-298.
- [4] Hartmann D, Guevara M R, Jara-Figueroa C, et al. Linking economic complexity, institutions, and income inequality. *World Development*, 2017, 93: 75-93.
- [5] Xiong G P, Cao X, Hamm N A S, et al. Unbalanced development characteristics and driving mechanisms of regional urban spatial form: A case study of Jiangsu province, China. *Sustainability*, 2021, 13(6): 3121. DOI: 10.3390/su13063121.
- [6] Zhu Zheng, Zhu Xiang, Li Shuangshuang. Evolution process and characteristics of spatial structure of urban agglomeration in the middle reaches of the Yangtze River. *Acta Geographica Sinica*, 2021, 76(4): 799-817. [朱政, 朱翔, 李霜霜. 长江中游城市群空间结构演变历程与特征. *地理学报*, 2021, 76(4): 799-817.]
- [7] Wang Qing, Jin Chun. Quantitative measurement of economic development imbalance among urban agglomerations in China. *The Journal of Quantitative & Technical Economics*, 2018, 35(11): 77-94. [王青, 金春. 中国城市群经济发展水平不平衡的定量测度. *数量经济技术经济研究*, 2018, 35(11): 77-94.]
- [8] Cui Dan, Wu Hao, Liu Honghong, et al. Analysis the model and path of the tourism accurate poverty alleviation of the poverty belt around the metropolitan: A case study of 22 national-level impoverished counties in the poverty belt around Beijing and Tianjin. *China Soft Science*, 2019(7): 81-90. [崔丹, 吴昊, 刘宏红, 等. 大都市区贫困带旅游精准扶贫模式与路径探析: 以环京津贫困带22个国家级贫困县为例. *中国软科学*, 2019(7): 81-90.]
- [9] Liu Shuyang. Research on the utilitarian ethics of public policy. *Chinese Public Administration*, 2020(8): 74-80. [刘舒杨. 公共政策的功利主义伦理论析. *中国行政管理*, 2020(8): 74-80.]
- [10] Guo Xiajuan. "The greatest number" and "the least advantages": The ethical foundation and its ambiguity for two perceptions of justice. *Academic Monthly*, 2011, 43(10): 51-58. [郭夏娟. “最大多数人”与“最少受惠者”: 两种正义观的伦理基础及其模糊性. *学术月刊*, 2011, 43(10): 51-58.]
- [11] Amartya S. *On Economic Inequality*. Oxford: Oxford University Press, 1973.
- [12] Wu Lei, Li Guicai, Chao Heng, et al. Thoughts on the development of urban political geography in China in the new era. *Progress in Geography*, 2021, 40(5): 858-869. [吴磊, 李贵才, 晁恒, 等. 新时代发展中国城市政治地理学的思考. *地理科学进展*, 2021, 40(5): 858-869.]
- [13] Sun Zhiyan, Hou Yongzhi. Multi-perspective observation and policy response to regional unbalanced development in China. *Management World*, 2019, 35(8): 1-8. [孙志燕, 侯永志. 对我国区域不平衡发展的多视角观察和政策应对. *管理世界*, 2019, 35(8): 1-8.]
- [14] Liu W W, Liu Z W, Wang L, et al. Regional social development gap and regional coordinated development based on mixed-methods research: Evidence from China. *Frontiers in Psychology*, 2022, 13: 927011. DOI: 10.3389/fpsyg.2022.927011.
- [15] Barca F, McCann P, Rodríguez-Pose A. The case for regional development intervention: Place-based versus place-neutral approaches. *Journal of Regional Science*, 2012, 52(1): 134-152.
- [16] Zhang Junkuo. China's regional policy: Review and prospect. *Journal of Management World*, 2022, 38(11): 1-12. [张军扩. 中国区域政策回顾与展望. *管理世界*, 2022, 38(11): 1-12.]

