

财政嵌合行政:地方政府体制改革 与经济不平等*

杨巨声 兰雨潇 梁风波

内容提要:全体人民共同富裕是中国式现代化的重要特征,财政制度是调节财富分配的主要手段。税收分成的激励和转移支付的平衡解释了中国经济增长的奇迹,却难以回答在税收分成稳定的前提下,为什么递增的转移支付未能降低基尼系数。本文坚持系统观念,将财政与行政体制纳入统一分析框架,采用基于人均灯光强度计算的基尼系数测量经济不平等,识别兼具财政与行政体制调整的省直管县改革对于经济不平等的影响。研究发现:(1)改革使区县基尼系数平均提升0.5%;(2)改革加剧了地方政府间横向竞争,放大了税收分成的激励效应,削弱了纵向监管,逆转了转移支付的平衡效应;(3)改革对经济不平等的影响在空间上呈现为东部缩小、西部和东北扩大,在时间上呈现为2007年前扩大、2007—2012年波动、2012年后缩小;(4)党的十八大以来,随着党和国家对转移支付的监管强化和制度化,省直管县改革对经济不平等的负向影响得以缓解。本文可为优化政府体制改革、实现共同富裕提供有益启示。

关键词:省直管县改革 税收分成 转移支付 政府体制改革 经济不平等

作者简介:杨巨声,北京大学政府管理学院博士研究生,100871;

兰雨潇,清华大学公共管理学院博士研究生,100084;

梁风波(通讯作者),华中师范大学政治学部、公共管理学院讲师,430079。

中图分类号:F812.2 **文献标识码:**A **文章编号:**1002-8102(2025)09-0072-19

一、引言

共同富裕既是社会主义的本质要求,也是中国式现代化的重要特征。习近平总书记指出:“我国发展不平衡不充分的问题仍然突出,城乡区域发展和收入分配差距较大。”(习近平,2021)这意味着我们亟须在实现中国式现代化及共同富裕的过程中优化国家治理体系、提升国家治理能力,

* 基金项目:国家自然科学基金青年项目“我国地方政府预算稳定调节基金的政策效应和运行机制研究”(72304284);广东省科技创新战略专项资金重点项目“共同富裕视阈下央地分权与财富分配”(pdjh2022a0007)。感谢匿名审稿专家的宝贵意见,文责自负。梁风波电子邮箱:liangfengbo@cnu.edu.cn。

通过设立长效机制矫正和补偿制度性因素导致的不平等(郁建兴、任杰,2021)。中国特色社会主义财政在中国式现代化道路中发挥着重要的基础和支柱性作用,一方面为中央和地方两个积极性的发挥提供相容性激励,保障国家战略的顺利落实;另一方面则是通过税收、转移支付等方式,承担起保障改革与发展的再分配职能(吕炜、靳继东,2022)。如何在进一步全面深化改革中优化财政,以系统观念推进中国式现代化,是完善和发展中国特色社会主义制度、推进国家治理体系和治理能力现代化的迫切需要。

进入新发展阶段以来,财富分配已和经济增长一样成为衡量一国经济成效的关键(罗楚亮等,2021)。与此同时,伴随发展理念的转变,潜伏在经济高速增长之下的经济不平等问题逐渐浮现。经过全党全国各族人民共同努力,我国脱贫攻坚战取得全面胜利,但解决发展不平衡不充分问题、缩小城乡区域发展差距、实现人的全面发展和全体人民共同富裕仍需努力。自分税制改革以来,我国政府已将效率和公平逻辑嵌入财政体系中,通过税收分成激励地方发展效率,采用转移支付促进地方均衡发展,以实现在新的央地关系框架下有效发挥财政制度的激励与平衡功能(吕冰洋等,2021)。然而,回顾既往的财政数据,一个令人困惑的现象值得关注(见图1):2003—2020年,央地税收分成比例并未出现较大变化(0.42~0.48),尽管中央对地方的税收返还和转移支付逐年上升,但是基尼系数却稳定在0.46~0.48(杨穗、赵小漫,2022)。在税收分成激励相对稳定的前提下,为什么递增的转移支付未能降低基尼系数?如何通过建立长效机制优化国家治理体系、提升国家治理能力,在促进经济增长的同时有效缓解经济不平等,已经成为进一步全面深化改革亟待思考的问题。

