

政府行政权力调整对城市绿色全要素生产率的影响

——来自“撤县设区”和“省直管县”改革的经验证据

宋美喆^{*}, 柴江艺

(湖南财政经济学院财政金融学院, 湖南长沙 410205)

【摘要】 本研究利用“撤县设区”和“省直管县”改革来刻画行政权力向市级政府的集中和分散, 构建双重差分模型, 基于地级市面板数据, 检验了行政权力调整对城市绿色全要素生产率的影响。研究结果表明, 行政权力集中加强了市级政府的资源统筹调配能力, 通过提高技术创新水平、增加环保支出规模、降低工业产值比重等渠道, 显著提升了城市绿色全要素生产率。而行政权力分散的影响效应相反, 并不利于城市绿色高质量发展。相较而言, 行政权力集中的正效应在政府行为规范度较高、市辖区经济较强的城市表现更突出, 行政权力分散的负效应在政府行为规范度较低、县区经济相对较强的城市有着充分体现。对于高行政级别的城市, 行政权力调整的影响并不显著。据此, 从优化各级政府职能体系, 分阶段、分类型, 渐进式推进行政管理体制等方面提出对策建议。

【关键词】 行政权力调整; 撤县设区; 省直管县; 绿色全要素生产率

【中图分类号】 X32; F205

【文章编号】 1674-6252 (2023) 04-0140-11

【文献标识码】 A

【DOI】 10.16868/j.cnki.1674-6252.2023.04.140

引言

党的二十大报告首次提出推动经济实现质的有效提升和量的合理增长, 当前我国经济正处于由高速增长转向高质量发展战略性转型的关键时期, 着力提高全要素生产率正是推动经济发展质量变革、动力变革、效率变革的源泉和突破口。城市作为经济发展的重要空间载体, 在集聚生产要素、加快技术创新、发挥辐射带动作用的同时, 环境污染、生态破坏等问题也日趋严重, 环境和经济发展之间的矛盾不断凸显, 制约了可持续发展战略的深入实施。《2020 中国生态环境状况公报》显示, 2020 年全国 337 个城市中仍有 1/3 以上城市的 $PM_{2.5}$ 浓度达不到国家二级标准, 环境空气质量超标城市的比例达到 43.3%。绿色发展已成为新时代经济高质量发展的新诉求, 愈发受到社会各界的重视。2022 年政府工作报告中进一步提到, 持续改善生态环境, 推动绿色低碳发展。在此背景下, 绿色全要素生产率对传统的全要素生产率作出改进, 将“能源消耗”和“环境污染”纳入分析框架, 体现了

资源—环境—经济协调发展的新理念, 促进其增长成为实现城市绿色经济发展, 经济绩效和环境绩效双赢的关键。而这需要有效市场和有为政府共同发挥作用, 离不开政府力量的积极推动。根据现代组织理论, 纵向行政管理结构是否合理, 往往会作用于地方政府的行政效率和行为选择。行政权力在各层级政府间的上收和下放, 塑造了政府间的利益分配机制和激励约束机制, 左右着市级政府环境和经济发展策略的制定, 使其在“援助之手”与“攫取之手”间切换, 并成为决定当地企业、个人等市场主体行为的制度变量, 进而对绿色全要素生产率产生影响。“撤县设区”和“省直管县”这两种不同形式的政府行政管理层级改革, 对市级政府行政资源的冲击方向是相反的, 为考察行政权力调整对绿色全要素生产率的影响提供了契机。基于此, 本文借鉴双重差分 (DID) 的思想, 基于以上两种形式的改革构造行政权力向市级政府集中和分散的变量, 实证检验行政权力调整对城市绿色全要素生产率的影响。

资助项目: 2021 年度国家社会科学基金项目“地方财政策略互动对城市群要素市场一体化的影响及优化对策研究”(21CJY009)。

作者简介: 宋美喆 (1986—), 女, 博士, 副教授, 研究方向为经济、金融统计、公共财政管理, E-mail:songmeizhe@126.com。

1 文献综述

已有文献将影响绿色全要素生产率的因素归结为经济因素、技术因素和制度因素。在制度方面，主要考察了财政分权，即从财政权力在央地之间的配置来解释绿色全要素生产率变化的成因。观点包括三类：一是将财政分权视为约束地方政府的有效机制，认为其有助于开发与推广清洁型技术，促进经济绿色发展^[1-3]；二是认为财政分权会引发政府间恶性竞争，使地方政府降低环境监管标准^[4]，缩减环境保护支出^[5]，加剧环境污染^[6,7]；三是财政分权的影响效应是非线性的^[8,9]。上述实证研究中，多采用财政收支构建财政分权的指标，并不能从制度角度直接反映地方政府的行政干预能力和手段。

“撤县设区”和“省直管县”改革为识别行政权力调整下的经济社会现象提供了外生的政策冲击，已有文献集中于使用 DID 方法或合成控制法评估两类改革的经济效应。在经济发展方面，“撤县设区”改革促进了城市化^[10]，激发了城市技术创新^[11]，提高了城市经济质量^[12]。邵朝对等^[13]认为，这一积极影响是短期的，原因在于市级政府依赖于要素扩张的粗放型增长模式。而对于“省直管县”改革，已有文献主要关注其对县域经济的影响，较少分析改革对城市的冲击。其中，詹新宇等^[14]证实，财政“省直管县”对城市经济质量无显著影响。贺颖等^[15]同时考察了“撤县设区”和“省直管县”对城市间市场分割程度的影响。在财政收支方面，吉黎等^[16]发现“撤县设区”使改革县的税收征管激励下降，进而降低了地级市的税收。范子英等^[17]则认为，“撤县设区”对市级财政收入的影响是正向的。李广众等^[18]以财政“省直管县”为准自然实验，发现面临财政压力，市级政府会加强税收征管。在少量环境效应的研究中，陈诗一等^[19]基于“撤县设区”，认为环境管辖权上收降低了企业的污染排放，有利于市级政府的环境治理。蔡嘉瑶等^[20]、余锦亮等^[21]从县级政府的视角，探讨了“省直管县”的环境效应。

已有文献为本文提供了丰富的参考借鉴，但还存在可改进的空间：一是多以财政分权的环境效应为分析对象，但政府间的财政管理体制仅是资源配置方式的一个维度，现实中政府作用的发挥不仅仅受制于财政关系，相较而言，行政权力涵盖范畴更加广泛。二是多单独评估“撤县设区”或“省直管县”制度改革的冲击，仅考察行政权力在政府间的单向变动，还缺乏一个同一的实证框架同时检验行政权力集中和分散

的影响。三是多关注于“省直管县”改革对县域经济社会发展影响，未对城市的影响，尤其是环境方面给予充分重视。本文的边际贡献在于：以导致市级政府行政资源相反变动的“撤县设区”和“省直管县”改革作为外生制度冲击，探讨纵向政府间行政权力的分配对绿色全要素生产率的影响。