- [17] Guo S L, Ma H. Can the spatial function division of urbanization promote regional coordinated development? Evidence from the Yangtze River Economic Belt in China. *Sustainability*, 2022, 14(12): 7115. DOI: 10.3390/su1412 7115.
- [18] Ye C, Zhu J J, Li S M, et al. Assessment and analysis of regional economic collaborative development within an urban agglomeration: Yangtze River Delta as a case study. *Habitat International*, 2019, 83: 20-29.
- [19] Fiaschi D, Lavezzi A M, Parenti A. Does EU cohesion policy work? Theory and evidence. *Journal of Regional Science*, 2018, 58(2): 386-423.
- [20] Berkowitz P, Monfort P, Pieńkowski J. Unpacking the growth impacts of European Union Cohesion Policy: Transmission channels from Cohesion Policy into economic growth. *Regional Studies*, 2020, 54(1): 60-71.
- [21] Han J, Gao M, Sun Y W. Research on the measurement and path of urban agglomeration growth effect. *Sustainability*, 2019, 11(19): 5179. DOI: 10.3390/su11195179.
- [22] Wang Jinying, Jia Na. Policy adjustment and evolution and coordinated development of Beijing-Tianjin-Hebei: Based on synthetic control. *Population & Economics*, 2020(5): 72-86. [王金营, 贾娜. 政策调整变迁与京津冀区域协同发展: 基于合成控制法的分析. *人口与经济*, 2020(5): 72-86.]
- [23] An Shuwei, Dong Hongyan. The policy mid-term effect evaluation of Beijing-Tianjin-Hebei coordinated development strategy. *On Economic Problems*, 2022(4): 1-9. [安树伟, 董红燕. 京津冀协同发展战略实施效果中期评估. *经济问题*, 2022(4): 1-9.]
- [24] Liu Naiquan, Wu You. Can the enlargement in Yangtze River Delta boost regional economic common growth. *China Industrial Economics*, 2017(6): 79-97. [刘乃全, 吴友. 长三角扩容能促进区域经济共同增长吗. *中国工业经济*, 2017(6): 79-97.]
- [25] Ding Huanfeng, Sun Xiaozhe, Liu Xiaoyong. Can regional enlargement promote economic growth in new regions? A case study of the Pearl River Delta based on synthetic control method. *South China Journal of Economics*, 2020(6): 53-69. [丁焕峰, 孙小哲, 刘小勇. 区域扩容能促进新进地区的经济增长吗? 以珠三角城市群为例的合成控制法分析. *南方经济*, 2020(6): 53-69.]
- [26] Turganbayev Y, Diener A C. Kazakhstan's evolving regional economic policy: Assessing strategies of post-socialist development. *Eurasian Geography and Economics*, 2018, 59(5-6): 657-684.
- [27] Ren W X, Xue B, Yang J, et al. Effects of the Northeast China Revitalization Strategy on regional economic growth and social development. *Chinese Geographical Science*, 2020, 30(5): 791-809.
- [28] Guo Yi, Cao Xianzhong, Wei Wendong, et al. The impact of regional integration in the Yangtze River Delta on urban carbon emissions. *Geographical Research*, 2022, 41(1): 181-192. [郭艺, 曹贤忠, 魏文栋, 等. 长三角区域一体化对城市碳排放的影响研究. *地理研究*, 2022, 41(1): 181-192.]
- [29] Liu Hao, Ma Lin, Li Guoping. Spatial-temporal evolution pattern of unbalanced economic development in Beijing-Tianjin-Hebei region since the 1990s. *Geographical Research*, 2016, 35(3): 471-481. [刘浩, 马琳, 李国平. 1990s以来京津冀地区经济发展失衡格局的时空演化. *地理研究*, 2016, 35(3): 471-481.]
- [30] Li Lei, Zhang Guixiang. The city development quality of Beijing-Tianjin-Hebei urban agglomeration. *Economic Geography*, 2015, 35(5): 61-64, 8. [李磊, 张贵祥. 京津冀城市群内城市发展质量. *经济地理*, 2015, 35(5): 61-64, 8.]
- [31] Yang Kaizhong, Fan Bokai. The innovative geographical foundation of the relative decline of economic growth in Beijing-Tianjin-Hebei region. *Acta Geographica Sinica*, 2022, 77(6): 1320-1338. [杨开忠, 范博凯. 京津冀地区经济增长相对衰落创新地理基础. *地理学报*, 2022, 77(6): 1320-1338.]
- [32] Zhao Zheng, Wang Jiahao, Feng Ji. Research on the spatial correlation of central cities in Beijing-Tianjin-Hebei urban agglomeration. *Economic Geography*, 2017, 37(6): 60-66, 75. [赵正, 王佳昊, 冯骥. 京津冀城市群核心城市的空间联系及影响测度. *经济地理*, 2017, 37(6): 60-66, 75.]
- [33] Wei Lihua. Influence of urban agglomeration economic cooperation on regional coordinated development: Based on comparison between Beijing-Tianjin-Hebei and Shanghai-Jiangsu-Zhejiang. *Scientia Geographica Sinica*, 2018, 38(4): 575-579. [魏丽华. 论城市群经济联系对区域协同发展的影响: 基于京津冀与沪苏浙的比较. *地理科学*, 2018, 38(4): 575-579.]
- [34] Zhang Xuebo, Chen Siyu, Liao Cong, et al. Spatial spillover effects of regional economic growth in Beijing-Tianjin-Hebei region. *Geographical Research*, 2016, 35(9): 1753-1766. [张学波, 陈思宇, 廖聪, 等. 京津冀地区经济发展的空间溢出效应. *地理研究*, 2016, 35(9): 1753-1766.]
- [35] Liu Hao, Ma Lin, Li Guoping. Pattern evolution and its contributory factor of cold spots and hot spots of economic development in Beijing-Tianjin-Hebei region. *Geographical Research*, 2017, 36(1): 97-108. [刘浩, 马琳, 李国平. 京津