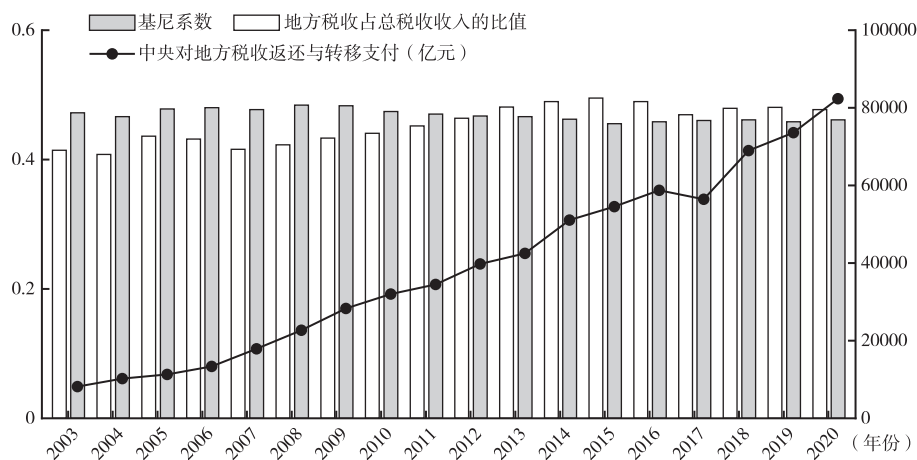


图1 央地财政关系与基尼系数

资料来源:国家统计局。

中国既有治理结构的潜能已在30年的经济高速增长中得到充分释放,经济不平等问题成为进一步深化改革面临的新挑战。站在发展理念转变的十字路口,学界无疑需要寻找一个既能解释过去经济高速增长又能剖析现有经济不平等的统一分析框架(王永钦等,2006)。基于政治集权-经济分权的中国式分权背景,本文采用人均夜间灯光数据测量区县基尼系数,通过检验兼具财政分权与行政组织扁平化特点的省直管县改革对地区经济不平等的影响,理解中国政府体制改革的经济效应与机制。

本文的贡献可能有三点:一是构建了一个兼具财政和行政视角的分析框架,在政府间关系的

背景下讨论税收分成和转移支付对区县经济不平等的影响,把中国式分权理论的探讨从经济增长议题延伸至经济不平等;二是调和财政分权扮演攫取之手或援助之手的经典争论,提出行政体制中横向竞争、官员偏好和信息不对称是影响财政分权效果的重要因素,纵向监管的制度设计则是决定财政分权扮演何种角色的关键;三是提供了测量区县层面辖区内经济不平等程度的新方式,采用人均灯光强度数据计算中国 2851 个区县 21 年的基尼系数,解决了以往经济不平等研究中的统计数据缺失、失真、口径不一、缺乏连续性问题。

二、制度背景、文献综述与分析框架

(一)制度背景

20 世纪 50 年代伊始,中国地方政府财政制度和行政制度围绕“县”的管理问题几经变迁。其中最重要的两次是 1982 年市-县管理体制推行和 2002 年省-县管理试点的确立。在 80 年代初经济体制改革背景下,我国通过地市合并、划县入市、建市领县等方式在省和县之间建立地级市,试图促进城乡融合、推动均衡发展。然而在市-县管理体制初具成效时,市对县的挤占等隐患也陆续浮现,并演化为财政、权力与效率层面的“漏斗效应”(才国伟、黄亮雄,2010)。伴随基层财政困境加剧,各省份从 2002 年起陆续探索建立省直接管理县的财政管理模式。截至 2020 年,全国共有 24 个省份推行改革,超过 54% 的区县进行直管体制探索,省直管县改革由此成为新中国成立以来最大规模的分权实践(庞明礼,2020)。

尽管各省份改革看似一致,但在时间选择、试点选取(宫汝凯、姚东旻,2015)、分权类型(丁肇启、萧鸣政,2017)、分权时序(李永友等,2021)等方面存在差异。即便如此,各省份改革的内容依旧存在两方面共性:分权改革和层级改革。其中,分权改革主要涉及税收分成、收支划分等方面的对县分权,因而既往研究多数将其视为一次财政分权改革(郑新业等,2011),并在财政分权引发政府竞争的框架下讨论财权下放对地方政府行为的影响(谭之博等,2015)。层级改革则是通过虚化行政层级,在转移支付、资金往来上建立省对县的直接管理(贾俊雪、宁静,2015),使得学者可以在委托-代理框架下讨论上下级政府间信息不对称以及监管幅度变动对地方政府产生的影响(Li 等,2016)。

