

京津冀一体化促进了高质量发展吗？

——基于回归控制法的政策评估

李 雯^{1,2}, 原志听¹

(1. 中国人民大学 经济学院, 北京 100872; 2. 中国邮政储蓄银行 战略发展部, 北京 100808)

摘要: 基于2005—2019年31个省市(自治区)(因数据缺失,不含港澳台地区)的相关数据,从经济增长、经济结构、公共服务、生态环境4个方面构建指标体系,利用回归控制法深入分析京津冀协同发展战略的政策效应,评估其对区域高质量发展的推动作用。研究表明,京津冀协同发展战略显著提升了区域经济发展的质量,在推动产业结构变迁和产业升级的同时,改善了公共服务水平和生态环境质量。然而,其并未促进区域经济发展数量的全面攀升。究其原因,在于该战略对不同城市的功能定位不同,相应影响存在异质性。研究为定量分析和评估京津冀协同发展战略的政策效应提供了一定参考,并对化解区域发展不平衡的困境具有一定现实意义。

关键词: 京津冀协同发展; 经济增长; 经济质量; 产业结构转型

中图分类号: F061.5 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002—980X(2023)7—0077—17

一、引言

随着中国的国民经济和社会发展进入“新常态”,经济规模增长的速度逐渐由高速转向中高速,理论界和实践界也纷纷将关注的焦点由经济发展的数量转向经济发展的质量。高质量的经济发展不等于国内生产总值的盲目扩张,实际上,其意味着经济结构的深度优化和经济动能的持续释放。在全国层面,国民经济的运行必须保证产业与产业的协调和统一;在地方层面,社会资源的配置应该实现优势与短板的互补和互利——以此,才能促进中国快步迈入兼顾整体与局部的科学发展道路。故在大环境和大形势的驱动之下,“京津冀协同发展”应运而生。

区域协同发展,本身是指区域之间在经济上相互依赖、合作互惠,通过共同发展逐步缩小经济差距,从而实现各个区域经济趋势稳定、经济水平均衡的愿景(覃成林,1996)。自古以来,“京津冀”地区在地理位置和行政界限等方面具有紧密关系,区域内部商贸往来频繁,为其一体化发展创造天然优势。2014年,“京津冀协同发展”正式纳入国家区域发展战略布局,政府随后出台一系列政策方案,进一步明确不同地区的功能定位和发展目标,京津冀一体化发展的步伐日益加快。京津冀一体化的崛起不仅可以辐射北方范围,引领经济的区域性发展,而且能够连接南北两地,助推社会的高质量进步(崔冬初和宋之杰,2012;刘云中,2014)。

得益于京津冀协同发展战略的保驾护航,北京、天津和河北等三个省市互惠共赢的效应正在不断增强:区域交通一体化基本完成,生态环境保护初见成效,产业转移升级逐步推进,公共服务共建共享取得突破。然而,京津冀地区也依然面临着各自为政、统筹不足、协调不善等问题(崔冬初和宋之杰,2012;张学良和林永然,2019),这导致三个省市无法完全统一发展步调,对区域建设一体化和区域经济一体化的长远发展造成不小的阻碍。党的二十大报告指出的“深入实施区域协调发展战略”,“构建优势互补、高质量发展的区域经济布局”对区域协调发展提出了更高的要求。而京津冀协同发展战略在初步完成产业、交通、生态环境、公共服务等方面的基础性任务后,应正式进入全面推进、深层次协同的新阶段。站在新的发展节点之上,有必要阶段性、系统性地总结京津冀协同发展战略对高质量发展的政策效应。从相关政策文件可知,高质量发展涵盖经济社会生活的方方面面,需要构建一个多维度的综合性衡量指标进行评估,而以往文献大多从单一维度对京津冀协同发展战略的政策效应进行评估,并未系统评价京津冀协同发展战略对高质量发展的影响。因此,

收稿日期:2023-03-16

基金项目:中国人民大学研究生科学研究基金项目“双循环背景下宏观经济政策协调性问题研究”(21XNH070)

作者简介:李雯,博士,中国人民大学经济学院,中国邮政储蓄银行战略发展部,研究方向:宏观经济政策和高质量发展;(通讯作者)原志听,中国人民大学经济学院博士研究生,研究方向:发展经济和地方治理。

本文通过构建一个高质量发展的综合性衡量指标,系统性地评估京津冀协同发展战略对区域高质量发展的影响,定量分析现阶段京津冀协同发展战略的成果与不足,以期为下一阶段的政策实施提供参考,为区域协调发展战略的推进提供借鉴。

有鉴于此,本文将从经济增长、经济结构、公共服务、生态环境4个方面构建指标体系,系统地评估京津冀协同发展战略对京津冀区域高质量发展的影响,考虑到除京津冀协同发展战略的相关政策外,北京、天津和河北三个省市的区域经济和社会发展仍然主要受到经济规律的制约及全国层面宏观政策的影响,这两种难以精确量化的因素同样是其他省市区域经济和社会发展产生变化的关键原因。因此,排除这两种因素,对于合理分析和评估京津冀协同发展战略的政策效应尤为重要,而这正是本文研究的突破口。为准确剥离出京津冀协同发展战略的政策效应,本文利用回归控制法,依据31个省市(自治区)(因数据缺失,未含港澳台地区)之间的相关性构造京津冀区域经济社会发展的“反事实”^①,控制驱动我国国民经济和社会发展的公共因素(主要指经济规律的制约及全国层面宏观政策的影响),使得本文的研究更具可行性和可信性。

二、文献回顾

(一)区域协调发展对经济增长和经济发展的影响及作用机制

如前所述,区域协调发展是实现各个地区经济稳定发展、持续发展、均衡发展、全面发展的过程。将相关理论运用于实践,则进一步形成“区域一体化”这一重要的区域发展模式。早期的区域一体化研究主要集中在贸易协定、关税同盟、货币协定等领域,到20世纪90年代,相关讨论不再仅局限于国际贸易,新区域主义、新经济地理学、新制度经济学等不同流派纷纷为“区域一体化”增添了新的活力,主要包括以克鲁格曼(Krugman)和维纳布尔斯(Venables)为代表的中心-边缘理论、以科斯(Corse)和诺思(North)为代表的交易费用理论与制度变迁理论及以奥尔森(Olson)为代表的公共选择理论等(王珏和陈雯,2013)。

区域一体化对区域经济增长与区域经济发展的正向影响不言而喻。以长江三角洲地区为例,随着地方政府主动推动“一体化”的进程,原本严重阻碍区域发展的“市场分割”被大幅度削弱(徐现祥和李郇,2005),“长三角”的扩容对整个城市群的经济增长形成显著的促进作用(刘乃全和吴友,2017),平均增长速度明显高于长三角地区以外非一体化的区域(徐现祥等,2007)。对于其他国家和地区,同样有研究表明区域一体化对经济具有促进作用,例如,二战之后东德和西德统一引发边界城市的经济复苏、欧盟成立带来市场潜力的提升(Redding and Sturm, 2008; Brakman et al, 2012)。

对于这一影响的内在机制,一种观点认为,区域一体化有利于对外开放(毛艳华和杨思维,2017),从而扩大了出口市场、增加了就业(Hanson, 2001)。然而,这一观点却迅速遭到了反驳:“出口市场扩大”往往与“进口竞争加剧”形影不离、密不可分,后者将减少就业(Overman and Winters, 2011),使得区域一体化的影响方向并不明确。正如Meijers等(2016)的研究指出,城市之间通过网络外部性进行规模借用或产生集聚阴影,对经济的增长可能产生积极作用,也可能产生消极作用。

另有观点认为,区域一体化的重要功能是消除要素流动障碍、调整经济结构、实现资源和市场的共享与互补(毛艳华和杨思维,2017;杨林和陈喜强,2017)。如果产业分工深化,市场联系加强(丁焕峰等,2020),城市化进程加快(余静文和王春超,2011),那么,经济增长将得到自然而然的促进。此外,通过对珠江三角地区进行实证研究,毛艳华和杨思维(2017)也发现,政府投入是区域一体化影响经济的其他中间环节。

(二)京津冀协同发展的政策效应评估、指标构建与协同水平测度

脱胎于“区域一体化”的发展模式,京津冀协同发展战略一经出现即受到学术界的广泛重视。虽然协同理论、博弈论、耗散结构理论、突变论等均为推进京津冀城市群共同发展的科学理论基础,但是协同理论占据着以上理论内容的核心地位(方创琳,2017)。不同的学者围绕着这一认识,从不同的角度进行了大量研究。

部分学者从我国的国民经济和社会发展现实出发,根据北京、天津和河北三个省市的实际发展状况对京津冀协同发展战略的政策效应进行直接阐述,认为京津冀协同发展战略的顶层设计已经基本完成,北京的非首都功能得到有序疏解,同时北京、天津和河北三个省市在交通、生态、产业三个重点领域实现协同推进,公共服务共建共享取得初步进展,区域协同创新势头良好(柳天恩和田学斌,2019;孙铮和孙久文,2020)。其

① 此处的“反事实”,指假设未实施京津冀协同发展战略的背景下,京津冀区域经济社会发展的情况。

中,“协同创新”是创新主体协同、资源要素协同、方式协同和空间协同4个维度的协同互动和耦合关联,其以“协同效应”最大化为目标,以创新主体间的“协同关系”为纽带,将不同的创新主体纳入到协同创新的网络中(解学梅,2013)。

相对于直接分析京津冀地区发展的客观现实,构建指标体系研究京津冀协同发展战略政策效应的方法更具准确性,王金营和李佳黛(2017)、许永兵和罗鹏(2020)分别设计了包括5个维度和6个维度的评价指标体系。前者涵盖人口、经济、社会、生态和创新方面的内容,研究结果显示北京、天津和河北三个省市的新型城镇化水平差异较大,北京和天津的高速增长在一定程度上挤占了河北的资源,“虹吸”效应明显;后者囊括经济活力、结构优化、科技进步、基础设施、民生改善、生态友好方面的内容,研究结果显示京津冀地区的经济发展质量稳步提升,城市间经济发展差距缩小,不过在空间上仍然呈现明显的中心-外围结构特征。由此可见,尽管随着区域一体化的推进,经济空间分布将顺时符合“向中心城市集聚”“向城市群集聚”和“向偏远地区扩散”的规律(皮亚彬和陈耀,2019),区域经济差异也将逐渐满足“先增大、再减小、后趋同”的模式(彭桥等,2021),但是就现阶段而言,北京和天津对河北的“辐射带动作用”尚不明显,“辐射效应”不足。

还有部分学者进一步测度了京津冀地区协同发展的具体水平。刘智华等(2019)从京津冀地区的交通、产业和生态环境保护等角度讨论了各子系统内部及之间的协同度情况, Ji等(2021)从人口、社会、经济、资源、生态、环境等角度评估了2000—2015年京津冀协同发展程度的演变情况,以上研究均表明,京津冀地区发展的协同程度呈现不断改善和上升的趋势。然而,基于经济系统、社会系统、生态系统等维度的研究,张满银和全荣(2020)却认为,京津冀协同发展的综合成效呈现出倒“U”型的趋势,协同发展的水平将随着时间的推移先上升、后下降。

(三)京津冀协同发展中存在的问题

毋庸置疑,无论是定性说明,还是定量分析,较多相关研究均指向“京津冀协同发展战略已经取得实质性突破”的结论。但是,在京津冀协同发展的过程中,亟待解决的现实困境仍然不容忽视:一方面,京津冀城市群发展不平衡,北京、天津和河北三个省市发展差距较大;另一方面,随着京津冀协同发展战略的推进,区域生态环境面临的压力逐步加大。具体体现如下。

