

中国县区行政区划调整的政策效应转变： 由“GDP锦标赛”到质量全面提升

刘达禹¹, 李莹莹¹, 李子林², 李 轩³

(1. 吉林大学 数量经济研究中心, 吉林 长春130012; 2. 东北师范大学 数学与统计学院, 吉林 长春
130024; 3. 东北财经大学 公共管理学院, 辽宁 大连116025)

摘要: 实施合理的县区行政区划调整对于加速城乡融合以及全面推动区域经济高质量发展具有重要意义。文章从增长效应与质量效应双重视角出发, 采用双重机器学习模型系统地评估了中国县区行政区划调整的政策效应及其转变过程, 并通过政策组合模拟获取了深化县区行政区划调整质量效应的可行方略。全文结论如下: 第一, 中国的县区行政区划调整具有明显的政策效应转型特征, 2015年前增长效应占主导, 而在2015年后质量效应渐趋显现, 但质量效应会因城市经济发展水平、产业结构、人口规模和行政管理模式的差异而产生分化; 第二, 目前县区行政区划调整正处于政策效应转型阶段, 质量效应尚未全面显现, 主要集中在创新、开放和共享维度; 第三, 城市群政策与城市“高铁开通”相互配合能够有效激活县区行政调整的质量效应, 这是未来优化县区行政区划改革的有益方向。

关键词: 县区行政区划调整; 高质量发展; 政策评估; 双重机器学习

中图分类号: F061.5 **文献标识码:** A **文章编号:** 1009-0150(2025)03-0049-15

一、引言

随着我国经济由高速增长向高质量发展转变, 地方政府的工作重心亦开始由早期的追求“GDP增长”向全面提升经济发展的质量和效益转移。作为地方政府统筹城乡规划建设的重要手段, 县区行政区划调整将如何顺应改革潮流自然成为政府、学界和社会各界关注的焦点话题。市场经济体制改革以来, 地方政府下辖的县区行政区划长期处于动态调整之中。这是因为随着经济体量和经济发展目标的转变, 某些固有的行政区划将不再适用。早期为了提高城镇化水平, 县区行政区划调整便成为城市扩张的核心手段, 这一举措既缓解了中心城区的过度拥挤, 同时又将城市发展模式引入县域地区, 激发了显著的增长效应(Yu等, 2018)。然而, 随着我国经济社会发展目标的转变, 城乡建设的重心开始由追求GDP增长向全面“提质增效”转移(张楠等, 2023), 而这也必然会对县区行政区划改革提出全新要求。

收稿日期: 2025-02-24

基金项目: 教育部人文社会科学规划基金项目“消费结构转型引领共同富裕的机制分析与实现路径研究”(24YJA79029); 中国博士后科学基金特别资助项目“央行沟通语境分析、通胀预期形成机制与中央银行目标优化研究”(2024T170338); 中国博士后科学基金面上项目“央行沟通语义识别、通货膨胀预期引导与央行信誉优化研究”(2024M751074)。

作者简介: 刘达禹 (1988—), 男, 吉林长春人, 吉林大学数量经济研究中心教授(通信作者);

李莹莹 (1999—), 女, 河南新乡人, 吉林大学数量经济研究中心博士研究生;

李子林 (1988—), 男, 吉林长春人, 东北师范大学数学与统计学院教授;

李 轩 (1998—), 女, 北京人, 东北财经大学公共管理学院博士研究生。

早期研究主要聚焦探讨某一特定地域行政区划调整的政策效应。部分研究使用双重差分法(DID)、合成控制法分析县区行政区划调整的政策效果(王贤彬和聂海峰, 2010; 高琳, 2011)。此后, 随着撤县设区政策的重启, 相关研究迅速盛行, 同时也得到了许多不同的结论。李郁和徐现祥(2015)构建了一组DID模型实证研究了县区行政区划调整的政策效应, 发现该政策能够显著拉动经济增长, 但增长效应不具有持续性, 仅能维持5年左右。卢盛峰和陈思霞(2017)根据撤县设区政策构建准自然实验, 同样发现撤县设区的增长效应并不稳定。考虑到不同研究得到的结论大相径庭, 部分学者尝试采用时域分样本估计动态追踪县区行政区划调整的政策效应, 结果发现该政策的生长效应具有明显的减弱趋向(龚斌磊等, 2024)。

尽管现有关于县区行政区划调整的研究已较为深入, 却存在一个共性疏漏, 即仅聚焦该政策的生长效应, 却忽视了政策的外部性。目前, 我国经济已步入高质量发展阶段, 这就赋予了相关研究新的使命: (1)不能只局限于检验政策的生长效应, 而是更应关注改革对高质量发展的影响; (2)积极探索提升县区行政区划调整质量效应的路径。近期部分研究已开始针对县区行政区划调整的质量效应展开探讨。邓慧慧和潘雪婷(2020)利用DID方法检验了撤县设区政策对产业结构升级的影响, 发现撤县设区有利于提升第三产业占比, 能够与新发展理念适配。乔艺波和贺灿飞(2024)进一步细化研究了撤县设区对制造业升级的影响效果, 发现撤县设区可以促进县域制造业产业升级。张荣博和钟昌标(2023)则检验了撤县设区政策对区域绿色发展的作用机制, 研究表明该政策会通过产业集聚提高中心城区的碳排放水平。倪婷婷等(2024)研究了撤县设区对企业创新的影响, 发现撤县设区在短期内抑制了被撤并县(市)企业的创新。然而遗憾的是, 现有研究大多停留在分析撤县设区质量效应的某一方面, 尚未形成全面系统的研究, 而这也自然成为了本文所要重点考察的内容。

研究方法层面, 以往研究大多是采用DID、PSM-DID进行政策效应识别, 但随着城市级统计资料的不断丰富, 采取这些方法进行研究的弊端亦不断显现, 具体包括: (1)无法规避样本自选择偏差; (2)引发多重共线性; (3)造成伪线性估计。为解决上述问题, 本文构建双重机器学习—双重差分模型(DML-DID)来进行政策评估。DML-DID具有以下优势: (1)能够规避样本自选择偏差, 进而确保干净的因果识别; (2)能够解决多备择变量下的控制变量筛选问题, 从而解决“数据维度诅咒”与多重共线性(Bodory等, 2022); (3)能够合理地遴选基准方程形式, 处理非线性数据, 进而有效地避免模型设定偏误。

本文的创新主要有三: (1)构建DML-DID模型进行政策评估, 解决了样本自选择、多控制变量筛选和基准方程形式选择等传统政策评估中的三重难题; (2)充分考虑高质量发展的各个维度, 全面评估了县区行政区划调整的质量效应; (3)详细对比了县区行政区划调整与政策组合调控的差异, 得到了优化县区行政区划调整政策效应的可行方略。