由此可知,省直管县改革的核心即财政层面的税收权限划分与转移支付核定,以及行政层面的横向竞争状况变动与纵向信息传递调整。在财政层面,税收分成与转移支付分别被视为一种间接“授人以渔”和直接“授人以鱼”的财政治理变革(刘勇政等,2019),税收分成发挥激励作用,激发地方活力并影响发展“效率”,而转移支付则扮演平衡功能,规制地方秩序并维系发展的“公平”(吕冰洋等,2021)。在行政层面,权力下放将加剧地方政府间竞争,层级改革也改变了上下级政府间的信息传递与监督管理,导致地方政府行为异化(王小龙、方金金,2015)。因此,省直管县改革导致了各地财政与行政关系的双重变化。

(二)文献综述

由于兼具财政分权和行政组织扁平化的特点,省直管县改革一度被用来检验财政分权改革和行政层级改革的成效。财政分权改革视角下,相关研究可被概括为三条线索:一是能否缓解区县财政困境(才国伟等,2011);二是能否有益于经济增长(李永友,2021);三是能否改善公共物品供给(陈思霞、卢盛峰,2014)。行政层级改革视角下,学界主要关注改革在促进经济增长(Li 等,2016)和改善公共物品供给(王小龙、方金金,2014)方面的作用。尽管省直管县改革的政策效应已得到较多分析,但对其如何影响经济不平等研究尚不充分(Li 等,2016)。

在迈向中国式现代化、实现共同富裕的过程中,中国政府一贯重视并试图解决经济不平等问题。以往研究主要把经济不平等归因于职业(李春玲、李实,2008)、户籍(陈纯槿、李实,2013)、收入(宁光杰等,2016)等社会经济地位,或贸易分配(李磊等,2012)、投资环境(刘穷志,2017)、产业结构(吴万宗等,2018)等社会经济环境,较少关注制度环境的影响,而被忽视的制度性因素往往对矫正补偿经济不平等更具可持续性(郁建兴、任杰,2021)。中国的现象经验证明,基尼系数高的一个原因是收入分配制度不完善(李实、朱梦冰,2022)。其中,税收在调节收入分配、缓解经济不平等上受到很大限制(汪昊、娄峰,2017),转移支付在缓解经济不平等方面也没有发挥应有作用(李实等,2017)。鉴于省直管县改革中的财政分权改革包含税收分成和转移支付,又涉及行政层级调整,使得在兼具财政和行政视角的分析框架中,探讨地方政府体制改革对区县经济不平等的影响相对可行。

(三)分析框架

要理解经济不平等现象,需将其置于国家制度框架之下。不论是出于晋升还是避责目的,地方政府都会竭力完成上级政府的要求(卢洪友、龚锋,2007)。由于中央政府在推动国家改革开放与经济发展的过程中一度倚重经济增长的考核方式(周黎安,2007),地方政府的官员在任期内具有明显的生产性支出偏向和投资“经济性”公共物品的情,容易忽视缺乏短期绩效的“社会性”公共物品供给(尹恒、朱虹,2011)。在“为增长而竞争”的压力之下(傅勇、张晏,2007),地方政府习惯采用聚集式发展模式,把有限资源集中配置于辖区内特定区域以发挥规模效应,省直管县改革的推行则通过赋予试点地区更大自主决策权强化了聚集逻辑与规模效应,在带动经济高速增长的同时可能加剧试点地区内部的经济不平等。基于上述分析,本文提出假说1。