第一,北京、天津和河北三个省市的经济和社会发展差距较大(王莎等,2019;公丕明等,2020;刘洁等,2020)。单就经济结构而言,三个省市的产业结构截然不同:北京的经济发展已经进入后工业化阶段,服务业形成经济发展的主要动力,第三产业所占的比重最大;天津的经济发展进入工业化高级阶段,正逐步向创新驱动型产业过渡,第三产业所占的比重仅仅略高于第二产业所占的比重;河北的经济发展仍然处于工业化“爬坡”阶段,投资依旧是经济发展的主要动力,在第二产业相对发达的同时,第三产业则相对滞后——这样的产业结构悬殊使得三个省市的产业互动和产业转移困难重重(封世蓝,2020;薄文广和陈飞,2015)。除经济结构外,北京、天津和河北三个省市的公共服务资源分配也天差地别:北京和天津的教育质量及医疗水平本身远高于河北,而北京和天津的“虹吸效应”还导致优质的公共服务资源进一步向两市聚集,不断拉大三个省市的发展差距(杨宏山和石晋昕,2018;张娜,2020)。

第二,京津冀城市群的发展对区域生态环境造成了一定的负面影响。首先,随着京津冀区域一体化程度的加深,区域制造业逐步向天津和河北转移,提升了天津和河北的污染物排放系数及能源消耗度,工业废物排放日益增加,废气污染随之变得严重,导致空气质量逐渐恶化(公丕明等,2020)。其次,京津冀城市化进程中人口增长过快也会导致城市生态环境压力增加,人口增长衍生出城市交通系统的扩张,一方面直接增加了汽车尾气的排放;另一方面交通基础设施建设可能会占用区域生态空间,京津冀城市群地处生态过渡区域,土地荒漠化和水土流失现象较为严重,对生态空间的占用会破坏区域生物多样性,降低区域生态环境承载力,使得区域生态环境协同保护的压力大幅度增加(王少剑等,2015;张娜,2020)。长此以往,能源消耗过度、资源面临匮乏、自然环境形势严峻等一系列的问题均将影响京津冀区域经济社会的长期健康及稳定。

总的看来,尽管现有文献已经针对京津冀协同发展战略进行了较为系统且完整的研究,但其或是单纯地列举和归纳京津冀地区经济和社会发展的变化事实,或者是笼统地构建指标体系大致估测京津冀地区经济和社会发展的变化水平,未能将相关政策效应与经济规律的制约及全国层面宏观政策的影响进行区分。除京津冀协同发展战略外,京津冀地区经济发展也不可避免地受到全国层面经济发展趋势和宏观经济政策的

影响,如扩张性宏观经济政策会刺激经济增长(郑新业等,2011),数字经济的全面发展促进了全国(包括京津冀地区)高质量发展(曾燕萍等,2022),中国碳交易政策改善了全国(包括京津冀地区)的生态环境质量(陈道平等,2022),新冠肺炎疫情对中国经济带来整体冲击,减缓了京津冀地区经济发展速度(孙久文,2020)。可见,将京津冀地区经济和社会发展的所有变化都归因于京津冀协同发展战略的政策效应,是不够准确和严谨的。而这正是本文研究的突破和创新之处,本文将采用回归控制法,构造出京津冀地区未受京津冀协同发展战略干预时的反事实情况,进而将京津冀协同发展战略政策效应与经济规律的制约及全国层面宏观政策的影响进行区分,剥离出京津冀协同发展战略对地区高质量发展的影响,以较好地弥补现有研究的不足与漏洞。

三、研究设计与指标构建

在讨论政策效应时,现有研究大多采用双重差分法(DID)和合成控制法来构造处理组未受政策干预时的“反事实”。前者在运用过程中需要满足如下条件:第一,对于处理组的选择应当是随机的,即未受政策干预时,处理组和控制组应当具有相同的时间趋势,满足平行趋势假定;第二,处理组和控制组应当具有公共的潜在因素,并且该公共因素对不同组别、不同个体的影响相同。不过,这两个条件往往较难同时实现,使得双重差分法的运用受到一定掣肘(陈林和伍海军,2015;胡日东和林明裕,2018)。而后者并不采用单一的或等权重的控制组,其将控制组进行加权平均,以合成与处理组最为相似、最为接近的“控制组”,使得“反事实预测”与“事实情况”更具可比性。但是,“如何选择控制组权重”成为合成控制法的核心问题,对权重的非负要求将限制合成控制法的运用灵活性(Abadie et al, 2010; Hsiao and Zhou, 2019)。

Hsiao 等(2012)提出的回归控制法则较好地克服了双重差分法和合成控制法存在的问题:第一,回归控制法无需考虑个体的特质性因素对“个体是否受到政策干预”的影响,完美规避处理组选择要求随机的问题;第二,回归控制法假设驱动所有横截面单位的公共因素对不同个体的影响可能不同,充分考虑公共因素的横截面异质性;第三,与合成控制法相比,回归控制法通过简单线性回归计算得出的权重值可以为正或为负,更具灵活性,也更具经济意义(Wen et al, 2018)。

(一)基本模型

本文研究京津冀协同发展战略的政策效应,下文中“政策”均指京津冀协同发展战略。

令 y_{it}^0 表示地区 i 于时间 t 未受政策干预的取值,假设其因子模型为

$$y_{it}^0 = \beta_i' f_t + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中: $i = 1, 2, \dots, N$ 表示中国 31 个省市(自治区)(因数据缺失,未含港澳台地区); $t = 1, 2, \dots, T$ 表示研究的时间区间; β_i' 为随地区变化的常数向量,为 $1 \times k$ 维; f_t 为随时间变化的公共因素,如经济规律的制约和全国层面宏观政策的影响,其不可观测,为 $k \times 1$ 维; α_i 为地区固定效应,即各地区内部不随时间变化的地理位置、自然条件等影响因素; ε_{it} 为随机的特质性因素,并且 $E(\varepsilon_{it}) = 0$ 。

将 y_{it}^0 以 $N \times 1$ 维的向量形式进行表示,则有:

$$\bar{y}_t^0 = \bar{\beta} f_t + \bar{\alpha} + \bar{\varepsilon}_t \quad (2)$$

其中: $\bar{y}_t^0 = (y_{1t}^0, \dots, y_{Nt}^0)'$; $\bar{\beta} = (\beta_1, \dots, \beta_N)'$; $\bar{\alpha} = (\alpha_1, \dots, \alpha_N)'$; $\bar{\varepsilon}_t = (\varepsilon_{1t}, \dots, \varepsilon_{Nt})'$ 。

模型的相关基本假设如下。

假设 1:对于所有地区 i 来说,存在 $\|\beta_i\| = c_i < \infty$,即 β_i 为有限常量;

假设 2: $\bar{\varepsilon}_t$ 为一阶积整过程,并且 $E(\bar{\varepsilon}_t) = 0$, $E(\bar{\varepsilon}_t \bar{\varepsilon}_t') = v$;

假设 3: $E(\bar{\varepsilon}_t f_t') = 0$,即不存在遗漏变量偏差;

假设 4: $\text{rank}(\bar{\beta}) = k$,即矩阵满秩,不存在多重共线性。

上述模型假设将无政策干预时不同地区的变量取值限定为两类因素共同驱动的结果:一类因素为公共因素,即由公共时变因子 f_t 表示的地区横截面相关性, f_t 对不同地区的影响可能会因 β_i 的不同而不同;另一类因素为特质性因素,由地区固定效应 α_i 和随机成分 ε_{it} 组成,并且特质性因素在不同地区之间不相关。

当然,有两点需要注意的是:第一,模型没有对 f_t 的时间序列性质做出任何假设,只要 $\left(\sum_{t=1}^T \|f_t\|^2 \right) / T = C$,

即为常数,即便序列不稳定,同样可行;第二,由假设4可知,横截面单位数 N 大于公共时变因子 f_t 的个数 k ,事实上,仅有少数公共因素可以用以解释宏观经济数据的大部分波动,故该假设是合理的。

(二)构造反事实的分析方法

本文将2014年正式纳入国家区域发展战略布局的京津冀协同发展战略视为准自然实验,并依据31个省市(自治区)之间的相关性构造处理组的“反事实预测”,深入分析和评估京津冀协同发展对京津冀地区高质量发展的影响。

令 y_{it}^1 表示地区 i 于时间 t 受到政策干预的取值; y_{it}^0 为地区 i 于时间 t 未受政策干预的取值,地区 i 于时间 t 受到政策的处理效应则为

$$\Delta_{it} = y_{it}^1 - y_{it}^0 \quad (3)$$

由于地区 i 在时间 t 只面临唯一一种可能性,即要么受到政策干预,要么未受政策干预,那么在经济现实中,仅仅可以观测到 y_{it} ,而非可以同时观测到 y_{it}^1 和 y_{it}^0 ,故存在:

$$y_{it} = d_{it}y_{it}^1 + (1 - d_{it})y_{it}^0 \quad (4)$$

其中: $d_{it} = \begin{cases} 1, & \text{当地区} i \text{于时间} t \text{受到政策干预} \\ 0, & \text{当地区} i \text{于时间} t \text{未受政策干预} \end{cases}$ 。

令 $\bar{y}_t = (y_{1t}, \dots, y_{Nt})'$,其为 $N \times 1$ 维向量。假设在京津冀协同发展战略正式纳入国家区域发展战略布局之前,即2014年之前,所有地区均未受政策干预。为方便表述,将该政策干预时点设为 T_1 ,则当 $t \in [1, T_1]$ 时,可以观测到的是:

$$\bar{y}_t = \bar{y}_t^0 \quad (5)$$

而 $T_1 + 1$ 时政策有所改变,在时间 $T_1 + 1$ 及之后,京津冀地区受到政策干预,将受到政策干预的地区设为地区1(令 $i=1$),那么当 $t \in [T_1 + 1, T]$ 时,可以观测到的是:

$$y_{1t} = y_{1t}^1 \quad (6)$$

无论是 $t \in [1, T_1]$,还是 $t \in [T_1 + 1, T]$,京津冀地区以外的其他地区均未受政策干预的影响,则有:

$$y_{it} = y_{it}^0 \quad (7)$$

其中: $i \in [2, N]$; $t \in [1, T]$ 。

继续引入假设5:对于 $\forall j \neq i, \forall s \in [1, T], E(\varepsilon_{js} | d_{it}) = 0$ 。即模型对 d_{it} 和随机误差项 ε_{is} 的相关性没有任何要求,二者可以相互独立,也可以相互关联。不过,尽管无须考虑地区 i 的随机特质性因素对地区 i 是否受到政策干预的影响,但是需要认定的是,当 $i \neq j$ 时,地区 j 的随机特质性因素对地区 i 是否受到政策干预没有任何影响。

根据假设1~假设5,若已知 $\beta_1 f_t, \alpha_1$,可通过 $\hat{y}_{it}^0 = \beta_1' f_t + \alpha_1$ 预测当 $t \in [T_1 + 1, T]$ 时的 y_{it}^0 。若 N 和 T 均足够大,则可以先使用Bai和Ng(2002)提出的方法识别公共因素的个数 k ,再通过最大似然函数的方法估计 f_t ;然而,通常情况下, N 或 T 不够大,则需要使用未受政策干预地区的相关数据 $\tilde{y}_t = (y_{2t}, \dots, y_{Nt})'$ 代替 f_t 以估计 y_{it}^0 ,具体方法如下:

令 γ 表示 $\bar{\beta}$ 的零空间 $N(\bar{\beta})$ 中的某一向量,将 γ 的第一个元素标准化为1,记 $\gamma' = (1, -\tilde{\gamma}')$ 。若 $\gamma \in N(\bar{\beta})$,那么 $\gamma' \bar{\beta} = 0$ 。式(2)的两端同时乘以 γ' ,可得:

$$y_{it}^0 = \varphi + \tilde{\gamma}' \tilde{y}_t + \varepsilon_{it} - \tilde{\gamma}' \tilde{\varepsilon}_t \quad (8)$$

其中: $\varphi = \gamma' \bar{\alpha}$; $\tilde{y}_t = (y_{2t}, \dots, y_{Nt})'$; $\tilde{\varepsilon}_t = (\varepsilon_{2t}, \dots, \varepsilon_{Nt})'$ 。那么,通过式(8),可以用其他地区变量取值 $\tilde{y}_t$ 代替 f_t 预测京津冀地区未受到政策干预情况下的变量取值 y_{it}^0 。