二、研究方法 with 数据说明

(一) 研究方法

现有研究多是使用DID模型进行政策评估。然而, 使用DID模型进行政策评估将面临三方面问题: (1)样本自选择偏差; (2)控制变量间的双重共线性; (3)基准方程形式设定偏误。上述问题会直接导致机制识别和政策评估失效。为解决上述问题, Abadie(2005)提出了一种基于机器学习算法的半参数DID模型:

$$Y_{it} = \theta_0 Policy_{it} + g(X_{it}) + U_{it}, \quad E[U_{it} | Policy_{it}, X_{it}] = 0 \quad (1)$$

其中, Y_{it} 是被解释变量, 包括生长效应指标以及表征质量效应各个维度的指标; $Policy_{it}$ 代表处

置变量, 本文将处置变量设定为表征县区行政区划调整的二值变量, 即发生县区行政区划调整当年及以后取1, 反之取0; θ_0 是处置变量系数, 用以刻画政策效应强度; X_{it} 为控制变量集, 由于机器学习算法无需线性假设, 故后文使用 $g(X_{it})$ 表示解释变量对被解释变量的影响机制; U_{it} 为随机误差项, 其条件均值为0, 估计式(1)有:

$$\hat{\theta}_0 = \frac{\text{cov}(\text{Policy}_{it}, Y_{it} - \hat{g}(X_{it}))}{\text{var}(\text{Policy}_{it})} = \frac{\frac{1}{n} \sum_{i \in I, t \in T} \text{Policy}_{it} (Y_{it} - \hat{g}(X_{it}))}{\frac{1}{n} \sum_{i \in I, t \in T} \text{Policy}_{it}^2} \quad (2)$$

式(2)中 n 代表样本容量, 函数 $g(X_{it})$ 的显性表达和控制变量的遴选借助机器学习算法确定。然而, 该方法仅能保证各控制变量服从条件独立, 无法剔除控制变量对处置变量和被解释变量的联合影响, 即样本自选择偏差。此外, 这一估计也无法满足大样本一致性。具体而言, 式(2)的估计偏差如下:

$$\begin{aligned} \sqrt{n}(\hat{\theta}_0 - \theta_0) = & \underbrace{\left(\frac{1}{n} \sum_{i \in I, t \in T} \text{Policy}_{it}^2 \right)^{-1} \left(\frac{1}{\sqrt{n}} \sum_{i \in I, t \in T} \text{Policy}_{it} U_{it} \right)}_{:=a} \\ & + \underbrace{\left(\frac{1}{n} \sum_{i \in I, t \in T} \text{Policy}_{it}^2 \right)^{-1} \left(\frac{1}{\sqrt{n}} \sum_{i \in I, t \in T} \text{Policy}_{it} [g(X_{it}) - \hat{g}(X_{it})] \right)}_{:=b} \end{aligned} \quad (3)$$

观察式(3)可知, 估计偏误来源于两方面: 一是等式右端的第一项(a), 倘若 Policy_{it} 与 U_{it} 之间不独立, 那么就将引发较大的估计偏误, 但这种偏差可以通过选择合适的工具变量来解决; 二是等式右端的第二项(b), 它是由机器学习算法在大数据计算下带来的, 通常难以规避。具体地, 由于在每一个时点下 Policy_{it} 是一个固定的常量, 因此, 模型收敛速度取决于 $g(X_{it}) - \hat{g}(X_{it})$ 。而当样本量较大时, $g(X_{it})$ 向 $\hat{g}(X_{it})$ 的收敛速度通常较慢(均方根意义上的收敛速度为 $n^{-\varphi_g}$ ($\varphi_g < 1/2$)), 这意味着随着 n 趋于无穷大, b 也将趋于无穷大, $\hat{\theta}_0$ 便难以收敛于其真值 θ_0 。为解决这一问题, 本文基于样本分割思想构建双重机器学习模型对“正则化偏误”进行处理。随后, 结合两阶段工具变量估计构建双重机器学习—双重差分模型(DML-DID), 据此解决经典DID估计中的各种偏误。首先, 构造一个辅助回归方程:

$$\text{Policy}_{it} = m(X_{it}) + V_{it}, \quad E[\text{Policy}_{it} | X_{it}] = 0 \quad (4)$$

式(4)中, $m(X_{it})$ 代表采用控制变量对处置变量进行回归时的函数形式; V_{it} 是随机误差项, 其条件均值为0。利用辅助回归方程进行DML-DID估计的步骤如下:

(1)采用机器学习算法估计式(4)得到 $\hat{m}(X_{it})$, 同时获取残差 $\hat{V}_{it} = \text{Policy}_{it} - \hat{m}(X_{it})$; (2)采用机器学习算法估计式(1)得到 $\hat{g}(X_{it})$; (3)将 $\hat{g}(X_{it})$ 代入式(1), 此时主回归方程变为 $Y_{it} - \hat{g}(X_{it}) = \theta_0 \text{Policy}_{it} + U_{it}$, 剔除控制变量对被解释变量 Y_{it} 的额外影响; (4)将 \hat{V}_{it} 作为 Policy_{it} 的工具变量, 对新的主回归方程进行估计, 进而剔除控制变量对处置变量 Policy_{it} 的影响, 此时 θ_0 的估计量为:

$$\hat{\theta}'_0 = \frac{1}{n} \sum_{i \in I, t \in T} \hat{V}_{it} (Y_{it} - \hat{g}(X_{it})) / \frac{1}{n} \sum_{i \in I, t \in T} \hat{V}_{it} \text{Policy}_{it}^2 \quad (5)$$

DML-DID在半参数DID的基础上进一步解决了两个问题: 一是剔除了控制变量对处置变量系数的影响, 能够实现干净的因果识别; 二是化解了“正则化偏误”, 确保了一致性。

(二) 变量构建与数据说明

本文选取2007—2022年全国30个省、自治区和直辖市下辖的城市(不包括港澳台地区以及数据资料严重缺失的西藏自治区)作为研究样本。下面对数据的选取和样本的预处理过程进行

说明。样本选取方面,之所以将样本期设定在2007—2022年,主要是因为中国的县行政区划调整在时间维度上具有明显的集聚特征,第一个频发阶段是2000—2004年,第二个密集阶段是2012—2016年。考虑到该项改革的政策效应一般仅能持续3年左右,因此,将样本起始点确定在2007年能够有效剔除早期改革和部分县市多次调整的政策交叠效应。样本处理包含三步:(1)剔除数据大量缺失的样本;(2)剔除2007—2022年间发生两次撤并的赣州市;(3)利用平均插值法、趋势插值法修正部分指标的空缺值,最终得到276个地级市共4416条平衡面板数据。其中,县行政区划调整数据取自民政部官网(<http://xzqh.mca.gov.cn>)关于“全国县级以上行政区划变更情况”的公开资料,余下变量的原始数据均来源于WIND数据库、中经网统计数据库、《中国城市统计年鉴》《中国区域经济统计年鉴》以及各地级市统计年鉴。