假说1:省直管县改革将加剧试点县县域内部的经济不平等。

财政分权改革是省直管县改革的重要组成部分,因此改革包含的税收分成比例与转移支付规模变化可能是导致上述结果的路径机制。税收分成与转移支付是联结政府之间财政关系的两重纽带,分别承担激励与平衡的功能。上级政府可以依靠调整税收分成比例调动地方政府积极性,激励其追求发展效率,同时可以借助转移支付调控地方政府间财力,维护地区发展公平。就税收分成而言,在1994年分税制改革后省级政府具备了划定省以下地方政府收支责任的自由裁量权。税收分成被视为一种弹性分成合同激励,以激发地方政府积极性(吕冰洋,2009),甚至是一种比政治晋升更为有效的激励方式(乔宝云等,2014)。然而在政治集权框架下,税收分成的激励效应也可能使地方政府对效率的追求异化,表现为过分强调生产性支出占比(马光荣等,2019)和固定资产投资(Lv等,2020)。效率逻辑支配下的地方政府可能为了发挥规模效应而将资源聚集在特定地区,这将加剧地区内不同区域间的经济不平等(刘修岩,2014)。同时,税收分成的改变会强化地方政府间围绕发展效率的竞争从而加剧经济不平等(张五常,2009)。据此本文提出假说2。

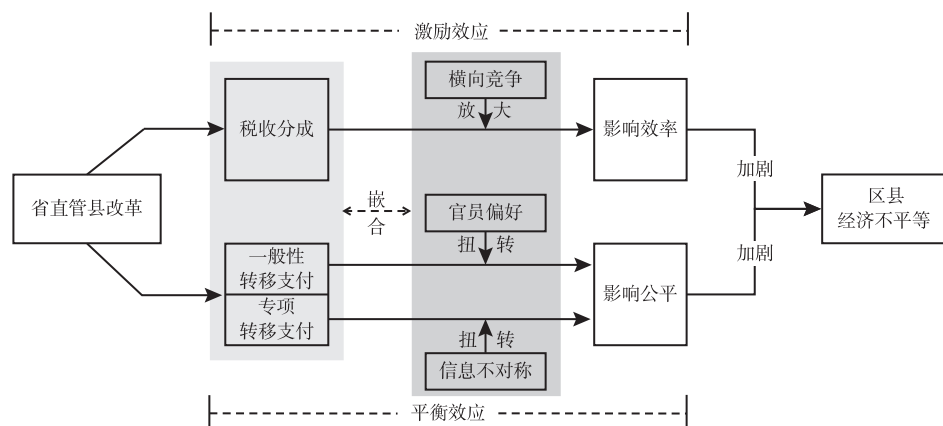
假说2:省直管县改革赋予试点县更大比例的税收分成,这一变化将加剧改革县内部的经济不平等;在横向政府间竞争更为激烈的区县,这一不平等效应会被放大。

因未对地区内部均衡发展给予过多关注,一般性转移支付和专项转移支付在执行过程中均未起到平衡地区内部经济发展与公共服务供给的作用(贾晓俊、岳希明,2012;吕冰洋,2022)。相反,转移支付的资金可能被地方政府以聚集式发展的名义投入特定区域,在带动增长的同时加剧地区内部的经济不平等(王培刚、周长城,2005)。对于一般性转移支付,并非把资金总额完全按照均等化转移支付的一般公式进行分配,加之在运行过程中受到逆向激励、效应对冲、纵向流通和支出结构选择等问题影响,因而难以实现地区间财力均等化的目标(刘勇政等,2019;吕

冰洋, 2021)。以财政供养人口为主要分配依据的均衡性转移支付, 会导致转移支付资金更大规模地流向财力较强、经济相对发达的地区(贾晓俊、岳希明, 2012)。对于专项转移支付, 在实际运行中则呈现出项目多且资金分散进而使用效率低下、申请和批复程序复杂、资金分配不透明和信息不对称等问题, 使其容易被错配, 难以发挥均衡效应(吕冰洋, 2021)。因而本文推断, 对试点县增加转移支付可能会加剧当地的经济不平等。结合吕冰洋(2022)的观点进一步推测, 使用权限相对宽松的一般性转移支付容易受官员偏好影响而被错位使用, 具有严格限定的专项转移支付容易因上下级政府间信息不对称引发的监管不足而被挪用。据此, 本文提出假说3。

假说3: 省直管县改革将给予试点县更大规模的转移支付, 这一变化会加剧改革县内部的经济不平等; 在主政官员晋升偏好强烈、上级监管不足的区县, 这一不平等效应会被放大。

至此, 本文以系统观念研究省直管县改革实践, 把财政体制嵌入行政体制之中, 得到了一个探究省直管县改革影响区县经济不平等的分析框架(见图2)。



三、变量、数据与基准回归结果

(一) 变量操作化与数据来源

本文构建了中国2851个区县(不含港澳台地区)2000—2020年共计21年的面板数据集, 涵盖区县层级经济、社会、自然等多维度数据, 共计59871个观测值。本文采用特定区域人均灯光强度数据来测量该区域的基尼系数(Elvidge等, 2012)。^①依据图3所示技术路线, 本文基