- 冀地区经济发展冷热点格局演化及其影响因素. 地理研究, 2017, 36(1): 97-108.]
- [36] Chen Yu, Sun Bindong. Does "agglomeration shadow" exist in Beijing-Tianjin-Hebei region? Large cities' impact on regional economic growth. *Geographical Research*, 2017, 36(10): 1936-1946. [陈玉, 孙斌栋. 京津冀存在“集聚阴影”吗: 大城市的区域经济影响. 地理研究, 2017, 36(10): 1936-1946.]
- [37] Xu Xianchun, Lyu Feng. Establishment, reform and development of China's GDP accounting over the past 40 years of reform and opening-up. *Economic Research Journal*, 2018, 53(8): 4-19. [许宪春, 吕峰. 改革开放40年来中国国内生产总值核算的建立、改革和发展研究. 经济研究, 2018, 53(8): 4-19.]
- [38] Park J K, Ryu D, Lee K. What determines the economic size of a nation in the world: Determinants of a nation's share in world GDP vs. per capita GDP. *Structural Change and Economic Dynamics*, 2019, 51: 203-214.
- [39] United Nations. The Millennium Development Goals Report 2015. New York: United Nations, 2015.
- [40] World Bank. World Bank Annual Report 2020. Washington, DC: World Bank, 2020.
- [41] Zhu W W, Wang M C, Zhang B B. The effects of urbanization on PM<sub>2.5</sub> concentrations in China's Yangtze River Economic Belt: New evidence from spatial econometric analysis. *Journal of Cleaner Production*, 2019, 239: 118065. DOI: 10.1016/j.jclepro.2019.118065.
- [42] Liu Wei, Zhang Liyuan. Economic development potentials and human capital quality. *Management World*, 2020, 36(1): 8-24, 230. [刘伟, 张立元. 经济发展潜能与人力资本质量. 管理世界, 2020, 36(1): 8-24, 230.]
- [43] Deng Zhongliang, Zhang Keyun. Why does the spatial differentiation of China's economic growth exist? An interpretation of spatial economics. *Economic Research Journal*, 2020, 55(4): 20-36. [邓仲良, 张可云. 中国经济增长的空间分异为何存在? 一个空间经济学的解释. 经济研究, 2020, 55(4): 20-36.]
- [44] Liu Ruiming, Mao Yu, Kang Yankun. Deregulation, market vitality and tourism economy development: Evidence from Chinese cultural system reform. *Economic Research Journal*, 2020, 55(1): 115-131. [刘瑞明, 毛宇, 亢延鲲. 制度松绑、市场活力激发与旅游经济发展: 来自中国文化体制改革的证据. 经济研究, 2020, 55(1): 115-131.]
- [45] Thanh S D, Hart N, Canh N P. Public spending, public governance and economic growth at the Vietnamese provincial level: A disaggregate analysis. *Economic Systems*, 2020, 44(4): 100780. DOI: 10.1016/j.ecosys.2020.100780.
- [46] Pradhan R P, Arvin M B, Nair M. Urbanization, transportation infrastructure, ICT, and economic growth: A temporal causal analysis. *Cities*, 2021, 115: 103213. DOI: 10.1016/j.cities.2021.103213.
- [47] Acheampong A O, Dzator J, Dzator M, et al. Unveiling the effect of transport infrastructure and technological innovation on economic growth, energy consumption and CO<sub>2</sub> emissions. *Technological Forecasting and Social Change*, 2022, 182: 121843. DOI: 10.1016/j.techfore.2022.121843.
- [48] Kuznets S. Modern economic growth: Findings and reflections. *The American Economic Review*, 1973, 63(3): 247-258.
- [49] Gryshova I, Kyzym M, Khaustova V, et al. Assessment of the industrial structure and its influence on sustainable economic development and quality of life of the population of different world countries. *Sustainability*, 2020, 12(5): 2072. DOI: 10.3390/su12052072.
- [50] Yuan Hang, Zhu Chengliang. Do national high-tech zones promote the transformation and upgrading of China's industrial structure. *China Industrial Economics*, 2018(8): 60-77. [袁航, 朱承亮. 国家高新区推动了中国产业结构转型升级吗. 中国工业经济, 2018(8): 60-77.]
- [51] Yu X, Wang P. Economic effects analysis of environmental regulation policy in the process of industrial structure upgrading: Evidence from chinese provincial panel data. *Science of the Total Environment*, 2021, 753: 142004. DOI: 10.1016/j.scitotenv.2020.142004.
- [52] Wu L F, Sun L W, Qi P X, et al. Energy endowment, industrial structure upgrading, and CO<sub>2</sub> emissions in China: Revisiting resource curse in the context of carbon emissions. *Resources Policy*, 2021, 74: 102329. DOI: 10.1016/j.resourpol.2021.102329.
- [53] Bastos P, Lovo S, Varela G, et al. Economic integration, industrial structure, and catch-up growth: Firm-level evidence from Poland. *Review of International Economics*, 2023, 31(1): 106-140.
- [54] Liu C M, Tang C, Liu Z, et al. How does public environmental supervision affect the industrial structure optimization? *Environmental Science and Pollution Research International*, 2023, 30(1): 1485-1501.
- [55] Zheng J J, Shao X F, Liu W, et al. The impact of the pilot program on industrial structure upgrading in low-carbon cities. *Journal of Cleaner Production*, 2021, 290: 125868. DOI: 10.1016/j.jclepro.2021.125868.
- [56] Romano L, Traù F. The nature of industrial development and the speed of structural change. *Structural Change and Economic Dynamics*, 2017, 42: 26-37.