对于任意 $\gamma \in N(\bar{\beta})$,有:

$$y_{it}^0 = E(y_{it}^0 | \tilde{y}_t) + \varepsilon_{it}^* \quad (9)$$

其中:

$$E(y_{it}^0 | \tilde{y}_t) = \varphi + \tilde{\gamma}' \tilde{y}_t + E(\varepsilon_{it} | \tilde{y}_t) - E(\tilde{\gamma}' \tilde{\varepsilon}_t | \tilde{y}_t) = \varphi + \tilde{\gamma}^{*'} \tilde{y}_t \quad (10)$$

$$\tilde{\gamma}^{*'} = \tilde{\gamma}' [I_{N-1} - \text{Cov}(\tilde{\varepsilon}_t, \tilde{y}_t) \text{Var}(\tilde{y}_t)^{-1}] \quad (11)$$

$$\varepsilon_{it}^* = \gamma' \tilde{\varepsilon}_t + \tilde{\gamma}' [\text{Cov}(\tilde{\varepsilon}_t, \tilde{y}_t) \text{Var}(\tilde{y}_t)^{-1}] \tilde{y}_t \quad (12)$$

由式(9)可得:

$$y_{it}^0 = \varphi + \tilde{\gamma}^* \tilde{y}_t + \varepsilon_{it}^* \quad (13)$$

选择 $\tilde{\gamma}^*$ 以最小化时间 T_1 及之前的预测误差,其目标函数如下:

$$\frac{1}{T_1} (Y_1 - I\varphi - Y\tilde{\gamma}^*)' \Omega (Y_1 - I\varphi - Y\tilde{\gamma}^*) \quad (14)$$

其中: $Y_1 = (y_{11}, \dots, y_{1T_1})$, 表示 y_{it} 在时间 T_1 及之前的观测值矩阵, 即京津冀地区在政策正式实施前的变量观测值矩阵; I 为 $T_1 \times 1$ 的单位向量; Y 表示 $\tilde{y}_t$ 在时间 T_1 及之前的观测值矩阵, 即京津冀以外的其他地区在政策正式实施前的变量观测值矩阵, 为 $T_1 \times (N-1)$ 维; Ω 为 $T_1 \times T_1$ 维的正定矩阵。

由于 $E(\varepsilon_{it}^* | \tilde{y}_t) = 0$, 所以, 当 $\gamma \in N(\bar{\beta})$ 、 $T_1 \rightarrow \infty$ 时, 最小化 y_{it} 的预测误差的解 $(\hat{\varphi}, \hat{\gamma}^*)$ 收敛于 $(\varphi, \tilde{\gamma}^*)$ 。

在式(14)中, 可以将 $\varphi = \gamma' \bar{\alpha}$ 视为一个未知的有限常数, 若给定 Ω , 目标函数的解则是唯一的。令 Ω 为单位阵, 则可通过式(15), 在给定未受政策干预的其他地区变量取值 $\tilde{y}_t$ 的情况下, 获得京津冀地区未受政策干预情况下变量取值 y_{it}^0 的最小误差预测量:

$$\hat{y}_{it}^0 = \hat{\varphi} + \hat{\gamma}^* \tilde{y}_t \quad (15)$$

此时, 可以通过式(16)预测 $t \in [T_1 + 1, T]$ 时的政策处理效应 Δ_{it} :

$$\hat{\Delta}_{it} = y_{it} - \hat{y}_{it}^0 \quad (16)$$

当 $t \in [T_1 + 1, T]$ 时, “反事实数据” y_{it}^0 的值本身依赖于公共因素 f_t 及地区对公共因素 f_t 的反应程度 β_1 、地区固定效应 α_1 、随机的特质性因素 ε_{it} 。然而, 由式(15)可知, “反事实预测”无须 f_t 、 β_1 、 α_1 、 ε_{it} 提供的具体信息。而式(16)允许在不确定 f_t 或 $\bar{\beta}$ 的情况下对政策干预的效果进行分析和评价, 为有限样本的反事实估计提供了可能。此外, 由于无需对 d_{it} 和 ε_{it} 的相关性做出任何假设, 在式(2)满足假设 1~假设 5 的前提下, 以上方法则较好地规避了处理组选择要求随机的问题。

(三) 指标构建

1. 指标体系

构建高质量发展指标体系需准确把握高质量发展的理论内涵(李金昌等, 2019), 与简单的经济增长不同, 高质量发展是满足人民日益增长的美好生活需要的发展, 在关注经济发展数量的基础上, 更加强调经济发展质量。陈明华等(2022)将高质量发展理解为经济发展有效、经济结构协调、生态环境良好、民生福祉增进的综合性发展。据此, 本文将高质量发展指标划分为区域经济发展数量和区域经济发展质量, 其中, 区域发展质量包括经济结构、公共服务、生态环境三个层面(图 1)。李雯等(2022)进一步将社会经济发展目标划分为直接经济目标和非直接经济目标。就本文而言, 经济增长和经济结构为直接经济目标, 而公共服务和生态环境为非直接经济目标。京津冀协同发展战略在推动实现直接经济目标的同时, 兼顾实现非直接经济目标, 提升京津冀地区的公共服务水平和生态环境水平, 吸引人才和资本的入驻, 从而反作用于直接经济目标, 最终实现京津冀地区社会经济福利水平的整体提升。

结合“两个目标”和“四个维度”, 并考虑现有研究及数据可得性, 本文构建的指标体系见表 1。

基于京津冀协同发展战略和高质量发展理念的内涵, 本文进一步将经济结构划分为产业结构和产业升级两个方面, 将公共服务划分为教育质量和医疗卫生两个方面, 最终构建的指标体系共包含 1 个一级指标、4 个衡量维度、6 个二级指标、15 个三级指标。其中, 经济增长、产业结构、教育质量等二级指标的涵盖范围较为简单, 可以采用最具代表性的三级指标进行刻画; 而产业升级、医疗卫生、生态环境质量等二级指标的涵盖范围较为广泛, 需要选择多个三级指标进行刻画, 具体指标选择参照现有文献(宋林飞, 2010; 周伟和宁煊, 2021; 陈明华等, 2022)。对于包括多个三级指标的二级指标, 本文借鉴已有文献的处理方法, 先将三级指标

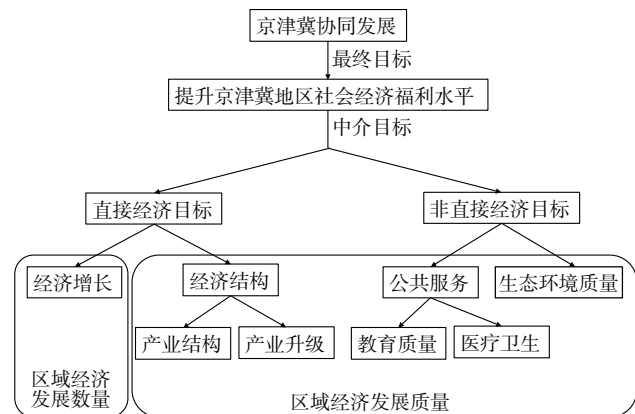


图 1 京津冀协同发展战略的相关目标

的取值进行标准化,再通过简单平均获得二级指标的取值(陈诗一和张军,2008;李雯等,2022)。最后,本文在二级指标的基础之上,采取同样的方法构建一级指标,即高质量发展指标。具体而言,由于产业升级、医疗卫生、生态环境质量三个指标是由三级指标标准化计算所得,因此,只需对经济增长、产业结构和生态环境质量三个指标进行标准化,最后对6个二级指标进行简单平均,得到衡量高质量发展的综合指标。

2. 数据来源

在选取的全部指标中,R&D经费支出、每万人研发人员全时当量的相关数据来源于《中国科技统计年鉴》;生活垃圾无害化处理率、人均公园绿地面积、污水处理厂集中处理率的相关数据来源于《中国环境统计年鉴》;其余指标的相关数据来源于中经网或国家统计局官方网站,部分指标的相关数据由原数据除以当地人口总数(以万为单位)计算得出。

此外,不同指标公布频率有所不同,本文研究选用的指标中,仅实际人均GDP一项可从官方统计来源获得分省季度数据,而其余指标均仅能获得分省年度数据。受数据统计周期的限制,本文经济增长层面的研究采用季度数据,而经济结构、公共服务、生态环境层面的研究均采用年度数据。

四、实证分析

本文选取京津冀协同发展战略正式纳入国家区域发展战略布局的时点作为模型计算中的政策干预时点^②。

(一)京津冀协同发展战略对高质量发展的政策效应

京津冀协同发展战略对区域高质量发展的政策影响如图2所示。可以看出,京津冀协同发展战略显著提升了京津冀整体和三个地区的高质量发展水平。

具体而言,京津冀地区整体高质量发展水平在政策实施后得到了明显提升,真实值的增长趋势得到明显增强,与反事实预测结果之间的差距持续拉大,说明政策处理效应不断增强。而由反事实预测值可以看出,在未实施京津冀协同发展战略的情况下,京津冀地区由于各自为政、分工不明确、区域发展差距较大、区域资源配置不均等系列原因,高质量发展指标呈现下降趋势,而京津冀协同发展战略的推行很好地扭转了这一趋势,推动了京津冀地区高质量发展进程。

北京地区政策处理效应与京津冀整体情况类似。从反事实预测值可以看出,在未实施京津冀协同发展战略的情况下,北京地区高质量发展水平由平稳转为下跌趋势,这可能是由于北京地区“大城市病”日益突出,人口过度流入和产业逐步聚集导致城市超负荷运转,对北京地区高质量发展带来负面影响。而京津冀协同发展战略的实施使得北京地区非首都功能得到有效疏解,较好地缓解了“大城市病”问题,高质量发展指标的真实值呈现上升趋势,与反事实预测值之间的差距逐渐加大,说明京津冀协同发展战略显著提升了北京地区高质量发展水平。

京津冀协同发展战略同样提升了天津、河北两地的高质量发展水平,只是政策处理效应与北京相比有所弱化。在京津冀协同发展战略的作用下,京津冀地区产业、交通、生态环境、公共服务等方面共享共治、协调发展,在疏解北京非首都功能的同时,较好地带动了天津、河北两地社会经济的发展,对高质量发展水平产生一定的促进作用。

表1 指标体系设计

一级指标	二级指标	三级指标
高质量发展指数	经济增长	实际人均GDP(万元)
	产业结构	第三产业增加值/第二产业增加值(%)
	产业升级	技术合同成交额占GDP比重(%)
		每万人专利申请授权数(件)
		R&D经费支出占GDP比重(%)
		每万人研发人员全时当量(人)
		全员劳动生产率(元/人)
	教育质量	每万人普通高中及以上阶段学生数(人)
	医疗卫生	每万人医疗卫生机构床位数(张)
		每万人卫生人员数(人)
	生态环境质量	森林覆盖率(%)
		人均水资源量[立方米/(人·年)]
		生活垃圾无害化处理率(%)
		人均公园绿地面积(平方米/人)
		污水处理厂集中处理率(%)

② 本文的实证分析采用赤池信息准则(AIC)和贝叶斯信息准则(BIC)计算选择控制组包含的省市及其所占的权重,从而更好地拟合区域经济和社会发展的现实情况,增加“反事实预测”的准确性。然而,AIC和BIC两种信息准则的适用性差别不大,根据二者计算得到的结果大同小异,为节省篇幅,本文仅介绍AIC信息准则下的实证结果。此外,为节省篇幅,本文未展示控制组所包含省市及其所占权重情况,感兴趣的读者可向作者索取。