2 制度背景与理论机制

行政权力调整反映了各级政府间行政权力的上收和下放。对我国而言，在保持中央政府统一领导的格局下，行政权力的调整多发生于市级与县级政府之间，通过选择部分地区作为试点，赋予某一级政府更多的行政权力，从而对地方资源配置的效率与格局产生影响。“撤县设区”和“省直管县”改革在对市级政府行政权力的调整方面，表现是截然相反的。前者有助于延伸市级政府的权力作用半径，强化市级政府的控制，意味着行政权力向市级集中。而后者旨在提高县级政府的自主权，试点县在财政与经济社会事务的管理权限上与上级市“平起平坐”，这意味着市级行政权力的分化。以上两种反方向的行政权力调整趋势同时影响着市级政府的行为策略。

2.1 制度背景：“撤县设区”和“省直管县”改革

“撤县设区”和“省直管县”改革对市级政府行政权力的影响主要体现在对经济社会事务和财政资金的管理权限上。“省直管县”改革被普遍认为是盘活县域经济的重要手段，最早由浙江省在 1992 年探索实施。2009 年财政部《关于推进省直接管理县财政改革的意见》（财预〔2009〕78 号）中明确指出，除民族自治区外，其他省份在 2012 年底前均要推进“省直管县”改革。在该文件指导下，全国大部分省份优化了行政层级和区划设置，逐步开展了改革试点工作。2013 年，党的十八届三中全会的决议进一步强调“有条件的地方可探索省直接管理县（市）改革”。至此，“省直管县”改革全面铺开。“省直管县”改革按照模式可分为财政体制和经济体制两大类。其中，财政体制“省直管县”是为了充实县级政府的财政资金，减少“市刮县”现象的发生，具体做法为转移支付、预决算、债务管理、财政结算等各类收支事项由省级对接县级直接管理，省级对县级的补助、专款绕开了市级政府，实现了省级对县级的直达。市级不参与县级财政收入的分享，也不承担县级新增的支出责任，缩小了市级政府原有的财政管理权。经济体制“省直管县”，又称“强县扩权”，即将市级原来拥有的用地报

批、价权下放、证照发放等管理权限移交至县级，这在扩大了县级政府自主权的同时，削弱了市级政府对下辖县（市、区）的控制，降低了市级政府对全市范围内资源统筹的能力。

为扩大城市发展空间，我国于20世纪90年代初开始实施“撤县设区”改革，相较于“省直管县”，覆盖面较小，发生频率不高，2000年参与改革的县的数量最多，但也仅有36个。具体做法为将县或县级市调整为区，纳入城市管辖范围，被撤并县的土地、人口等都由市级政府统一管理。“撤县设区”改变了原有市县两级的权力架构，使得县从一级独立政府转变为市级政府的有机组成部分。县相比市辖区，无论是在财权还是事权上均具有相当的自主性和灵活性。一方面，县级政府拥有独立的预算体系，每年只需要上缴财政收入的20%~30%给市级政府。“撤县设区”后，县级政府转为市辖区政府，预算上由市财政安排，并需要向市财政上缴财政收入的50%，市级政府的财政收入分成比例提高，能够获得的财政资源增加。另一方面，县级政府受市的制约较少，职能范围较广，“撤县设区”使县级政府经济社会事务的管理权限上移，只能在市的体制安排下行使有限的事权。如原隶属于县的环保局，在改革发生后，成为所在市的分支机构，由市级政府负责管理。市级政府上收了原属于县级政府的部分规划权、建设权和审批权，加强了市级政府对原下辖县的行政管控，集中了市级政府的行政资源。

2.2 行政权力调整对城市绿色全要素生产率的影响路径

行政权力在市县级政府间的配置，涉及财政资金的分配和管理权限、经济社会事务的决策和审批权限等，主要通过技术创新、环保支出、产业结构等渠道对城市绿色全要素生产率产生影响。

2.2.1 行政权力调整通过技术创新影响城市绿色全要素生产率

当将行政权力下放时，县级政府独立性增强，市县之间、县县之间利益冲突不可避免，甚至可能出现恶性竞争，行政壁垒的存在会滞缓产业分工与合作，要素流动受限，经济的区域结构碎片化^[21]，不利于统一大市场的建立，进而降低资源配置效率，阻碍技术创新。相反，当将行政权力上收时，市级政府在发展规

划、项目建设、财税政策等方面统筹决策，各项要素资源由市级政府管理与调度，城市交通基础设施延伸至改革县，对于减少市县之间的摩擦，畅通要素流通渠道，降低交易成本，扩大企业可达的市场范围有着积极作用。城市的市场规模得到极大扩张，在分享、匹配和学习机制的作用下形成集聚经济^[20]，大量优质人力资本和高新企业流入，为创新活动的开展创造良好条件。先进技术和知识在企业间扩散，催生出更多的绿色发展新技术，有助于加快高污染、高能耗的生产模式向环保、清洁型转变，推动企业向绿色化、智能化的方向转型，使企业在降低单位能耗的同时，减少污染物的排放，实现绿色全要素生产率的快速增长。

2.2.2 行政权力调整通过环保支出影响城市绿色全要素生产率

环境污染具有强负外部性，污染物的空间溢出特征和属地管理原则相矛盾，在协调机制不健全的情况下，分权加大了环境治理的难度，某一县级政府排放的污染物会扩散至地理距离相近的其他地区，使周边的市县受到牵连。相应的，环境污染的治理也存在严重的“搭便车”现象，本地区的环保投入会惠及其他地区，改善其环境质量。最大化自身利益的动机减弱了政府间合作的意愿，政府参与环境治理的积极性不高，具有正外部性的环保支出不足。此外，分权后，县级财政收入只需向市缴纳小部分，可能会减少市级政府可用资金，当财政支出压力较大时，不能立即产生经济效益的环保等公共服务支出也会首当其冲地被压缩，致使环保技术的升级改造受到阻滞。综上，环境污染负外部性的加剧和环境治理正外部性补偿机制的缺失，抑制了绿色全要素生产率的增长。行政权力上收则有助于解决跨界公共事务的治理困境，环境管辖权向市级政府集中有助于将环境污染这一外部问题内部化，财权在市县政府间重新配置，新增的财力使市级政府提高环保支出规模，提供更多的环境公共产品，更有实力去协调和处理跨区的环境污染问题及纠纷。

2.2.3 行政权力调整通过产业结构影响城市绿色全要素生产率

较低的绿色全要素生产率不仅是技术和财力层面的问题，还是行政权力调整下所产生的激励扭曲和约束不足。行政权力向县级政府下放，带来管理权限扩大和政治晋升机会增加，政府对市场主体经济活动的干预能力增强，相应地，道德风险也必然增大。一方面，在政绩考核的压力下，为增加财政收入，刺激短期经济增长，在同级政府中脱颖而出，县级政府倾向