- [57] Ghosh S K, Seikh M R, Chakraborty M. Analyzing a stochastic dual channel supply chain under consumers' low carbon preferences and cap-and-trade regulation. *Computers & Industrial Engineering*, 2020, 149: 106765. DOI: 10.1016/j.cie.2020.106765.
- [58] Wang R, Qi Z Y, Shu Y M. Multiple relationships between fixed-asset investment and industrial structure evolution in China: Based on Directed Acyclic Graph (DAG) analysis and VAR model. *Structural Change and Economic Dynamics*, 2020, 55: 222-231.
- [59] Wang S L, Chen F W, Liao B, et al. Foreign trade, FDI and the upgrading of regional industrial structure in China: Based on spatial econometric model. *Sustainability*, 2020, 12(3): 815. DOI: 10.3390/su12030815.
- [60] Wu N, Liu Z K. Higher education development, technological innovation and industrial structure upgrade. *Technological Forecasting and Social Change*, 2021, 162: 120400. DOI: 10.1016/j.techfore.2020.120400.
- [61] Liu Haimeng, Fang Chuanglin, Huang Jiejun, et al. The spatial-temporal characteristics and influencing factors of air pollution in Beijing-Tianjin-Hebei urban agglomeration. *Acta Geographica Sinica*, 2018, 73(1): 177-191. [刘海猛, 方创琳, 黄解军, 等. 京津冀城市群大气污染的时空特征与影响因素解析. *地理学报*, 2018, 73(1): 177-191.]
- [62] Ding Junsong, Deng Yuyang, Wang Qing. Re-examination of Chinese environmental Kuznets curve: Based on PM<sub>2.5</sub> data of 255 cities. *Journal of Arid Land Resources and Environment*, 2020, 34(8): 1-8. [丁俊松, 邓宇洋, 汪青. 中国环境库兹涅茨曲线再检验: 基于1998—2016年255个地级市PM<sub>2.5</sub>数据的实证分析. *干旱区资源与环境*, 2020, 34(8): 1-8.]
- [63] Simbi C H, Lin J Y, Yang D W, et al. Decomposition and decoupling analysis of carbon dioxide emissions in African countries during 1984-2014. *Journal of Environmental Sciences*, 2021, 102: 85-98.
- [64] Lee A K Y. Haze formation in China: Importance of secondary aerosol. *Journal of Environmental Sciences*, 2015, 33: 261-262.
- [65] Tan Zhixiong, Zhang Yangyang. An empirical research on the relation between fiscal decentralization and environmental pollution. *China Population, Resources and Environment*, 2015, 25(4): 110-117. [谭志雄, 张阳阳. 财政分权与环境污染关系实证研究. *中国人口·资源与环境*, 2015, 25(4): 110-117.]
- [66] Zhuang Rulong, Mi Kena. Energy consumption, structural changes and air quality: Empirical test based on inter-provincial panel data. *Geographical Research*, 2022, 41(1): 210-228. [庄汝龙, 宓科娜. 能源消费、结构变化与空气质量: 基于省际面板数据的实证检验. *地理研究*, 2022, 41(1): 210-228.]
- [67] Bai ling, Jiang Lei, Chen Zhongsheng. Spatio-temporal characteristics of PM<sub>2.5</sub> and its influencing factors of the urban agglomeration in the middle reaches of the Yangtze River. *Resources and Environment in the Yangtze Basin*, 2018, 27(5): 960-968. [柏玲, 姜磊, 陈忠升. 长江中游城市群PM<sub>2.5</sub>时空特征及影响因素研究. *长江流域资源与环境*, 2018, 27(5): 960-968.]
- [68] Abadie A. Using synthetic controls: Feasibility, data requirements, and methodological aspects. *Journal of Economic Literature*, 2021, 59(2): 391-425.
- [69] Mohan P. The economic impact of hurricanes on bananas: A case study of Dominica using synthetic control methods. *Food Policy*, 2017, 68: 21-30.
- [70] Wang Yu, Zhao Yihang. Did integrated development policies upgrade the effectiveness of public service provision? A case-study on the Beijing-Tianjin-Hebei region. *China Population, Resources and Environment*, 2020, 30(8): 100-109. [王郁, 赵一航. 区域协同发展政策能否提高公共服务供给效率? 以京津冀地区为例的研究. *中国人口·资源与环境*, 2020, 30(8): 100-109.]