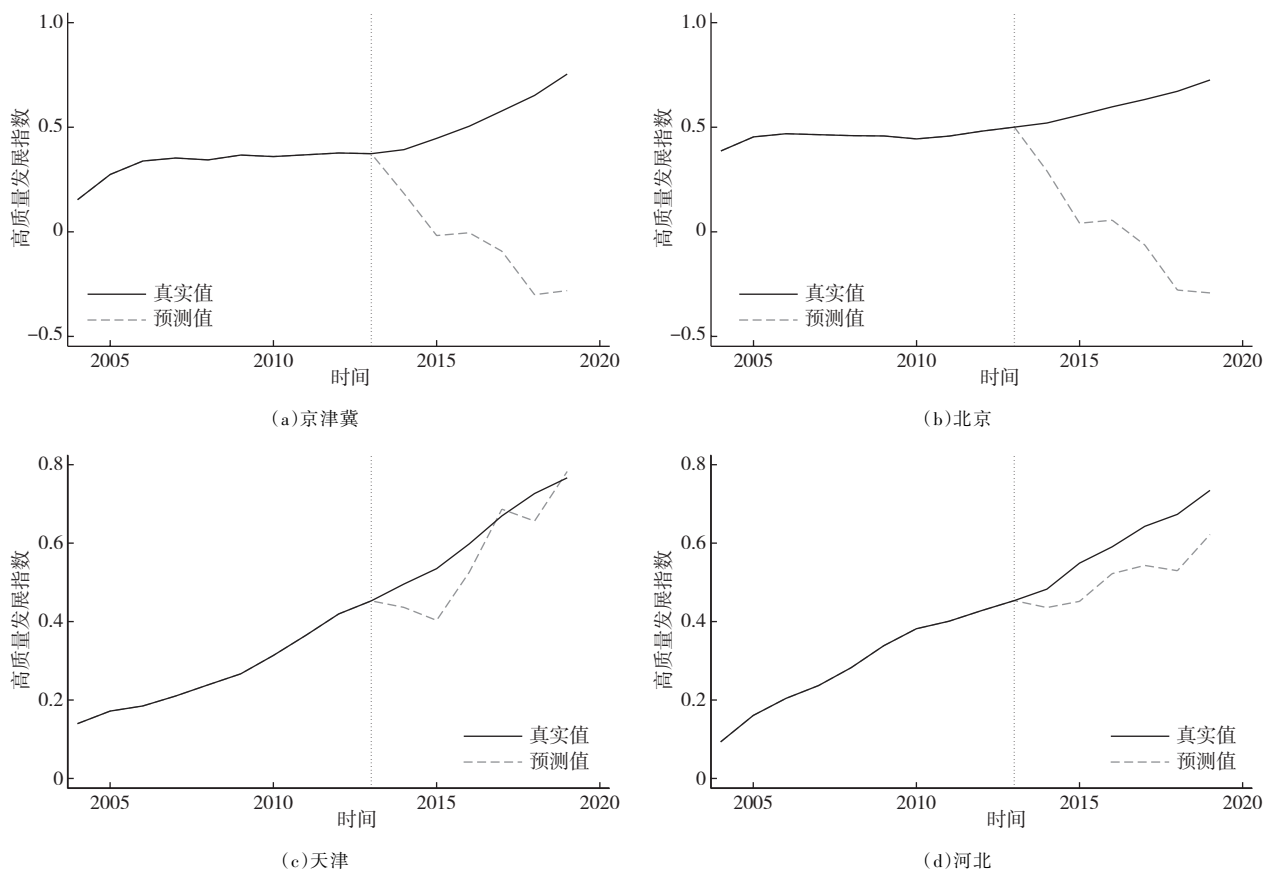


图2 京津冀协同发展战略对高质量发展的政策效应

图2直观展示了京津冀协同发展战略对区域高质量发展的作用效果,但对于政策作用路径,仍需对其指标体系中各个细分维度进行具体的政策评估,进而更好地了解京津冀协同发展战略对高质量发展的影响在不同维度、不同地区间的结构性差异。

(二)京津冀协同发展战略对直接经济目标的政策效应

如图1所示,直接经济目标可以分为经济增长、经济结构两个维度。而根据京津冀协同发展战略的政策导向,本文将从“产业层面”分析京津冀地区的经济结构变化,具体包括“产业结构”和“产业升级”两个方面。

1. 经济增长

图3展示了京津冀地区实际人均GDP的真实情况和反事实预测。由于实际人均GDP为季度数据,其增加了模型的自由度,使得估计结果更为准确,在受到政策干预前,以控制组省市的实际人均GDP对京津冀地区的实际人均GDP进行拟合,结果显现出较高的拟合程度。

如图3(a)所示,就京津冀地区总体而言,除2016年第二季度和2018年第三季度外,实际人均GDP基本高于反事实预测的计算结果,京津冀地区受到的政策处理效应均值为0.0934,即得益于京津冀协同发展战略,京津冀地区的实际人均GDP于2014年第二季度至2019年第四季度平均提高934元。这说明京津冀协同发展战略对该地区的经济增长起到长效的促进作用。

与反事实预测的计算结果相比,北京的实际人均GDP同样得到大幅度提升。由图3(b)可以看出,自2016年第二季度以来,北京受到的政策处理效应明显为正,并且不断加强。2014年第二季度至2019年第四季度,北京的实际人均GDP平均提高8480元。

遗憾的是,由图3(c)和图3(d)可以看出,京津冀协同发展战略却没有明显提高天津和河北的实际人均GDP水平。2017年第三季度以后,京津冀协同发展战略的政策效应开始显现,河北的实际人均GDP逐渐高于反事实预测的计算结果;但是,自2018年第一季度起,天津的实际人均GDP开始落后于反事实预测的计算结果,其受到的政策处理效应为负。这可能是因为雄安新区的设立广泛吸引优质的人才和资源,深度激发河北经济发展的同时,间接造成天津出现一定的人才短缺、资源短缺,对其经济发展产生一定负向影响。

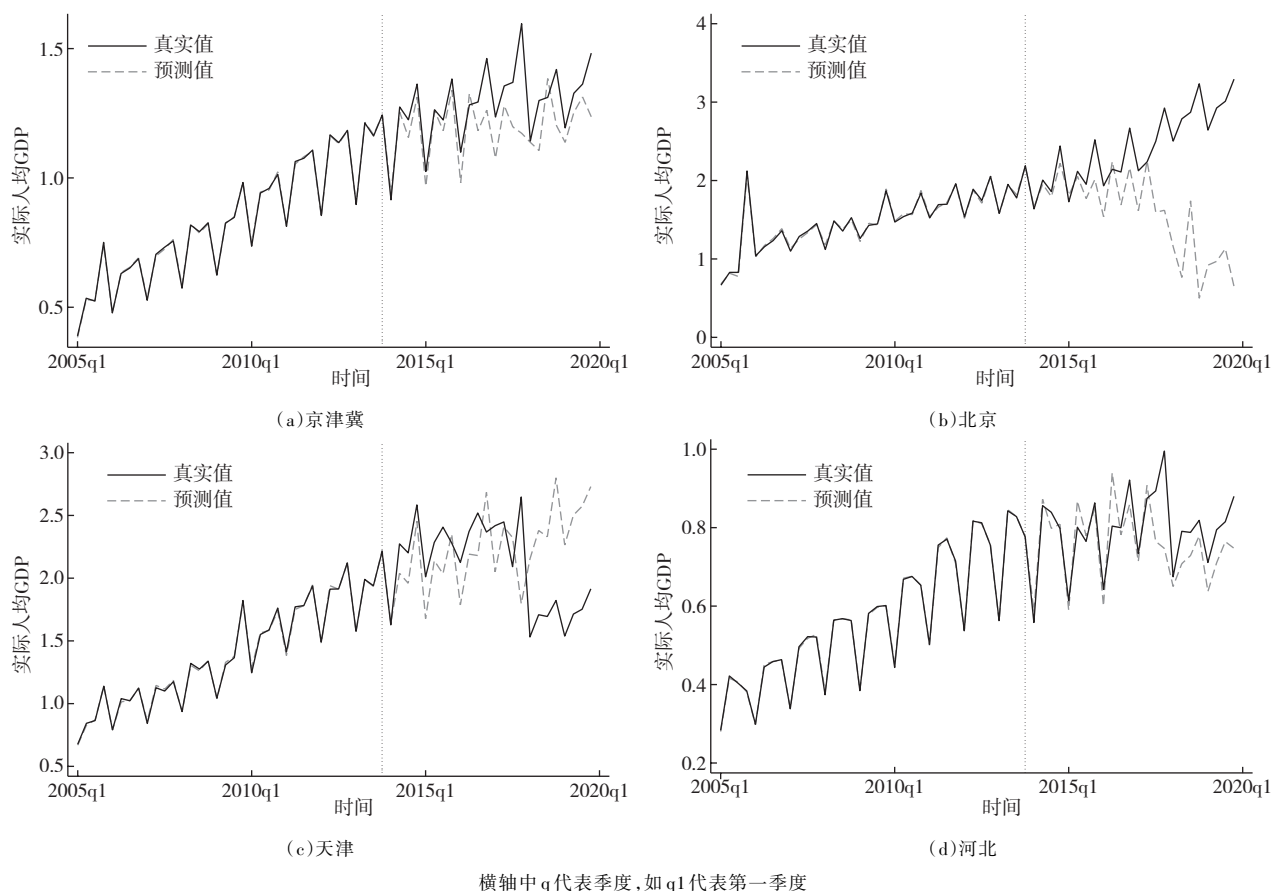


图3 京津冀协同发展战略对实际人均GDP产生的政策效应

可以看出,京津冀协同发展战略大幅提高了北京地区的经济发展水平,而对天津和河北的作用并不明显,可能原因在于随着政策的推进,北京的非首都功能疏解至天津、河北等地区,一方面使得北京的“大城市病”得到缓解,吸引了更多的高技术人才;另一方面北京中低端企业的迁出为高端产业提供了空间,优势产业进一步集聚。人才与优势产业的集聚发挥出规模效应并产生了正的外部性,共同推动了北京经济发展水平的提高,北京地区实际人均GDP的真实值与“反事实”预测结果之差相对于天津、河北而言大幅增加。

2. 经济结构

京津冀地区的经济结构变化重点在于产业层面,产业变迁和产业升级是有效疏解北京非首都功能、促进京津冀协同发展的重要驱动力。其中,产业结构变迁通过第三产业增加值与第二产业增加值的比值进行衡量,产业升级通过区域研发创新水平进行衡量,包括技术合同成交额占GDP的比重、每万人专利申请授权数、R&D经费支出占GDP比重、每万人研发人员全时当量、全员劳动生产率等指标。如图4和图5所示,在受到政策干预前,控制组省市的相关指标与京津冀地区的相关指标拟合程度均较高。而2014年后,反事实预测的计算结果表明,假设没有受到政策干预,仅在经济规律的制约及全国层面宏观政策的影响下,京津冀地区经历“新常态”时期的阵痛转型,经济结构将呈现U型的变化趋势,相关指标甚至较为明显地下降,与真实情况拉开巨大差距。由图4(b)可以看出,北京的产业结构的反事实预测值在2014年以后出现了较大幅度的下降。可能原因在于2016年12月中央经济工作会议首次对房地产行业提出的“房子是用来住的,不是用来炒的”的定位,随后全国房地产投资开始降温。北京作为一线城市受政策的影响较大,房地产行业作为第三产业的主要构成部分,房地产行业的降温使得北京第三产业的增加值增长幅度放缓,根据国家统计局数据显示,2016年北京房地产增加值环比增加342亿元,而2017年北京房地产增加值增速出现拐点,房地产增加值环比增加179亿元,2018年环比增加61亿元,而同期北京第二产业的增加值受该政策的影响并不明显。根据第三部分模型设计中对反事实预测值的构造,反事实预测主要受公共因素和个体特质因素共同影响,因此,随着全国层面房地产政策对北京第三产业中的房地产业增速的负向影响,北京产业结构的反事实预测值也开始大幅下降。随着京津冀产业协同发展,北京的第二产业不断转移与淘汰,北京产业结构与反事实相比,并未出现下降。因此,京津冀一体化战略有效优化了产业结构水平。