于集中资源搞各种“政绩工程”，放松环境管制，大力发展见效快、产出多，能够创造更高利税的工业产业^[2]，甚至不惜以牺牲环境为代价，不可持续的增长方式造成了资源的错配与浪费。另一方面，扩权后，县级政府的建设用地指标增加，能够在财政补贴、税收减免、项目审批等方面提供更丰厚的优惠条件，可能会以此作为筹码，采取压低工业用地价格的方式，吸引工业企业在当地投资建厂，建设工业园区，并往往更关注企业的规模和数量，而忽视质量^[13]，导致大量低效率的污染型工业企业入驻，加剧当地环境压力，降低绿色全要素生产率。而随着行政权力的向上集中，政府间的竞争程度减弱，县级政府掌握的部分资源转移给市级政府，“为增长而竞争”能够动用的资源减少，对外来工业企业的吸引力下降，使环境质量不至于进一步恶化。且与县级政府更多关注经济增长不同的是，市级政府的关注重点是城市公共服务和民生领域，如更加严格的环境治理^[23]。其作用机制见图1。

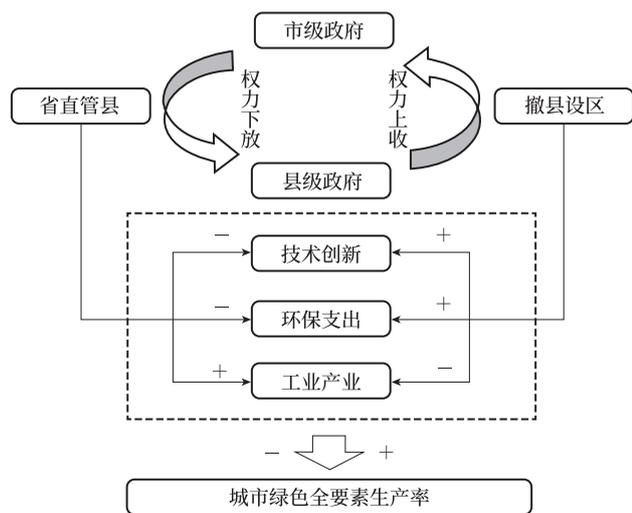


图1 行政权力调整对城市绿色全要素生产率的影响机制
注：“+”表示正向影响，“-”表示负向影响。

据此，提出本文的研究假设：行政权力上收对城市绿色全要素生产率的影响是正向的。与之相对应，行政权力下放的影响是负向的。

至于现实影响如何，还需进一步通过实证分析验证。

3 模型、指标与数据

3.1 模型设定

根据前文理论，设置广义 DID 模型如下：

$$GTFP_{it} = \alpha + \beta POW_{it} + CZ_{it} + \varphi_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式中， i 、 t 分别表示城市和年份；被解释变量 GTFP 是绿色全要素生产率；核心解释变量 POW 是行政权力调整程度； Z 表示一系列控制变量； φ_i 表示个体固定效应； δ_t 表示时间固定效应； ε_{it} 表示随机扰动项； α 、 β 、 C 是待估参数。

为检验“行政权力调整→技术创新→绿色全要素生产率”“行政权力调整→环保支出→绿色全要素生产率”及“行政权力调整→产业结构→绿色全要素生产率”这三条影响的路径，根据江艇^[24]的建议，第一步检验核心解释变量行政权力调整对机制变量 MECH 的影响，第二步检验机制变量对绿色全要素生产率的影响。

$$MECH_{it} = \alpha + \beta POW_{it} + CZ_{it} + \varphi_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$GTFP_{it} = \alpha + \beta MECH_{it} + CZ_{it} + \varphi_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

3.2 变量选取

绿色全要素生产率 GTFP，使用同时具有径向和非径向特点的 EBM-GML 方法进行测算。投入方面，选择劳动力投入、资本投入、土地投入和能源投入。劳动力投入以地区年末从业人数表示。用永续盘存法计算出的资本存量作为资本投入，计算公式为： $K_{it} = I_{it} + (1 - \delta)K_{it-1}$ ， K_{it} 是第 i 个城市第 t 期的资本存量； I_{it} 是对应的固定资产投资额； δ 是折旧率，取 $\delta = 10.96\%$ 。基期的资本存量采用公式 $K_{i0} = I_{i0} / (g + \delta)$ 计算， g 表示第 i 个地区固定资产投资额的年平均增长率。土地投入采用建成区面积表示。能源投入采用吴健生等^[25]的做法，根据夜间灯光数据拟合估算。产出方面，分为期望产出与非期望产出。期望产出用真实地区生产总值表示，非期望产出包括工业废水、工业二氧化硫和工业烟尘的排放量。

行政权力调整程度 POW，参考贺颖等^[15]的研究，以考察期各年所在城市下辖县中“撤县设区”和“省直管县”改革县的占比衡量，前者表示集中程度 POWC，后者表示分散程度 POWS，凡是实施财政“省直管县”和经济“省直管县”中任何一项改革都视为实施“省直管县”改革。其中财政“省直管县”改革县的占比记为 POWS1，经济“省直管县”改革县的占比记为 POWS2。如改革是在当年 6 月份及以后进行，则将下一年度作为改革年份。

机制变量集 MECH 包括：技术创新 TEC，用绿色专利申请数表示。参照韦施威等^[26]的做法，将国家知识产权局公布的相关绿色专利申请信息在城市层面进行加总并对数化处理。环保支出 EXP，用环保支

出占财政支出的比重表示。产业结构 IND，因统计资料中市级工业增加值数据缺失较多，考虑到我国第二产业中以工业为主体，用第二产业增加值占 GDP 的比重作为代理指标。

控制变量集 Z 包括经济发展 ECO，用 GDP 增长率表示。政府干预 GOV，用财政支出与 GDP 之比表示。市场化 MAR，参照贺光焯等^[27]的研究，用私营企业和个体的就业人口占总就业人口的比重表示。对外开放 OPEN，用实际利用外资额与 GDP 之比表示。

3.3 数据说明

2007 年我国全面实施了政府收支分类改革，环境保护被新设立为类级支出科目，基于数据可得性考虑，本文选取了 2007—2020 年我国 283 个地级市作为研究样本，且这一时段正好是新一轮行政区划调整的高峰期。“撤县设区”和“省直管县”名单是根据中国行政区划网和民政局网站公布的行政区划调整情况手工整理。其他数据来源于《中国城市统计年鉴》《中国区域统计年鉴》《中国能源年鉴》《中国环境年鉴》、各省（区、市）统计年鉴、EPS 数据库，部分缺失数据使用线性插值法和多重插补法作补充。各变量的描述性统计分析见表 1。