^① 采用灯光强度测量经济状况的合理性已得到学界广泛接纳, 常用于刻画财富和经济不平等的特征(Alesina等, 2016), 这一测量已被证实与基于家庭收入统计数据的基尼系数高度相关(Mirza等, 2021)。基于夜间灯光数据分析经济不平等的研究呈现分析单位下沉趋势, 将区县层级作为分析单位的可行性和合理性已得到诸多验证(Liu等, 2024)。但使用区县层面的夜间灯光数据进行分析仍旧存在不少问题, 例如容易受到极端值、环境与地理等因素干扰, 灯光数据与经济活动可能存在非线性关系、受到经济活动内容类型与结构差异影响等。为解决上述问题, 本文使用对环境(云雾)处理更加严格、剔除特殊地形的栅格数据, 以及引入人均电力消耗数据作为稳健性检验、对灯光强度人均化等技术性处理。为进一步验证栅格经济活动内容不同给本文被解释变量测量效度及实证分析结果可能带来的影响, 本文使用不同类型用地面积数据计算其与灯光基尼系数相关性发现, 本文被解释变量的测量效度和实证分析结果依然稳健(相关数据分析结果可联系作者索取)。

于人均灯光强度计算区县层级的基尼系数:首先,从NASA官网和WorldPop网站获取中国夜间灯光数据和人口密度影像;然后,借助传感器校对得到经过拓展的DMSP-OLS灯光数据(Chen等,2021);此后,计算每个栅格内(1km²)的人均灯光强度;最后,采用剔除特殊地形区栅格和剔除灯光强度和人口等于零的栅格两种方式修正基尼系数,得到基于行政边界计算的各区县基尼系数。^①

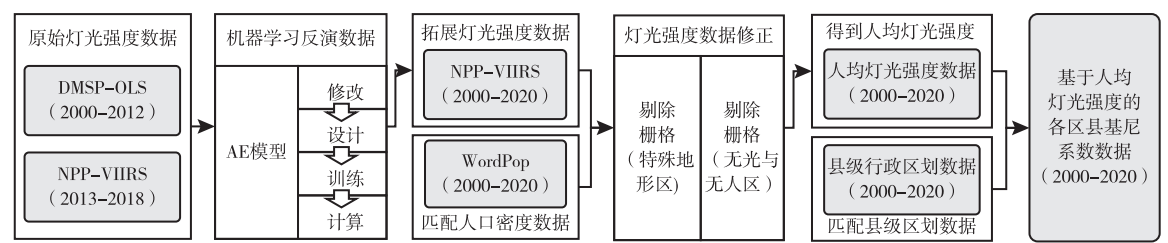


图3 基于人均灯光强度的中国各区县基尼系数的计算流程

各区县基尼系数计算方法如公式(1)所示:

$$GiNi_Index_{it} = \frac{1}{2n^2\bar{X}} \sum_{j=1}^n \sum_{k=1}^n |x_j - x_k| = \frac{\sum_{j=1}^n (2j - n - 1)x_j}{n \sum_{j=1}^n x_j} \quad (1)$$

其中, $GiNi_Index_{it}$ 表示区县*i*第*t*年的基尼系数, n 代表区县的栅格数, x_j 、 x_k 分别代表第*j*、第*k*个栅格的人均灯光强度的取值。

不同于传统家庭间经济不平等的基尼系数测量方式,本文测量的基尼系数侧重不同空间单元内的经济不平等。以家庭收入数据为基础的基尼系数测量容易存在系统性偏误,因为家庭收入数据存在缺失、统计口径不一等问题。本文基尼系数的测量除了可以减少因传统基尼系数测量存在的系统性偏误外,还具有以下优势:空间单元内的人均灯光强度可以被近似为人均支出,这是因为住宅分布存在一种固有空间隔离趋势,即财富水平相似的人群往往生活在相同的空间单元。按图3流程,本文还对2000—2019年电力消耗栅格数据进行处理,得到基于人均用电量(以下简称“人均用电”)的中国各区县基尼系数,供稳健性检验使用。