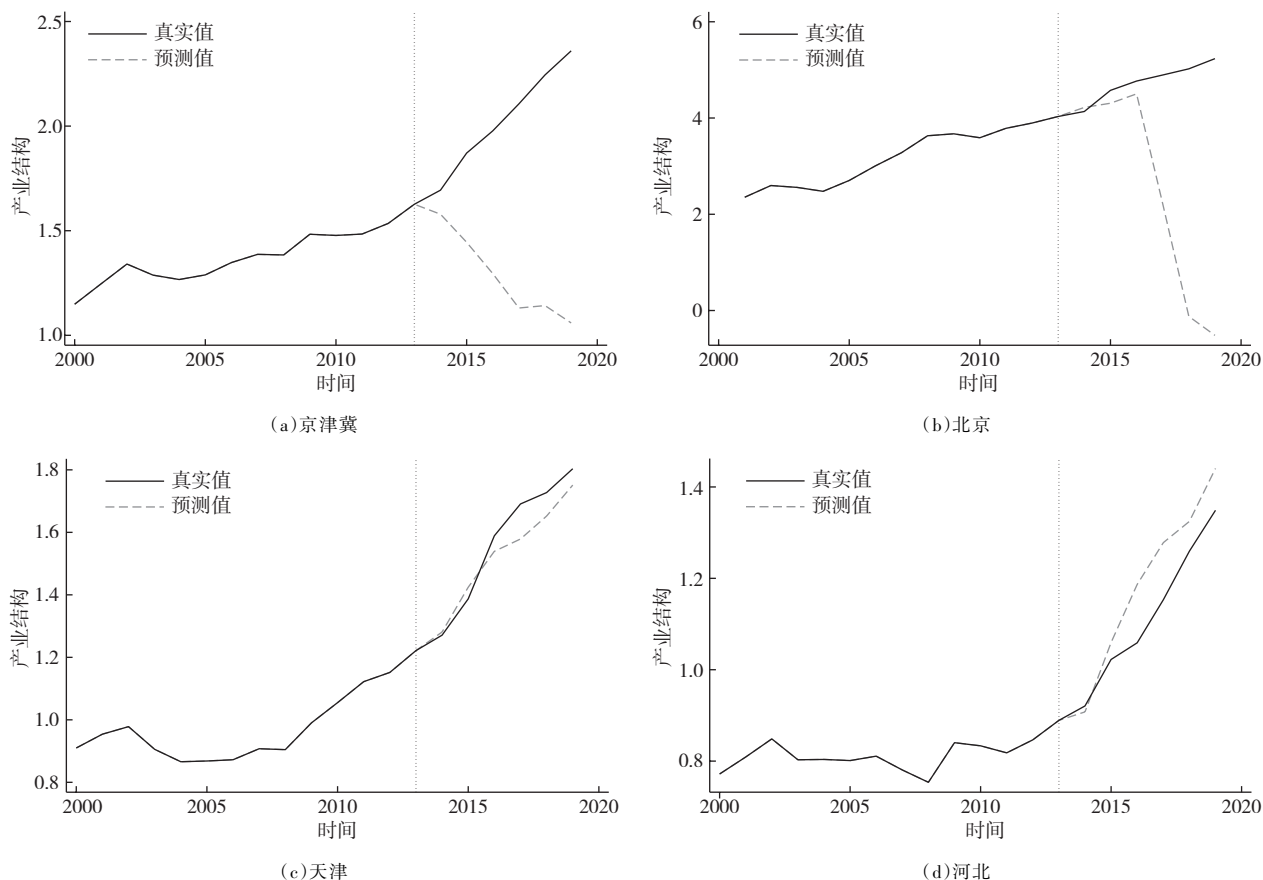


图4 京津冀协同发展战略对产业结构变迁产生的政策效应

然而,京津冀地区的产业发展一直处于极不平衡的状态。从产业结构来看,北京第三产业增加值与第二产业增加值的比值远高于天津和河北的情况,这说明服务业成为北京经济发展的主要动力,而在天津和河北的经济结构中,工业所占的比重仍然较大。从产业升级来看,三个省市的研发创新水平呈现出“北京最高、天津次之、河北最低”的梯度排序,北京的研发创新水平更是远高于河北的情况。也就是说,北京的经济发展已经进入后工业化阶段,科技研发水平相对较高;天津的经济发展进入工业化高级阶段,正逐步向创新驱动型产业过渡;而河北的经济发展仍然处于工业化“爬坡”阶段,投资依旧是经济发展的主要动力。这样的产业发展失衡,不仅不利于区域经济稳定的持续,而且阻碍了区域协调发展的全面和可控(周京奎等, 2019)。因此,京津冀协同发展战略将“区域产业一体化”作为突破口,着力推动产业结构变迁和产业升级,利用产业的转移带动不同省市的经济结构调整,使欠发达的省市在参与产业分工的同时实现产业变迁和产业升级(张凌志, 2019)。

具体来说,图4(a)和图5(a)表明,京津冀协同发展战略加快了京津冀地区的产业结构变迁和产业升级的步伐,就京津冀地区总体而言,第三产业所占比重逐年攀升,并且研发创新水平也不断提高。京津冀地区的产业转移的重点在于疏解北京的非首都功能,其主要推手为制造业的转移。由图4(b)~图4(d)可以看出,若与反事实预测的计算结果进行比较,自京津冀协同发展战略实施以来,北京第三产业增加值相对于第二产业增加值的比值稳步上升,河北第三产业增加值相对于第二产业增加值的比值则有所下降,而天津的产业结构未发生明显变化,这说明北京的第二产业(以制造业为主)向河北顺利转移,在一定程度上,北京的非首都功能得到有序疏解。此外,由图5(d)可以看出,省市之间的产业转移,也促进了区域产业结构调整、经济结构调整的实现——在承接北京第二产业转移的同时,河北的研发创新水平得到提升,产业升级有目共睹。

综合图3~图5展示的真实情况和反事实预测,可以发现,京津冀协同发展战略的确带动了该地区的经济发展,在提振京津冀地区实际人均GDP的同时,引领区域的产业结构变迁和产业升级,从经济增长和经济结构两个维度实现直接经济目标,发挥了正向的政策效应。此外,京津冀一体化有效缓解了北京对天

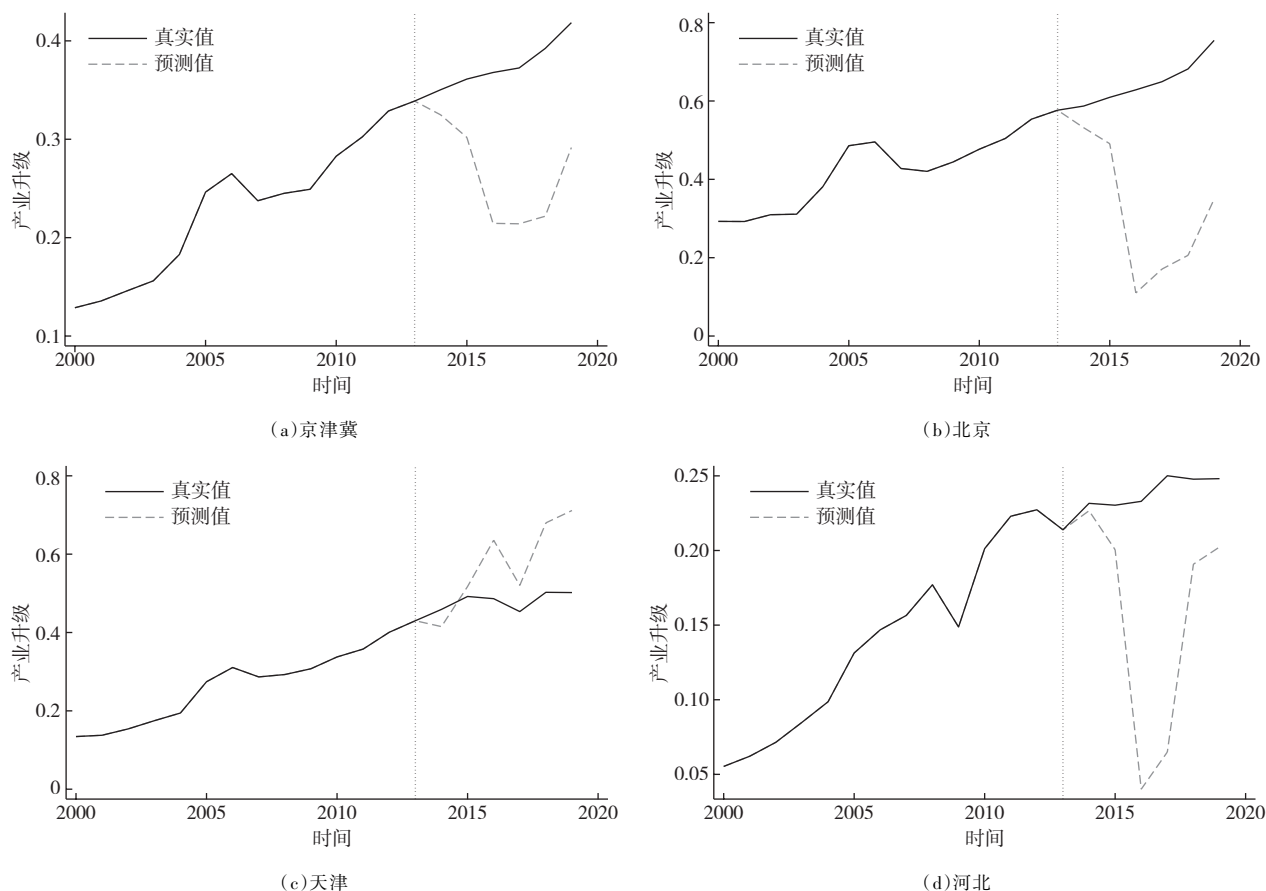


图5 京津冀协同发展战略对产业技术升级产生的政策效应

津、河北两地的虹吸效应。中国区域间产业结构存在一定程度的趋同现象(刘沛翌,2017),这种产业趋同会导致中心城市对周边城市的虹吸效应,具体表现为:其一,中心城市与周边城市发展所需的要素投入相似性高,生产要素转移成本低;其二,中心城市与周边城市形成竞争关系,处于劣势地位的周边城市更容易被虹吸(柳卸林等,2022)。随着京津冀一体化战略的实施,北京、天津和河北三省市根据自身的比较优势形成了差异化的产业结构,进而缓解了原先京津冀城市圈的虹吸现象。

(三)京津冀协同发展战略对非直接经济目标的政策效应

非直接经济目标主要分为公共服务、生态环境两个维度。而《京津冀协同发展规划纲要》指出,促进基本公共服务均等化是推动京津冀协同发展不可或缺的重要内容。根据京津冀协同发展战略的政策导向,本文将从教育质量和医疗卫生两个方面具体分析京津冀地区的公共服务水平变化。

1. 公共服务

在京津冀地区协同推进公共服务“一体化”的过程中,“区域教育合作”占据着关键位置,教育质量的变化主要通过每万人普通高中及以上阶段学生数进行衡量。图6展示了京津冀地区每万人普通高中及以上阶段学生数的真实情况和反事实预测。在受到政策干预后,无论是京津冀地区的总体情况,还是北京、天津、河北三个省市的局部数据,均反映出教育质量的明显提升,京津冀协同发展战略对三个省市教育质量的政策效应均为正值,说明政策的推行使得京津冀三地区对高水平人才的重视程度有所提升,地区政府用于提高教育质量的财政投入有所增加,教育均等化取得卓越成效。

值得说明的是,北京和天津的反事实预测值不断趋于下降,而河北的反事实预测值先下降后上升,根据数据显示^③,北京和天津在2014年之前的每万人普通高中及以上阶段数量呈现快速下降,原因在于北京和天津占比较高的高中、专科、本科人数出现了下降,占比较小的硕士和博士出现了扩招。而随着2017年全国研