## Policy effect and spatial differentiation of Beijing-Tianjin-Hebei coordinated development

SHANG Huping<sup>1</sup>, LIU Junteng<sup>2</sup>

(1. School of Public Affairs, University of Science and Technology of China, Hefei 230026, China;

2. Zhou Enlai School of Government, Nankai University, Tianjin 300350, China)

**Abstract:** The driving force behind coordination is that the regional coordination policies can benefit the weak. Since the implementation of the Beijing-Tianjin-Hebei coordinated development policy, its actual effect has been questioned. Some negative views suggest that this policy has only benefited Beijing and Tianjin, but has not promoted the development of Hebei. In response to this question, this paper takes the implementation of the Beijing-Tianjin-Hebei coordinated development policy in 2015 as a natural experiment, using synthetic control method and panel data from 2010 to 2020, empirically evaluates the policy effect and spatial heterogeneity of this policy on economic growth, industrial structure optimization and air quality improvement of Hebei. Results indicate that: (1) The Beijing-Tianjin-Hebei coordinated development policy did not significantly drive the economic growth of Hebei, but promoted the optimization of industrial structure and the improvement of air quality, showing a trend of high-quality coordinated development. (2) The policy effect on prefecture-level cities of Hebei is different due to their distance from Beijing and Tianjin, showing a "center-periphery" diffusion pattern with Beijing and Tianjin as the core. (3) The cities close to Beijing have obtained obvious effect of industrial structure optimization, and the cities close to Tianjin have obtained obvious effect of economic growth. Cities around Beijing and Tianjin are significantly better than cities in southern Hebei in terms of air quality improvement. In the future, we need to view this policy with a new concept of high-quality development, scientifically promote the industrial transfer and undertaking within the urban agglomeration, and continuously consolidate the basic conditions for economic development of Hebei. It is also necessary to achieve spatial equity and adapt to local conditions in the Beijing-Tianjin-Hebei coordination.

**Keywords:** regional coordination; "benefit the weak"; Beijing-Tianjin-Hebei coordinated development; policy effect