表 1 变量的描述性统计分析

变量名称	字母表示	均值	标准差	最小值	最大值
绿色全要素生产率	GTFP	0.9962	0.0319	0.7663	1.5039
“撤县设区”占比	POWC	0.1124	0.2074	0.0000	1.0000
“省直管县”占比	POWS	0.6646	0.3869	0.0000	1.0000
财政“省直管县”占比	POWS1	0.5155	0.4190	0.0000	1.0000
经济“省直管县”占比	POWS2	0.4561	0.4227	0.0000	1.0000
技术创新	TEC	4.7174	1.8241	0.0000	10.4536
环保支出	EXP	0.0381	0.0444	0.0000	0.3867
产业结构	IND	0.4721	0.1107	0.1068	0.9097
经济发展	ECO	0.1051	0.0932	-0.4686	0.6145
政府干预	GOV	0.1882	0.1029	0.0426	1.4852
市场化	MAR	0.0264	0.0210	0.0004	0.2059
对外开放	OPEN	0.0179	0.0187	0.0000	0.1990

注：为排除异常值对估计结果的干扰，将变量作 1% 水平的缩尾处理。

4 模型回归结果与分析

4.1 基准回归结果

对模型（1）进行估计，结果见表 2。

表 2 基准回归结果

被解释变量	GTFP					
POWC	0.0432*** (0.0073)	0.0386*** (0.0068)	—	—	0.0428*** (0.0148)	0.0341** (0.0140)
POWS	—	—	-0.0043*** (0.0016)	-0.0054*** (0.0018)	-0.0035** (0.0017)	-0.0049*** (0.0019)
ECO	—	0.0803*** (0.0082)	—	0.0841*** (0.0125)	—	0.0822*** (0.0126)
GOV	—	-0.0058 (0.0118)	—	-0.0123 (0.0100)	—	-0.0076 (0.0092)
MAR	—	-0.0493 (0.0344)	—	-0.0609* (0.0331)	—	-0.0656** (0.0323)
OPEN	—	-0.0958** (0.0463)	—	-0.1617* (0.0907)	—	-0.1365 (0.0869)
R ²	0.1611	0.4554	0.0747	0.4496	0.1764	0.4554

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的显著性水平下显著，下同。

从表 2 可知，当单独考察“撤县设区”改革时，城市下辖县中“撤县设区”占比提高，会显著促进城市绿色全要素生产率水平提升，与理论分析一致，支持了陈诗一等^[19]的研究结论。“撤县设区”改革的推进，削弱了县级政府的事权与财权，市级政府的统一调控能力增强，能更有效统筹支配区域内的资源要素，贯彻执行各项环保政策。“撤县设区”改革改变了政府的竞争模式和施政行为，有助于绿色高质量发展。当单独考察“省直管县”改革时，改革范围扩大，城市下辖县中“省直管县”占比提高，会显著抑制城市绿色全要素生产率水平提升，验证了研究假设。“省直管县”改革激化了市县政府间和县级政府间的竞争态势，可能会造成市场分割，导致具有正外部性的技术创新和环保类公共产品提供不足。当同时考察两项改革政策时，两大核心解释变量的系数绝对值和显著性都略微下降，但影响方向没有变化，研究假设仍然成立。这是因为一个城市有可能同时受到“撤县设区”和“省直管县”改革政策的影响，政策蕴含的信息有些许交叉重叠，稀释了单独一项政策的解释力。

4.2 政策内生性检验

匡贞胜^[28]的研究结论表明,我国行政区划的调整与经济发展、产业结构、国家战略等因素相关,侧面印证绿色全要素生产率的高低并非“撤县设区”和“省直管县”改革试点选取的直接依据。为检验改革实施的内生性,借鉴梁志艳等(2019)^[29]的研究,删除2007年就已实施了改革的城市,以所有城市都没有发生改革的2007年作为分析期,分别以是否为“撤县设区”和“省直管县”改革发生的城市作为被解释变量,以绿色全要素生产率和全部控制变量作为解释变量进行logit回归,结果见表3。

表3 logit回归结果

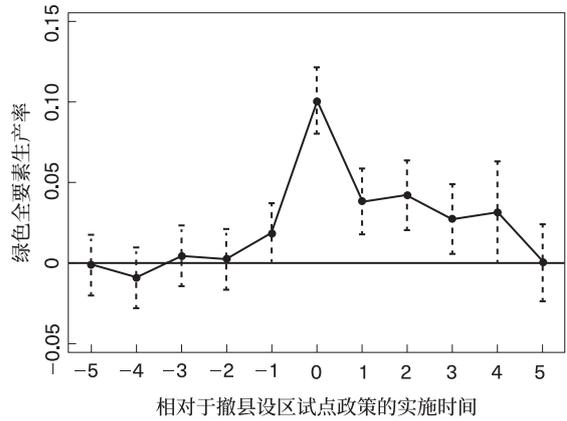
被解释变量	是否发生“撤县设区”	是否发生“省直管县”		
GTFP	-1.392 2 (6.520 5)	-3.245 3 (6.605 4)	-6.272 9 (6.020 2)	-8.181 1 (6.922 9)
ECO	—	-4.418 9* (2.450 8)	—	-4.549 6** (2.295 0)
GOV	—	11.799 5*** (3.308 7)	—	-4.927 5 (3.080 5)
MAR	—	-0.997 7 (11.668 3)	—	-5.550 3 (11.087 1)
OPEN	—	11.302 6* (6.107 8)	—	-1.884 4 (6.370 5)
对数似然函数值	-168.494 6	-153.525 7	-164.069 5	-157.125 7

由表3可知,不论是否控制了其他变量,绿色全要素生产率的影响都是不显著的,说明“省直管县”和“撤县设区”改革试点的选择,并不是以绿色全要素生产率为标准,没有充足的证据否认政策冲击的外生性。经济发展、政府干预、对外开放对城市是否实施了改革的影响是显著的,说明本文选取的控制变量是比较合理的。

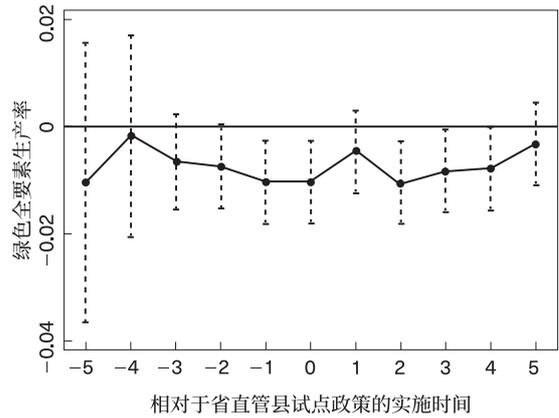
4.3 平行趋势和动态性检验

根据事件研究法的思想,将模型(1)中核心解释变量城市下辖县“是否进行了改革”×“是否处于改革后”×“改革强度”逐年分解为改革前、改革当年、改革后的相应项,考察在“撤县设区”和“省直管县”改革前5年,改革强度不同的城市绿色全要素生产率是否具有相同的变动趋势,及改革后5年的动态效应。检验结果见图2(a)和(b)。