1. 被解释变量:增长效应与质量效应。被解释变量分成两组:第一组是增长效应,采用城市GDP的自然对数衡量;第二组是质量效应,参照新发展理念的五大维度“创新、协调、绿色、开放、共享”分别刻画。具体如下:“创新维度”采用全要素生产率刻画(赵涛等,2020),以各城市的劳动力、资本存量、能源消耗量以及辖区面积作为投入指标,以GDP作为产出指标,构建SBM-GML模型测算全要素生产率;“协调维度”采用产业结构刻画(赵涛等,2020),即第三产业增加值与第二产业增加值之比;“绿色维度”采用单位经济产出所排放的污染物总量刻画,即污染物排放总量与GDP之比,这里的污染物包括CO₂、SO₂以及粉尘颗粒;“开放维度”采用外商直接投资依存度刻画,即地级市FDI与GDP的比值;“共享维度”通过构建城乡Theil指数^①来刻画(魏敏和李书昊,2018)。

2. 处置变量:县行政区划调整政策虚拟变量。利用各城市是否发生县行政区划调整构建处理组和对照组。对于在样本期间内发生过改革的城市,将改革后所有时点下的处置变量设为“1”,将改革前各时点下的处置变量设为“0”;对于未发生过县行政区划调整的城市,将其所有时点下的处置变量值均设为“0”。

3. 控制变量。参照赵涛等(2020)、陈诗一和陈登科(2018),控制一系列可能对城市经济增长和高质量发展产生影响的因素。具体包括:(1)固定资产投资规模:采用固定资产投资总额与城市GDP的比值度量;(2)居民消费水平:采用社会消费品零售总额与城市GDP的比值度量;(3)政府财政干预程度:采用地方财政一般预算内支出与城市GDP的比值度量;(4)金融规模:采用年末金融机构存贷款余额与城市GDP的比值度量;(5)数字经济普及度:采用电信业务总量与城市GDP的比值度量;(6)互联网普及度:采用互联网使用人数的自然对数度量;(7)教育投入:采用教育支出与城市GDP的比值度量;(8)交通运输水平:采用公路运输量的自然对数度量;(9)医疗水平:采用医院、卫生院床位总数的自然对数度量。此外,考虑到城市间的固有差异和时间趋势的影响,模型中还引入了城市固定效应和时间固定效应。

4. 变量描述性统计。各变量的描述性统计见表1。第一,处置组样本占比约为20%,处于适宜范围,表明变量构建有效。第二,尽管部分地区的经济增长与高质量发展水平已较为可观,但整体上不平衡和不充分的发展依旧显著。区域经济增长方面,不同地区间经济增长水平的极差较大,经对数还原后已超过万亿。一方面,这说明地区间的发展差异较大,另一方面,这也表明在建模时应充分考虑个体效应和时间效应。高质量发展层面,多数城市在创新、协调、绿色维

^①城乡Theil指数借助公式 $Theil_{it} = \frac{Y_{Cit}}{Y_{Tt}} \ln \left(\frac{Y_{Cit}}{Y_{Tt}} \cdot \frac{L_{Cit}}{L_{Tt}} \right) + \frac{Y_{Rit}}{Y_{Tt}} \ln \left(\frac{Y_{Rit}}{Y_{Tt}} \cdot \frac{L_{Rit}}{L_{Tt}} \right)$ 计算,其中, Y_{Cit} 、 Y_{Rit} 、 Y_{Tt} 、 L_{Cit} 、 L_{Rit} 、 L_{Tt} 分别表示城市*i*在*t*时期下的城镇居民总收入、乡村居民总收入、城镇与乡村居民收入之和、城镇总人口、乡村总人口、城镇与乡村总人口之和。

度上的治理已初现成效。全要素生产率均值大于1, 表明多数城市的资源使用效率超过了基准水平; 产业高级化指数均值大于1, 表明第三产业已成为多数城市的核心经济支柱; 单位经济产出的污染物排放均值小于0.007吨/万元, 表明我国各级城市的平均治污能力已得到了长足提高。然而, 在开放和共享维度上, 各城市之间的差距依旧显著, 虽然城乡Theil指数的均值仅为0.0848, 但最高的地区高达0.8326, 表明不平衡和不充分的发展仍十分突出; FDI依存度的均值仅为1%, 同样有待提高。最后, 一个好的现象是: 我国数字业态发展迅速, 一方面, 样本期内数字经济普及度均值已达2%, 经乘积还原后已超过28亿元, 表明数字规模效应已渐趋显现; 另一方面, 互联网使用人数逐年增加, 2022年全国互联网使用人数已超3亿人, 表明我国居民的数字应用能力得到了系统性提升, 成为高质量发展的重要推力。

表 1 描述性统计

变量类型	变量名称	平均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量: 增长效应	经济增长	16.4641	0.9949	13.6508	19.9170
	创新维度	1.0092	0.0589	0.5047	1.9979
	协调维度	1.0089	0.5753	0.0943	5.6503
被解释变量: 质量效应	绿色维度	0.0067	0.0138	<0.0001	0.4315
	开放维度	0.0178	0.0184	0.0001	0.1979
	共享维度	0.0848	0.0482	-0.3573	0.8326
处置变量	县区行政区划调整	0.1798	0.3841	0.0000	1.0000
	固定资产投资规模	0.8092	0.3787	0.0040	2.2236
	居民消费水平	0.3691	0.1038	0.1283	0.6730
	政府财政干预程度	0.1879	0.0932	0.0672	0.6133
	金融规模	2.3950	1.1463	0.8901	6.8443
控制变量	数字经济普及度	0.0211	0.0156	0.0029	0.1015
	互联网普及度	13.2276	1.1007	10.5281	15.7191
	教育投入	0.0328	0.0161	0.0118	0.1110
	交通运输水平	8.1559	1.1642	4.7622	11.2022
	医疗水平	9.5769	0.7210	7.6714	11.5410

三、县区行政区划调整的政策效应检验

(一) 基准回归

表2给出了基准回归结果, 从中可以得出两点结论: 一是县区行政区划调整能够显著拉动地区经济增长; 二是县区行政区划调整的质量效应呈明显分化特征。具体地, 县区行政区划调整能够有效促进创新、开放和共享, 但对协调和绿色发展的影响不显著。这主要是因为市级行政主管部门主要是通过两种方式进行城市改造: 一是产业转移; 二是城市复制。产业布局重塑能够发挥规模经济效应, 进而提高全要素生产率; 而城市复制则能通过吸引外商直接投资来提高地区开放度。此外, 由于无论是产业转移还是城市复制都会在短期内雇用大量劳动力, 这会为中低收入群体创收, 进而提高地区共享水平(Theil指数是反向指标, 取值越小代表共享程度越高)。然而, 无论是产业转移还是城市复制, 均是落脚于第二产业, 通常不利于产业高级化; 而加强基础设施建设势必会污染环境, 进而不利于城市绿色发展。