③ 数据来源:中华人民共和国教育部。

究生实施了大规模扩招,其中,北京、天津和河北的研究生也实现了大规模扩招,特别是教育比较发达的北京和天津研究生扩招规模更大,研究生规模的扩大进一步压缩了本科、专科的招生规模,进而导致教育均等化程度下降,而回归控制法是在排除了全国宏观层面的影响后的反事实预测值,因此,北京和天津的预测值仍然下降。而河北在2015年之前下降主要是因为高中、专科占比出现了下降,而后随着硕博的招生人数增加,高中、专科、本科人数保持平稳,总趋势出现了反转。为了实现京津冀的教育协同发展,三地政府制定出台了《“十三五”时期京津冀教育协同发展专项工作计划》,提出不断优化提升区域教育布局功能,推动三地基础教育优质发展、职业教育融合发展。北京、天津的本科及以上招生规模扩大,因此,京津冀教育一体化战略避免了教育质量的下降。而随着北京、天津对河北的定向帮扶,河北专科及以上招生规模逐渐扩大,不仅实际教育质量不断提升,与反事实预测值相比也不断提升。

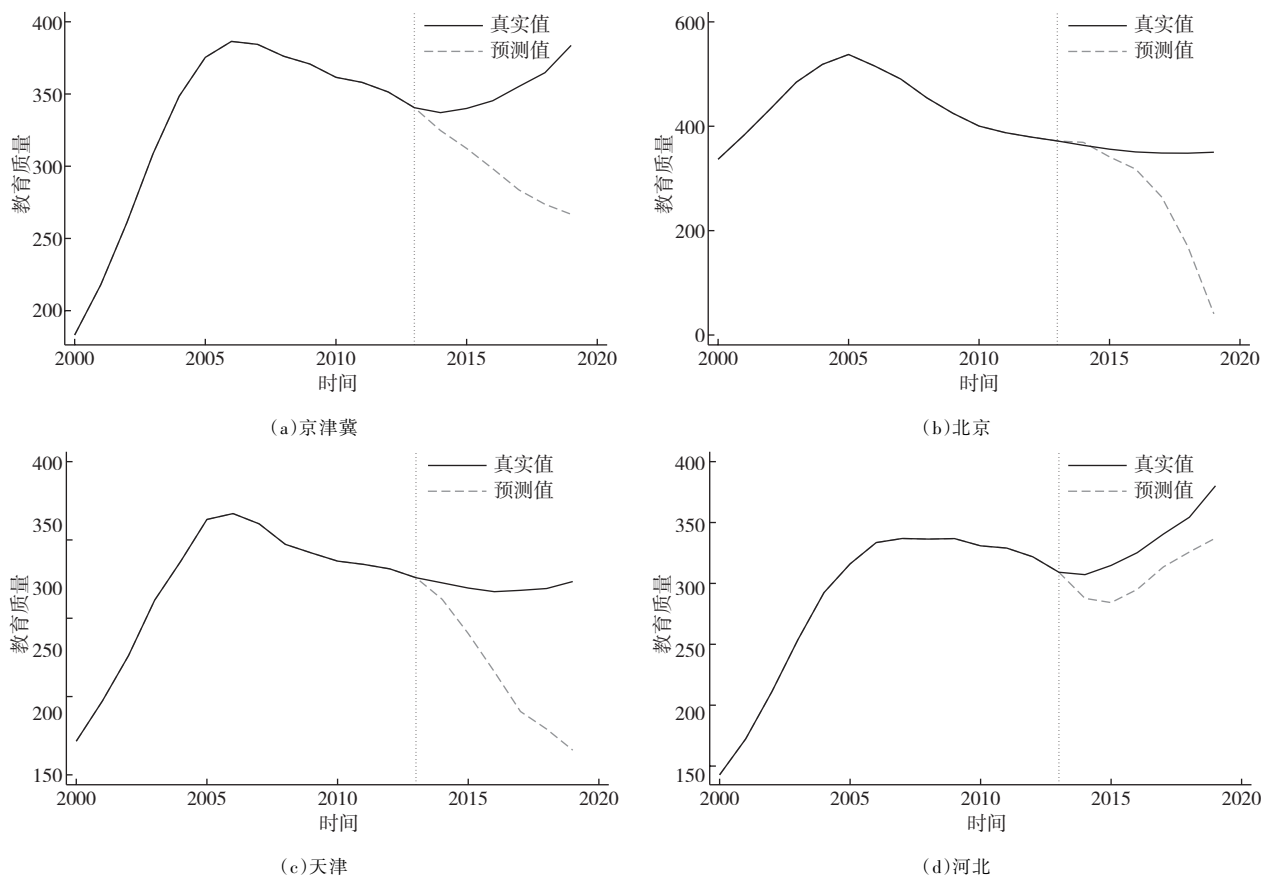


图6 京津冀协同发展战略对教育质量产生的政策效应

“区域医疗卫生合作”同样是京津冀协同推进公共服务“一体化”的重要领域,医疗卫生水平的变化主要通过每万人医疗卫生机构床位数、每万人卫生人员数进行衡量。如图7所示,京津冀协同发展战略的实施对天津的医疗卫生状态产生了明显的正向政策效应。自2014年起,天津的医疗卫生水平大幅度提升。不过,北京和河北医疗卫生水平的事实情况和反事实预测差异较小,没有受到明显的政策干预,只是在2017年即雄安新区着手设立后,河北的医疗卫生水平才逐渐出现可见变化。

2. 生态环境

作为《京津冀协同发展规划纲要》确定的“率先突破领域”之一,“区域生态环境共治”可谓重中之重。而进一步发布的《京津冀协同发展生态环境保护规划》为该地区生态环境的协同保护提供了科学指引,京津冀地区应当通过淘汰落后产能、发展清洁能源、控制污染物排放、建设首都水源涵养功能区和生态环境支撑区等措施,努力改善生态环境质量。生态环境质量的变化主要通过森林覆盖率、人均水资源量、生活垃圾无害化处理率、人均公园绿地面积、污水处理厂集中处理率进行衡量。