检验结果显示,在“撤县设区”和“省直管县”改革发生前,核心解释变量的影响系数基本都是不显



(a) “撤县设区”改革



(b) “省直管县”改革

图2 改革的平行趋势和动态性检验

著的,联合性检验的F统计量分别为0.83和1.25,均不能在10%的水平上拒绝系数全部为0的原假设,平行趋势检验通过,满足DID模型的使用前提^①。即如果不存在改革的冲击,不同城市绿色全要素生产率的潜在变化趋势是一致的,佐证了采用“撤县设区”和“省直管县”改革作为行政权力调整的外生指标表示的合理性。“撤县设区”改革发生后,核心解释变量的影响系数均为正,“省直管县”改革后,核心解释变量的影响系数均为负,与基准回归结论一致。随着时间推移,两项改革的影响力都在逐渐减弱,且在第5年变得不再显著,说明改革效果不具有长期可持续性。

4.4 安慰剂检验

假定将“撤县设区”和“省直管县”改革发生的时间提前3年和4年,构造新的改革虚拟变量并估计模型(1),进行安慰剂检验,结果见表4。如果变量系数显著,则说明遗漏了某些随时间变化的重要因

① 该检验是作者为了检验系数联合显著性所做,在图中没有显示,如读者感兴趣,可向作者索取检验结果。

素，估计结果存在偏误。

4.5 稳健性检验

通过改变回归模型设置、调整变量表示、更换估计方法、删除部分特殊样本等方式对模型（1）重新进行估计，结果见表5。

4.5.1 考虑动态性

因绿色全要素生产率可能具有时间上的延续性，

本年度的绿色全要素生产率依赖于上一年度的水平，故在模型（1）中加入时间滞后项，利用系统GMM方法进行参数估计，结果见第（1）列。

4.5.2 更换被解释变量

采用基于非期望产出弱可处置技术和全局生产可能性集的GML-DDF模型对绿色全要素生产率进行重新测算，估计结果见第（2）列。

4.5.3 更换解释变量

将权力集中和分散程度用0和1虚拟变量表示，构造交叠DID。前者的定义为，如果第*i*个城市的下辖县在第*t*年实施了“撤县设区”改革取值1，否则取值0；后者的定义为，如果第*i*个城市的下辖县在第*t*年实施了“省直管县”改革取值1，否则取值0。结果见第（3）列。

4.5.4 更换估计方法

第一，在交叠DID模型中，如处理效应不满足时间恒定的假设可能会造成估计偏误，针对异质性处理效应问题，本文使用Gardner^[30]提出的两阶段DID方法进行估计，结果见第（4）和（5）列。第二，前文均将“撤县设区”和“省直管县”改革看作是互不干涉的，两个改革的效果相互独立，这可能会导致参数估计存在传染偏误，对此本文使用Goldsmith-Pinkham等^[31]提出的可比有效加权估计量进行估计，结果见第（6）列。

表5中，“撤县设区”改革对城市绿色全要素生产率的影响都是正向的，至少在10%的水平上显著，且“省直管县”改革的影响效应基本上都显著为负，再次证明了权力向市级政府集中能够促进绿色全要素生产率提升，而权力分散则起到了反向作用，研究假设成立，本文的核心结论是稳健的。

表4 改革时间提前的估计结果

被解释变量	GTFP					
	改革时间提前3年			改革时间提前4年		
POWC	0.010 1 (0.008 7)	—	0.010 1 (0.008 7)	0.013 8 (0.008 6)	—	0.0138 (0.008 6)
POWS	—	0.007 9 (0.009 3)	0.000 9 (0.003 6)	—	-0.001 4 (0.004 3)	-0.001 1 (0.004 3)
ECO	0.083 4*** (0.012 5)	0.082 4*** (0.008 2)	0.083 3*** (0.012 5)	0.083 2*** (0.012 5)	0.083 6*** (0.012 5)	0.083 2*** (0.012 5)
GOV	-0.011 0 (0.010 0)	-0.009 6 (0.011 9)	-0.010 5 (0.010 0)	-0.010 0 (0.009 9)	-0.012 4 (0.010 2)	-0.010 1 (0.009 9)
MAR	-0.058 4* (0.032 4)	-0.048 1 (0.034 6)	-0.058 2* (0.032 4)	-0.059 0* (0.032 2)	-0.057 8* (0.032 6)	-0.059 1* (0.032 3)
OPEN	-0.165 0* (0.090 4)	-0.112 7** (0.046 4)	-0.165 0* (0.090 4)	-0.161 2* (0.090 5)	-0.165 3* (0.090 8)	-0.161 2* (0.090 5)
R ²	0.450 6	0.449 7	0.450 8	0.451 3	0.449 6	0.451 3

注：表4的检验结果表明，将改革时间提前后，无论是单独考察一项改革，还是同时考察两项改革，核心解释变量的系数都是不显著的，证实了城市绿色全要素生产率的变化是由改革引起的，并不是其他不可观测的时间因素。

表5 稳健性检验结果

被解释变量	GTFP					
	考虑动态性	更换被解释变量	更换解释变量	更换估计方法		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
POWC	0.123 2*** (0.017 6)	0.021 7* (0.012 9)	0.010 3*** (0.003 3)	0.011 3*** (0.003 0)	—	0.012 1* (0.006 5)
POWS	-0.020 2*** (0.007 4)	-0.018 5** (0.008 4)	-0.002 5 (0.001 8)	—	-0.005 4* (0.003 1)	-0.006 9*** (0.002 4)
ECO	0.074 2*** (0.007 6)	0.127 5*** (0.026 1)	0.081 8*** (0.012 5)	0.081 1*** (0.014 2)	0.084 1*** (0.007 3)	—
GOV	0.038 3*** (0.014 9)	-0.028 2 (0.022 6)	-0.010 3 (0.009 5)	-0.008 0 (0.009 5)	-0.012 3 (0.012 4)	—
MAR	0.050 6 (0.058 0)	-0.151 2** (0.065 6)	-0.063 7** (0.032 4)	-0.057 1 (0.035 4)	-0.060 9* (0.035 9)	—
OPEN	-0.279 6*** (0.074 2)	-0.064 0 (0.063 7)	-0.152 5* (0.085 6)	-0.101 5 (0.072 8)	-0.161 7*** (0.042 9)	—
R ²	—	0.195 7	0.455 0	—	—	—