表 2 县行政区划调整的政策效应检验

变量名	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	增长效应	质量效应				
	经济增长	创新维度	协调维度	绿色维度	开放维度	共享维度
县行政区划调整的政策效应系数	0.0751*** (0.0152)	0.0024*** (0.0007)	-0.0104 (0.0159)	-0.0001 (0.0001)	0.0022*** (0.0007)	-0.0844*** (0.0270)
常数项	-0.0004 (0.0030)	0.0003** (0.0001)	0.0088*** (0.0033)	0.0002 (0.0002)	0.0003* (0.0001)	-0.0015 (0.0053)
控制变量一次项	控制	控制	控制	控制	控制	控制
控制变量高次项	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	4416	4416	4416	4416	4416	4416

注：括号内为聚类标准误；***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著性水平（下同）。

(二) 稳健性检验

为确保研究结论可信，本文将进行一系列稳健性检验，具体包括：(1)内生性检验；(2)机器学习算法检验；(3)替换被解释变量检验；(4)替换样本检验。

1. 内生性检验

本文使用两种方式解决可能存在的内生性问题：(1)基于政策“反事实”检验排除其他政策对基准政策的干扰；(2)基于IV-DML-DID排除由双向因果关系引发的内生性问题。

(1)政策“反事实”检验。考虑到与县行政区划调整同时实施的其他经济政策可能会干扰政策效应识别，本文借鉴吕越等(2019)构造“伪政策变量”进行“反事实”检验。步骤如下：1)随机生成“伪处置变量”，分别构造“伪处置组”和“伪对照组”进行模型估计，得到一组新的回归系数，记为“反事实”模拟系数；2)重复步骤(1)500次，绘制500组“反事实”模拟系数的核密度图，倘若系数均值接近于0，同时显著异于真实的政策效应系数，则表明基准估计有效；反之，则表明基准估计无效。图1绘制了不同被解释变量下的核密度图，其中，实线刻画了“反事实”模拟系数的经验分布，虚线代表基准模型估计出的政策效应系数。不难发现每组模拟结果均显示伪处置变量系数均值显著异于其真值，表明基准估计结果有效。

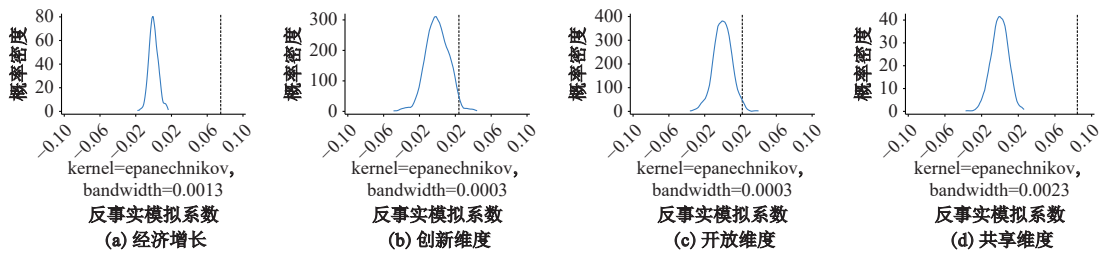


图 1 政策“反事实”模拟检验结果

(2)双向因果检验。本文参照Chang(2020)的做法，将DML-DID拓展为IV-DML-DID模型以解决潜在的内生性问题：

$$Y_{it} = \varphi_0 Policy_{it} + g'(X_{it}) + U'_{it} \tag{6}$$

$$Instrument_{it} = m'(X_{it}) + V'_{it} \tag{7}$$

式(6)与式(7)共同构成了一个局部线性工具变量模型。式(7)中 $Instrument_{it}$ 是工具变量，选取各城市的地形起伏度与时间趋势项的乘积作为其代理变量。原因在于：一方面，在地势起

伏度较大的地区修建铁路、公路等基础设施的难度较大,这意味着该地区与外部地区进行交流的难度较大,因此,更需要行政区划调整;另一方面,地势起伏度与各因变量的关联较弱,能够满足外生性与排他性约束。表3列示了IV-DML-DID的估计结果,不难发现所有方程中处置变量的系数方向与显著性均与基准模型一致,表明基准模型估计具有稳健性。

表 3 IV-DML-DID估计结果

变量名	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	增长效应	质量效应				
	经济增长	创新维度	协调维度	绿色维度	开放维度	共享维度
县区行政区划调整的政策效应系数	0.0656*** (0.0214)	0.0099* (0.0054)	0.0317 (0.0322)	-0.0089 (0.0074)	0.0034** (0.0014)	-0.2290*** (0.0752)
常数项	-0.0003 (0.0022)	-0.0003 (0.0009)	0.0109*** (0.0033)	0.0003 (0.0002)	0.0005** (0.0002)	0.0033 (0.0055)
控制变量一次项	控制	控制	控制	控制	控制	控制
控制变量高次项	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制

2. 机器学习算法检验

DML-DID模型默认的机器学习算法是随机森林法,为确保稳健性,本文还使用LASSO回归算法与神经网络算法重新进行了模型与控制变量遴选。算法重置后的估计结果见表4和表5。更换机器学习算法后,模型估计结果与基准结果高度相近,处置变量系数的方向、显著性均未发生变化,表明机器学习算法的选择不会对实证结果产生影响。

表 4 基于LASSO回归算法的稳健性检验

变量名	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	增长效应	质量效应				
	经济增长	创新维度	协调维度	绿色维度	开放维度	共享维度
县区行政区划调整的政策效应系数	0.0726*** (0.0109)	0.0036** (0.0014)	0.0420 (0.0474)	-0.0001 (0.0003)	0.0014* (0.0008)	-0.0207*** (0.0023)
常数项	>-0.0001 (0.0039)	>-0.0001 (0.0008)	-0.0001 (0.0061)	>-0.0001 (0.0002)	>-0.0001 (0.0002)	<0.0001 (0.0078)
控制变量一次项	控制	控制	控制	控制	控制	控制
控制变量高次项	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	4416	4416	4416	4416	4416	4416

3. 替换被解释变量检验

考虑到质量效应中的各个维度可能存在代理指标使用不当的问题,故本文替换了5个质量维度的代理变量重新进行估计。借鉴范子英和赵仁杰(2020)等研究,将创新维度的代理变量替换为采用SBM-DDF模型测算的全要素生产率,将协调维度的代理变量替换为“第三产业占GDP的比重”,将绿色维度的代理变量替换为“污水处理厂集中处理率”,将开放维度的代理变量替换为“地区内注册的外商投资企业数的自然对数”,将共享维度的代理变量替换为“城乡收入差距的变异系数(标准差/均值)”,估计结果如表6所示。在替换各个维度的代理指标后,稳健性检验的估计结果仍与基准估计一致,表明基准估计结果具有稳健性。