对于解释变量,本文收集了1978—2020年我国31个省级行政区(除港澳台地区)50个批次的省直管县改革文本,采用人工方式对改革区县进行编码:某县出现在改革文本试点名单时,当年及之后年份赋值1,之前则赋值0。针对县级行政区划变更的情况,本文从民政部网站搜集整理研究时间范围内相关变更信息,剔除区划变更较大样本。此外,由于直辖市和海南省未设地级市(行政直管县),浙江省一直实行财政直管县,故本文将直辖市、浙江省和海南省下辖区县始终视

^① 本文夜间灯光数据来源于美国国家航空航天局网站(<https://www.nasa.gov>),人口数据来源于WorldPop网站(<https://www.worldpop.org>)。需要说明的是,现行两套主流灯光数据DMSP和VIIRS分别涵盖1992—2013年、2013—2020年两个区段,由于两套数据的传感器存在差异,因而无法直接套用,还需要通过系列矫正才可获取2000—2020年连续年度数据。由于VIIRS数据的高精确度和DMSP可能低估不平等特性(Gibson等,2021),本文借鉴Chen等(2021)的做法,通过系列矫正拓展VIIRS数据时间序列,详细流程可参看该文,不再赘述。本文为进一步验证基于人均灯光强度的基尼系数在经济不平等上的测量效率,依次采用CGSS、CFPS、CHFS等大型调查统计数据库中关于家庭与个人收入、消费数据计算对应的基尼系数,将其与本文的基尼系数测量进行相关性检验,结果显示基于人均夜间灯光数据计算的区县基尼系数在测量经济不平等方面具有较高效率(相关数据分析结果可联系作者索取)。

为省直管县。^①最终本文完成 2851 个县级行政区划中 1044 个涉及省直管县试点县的编码,分布于 2004 年等 13 个年份。

对于控制变量,本文从各省份的改革文本中梳理得到差异化的改革选取标准,将其作为控制变量纳入模型,基本涵盖既往研究中的控制要素(谭之博等,2015),具体情况如表 1 所示。

表 1 省直管县改革试点选取影响要素及其对应变量

类型	试点选取	涉及省份	要素提取	对应控制变量
1	综合发展潜力、区位地理因素	河北、河南	地理因素	海拔、坡度、边界县、距离
2	经济强县、煤炭资源大县	山东、湖南、湖北	经济因素	人均 GDP、第二产业产值占比
3	贫困县和财政困难县	青海、山西	政治因素	百强县、贫困县
4	生态任务保护重点县	陕西	文化社会因素	植被覆盖率
5	产粮大县	贵州、四川	文化社会因素	粮食总产量、人均耕地面积

为证明控制变量选取的合理性,本文首先检验了实验组和控制组在上述维度的均值差异及显著性程度,发现实验组与控制组在上述维度存在显著差异。然后参照 Li 等(2016)的方式,另选其他参照变量来验证上述控制变量的有效性。经检验,在控制上述变量后实验组与控制组的组间差异降低到合理范围。^②控制变量的数据来源为:海拔和坡度、植被覆盖率归一化指数(NDIV)、人均耕地面积等通过 ArcGIS 解析中国科学院 SRTM 中国海拔(DEM)空间分布原始数据、NDIV 空间分布数据和土地利用类型遥感解译数据得到;区县到省和地级市中心距离、区县到海岸线和最近港口距离、区县是否为省边界县,是通过结合中国行政区划和港口位置数据确定的;GDP、粮食总产量、第二产业产值占比源自《中国县(市)社会经济社会统计年鉴》(2001—2021 年);贫困县名单源自国家和各省份扶贫办数据,以及《中国扶贫开发年鉴》(2010—2019 年)和《中国农村贫困监测报告》(2000—2011 年)数据;百强县名单整理自《中国中小城市绿皮书》以及中郡县域经济研究所和国家统计局公布数据。由于本文涉及变量较多,在此仅展示被解释变量与解释变量的描述性统计分析结果(见表 2)。

表 2 部分关键变量描述性统计分析

变量类型	变量名称	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	未修正基尼系数(基于人均灯光强度)	58103	0.921	0.140	0.228	1.000
	修正后基尼系数(基于人均灯光强度)	57966	0.534	0.152	0.000	0.997
	未修正基尼系数(基于人均用电)	58570	0.540	0.188	0.000	0.997
	修正后基尼系数(基于人均用电)	58566	0.492	0.175	0.000	0.951
解释变量	省直管县改革	59871	0.263	0.440	0.000	1.000