由图8(a)可以看出,京津冀协同发展战略对区域生态环境质量产生了正向的政策效应,并且该效应正

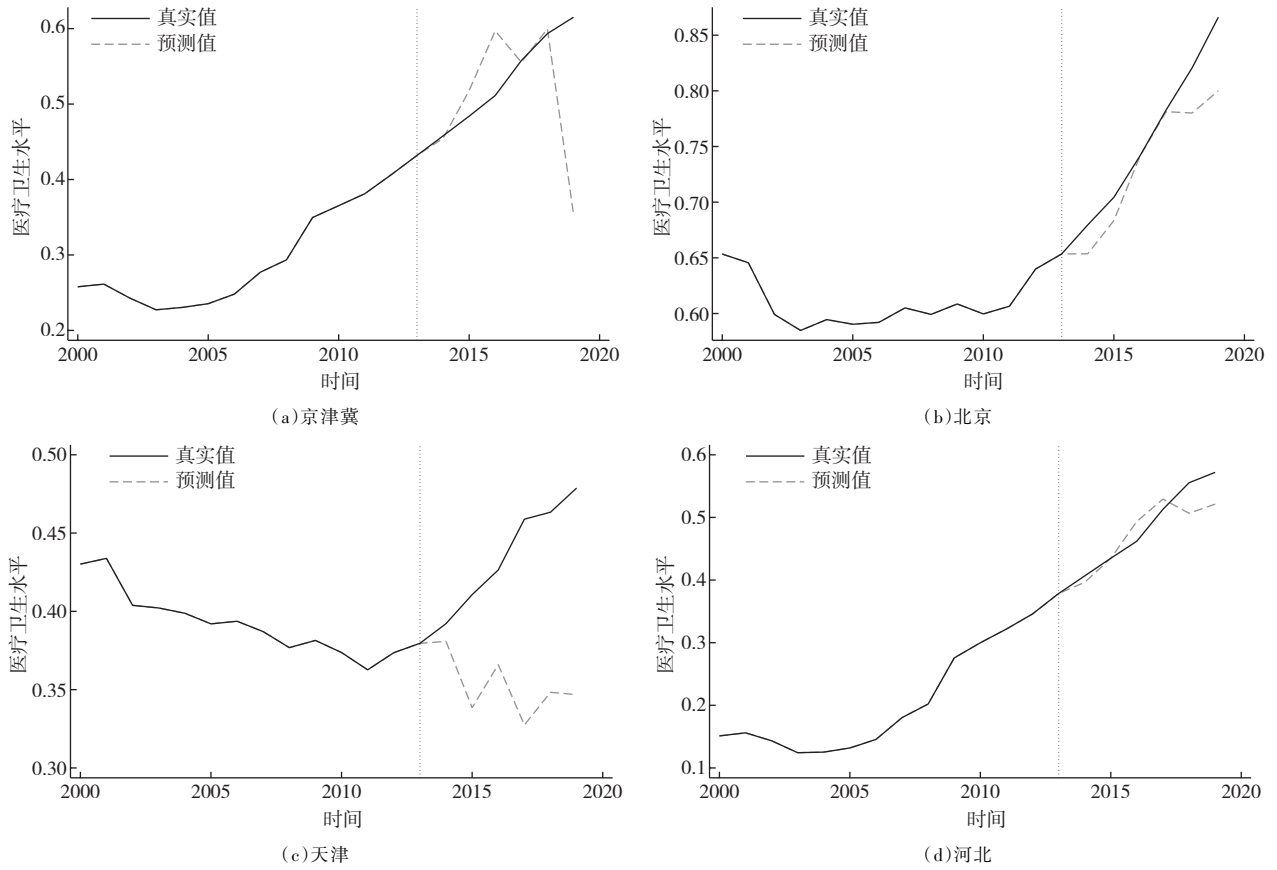


图7 京津冀协同发展战略对医疗卫生水平产生的政策效应

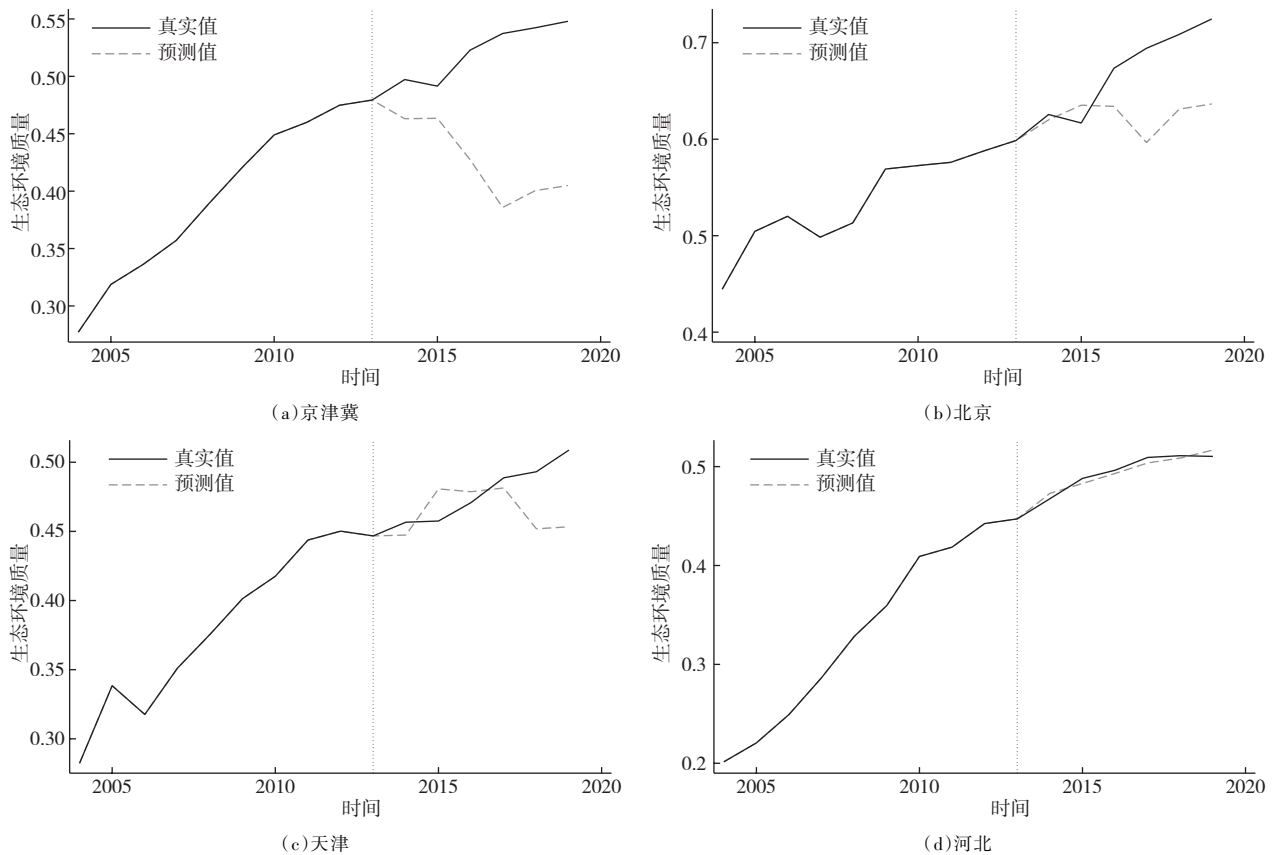


图8 京津冀协同发展战略对生态环境质量产生的政策效应

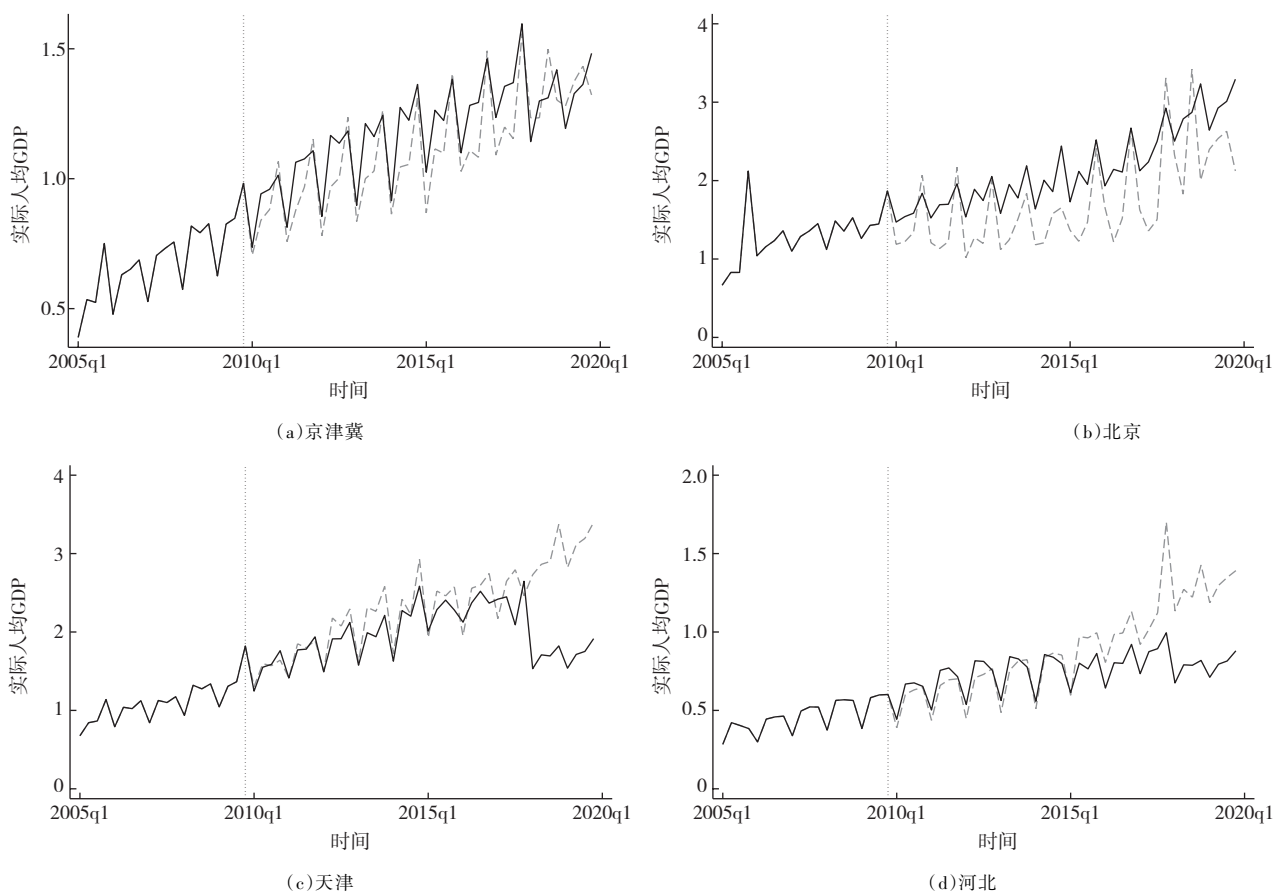
在逐年增加,生态环境治理成效显著。而自京津冀协同发展战略实施以来,北京生态环境质量的真实情况和反事实预测对比明显,其生态环境质量得到大幅度改善,在非首都功能有序疏解的同时,生态环境压力降低,“大城市病”有所好转;不过,河北的生态环境质量几乎未受京津冀协同发展战略的影响,说明生态环境的协同治理和协同保护有效抵消了制造业的转移对河北的生态环境可能带来的负面影响。

五、安慰剂检验

为保证研究的准确性,本文将从两个角度进行安慰剂检验,以观察京津冀协同发展战略的政策效应变化:第一,改变政策干预时点;第二,随机选择原控制组包括的省市作为处理组^④。

(一)改变政策干预时点

京津冀都市圈区域规划于2010年开始制定,尚未正式实施,故本文选取2010年第一季度作为安慰剂检验中的伪政策干预时点。若模型计算结果未出现前文所示的政策效应,则说明相关政策效应的确是由京津冀协同发展战略正式实施所引起的。如图9所示,2010年第一季度至2014年第一季度,北京、天津、河北等三个省市实际人均GDP的事实情况和反事实预测拟合程度极高,证实京津冀协同发展战略的政策效应并非统计学上的偶然。



横轴中q代表季度,如q1代表第一季度

图9 改变政策干预时点的安慰剂检验

(二)改变处理组选择

为进一步对比模型的计算结果,本文随机选择原控制组包括的省市作为安慰剂检验中的伪处理组。如图10所示,实线表示原处理组受到的政策处理效应;虚线表示伪处理组反映出的安慰剂效应。可以看出,与伪处理组反映出的安慰剂效应相比,作为原处理组的北京受到的政策处理效应最为显著。假设京津冀协同

^④ 本文同时对第四部分的实证结果均进行了稳健性检验,考虑篇幅原因,本文仅介绍指标“实际人均GDP”的计算结果。实际人均GDP为季度数据,与其余指标相比,其模型估算的自由度较高,估计结果更为准确,因而具备一定的代表性。

发展战略不会产生任何政策效应,北京受到的政策处理效应恰巧最大的概率仅为3.4%(1/29),故在5%的显著性水平下,可以认为原模型的计算结果是显著的,即京津冀协同发展战略的实施的确带来了北京实际人均GDP的明显提升。而天津和河北实际人均GDP受到的政策处理效应并不显著,与前文的结论基本一致。

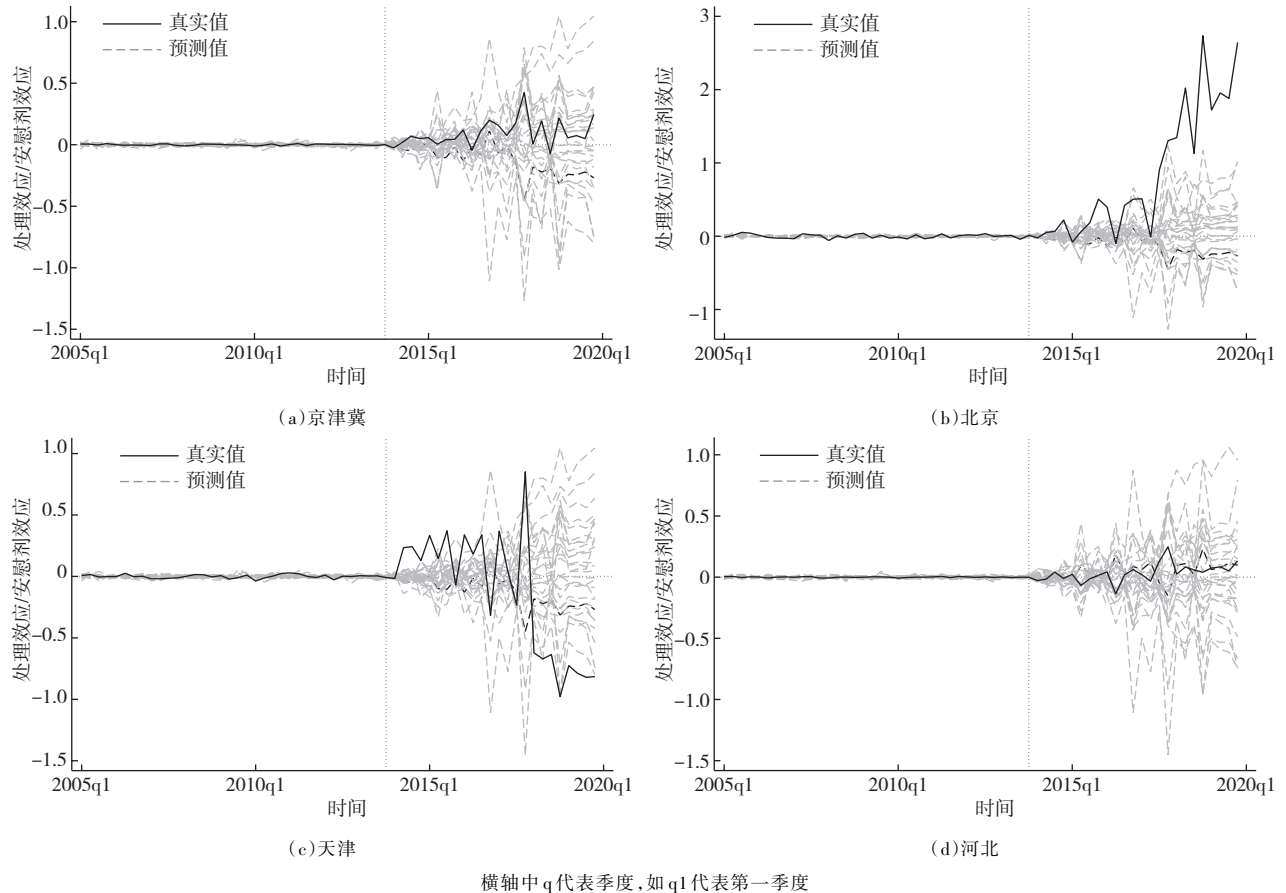


图10 改变处理组选择的安慰剂检验

六、结论与启示

本文系统地评估了京津冀协同发展战略对区域高质量发展的政策效果,并从经济增长、经济结构、公共服务、生态环境4个角度进一步分析了京津冀协同发展战略对区域高质量发展的影响路径。研究发现:整体来看,京津冀协同发展战略对京津冀地区高质量发展起到了明显的带动作用,显著推动了北京地区高质量发展进程,并对天津、河北两地同样产生一定积极影响;在经济增长方面,京津冀协同发展战略显著提升了北京的实际人均GDP,尽管天津和河北实际人均GDP受到的政策处理效应并不明显,但是京津冀地区的总体情况稳步向好;在经济结构方面,京津冀协同发展战略加快了京津冀地区产业结构变迁和产业升级的步伐,推动了北京的第二产业(以制造业为主)向河北顺利转移,促进了区域产业结构调整、经济结构调整的实现;在公共服务方面,京津冀协同发展战略提振了北京、天津、河北三个省市的教育质量,教育均等化取得卓越成效,但是仅仅天津的医疗卫生状态得到较大改善;在生态环境方面,京津冀协同发展战略对区域生态环境质量产生了正向的政策效应,尤其提高了北京的生态环境质量。

综合而言,京津冀协同发展战略对京津冀地区的发展起到了明显的积极作用,京津冀地区的建设中心逐渐由高速度转向高质量,这正是与“新常态”时期我国国民经济和社会发展的基本要求相一致的。然而,京津冀协同发展战略对北京、天津、河北三个省市的影响仍然存在一定异质性,三个省市内部的发展并不均衡,协同发展水平有待进一步提高。