表 5 基于神经网络算法的稳健性检验

变量名	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	增长效应	质量效应				
	经济增长	创新维度	协调维度	绿色维度	开放维度	共享维度
县区行政区划调整的政策效应系数	0.0461 ^{***} (0.0151)	0.0082 [*] (0.0044)	0.0285 (0.0183)	-0.0042 (0.0026)	0.0037 [*] (0.0021)	-0.0133 ^{***} (0.0024)
常数项	0.0339 ^{***} (0.0046)	0.0144 ^{***} (0.0016)	0.0314 ^{***} (0.0062)	0.0090 ^{***} (0.0008)	0.0019 ^{**} (0.0008)	-0.0288 ^{***} (0.0084)
控制变量一次项	控制	控制	控制	控制	控制	控制
控制变量高次项	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	4416	4416	4416	4416	4416	4416

表 6 替换被解释变量检验

变量名	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	创新维度	协调维度	绿色维度	开放维度	共享维度
县区行政区划调整的政策效应系数	0.0088 ^{***} (0.0028)	-0.0066 (0.0249)	-0.0077 (0.0047)	0.0346 ^{***} (0.0039)	-0.0369 ^{***} (0.0113)
常数项	-0.0056 (0.0045)	-0.0326 (0.0667)	0.0034 ^{**} (0.0016)	-0.0114 (0.0101)	0.0004 (0.0004)
控制变量一次项	控制	控制	控制	控制	控制
控制变量高次项	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	4416	4416	4416	4416	4416

4. 替换样本检验

考虑到直辖市的经济规模和行政管理方式与一般的市级行政单元间存在显著差异,将其混入样本可能会引发估计偏误。故在此删除了与四大直辖市相关的64个样本,随后重新进行模型估计,结果如表7所示。不难看出,实施样本替换处理后,得到的估计结果仍与基准模型一致,这再次表明基准估计结果具有稳健性。

表 7 剔除直辖市检验

变量名	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	增长效应	质量效应				
	经济增长	创新维度	协调维度	绿色维度	开放维度	共享维度
县区行政区划调整的政策效应系数	0.0659 ^{***} (0.0116)	0.0052 [*] (0.0028)	0.0145 (0.0176)	-0.0005 (0.0006)	0.0015 [*] (0.0008)	-0.0310 ^{***} (0.0102)
常数项	0.0009 (0.0030)	-0.0007 (0.0009)	-0.0028 (0.0044)	-0.0004 (0.0002)	-0.0005 ^{**} (0.0002)	-0.0018 (0.0058)
控制变量一次项	控制	控制	控制	控制	控制	控制
控制变量高次项	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	4352	4352	4352	4352	4352	4352

(三) DML-DID方法与经典DID方法的比较

为进一步展现DML-DID方法的优势,本文设置了敏感度检验,旨在评价不同估计方法的稳定性。本检验分3步:(1)以增长效应方程为基准方程依次随机不重复抽取5个、10个、15个控制变量,使用DID、PSM-DID以及DML-DID方法进行政策效应估计,记录政策效应系数的 t 值;(2)重复上述步骤100次,得到300组 t 值;(3)分组绘制 t 统计量分布直方图,随后根据政策效应系数显著性的稳定程度判断三类方法对控制变量的敏感度。

图2绘制了敏感度检验结果。当控制变量个数为5时,三种方法下的 t 统计量分布均近似呈正态分布,且政策效应系数高度显著;当控制变量个数增加至10个以上后,DID与PSM-DID方法下的 t 统计量分布将发生变异,政策效应系数不显著的情况大幅增加,而DML-DID法下的 t 统计量分布依旧稳定,表明DML-DID方法是更稳健的政策评估手段。

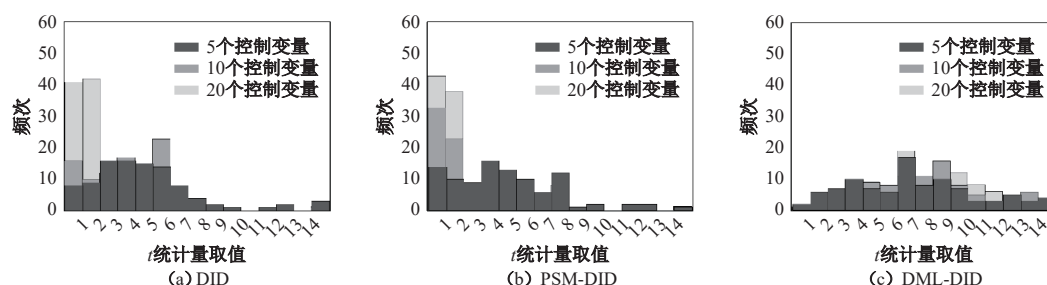


图2 敏感度检验

四、县区行政区划调整的政策效应转变特征与异质性探讨

在明确了县区行政区划调整的基本政策效应后,一个问题接踵而至,即随着时间的推移,县区行政区划调整的政策效应是否也在发生转变。理论上讲,县区行政区划调整是地方政府实现其长期发展目标的重要行政手段,而地方政府的长期发展目标通常应与中央政府的长期发展目标相适配。考虑到当下中国经济已由高速发展转向高质量发展,这很可能表明县区行政调整的政策效应也会随之改变。此外,中国各城市在经济发展水平、产业结构、人口规模和行政管理模式等方面存在较大差异,这些差异可能对政策效应产生影响(卢盛峰等, 2017)。为此,下文将探究县区行政区划调整的政策效应是否发生了转变,同时检验城市差异是否会影响政策效果。

(一) 县区行政区划调整政策效应转变识别

为了清晰刻画县区行政区划调整的政策效应转变过程,本文采用滚动面板回归(为保证样本长度,滚动时窗设定为4年)识别其政策效应的渐变特征。图3刻画了增长和质量效应各维度下的政策效应系数变化趋势。图3显示:(1)当被解释变量为经济增长时,政策效应系数逐年下降,表明县区行政区划调整的增长效应呈弱化趋势;(2)样本后半,创新、协调和开放维度下的政策效应系数明显上升,共享维度的政策效应系数显著下降,这充分体现了县区行政区划调整政策效应的转变规律,即由“增长效应”转向“质量效应”;(3)绿色维度的政策效应系数接近于0,表明该维度下的政策效应微弱,这主要是因为该项改革依旧是通过基础设施建设来实现的,会引致较高污染,这从根本上决定了它较难起到改善城市环境的作用。这一不利因素也是近年来县区行政区划调整渐趋冷却的重要原因。