4.6 机制检验结果

对模型（2）和（3）进行估计，结果见表6。

表6汇集了将技术创新、环保支出、产业结构作为机制变量的估计结果。第一，“撤县设区”改革对技术创新的影响系数为0.1208，在5%的水平上显著为正，“省直管县”改革对技术创新的影响不显著。县级政府并入市辖区，行政权力上收，被撤并与市之间的行政差异被填平，由行政壁垒导致的市县之间和县县之间的市场分割问题得到缓解，市场规模扩大，集聚了大量创新要素，激发了城市创新活动。而技术创新正是提升绿色全要素生产率的关键因素之一，这一点从实证结果中可以得到印证，即1%显著性水平上的正向影响系数0.0034。技术创新可优化生产工艺，有效降低单位能耗，减少污染物排放，构建起清洁、循环的绿色生产制造体系。第二，“撤县设区”改革对环保支出的影响系数为正，“省直管县”改革的影响系数为负，两者都是显著的。并且，环保支出对绿色全要素生产率的影响系数是0.0298，在10%的水平上显著，表明增加环保支出对提升绿色全要素生产率有着积极意义。“撤县设区”改革后，受益范围覆盖全市的环保领域事权划归市级政府，并通过财政集权，增加了市级政府环保支出，使财政支出结构得到优化，与张莉等^[32]的研究结论一致。对应地，“省直管县”改革后，具有正外部性的环保类公共产品供给不能满足需求，不治或少治理环境是县级政府的理性选择，这对整个市域的绿色全要素生产率提升是不利的。第三，“撤县设区”改革对产业结构的影响显著为负，“省直管县”改革的影响显著为正。行政权力集中，降低了县级政府的自主度，削弱了政府间的竞争程度，缓解了政府过度追求财政收

入，引入大量工业企业的内在冲动，在市级政府的统一调控下，资源被转为服务民生，用于推动公共服务提质增效方面。行政权力下放，有可能使县级政府陷入恶性竞争的泥潭中，不顾实际情况盲目上马工业项目。从其行为后果来看，工业产值增加在促进经济增长的同时，可能也会诱发能源过度消耗和环境质量恶化等问题，抑制绿色全要素生产率提升，表现为显著的负向影响，影响系数为-0.0202。

4.7 异质性检验

以政府行为规范程度、分权改革的形式、城市经济特征为依据，探索行政权力调整对绿色全要素生产率的影响是否在不同类型城市间存在差异，检验结果见表7。

4.7.1 区分政府行为规范程度

市级政府行为的规范程度可能会影响财政资金的使用效率和经济社会事务管理的科学性和合理性，进而对各类改革政策的执行效果产生影响。而高财政透明度为司法、审计、公众等监督创造了便利条件，能够约束政府财政行为，强化政府行政管理的规范性。因此，可以将财政透明度作为反映政府行为规范程度的指标。就各年城市财政透明度指数的中位数将样本划分为高规范度和低规范度两组，财政透明度数据来源于清华大学课题组编制的《中国市级政府财政透明度研究报告》。检验结果表明，对于高规范度的城市，“撤县设区”改革的影响效应显著为正，“省直管县”改革的影响效应不显著。原因在于，行政权力上收后，高规范度的市级政府受到的约束力更强，财政收支预算的调整和执行更加严格，能够更高效行使权

力，更充分地使用财政资金，更有能力推动节能减排工作。对于低规范度的城市，恰恰相反，“省直管县”改革的影响效应显著为负，而“撤县设区”改革的影响效应不显著。一方面，低规范度的市级政

表6 机制检验结果

被解释变量	TEC	TEC	GTFP	EXP	EXP	GTFP	IND	IND	GTFP
POWC	0.120 8** (0.058 3)	—	—	0.009 3* (0.005 1)	—	—	-0.051 2*** (0.009 9)	—	—
POWS	—	-0.127 9 (0.081 1)	—	—	-0.007 5** (0.003 0)	—	—	0.022 9*** (0.004 5)	—
TEC	—	—	0.003 4*** (0.000 7)	—	—	—	—	—	—
EXP	—	—	—	—	—	0.029 8* (0.015 7)	—	—	—
IND	—	—	—	—	—	—	—	—	-0.020 2* (0.012 2)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R ²	0.776 8	0.903 4	0.449 9	0.476 2	0.437 4	0.449 7	0.577 1	0.577 0	0.450 2

表7 异质性检验结果

被解释变量	GTFP							
	高政府行为规范	低政府行为规范	强市区	强县区	高级别城市	普通城市	财政“省直管县”	经济“省直管县”
POWC	0.028 2*** (0.008 7)	-0.004 6 (0.021 2)	0.035 7*** (0.010 2)	0.009 1 (0.015 8)	0.035 9 (0.034 1)	0.019 8** (0.009 8)	0.018 9*** (0.002 3)	0.018 1*** (0.002 3)
POWS	0.000 2 (0.004 7)	-0.158 4** (0.076 8)	-0.000 3 (0.009 7)	-0.004 1** (0.001 8)	-0.012 4 (0.012 6)	-0.004 5*** (0.001 6)	—	—
POWS1	—	—	—	—	—	—	0.003 8** (0.001 7)	—
POWS2	—	—	—	—	—	—	—	-0.006 3*** (0.002 0)
ECO	0.070 9*** (0.008 1)	0.125 0*** (0.028 9)	0.117 5*** (0.014 0)	0.030 0*** (0.009 8)	0.287 6*** (0.070 8)	0.064 1*** (0.010 9)	0.075 8*** (0.007 9)	0.075 5*** (0.007 9)
GOV	0.001 9 (0.010 8)	0.079 1 (0.062 3)	0.000 8 (0.018 0)	-0.004 3 (0.014 0)	-0.581 3* (0.298 9)	0.001 9 (0.006 4)	-0.019 5*** (0.005 4)	-0.021 5*** (0.005 4)
MAR	-0.041 5 (0.036 2)	-0.137 1 (0.130 5)	-0.042 4 (0.058 8)	-0.089 7** (0.035 2)	-0.226 9 (0.183 8)	-0.053 0** (0.026 9)	-0.013 4 (0.023 9)	-0.020 9 (0.023 8)
OPEN	-0.000 9 (0.045 5)	-0.272 6 (0.175 5)	-0.111 6 (0.082 1)	-0.044 1 (0.055 3)	-0.348 0 (0.377 8)	-0.065 9 (0.040 6)	0.066 3** (0.028 4)	0.076 8* (0.028 3)
R ²	0.353 6	0.650 7	0.539 1	0.459 8	0.455 4	0.342 4	0.427 4	0.426 5

府有较高的概率出现软预算约束和寻租腐败问题，致使权力上收没有发挥对绿色全要素生产率应有的积极作用；另一方面，辖区内的县级政府可能上行下效，行政权力下放后，因缺少必要的监督机制，造成财政资金的浪费，甚至决策失败，导致资源配置扭曲和效率低下。