本文的研究结论具有以下政策启示:

第一,在经济增长方面,应消除生产要素跨区域流动的行政壁垒,避免各自为政,充分发挥北京的集聚效应,带动周边省市经济增长。在经济结构方面,应综合考虑不同省市的功能定位与资源禀赋,发挥区位优势、

产业之间的优势互补,使京津冀三地根据各自比较优势进一步深化城市产业分工。具体而言,应当明确京津冀各区域功能定位,突出产业特色,北京充分发挥人才、技术和地理优势,定位于高端技术产业和金融服务业,天津市定位于发展高科技等技术密集型产业,河北省定位于发展制造业等劳动密集型产业,通过在北京、天津、河北三地形成产业梯度,不断完善城市间产业链体系。

第二,在公共服务方面,应聚焦教育、医疗健康等领域,打破行政壁垒,提升数字技术在教育和医疗等方面的应用。具体而言,可考虑建立京津冀公共服务信息与数据共享平台,探索一体化医疗服务体系,逐步实现异地就医互认。此外,还应做好雄安新区对北京高校及其他企事业单位的承接工作,做好配套设施建设,提高教育、医疗等公共服务供给水平,以点带面,带动河北地区整体的公共服务质量提升。

第三,在生态环境方面,为防止北京、天津污染企业向河北聚集引起河北生态环境恶化,一方面可以通过增加环境监管强度和提升创新奖励等政策激励污染企业提高绿色创新能力和环境治理水平;另一方面可以建立京津冀环境治理一体化协作机制,共享绿色创新技术,可考虑令污染产业移出地给予承接地一定的经济补偿或技术补偿,进而提高产业承接地环境治理能力。

参考文献

- [1] 薄文广,陈飞,2015.京津冀协同发展:挑战与困境[J].南开学报(哲学社会科学版), (1): 110-118.
- [2] 陈道平,廖海凤,谭洪,2022.中国碳交易政策的减排效应及其机制研究[J].技术经济, 41(7): 106-119.
- [3] 陈林,伍海军,2015.国内双重差分法的研究现状与潜在问题[J].数量经济技术经济研究, 32(7): 133-148.
- [4] 陈明华,王哲,李倩,等,2022.京津冀一体化情形下高质量发展的收敛性检验[J].中国人口科学, (3): 86-98.
- [5] 陈诗一,张军,2008.中国地方政府财政支出效率研究:1978-2005[J].中国社会科学, (4): 65-78.
- [6] 崔冬初,宋之杰,2012.京津冀区域经济一体化中存在的问题及对策[J].经济纵横, (5): 75-78.
- [7] 丁焕峰,孙小哲,刘小勇,2020.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[J].南方经济, (6): 53-69.
- [8] 方创琳,2017.京津冀城市群协同发展的理论基础与规律性分析[J].地理科学进展, 36(1): 15-24.
- [9] 封世蓝,2020.京津冀协同发展的制约因素与改革路径[J].天津行政学院学报, 22(5): 88-95.
- [10] 公丕明,公丕宏,张汉飞,2020.京津冀协同发展战略的演化与改革方向[J].区域经济评论, (6): 63-70.
- [11] 胡日东,林明裕,2018.双重差分方法的研究动态及其在公共政策评估中的应用[J].财经智库, (3): 84-111.
- [12] 李金昌,史龙梅,徐蕊婷,2019.高质量发展评价指标体系探讨[J].统计研究, 36(1): 4-14.
- [13] 李雯,张珩琰,李思沛,2022.中国社会经济福利的衡量与评估——跨越国内生产总值之限[J].中央财经大学学报, (12): 95-110.
- [14] 刘洁,姜丰,钱春丽,2020.京津冀协调发展的系统研究[J].中国软科学, (4): 142-153.
- [15] 刘乃全,吴友,2017.长三角扩容能促进区域经济共同增长吗[J].中国工业经济, (6): 79-97.
- [16] 刘沛昱,2017.产业同构与产业选择:理论综述[J].技术经济, 36(10): 92-99.
- [17] 刘云中,2014-08-18(11).京津冀区域协同发展的两点思考[N].中国经济时报.
- [18] 刘智华,李铁铮,肖瑞青,2019.京津冀地区城镇化发展协同度实证分析[J].统计与决策, 35(7): 112-116.
- [19] 柳天恩,田学斌,2019.京津冀协同发展:进展、成效与展望[J].中国流通经济, 33(11): 116-128.
- [20] 柳卸林,王宁,吉晓慧,等,2022.中心城市的虹吸效应与区域协调发展[J].中国软科学, (4): 76-86.
- [21] 毛艳华,杨思维,2017.珠三角一体化的经济增长效应研究[J].经济问题探索, (2): 68-75.
- [22] 彭桥,肖尧,陈浩,2021.市场一体化对区域经济协调发展影响的实证检验[J].统计与决策, 37(20): 113-116.
- [23] 皮亚彬,陈耀,2019.大国内部经济空间布局:区位、禀赋与一体化[J].经济学(季刊), 18(4): 1289-1310.
- [24] 覃成林,1996.论区际经济关系与区域经济协调发展[J].经济纵横, (11): 22-25.
- [25] 宋林飞,2010.中国小康社会指标体系及其评估[J].南京社会科学, (1): 6-14.
- [26] 孙久文,2020.新冠肺炎疫情对中国区域经济发展的影响初探[J].区域经济评论, (2): 8-11.
- [27] 孙铮,孙久文,2020.“十四五”期间京津冀协同发展的重点任务初探[J].河北经贸大学学报, 41(6): 57-65.
- [28] 王金营,李佳黛,2017.京津冀各市新型城镇化发展评价——基于京津冀协同发展的考察[J].人口与经济, (6): 58-70.
- [29] 王珏,陈雯,2013.全球化视角的区域主义与区域一体化理论阐释[J].地理科学进展, 32(7): 1082-1091.
- [30] 王莎,童磊,贺玉德,2019.京津冀城市群经济联系的定量测度[J].技术经济, 38(10): 74-81.
- [31] 王少剑,方创琳,王洋,2015.京津冀地区城市化与生态环境交互耦合关系定量测度[J].生态学报, 35(7): 2244-2254.
- [32] 解学梅,2013.协同创新效应运行机理研究:一个都市圈视角[J].科学学研究, 31(12): 1907-1920.
- [33] 徐现祥,李郇,2005.市场一体化与区域协调发展[J].经济研究, (12): 57-67.
- [34] 徐现祥,李郇,王美今,2007.区域一体化、经济增长与政治晋升[J].经济学(季刊), (4): 1075-1096.

- [35] 许永兵, 罗鹏, 2020. 京津冀城市群的经济高质量发展评价[J]. 河北大学学报(哲学社会科学版), 45(4): 85-98.
- [36] 杨宏山, 石晋昕, 2018. 从一体化走向协同治理: 京津冀区域发展的政策变迁[J]. 上海行政学院学报, 19(1): 65-71.
- [37] 杨林, 陈喜强, 2017. 协调发展视角下区域市场一体化的经济增长效应——基于珠三角地区的考察[J]. 经济问题探索, (11): 59-66.
- [38] 余静文, 王春超, 2011. 城市圈驱动区域经济增长的内在机制分析——以京津冀、长三角和珠三角城市圈为例[J]. 经济评论, (1): 69-78.
- [39] 曾燕萍, 蒋楚钰, 崔智斌, 2022. 数字金融对经济高质量发展的影响——基于空间杜宾模型的研究[J]. 技术经济, 41(4): 94-106.
- [40] 张凌志, 2019. 京津冀产业升级转移及产业结构生态演进研究[J]. 商业经济研究, (21): 168-171.
- [41] 张满银, 全荣, 2020. 京津冀区域协同发展评估[J]. 统计与决策, 36(4): 72-76.
- [42] 张娜, 2020. 京津冀城市群协同发展路径分析[J]. 人民论坛·学术前沿, (2): 88-91.
- [43] 张学良, 林永然, 2019. 都市圈建设: 新时代区域协调发展的战略选择[J]. 改革, (2): 46-55.
- [44] 郑新业, 王晗, 赵益卓, 2011. “省直管县”能促进经济增长吗? ——双重差分方法[J]. 管理世界, 28(8): 34-44.
- [45] 周京奎, 龚明远, 张朕, 2019. 京津冀产业协同发展机制创新研究[J]. 长白学刊, (2): 95-103.
- [46] 周伟, 宁煊, 2021. 基于产业转移升级的创新收益分配研究——以京津冀城市群为例[J]. 中国科技论坛, (12): 52-61.
- [47] ABADIE A, DIAMOND A, HAINMUELLER J, 2010. Synthetic control methods for comparative case studies: Estimating the effect of California's tobacco control program[J]. Journal of the American statistical Association, 105(490): 493-505.
- [48] BAI J, NG S, 2002. Determining the number of factors in approximate factor models[J]. Econometrica, 70: 191-221.
- [49] BRAKMAN S, GARRETSEN H, MARREWIJK C V, OUMER A, 2012. The border population effects of EU integration[J]. Journal of Regional Science, 52(1): 40-59.
- [50] HANSON G H, 2001. US-Mexico integration and regional economies: Evidence from border-city pairs[J]. Journal of Urban Economics, 50(2): 259-287.
- [51] HSIAO C, ZHOU Q, 2019. Panel parametric, semiparametric, and nonparametric construction of counterfactuals. [J]. Journal of Applied Econometrics, 34(4): 463-481.
- [52] JI J, WANG S, ZHOU Y, LIU W, et al, 2021. Spatiotemporal change and coordinated development analysis of “population-society-economy-resource-ecology-environment” in the Jing-Jin-Ji urban agglomeration from 2000 to 2015[J]. Sustainability, 13(7): 4075.
- [53] MEIJERS E J, BURGER M J, HOOGERBRUGGE M M, 2016. Borrowing size in networks of cities: City size, network connectivity and metropolitan functions in Europe[J]. Papers in Regional Science, 95(1): 181-198.
- [54] OVERMAN H G, WINTERS L A, 2011. Trade and economic geography: The impact of EEC accession on the UK[J]. The Manchester School, 79(5): 994-1017.
- [55] REDDING S J, STURM D M, 2008. The costs of remoteness: Evidence from German division and reunification[J]. American Economic Review, 98(5): 1766-1797.
- [56] WAN S K, XIE Y, HSIAO C, 2018. Panel data approach vs synthetic control method[J]. Economics Letters, 164: 121-123.

Has Beijing-Tianjin-Hebei Integration Promoted High-quality Development? A Policy Evaluation Based on Regression Control Method

Li Wen^{1,2}, Yuan Zhiting¹

(1. School of Economics, Renmin University of China, Beijing 100872, China;

(2. Strategic Development Department, Postal Savings Bank of China, Beijing 100808, China)

Abstract: Based on the relevant data of 31 provinces and cities(including autonomous regions)(Due to the lack of data, the statistical data mentioned here do not include the Hong Kong Special Administrative Region, the Macao Special Administrative Region and Taiwan Province.)in China from 2005 to 2019, an index system was constructed from four aspects, including economic growth, economic structure, public services and ecological environment. The regression control method was used to analyze and evaluate the policy effect of the Beijing-Tianjin-Hebei coordinated development strategy and evaluate its role in promoting high-quality regional development. The results show that the Beijing-Tianjin-Hebei coordinated development strategy has significantly improved the quality of regional economic development, promoted the transformation of industrial structure and the upgrade of industrial technology, while improved public services and the quality of the ecological environment. However, it has not promoted an overall increase in the quantity of regional economic development. The reason is that different functional orientations of the strategy for different cities bring heterogeneous impact. The results provide some reference for quantitative analysis and evaluation of the policy effects of the Beijing-Tianjin-Hebei coordinated development strategy, and offers a new perspective on the problem of unbalanced regional development.

Keywords: Beijing-Tianjin-Hebei coordinated development; economic growth; economic quality; industrial structural transformation