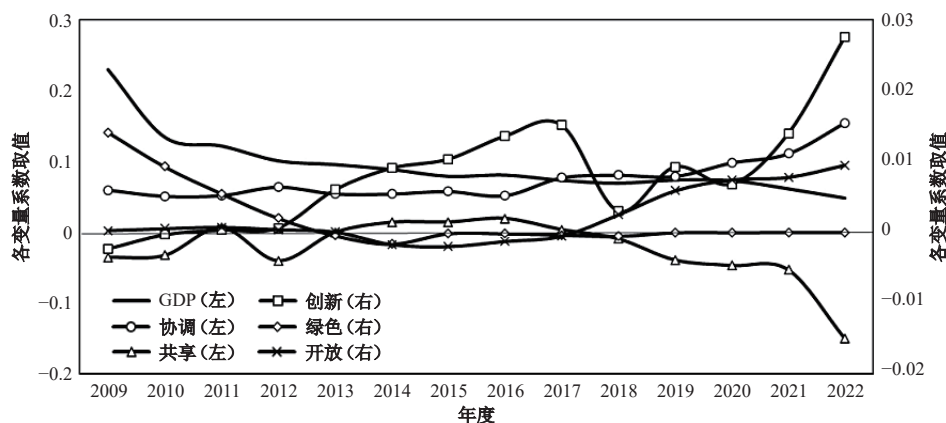


图3 基于滚动面板回归的各政策效应系数变化趋势

（二）异质性分析

考虑到中国各城市在经济发展水平、产业结构、人口规模和行政管理模式等方面存在较大差异, 本文将进行一系列异质性分析。

1. 经济发展水平异质性

依据样本期内各城市GDP的均值, 采用四分位法将样本划分至四个组内, 并据此判断经济发展差异是否会引发政策效应分化, 结果如图4所示。根据图4不难发现: (1) 增长效应层面, 县行政区划调整的增长效应始终显著为正, 表明城市经济发展水平差异不会引发增长效应分异, 这充分地肯定了改革的增长促进作用。

(2) 质量效应层面, 城市经济发展水平的影响较为复杂, 可归为三类: 一是不存在异质性影响, 体现在共享维度; 二是主政策效应由经济发展

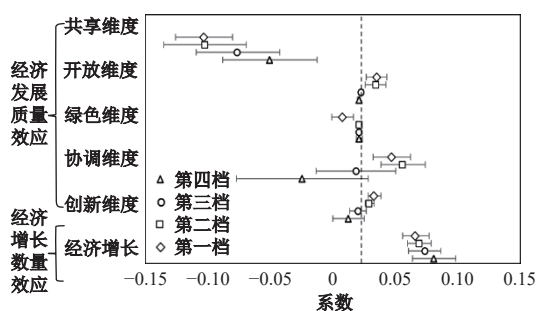


图4 城市经济规模异质性分组估计

水平较高的城市驱动, 包括创新和开放维度, 二者的基准政策效应与经济发展水平处于第一、二档的城市一致, 但对于三、四档城市, 改革并未激活创新和开放效应, 这说明若想激发县行政区划调整的创新和开放功能, 改革更应该向发达城市倾斜; 三是主政策效应由后发城市驱动, 包括绿色和协调维度, 二者在基准回归中并不显著, 这主要是因为在经济欠发达的城市, 改革并未激发政策效应。由此可见, 若想发挥县行政区划调整的绿色和协调职能, 就应该更加关注在经济发展较为落后的城市明确整改导向, 这是因为在此类地区地方政府可能会更多地考虑GDP绩效, 从而忽略了绿色和协调发展。

2. 产业结构异质性

按产业结构差异将所有城市样本划分为两组——初级与高级, 划分准线是产业结构均值的中位数。观察图5可以发现: (1) 产业结构高级组的增长效应较弱, 而初级组的增长效应较强, 这与事实相符。(2) 产业结构差异会在创新、协调、绿色和开放四个维度引发政策效应异质性, 而不会在共享维度引发政策效应分化。具体地, 只有在产业结构高级组中, 县行政区划调整才能激活创新和开放效应, 进而驱动总体政策效应; 对于协调和绿色维度, 尽管政策效应在高级组依然显著, 但总体上并不显著, 表明若想在这两个维度上发挥改革的政策效应, 则应

专注于初级组城市的整改工作。

3. 人口规模异质性

人口规模方面,将城市等分为大规模、中等规模和小规模三类进行异质性分析,结果见图6。从中不难发现:(1)城市人口规模越大增长效应越强,这符合一般逻辑,体现了劳动力要素对经济增长的贡献。(2)政策效应异质性主要体现在两个维度。一是绿色维度,尽管总体政策效应不显著,但是小规模组中存在绿色效应,这意味着若想降低改革对环境的污染,那么未来更应该考虑在人口规模较小的城市施政;二是创新维度,大规模组更容易产生创新效应,并激活整体创新效应,表明在人口规模较大的地区实施改革有利于本地创新,激发创新的外部性。

4. 行政管理模式异质性

行政管理模式主要采用行政管理强度刻画,代理变量的构建方法是:计算城市“公共管理、社会保障和社会组织”行业从业人数占总从业人数的比例,随后以该指标的中位数进行组别划分,高于这一水平的归入高强度行政管理组,反之,则归入低强度行政管理组(王小鲁等,2019),估计结果见图7。从中不难发现:(1)增长效应不受地区行政管理模式强弱的影响。(2)质量维度层面,高强度行政管理组能够进一步激活协调、绿色效应,这得益于该类城市在政策执行上的高效性,进而为县区行政区划调整的落实提供了制度保障。

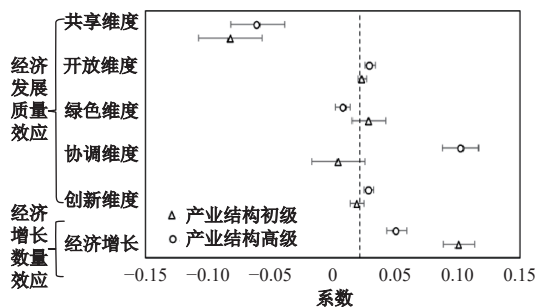


图5 产业结构异质性分组估计

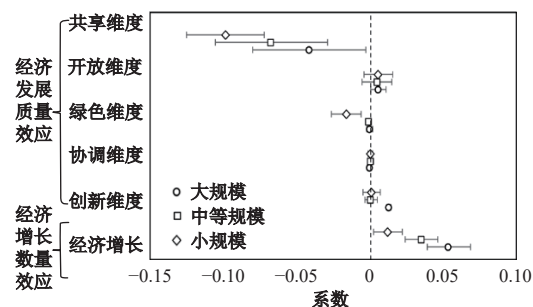


图6 人口规模异质性分组估计

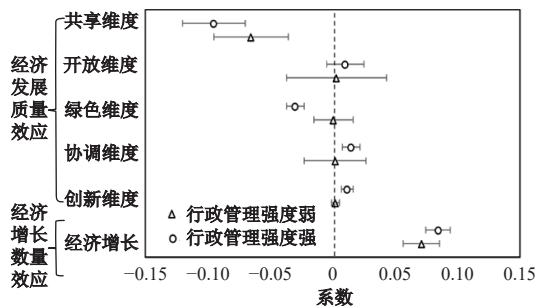


图7 行政管理模式异质性分组估计

五、进一步分析: 政策合力视角下的县区行政区划调整改革方略探讨

(一) 城市群政策与县区行政区划调整政策的组合效应检验

进入高质量发展阶段以来,我国陆续出台了多项政策,旨在全面推动城市群建设。城市群建设能够通过功能疏解与重组来解决由人口、产业过度集中而引发的各种问题。由于城市群优化了城市与城市之间的功能分工与产业布局,提高了公共设施的利用率和污染处理效率,这从根本上决定着相较于普通城市,城市群内部的城市产业特色将更加鲜明。而对此类城市实施县区行政区划调整更易于实现功能区的合理划分,从而优化绿色维度下的质量效应。