4.7.2 区分改革形式

各城市下辖县在“省直管县”改革形式上存在差异，其中财政“省直管县”改革代表着财权下放，针对经济实力较弱的县，意图缓解县级财政困难；经济“省直管县”改革代表着事权下放，针对经济实力较强的县，旨在激发县域经济活力，形成一批发展质量高、带动作用强的县。对比系数估计结果可知，财政“省直管县”和经济“省直管县”改革对绿色全要素生产率的影响都是负向且显著，区别在于经济“省直管县”改革的影响强度和显著性都更高。说明相对于财权下放，事权下放更易于恶化城市绿色全要素生产率，县级政府干预市场的空间扩大，自主决策权加强，在政治晋升激励推动下，县级政府重基本建设，轻公共服务的现象愈发突出，对具有正外部性的环境治理关注度不高。市级政府因权限不足，也无法妥善解决跨区域的环境问题，制约了绿色全要素生产率的提高。

4.7.3 区分城市经济特征

第一，行政权力调整涉及各级政府间的博弈，市县级政府的相对经济实力、博弈地位会使行政权力调整的效果产生异质性。就各年市辖区人均GDP占城市比重的中位数将样本分成强市区和强县区两组。对比来看，强市区的城市行政权力上收后，更能够促进绿色全要素生产率提升，强县区的城市行政权力下放后，更容易对绿色全要素生产率提升形成阻力。强市区的城市能更好利用扩权政策统筹规划，全面推进城市绿色集约式发展转型。强县区的县级政府因“省直管县”改革得到更多权力，话语权进一步加重，受到来自市级政府的监督减少，更加热衷于经济建设，此举可能是以牺牲环境和浪费能源为代价的，并不利于整个城市的绿色高质量发展。

第二，研究样本中包括不同行政等级的地级市，各类城市的地方政府发展目标、掌握的行政权力、行为模式可能存在差异。将样本划分为高行政级别的城市和普通城市两类，参照詹新宇等^[12]的研究，将高行政级别城市界定为副省级城市和其他省会城市（自治区首府）。检验结果显示，“撤县设区”和“省直管县”改革对普通城市绿色全要素生产率的影响分别是显著为正和显著为负，但对于高行政级别的城市，两项改革的影响都不显著。可能是因为，高行政级别的城市体量已经很大了，“撤县设区”后，城市管理和

公共服务提供水平跟不上改革的步伐，市级政府对改革县无暇顾及，“摊大饼”式的扩张增加了城市治理难度，空有规模体量，却缺乏发展质量，使绿色全要素生产率并没有得到显著提升。

5 结论与对策建议

作为我国行政管理体制改革的重要探索实践，“撤县设区”和“省直管县”刻画了行政权力变动的不同方向，为识别行政权力调整的影响效应提供了外生性的冲击。

本文基于2007—2020年283个地市级的面板数据，借助“撤县设区”和“省直管县”改革构造广义DID模型，在同一的框架内考察行政权力集中和分散对城市绿色全要素生产率的影响。得到如下结论：一是“撤县设区”改革引起的行政权力集中对城市绿色全要素生产率的提升有积极影响，“省直管县”改革引起的行政权力分散则具有显著的反向阻碍作用。且随时间推移，两项改革的影响力逐渐减弱。二是从影响机制来看，行政权力集中会极大刺激城市技术创新，扩大市级政府环保支出规模，抑制政府引入大量工业企业的内在冲动、降低工业产值占比，进而发挥对城市绿色高质量发展的助推作用。相对应地，行政权力分散无助于城市技术创新，会降低环保支出规模，并放大政府过度追求政治晋升和财政收入增长的动机、提高工业产值占比，进而诱发能源过度消耗和环境质量恶化等问题。三是异质性的检验结果表明，行政权力集中的正效应在政府行为规范度较高、市辖区经济相对较强的城市表现更突出，行政权力分散的负效应在政府行为规范度较低、县区经济相对较强的城市有着充分体现。对于高行政级别的城市而言，行政权力调整的影响并不显著。从改革形式来看，相较于财政“省直管县”的财权下放，经济“省直管县”的事权下放更易于恶化城市绿色全要素生产率。

为此，本文进一步提出对策建议：

第一，持续推进行政管理体制改革，优化政府职能体系。在带有行政权力上收性质的“撤县设区”改革中，科学谋划纵向不同层级政府间的综合性治理体系，做好改革县与市管理权限的交接，及时把改革县融入城市的整体规划中，尤其是其中的节能减排工作，统一标准、统一部署。但需要注意的是，要提升绿色全要素生产率，不应单纯依靠各层级政府内的行政权力调整，关键还在于政府的职能转变。需要根据当地发展阶段，适时将职能重心向环保等公共服务倾斜，不断提高公共服务供给质量。并健全行政权力公

开透明的运行机制，运用大数据、物联网、云计算等技术，畅通公共监督和社情民意反馈渠道，降低公众与政府之间的信息不对称性，严格规范政府行为，强化权力约束，改善行政效率。

第二，多管齐下，多渠道发挥行政权力调整的积极效应，避免和纠正消极效应。首先，适度加强上级政府应承担的职责，将具有区域外部性、受益面广的职能上收。明晰权力边界，减轻各类行政壁垒、行政边界对经济社会活动的限制，增强城市集聚人力资本、先进技术等高端要素的能力，促进各类研发创新活动的展开，为绿色经济高质量发展提供动力。其次，将环保支出置于优先保障位置，提高城市环保支出规模，加快各类环保基础设施建设，加强环境污染的空间协同治理，为厚植绿色发展基础提供财力支持。再次，落实新发展理念，构建“宽领域、多目标、均衡化”的官员政绩考核体系，转变政府的行为偏好，使其更加关注绿色低碳节能领域。在招商引资时，提高企业进入门槛，要有筛选，注重引入项目的质量，不仅仅是追求经济效应，更应关注社会效益。

第三，因地制宜、分类引导，不能“一刀切”，一拥而上的“撤县设区”、上收行政权力并不可取，还需分阶段、分步骤、分类型地渐进式推动。对于市辖区经济相对较强的城市，可以考虑将其列为改革对象，以提高中心城区统筹资源配置能力，充分发挥中心城区的辐射带动作用，与改革县实现经济、市场、制度上的融合，全面提升绿色发展绩效。此外，是否进行与行政权力调整的相关区划改革不应受城市级别的约束，高行政级别的超大特大城市应慎重对待“撤县设区”改革，防止城市无序蔓延，合理降低开发强度和人口密度，走集约和高效的绿色发展模式。