表8给出了城市群政策与县区行政区划调整政策的组合效应,这里采用县区行政区划调整政策与城市群政策^①的交乘项替换原有的处置变量。观察表8不难发现:第一,在城市群政策加持下,县区行政区划调整的增长效应明显提升,这是由于城市群政策提高了城市发展上限,其

①某城市纳入城市群规划后的时期记作1,否则为0;未纳入城市群规划的城市直接记作0。城市群按照国家发展和改革委员会的规划界定,分别为:京津冀城市群、长三角城市群、珠三角城市群、成渝城市群、长江中游城市群以及粤港澳大湾区城市群。

高效合理的城市分工为改革提供了新的增长点,优化了城市增长空间;第二,在城市群内的城市进行县区行政区划调整能进一步激活绿色维度下的质量效应,这同样符合理论预期,因为污染的集中处理和规制有利于提高环境质量(郭庆宾和骆康, 2020);第三,需要注意的是,城市群政策与县区行政区划调整相结合并不能优化城市产业结构,这是因为当城市属性固化后,产业结构也会随之固化,特别是对于那些承载着工业职能的城市,其产业结构也必将陷入锁定状态。若是以优化产业结构为目标,相应的政策组合还有待调整。

表 8 城市群政策与县区行政区划调整政策的组合效应检验

变量名	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	增长效应	质量效应				
	经济增长	创新维度	协调维度	绿色维度	开放维度	共享维度
县区行政区划调整×城市群	0.1247*** (0.0195)	0.0092* (0.0055)	-0.0165 (0.0262)	-0.0016^ (0.0009)	0.0066*** (0.0014)	-0.0588** (0.0258)
常数项	-0.0002 (0.0032)	-0.0006 (0.0010)	-0.0048 (0.0047)	-0.0003 (0.0002)	-0.0005 (0.0002)	-0.0018 (0.0060)
控制变量一次项	控制	控制	控制	控制	控制	控制
控制变量高次项	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	4416	4416	4416	4416	4416	4416

(二)城市“高铁开通”与县区行政区划调整政策的组合效应检验

“高铁开通”提高了城市与县区之间的连通性,降低了生产要素流动的成本,能够在极大程度上促进区域协调发展和技术创新(卞元超等, 2019)。搭配城市“高铁开通”,县区行政区划调整便能为原县域地区引入新兴产业及配套发展资源,这有利于提振区域经济增长活力,促进区域技术创新、经济开放和协调发展(游士兵和郑良辰, 2018)。近年来,我国已有部分地区进行了该项政策组合初探,例如河南省周口市淮阳区在撤县设区的同时正式开通了短途城际高铁,这在极大程度上提高了淮阳区与市内其他城区的联系,塑造了“五城联创”发展优势。

表9给出了城市“高铁开通”与县区行政区划调整政策的组合效应检验结果,此处采用县区行政区划调整与城市“高铁开通”^①的交乘项作为处置变量。政策合力下,协调维度被激活,表明随着交通基础设施升级,地区间人员和要素的流动性明显增强,进而促进了区域协调发展。然而,这种政策组合同样未能充分激活质量效应,在绿色维度的表现仍显不足。从中不难得到两点启示:第一,未来的县区行政区划调整要高度重视政策合力作用,搭配不同的城市发展政策能够发挥出“1+1>2”的效果。第二,要注重施政方略与施政目标的匹配。例如,倘若以提高环境质量为目标,那么采取“城市群+县区行政区划调整”的政策组合是有益的尝试;若是以提高区域经济发展协调度为目标,那么采取“城市高铁开通+县区行政区划调整”的方式不失为权宜选择。总之,随着经济高质量发展不断深化,中国的县区行政区划调整改革也必将进入崭新阶段,从“GDP锦标赛”转向全面推动经济质量提升不仅是阶段性的现实需要,亦是时代发展赋予这项行政改革的全新使命。

①城市“高铁开通”状况虚拟变量的具体度量方式是:某城市开通高铁后的时期记作1,否则为0;未开通高铁的城市直接记作0。数据资料根据《全国铁路旅客列车时刻表》及各地方统计年鉴整理。

表 9 高铁开通与县区行政区划调整政策的组合效应检验

变量名	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	增长效应	质量效应				
	经济增长	创新维度	协调维度	绿色维度	开放维度	共享维度
县区行政区划调整×“高铁开通”	0.0594*** (0.0120)	0.0025** (0.0012)	0.0194*** (0.0068)	0.0005 (0.0006)	0.0074*** (0.0008)	-0.0430* (0.0249)
常数项	-0.0015 (0.0031)	-0.0003 (0.0006)	-0.0014 (0.0045)	-0.0003 (0.0002)	-0.0004** (0.0002)	-0.0012 (0.0058)
控制变量一次项	控制	控制	控制	控制	控制	控制
控制变量高次项	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	4416	4416	4416	4416	4416	4416

六、结论与政策建议

本文首先借助DML-DID方法实证检验了县区行政区划调整的政策效应,其次从动态的角度捕捉了政策效应的转变过程,最后从政策组合的角度出发,探究了提升经济发展质量的可行性路径。全文结论如下:第一,中国的县区行政区划调整兼具增长效应与质量效应,但质量效应尚不全面,仅体现在创新、开放和共享维度。第二,县区行政区划调整的政策效应正处于由增长效应向质量效应转变的过渡期,质量效应在2015年后逐渐显现。第三,县区行政区划调整的经济增长效应具有普适性,但质量效应会因城市经济发展水平、产业结构、人口规模和行政管理模式的差异而产生分化。第四,城市群政策、城市“高铁开通”与县区行政区划调整能够形成良好的政策合力,“城市群+县区行政区划调整”能够明显地促进城市绿色发展;而“城市高铁开通+县区行政区划调整”则有利于优化地区产业结构。

根据研究结论,提出如下政策建议:第一,建立规范化的县区行政区划调整政策审批制度,有序启动县区行政区划调整政策。在政策实施前,要充分评估县区行政区划调整的必要性与其可行性,包括施政对象的适宜性、施政方式的合理性,避免单纯为提高GDP而实施改革的短视行为。第二,结合当地实际发展需要,因地制宜地确定施政导向。由于县区行政区划调整是地方政府行为,因此在施政时必须结合当地实际,例如对单中心结构省份,施政重点可以偏向城市复制和打造多中心增长极,从而缓解中心城市的过度拥挤压力;对于地理位置较为偏僻或是交通不便的地区,施政重点应落脚于完善区域内交通基础设施建设,促进区域互联互通;而对于一些具有特定职能和特定产业结构的城市,改革重点则应向完善产业布局倾斜。第三,注重县区行政区划调整政策与其他城市发展政策的配合使用。在新发展阶段,中国的城市群、都市圈建设方兴未艾,一系列重大城市发展战略正在深刻影响着国家的产业布局、人口布局,促进经济向更加包容、均衡和协调的方向发展。县区行政区划调整作为县区行政体制改革的核心手段,亦必须融入城市化发展战略当中,从而发挥更加积极的作用。目前,碍于改革的质量效应尚不全面,中国的县区行政区划调整正处于冷静期,在此期间应充分总结以往改革的成功经验和不足之处,从而确保未来新一轮改革能够做到有目的地规划、有选择性地施政和有规律性地反馈,最终实现县区行政区划调整政策效应的平稳过渡,全面助力经济高质量发展。

主要参考文献:

- [1] 卞元超, 吴利华, 白俊红. 高铁开通是否促进了区域创新?[J]. 金融研究, 2019, (6).
- [2] 陈诗一, 陈登科. 雾霾污染、政府治理与经济高质量发展[J]. 经济研究, 2018, (2).
- [3] 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).
- [4] 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, (4).
- [5] 高琳. 大都市辖区合并的经济增长绩效——基于上海市黄浦区与南市区的合并案例研究[J]. 经济管理, 2011, (5).
- [6] 龚斌磊, 张启正, 袁菱苒, 等. 撤县设市、产业基础与县域农业发展[J]. 管理世界, 2024, (7).
- [7] 郭庆宾, 骆康. 中国城市群资源集聚能力的协调发展及其驱动机制——以长江中游城市群为例[J]. 中国软科学, 2020, (5).
- [8] 李郇, 徐现祥. 中国撤县(市)设区对城市经济增长的影响分析[J]. 地理学报, 2015, (8).
- [9] 卢盛峰, 陈思霞. 政府偏袒缓解了企业融资约束吗?——来自中国的准自然实验[J]. 管理世界, 2017, (5).
- [10] 卢盛峰, 陈思霞, 张东杰. 政府推动型城市化促进了县域经济发展吗[J]. 统计研究, 2017, (5).
- [11] 吕越, 陆毅, 吴嵩博, 等. “一带一路”倡议的对外投资促进效应——基于2005—2016年中国企业绿地投资的双重差分检验[J]. 经济研究, 2019, (9).
- [12] 倪婷婷, 王跃堂, 朱敏洁. 撤县设区如何影响县域经济转型——基于企业创新绩效的视角[J]. 上海财经大学学报, 2024, (4).
- [13] 乔艺波, 贺灿飞. 撤县设区对县域制造业产业升级的影响——基于三重差分法的政策评估[J]. 地理学报, 2024, (4).
- [14] 王贤彬, 聂海峰. 行政区划调整与经济增长[J]. 管理世界, 2010, (4).
- [15] 王小鲁, 樊纲, 胡李鹏. 中国分省份市场化指数报告[M]. 北京: 社会科学文献出版社, 2019.
- [16] 魏敏, 李书昊. 新时代中国经济高质量发展水平的测度研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2018, (11).
- [17] 游士兵, 郑良辰. 高铁对沿线中型城市的经济拉动效应评估[J]. 改革, 2018, (10).
- [18] 张楠, 高明, 杨琳. 突破传统行政区划与经济发展——来自城市区界重组的证据[J]. 数量经济技术经济研究, 2023, (11).
- [19] 张荣博, 钟昌标. 撤县设区改革对县域绿色低碳发展的影响[J]. 财经科学, 2023, (1).
- [20] 赵涛, 张智, 梁上坤. 数字经济、创业活跃度与高质量发展——来自中国城市的经验证据[J]. 管理世界, 2020, (10).
- [21] Abadie A. Semiparametric difference-in-differences estimators [J]. *The Review of Economic Studies*, 2005, 72(1): 1–19.
- [22] Bodory H, Huber M, Laffers L. Evaluating (weighted) dynamic treatment effects by double machine learning [J]. *The Econometrics Journal*, 2022, 25(3): 628–648.
- [23] Chang N C. Double/Debiased machine learning for difference-in-differences models [J]. *The Econometrics Journal*, 2020, 23(2): 177–191.
- [24] Yu H, Deng Y, Xu S. Evolutionary pattern and effect of administrative division adjustment during urbanization of China: Empirical analysis on multiple scales [J]. *Chinese Geographical Science*, 2018, 28(5): 758–772.

Policy Effect Transformation of China's Administrative Division Adjustments between County and District: From “GDP Competition” to Comprehensive Quality Improvement

Liu Dayu¹, Li Yingying¹, Li Zilin², Li Xuan³

(1. Center for Quantitative Economics, Jilin University, Jilin Changchun 130012, China; 2. School of Mathematics and Statistics, Northeast Normal University, Jilin Changchun 130024, China; 3. School of Public Administration, Dongbei University of Finance and Economics, Liaoning Dalian 116025, China)

Summary: With the transformation of China's economy from high-speed growth to high-quality development, the focus of local governments has shifted from pursuing GDP growth to enhancing economic quality and efficiency. Given that the administrative division adjustments between county and district serve as a critical tool for coordinating urban-rural planning and construction, how such adjustments align with this reform trend has naturally become a focus for the governments, academia, as well as broader society.

This paper adopts a dual perspective of growth effect and quality effect to systematically evaluate the policy impact of China's administrative division adjustments between county and district both on regional economic growth and high-quality development in China based on the city-level panel data from 2007 to 2022 and the dual machine learning method. Then, it further gets the feasible strategy for enhancing the quality effect of the adjustments through the simulation of policy combination, thus providing quantitative evidence for future policy optimization.

The conclusions are as follows: First, the administrative division adjustments between county and district in China shows an obvious characteristic of policy effect transformation. The growth effect was dominated before 2015, while the quality effect gradually appeared after then. Additionally, the quality effect varies across cities depending on the development level, industrial structure, population size, and administrative governance modes. Second, the adjustments are now under the transition stage, during which the quality effect has not yet fully manifested, mainly concentrating on the dimensions of innovation, openness, and sharing. Third, the coordination between urban agglomeration policy and urban “high-speed railway opening” can activate the quality effect of the adjustments effectively, which is a useful attempt to optimize the effect of the reform in future.

Currently, China's administrative division adjustments between county and district are in a calm-down period. During this period, it is of great necessity to thoroughly summarize both the successful experience and shortcomings of past reforms. This work will ensure that the next round of adjustments can be implemented with targeted planning, better policy application, and systematic feedback, finally facilitating a smooth transition in the policy effect and fully supporting high-quality economic development.

Key words: administrative division adjustments between county and district; high-quality development; policy evaluation; dual machine learning

(责任编辑: 倪建文)