参考文献

- [1] PENG X. Strategic interaction of environmental regulation and green productivity growth in China: green innovation or pollution refuge?[J]. Science of the total environment, 2020, 732: 139200.
- [2] 张影, 郑艳茜, 李玉姣. 财政分权、政府行为与绿色全要素生产率的增长[J]. 财经论丛, 2020 (3): 22-33.
- [3] 康玺, 张学升, 申学锋. 财政分权的绿色发展效应: 作用机制与空间溢出[J]. 财政科学, 2022 (6): 97-107.
- [4] 黄寿峰. 财政分权对中国雾霾影响的研究[J]. 世界经济, 2017, 40 (2): 127-152.
- [5] 张欣怡. 财政分权下地方政府行为与环境污染问题研究——基于我国省级面板数据的分析[J]. 经济问题探索, 2015 (3): 32-41.
- [6] 方杏村, 田淑英, 王晓玲. 财政分权、产业集聚与绿色经济效

- 率——基于 270 个地级及以上城市面板数据的实证分析 [J]. 经济问题探索, 2019 (11): 164-172.
- [7] LIN B Q, ZHOU Y C. Does fiscal decentralization improve energy and environmental performance? New perspective on vertical fiscal imbalance[J]. Applied energy, 2021, 302: 117495.
- [8] SONG M L, DU J T, TAN K H. Impact of fiscal decentralization on green total factor productivity[J]. International journal of production economics, 2018, 205: 359-367.
- [9] 刘舫, 郑洁, 李红勋. 财政分权与环境治理: 新结构经济学视角的理论初探 [J]. 经济问题探索, 2022 (8): 94-105.
- [10] 唐为, 王媛. 行政区划调整与人口城市化: 来自撤县设区的经验证据 [J]. 经济研究, 2015, 50 (9): 72-85.
- [11] 邓慧慧, 潘雪婷. “大国大城”如何带动产业升级——来自撤县设区的经验证据 [J]. 世界经济文汇, 2020 (6): 88-103.
- [12] 詹新宇, 曾傅雯. 行政区划调整提升经济发展质量了吗?——来自“撤县设区”的经验证据 [J]. 财贸研究, 2021, 32 (4): 70-82.
- [13] 邵朝对, 苏丹妮, 包群. 中国式分权下撤县设区的增长绩效评估 [J]. 世界经济, 2018, 41 (10): 101-125.
- [14] 詹新宇, 易泉映雪, 刘皓月. 政府层级改革的经济发展质量效应研究——基于“省直管县”和“强县扩权”的准自然实验 [J]. 财政科学, 2022, 75 (3): 15-33.
- [15] 贺颖, 吕冰洋. 行政性分权与地区市场分割——基于地级市的研究 [J]. 经济学报, 2019, 6 (4): 127-157.
- [16] 吉黎, 邹埴场. 撤县设区后地方财力增强了吗? [J]. 财政研究, 2019 (12): 61-74, 86-86.
- [17] 范子英, 赵仁杰. 财政职权、征税努力与企业税负 [J]. 经济研究, 2020, 55 (4): 101-117.
- [18] 李广众, 贾凡胜. 财政层级改革与税收征管激励重构——以财政“省直管县”改革为自然实验的研究 [J]. 管理世界, 2020, 36 (8): 32-49.
- [19] 陈诗一, 金浩. 外部性、行政区划改革与企业污染排放——基于“撤县设区”政策的实证研究 [C]// 社会主义经济理论研究
- 集萃 (2019): 砥砺奋进的中国经济. 天津: 中国人民大学中国经济改革与发展研究院, 2019: 419-451.
- [20] 蔡嘉瑶, 张建华. 财政分权与环境治理——基于“省直管县”财政改革的准自然实验研究 [J]. 经济动态, 2018 (1): 53-68.
- [21] 余锦亮. 异质性分权的污染效应: 来自市县体制改革改革的证据 [J]. 世界经济, 2022, 45 (5): 185-207.
- [22] 刘尚希. 当前省直管县改革存在的误区 [J]. 中国党政干部论坛, 2014 (7): 12-15.
- [23] 张文赞, 江国传, 武文杰. 撤县设区改革与中国区域空气污染 [J]. 中国经济学, 2022 (2): 128-166, 315-316.
- [24] 江艇. 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应 [J]. 中国工业经济, 2022 (5): 100-120.
- [25] 吴健生, 牛妍, 彭建, 等. 基于 DMSP/OLS 夜间灯光数据的 1995-2009 年中国地级市能源消费动态 [J]. 地理研究, 2014, 33 (4): 625-634.
- [26] 韦施威, 杜金岷, 潘爽. 数字经济如何促进绿色创新——来自中国城市的经验证据 [J]. 财经论丛, 2022 (11): 10-20.
- [27] 贺光烨, 吴晓刚. 市场化、经济发展与中国城市中的性别收入不平等 [J]. 社会学研究, 2015, 30 (1): 140-165, 245-245.
- [28] 匡贞胜. 中国近年来行政区划调整的逻辑何在?——基于 EHA-Logistic 模型的实证分析 [J]. 公共行政评论, 2020, 13 (4): 22-40.
- [29] 梁志艳, 赵勇. 撤县设区是否提高了城市公共服务水平?——基于双重差分倾向得分匹配法的评价 [J]. 城市与环境研究, 2019 (1): 49-59.
- [30] 张莉, 皮嘉勇, 宋光祥. 地方政府竞争与生产性支出偏向——撤县设区的政治经济学分析 [J]. 财贸经济, 2018, 39 (3): 65-78.
- [31] GARDNER J. Two-stage Difference-in-Differences [DB/OL]. (2021-09-10)[2023-07-19]. <https://doi.org/10.48550/arXiv.2109.05913>.
- [32] GOLDSMITH-PINKHAM P, HULL P, KOLESÁR M. Contamination Bias in Linear Regressions [R]. Cambridge: National Bureau of Economic Research, 2022.

The Impact of Administrative Power Adjustment on Urban Green Total Factor Productivity: Evidence from the Reform of "City-County Merger" and "Province-Managing-County"

SONG Meizhe*, QI Jiangyi

(Department of Finance, Hunan University of Finance and Economics, Changsha 410205, China)

Abstract: Using the reform of "city-county merger" and "province-managing-county" to characterize the centralization and decentralization of administrative power to municipal governments, the difference-in-differences (DID) model is constructed to test the impact of administrative power adjustment on urban green total factor productivity (GTFP) based on panel data of prefecture-level cities. The results show that the centralization of administrative power strengthens the ability of municipal governments to coordinate resources, which significantly improves urban GTFP through the channels of improving technological innovation, increasing the scale of environmental protection expenditures and reducing the proportion of industrial output. The opposite effect of decentralized administrative power is negative for cities' green high-quality development. In contrast, the positive effect of centralized administrative power is more outstanding in cities with high governmental behavior and strong municipal economy, while the negative effect of decentralized administrative power is fully reflected in cities with low governmental behavior and relatively strong county economy. For cities with high administrative levels, administrative power adjustment's effect is insignificant. Accordingly, countermeasures are proposed to optimize the system of government functions at all levels and gradually advance the administrative management system's reform by stages and types.

Keywords: administrative power adjustment; city-county merger; province-managing-county; green total factor productivity