① 考虑到已有研究较多剔除直辖市、浙江省和海南省下辖区县等特殊样本,以及河北、广西等存在省直管县改革后又取消试点的情况,本文分别在这两种情况下重新做了回归分析,结果显示基础回归结果具有稳健性,相关数据分析结果可联系作者索取。

② 控制变量选取的合理性检验结果见线上附录。

(二)基准模型设定

使用面板数据双向固定效应模型检验省直管县改革对区县经济不平等的影响：

$$GiNi_Index_{it} = \alpha PMC_{it} + \beta_i + \gamma_t + \delta C_{it} + [D_i \times f(t)]' \theta + \varepsilon_{it} \tag{2}$$

其中, $GiNi_Index_{it}$ 是指区县 i 在 t 年的基尼系数取值, 数值越大表明经济不平等程度越高; PMC_{it} 是省直管县改革的虚拟变量, 若改革则为 1, 否则为 0; C_{it} 是区县 i 随时间变化的控制变量; D_i 为区县 i 不随时间变化的控制变量。为避免不随时间变化的变量对结果产生非线性影响, 本文参考 Li 等 (2016) 做法, 加入控制变量与自然年份时间 t 和 t^2 的交互项 $[D_i \times f(t)]'$, β_i 和 γ_t 分别表示区县个体固定效应和时间固定效应, ε_{it} 为随机扰动项。下文涉及模型估计设定均为区县层面聚类稳健标准误。

(三)基准回归结果

鉴于上述固定效应模型本质上是一种多期双重差分, 估计结果的真实性建立在实验组和控制组不存在显著事前差异的基础上。故在开展基准回归之前先使用事件分析方法进行平行趋势检验, 检验结果证明不存在显著的事前趋势。^①随后, 本文采用固定效应模型进行基准回归, 结果如表 3 所示。其中模型 (1)~(3) 的被解释变量为基于人均灯光强度的基尼系数, 并依次汇报加入控制变量、控制变量与时间的交互以及扩权强县改革的结果, 模型 (4)~(6) 的被解释变量分别为基于人均用电量的基尼系数和剔除人口小于 0.1 的栅格后重新计算所得人均灯光强度和用电量的基尼系数。基准回归结果显示省直管县改革加剧了区县经济不平等, 使得基尼系数平均提高 0.5%。

表 3
 基准回归结果

变量	GiNi (人均灯光强度)			GiNi (人均用电)	GiNi (光修正)	GiNi (电修正)
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
省直管县改革	0.005** (0.002)	0.005*** (0.002)	0.005*** (0.002)	0.003** (0.002)	0.008** (0.004)	0.004** (0.002)
控制变量-试点选取原则	不控制	控制	控制	控制	控制	控制
控制变量与 $f(t)$ 交互	不控制	不控制	控制	控制	控制	控制
扩权强县改革	不控制	不控制	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
个体固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Adj. R ²	0.294	0.445	0.447	0.499	0.055	0.601
年份	2000—2020	2000—2020	2000—2020	2000—2019	2000—2020	2000—2019
区县个体数	2790	2545	2545	2545	2545	2545
总观测值	58103	52963	52963	50900	52830	50896

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

为验证基准回归分析结果的稳健性, 本文分别使用安慰剂检验、工具变量估计、PSM-DID 估计和交叠 DID 估计等方法进行分析, 分析结果验证了基准回归结果的稳健性, 进一步确认了省直管县改革对区县经济不平等的加剧效应。^②

① 限于篇幅, 平行趋势检验的模型设定及结果见线上附录。

② 限于篇幅, 稳健性检验的模型设定及结果见线上附录。

四、机制分析

针对实证结果,本文按理论框架对省直管县改革加剧经济不平等效应的路径机制进行检验。具体来说,本文首先检验省直管县改革对地方财政激励(税收分成比例与转移支付规模)的影响;随后验证地方财政激励加剧区县经济不平等效应机制的合理性;最后在财政-行政嵌合的框架下,进一步分析地方财政激励变化的影响,从而揭示省直管县改革如何加剧区县经济不平等。

(一)省直管县改革改变地方财政激励

省直管县改革对地方财政激励的改变主要体现在税收分成和转移支付两个方面(刘勇政等, 2019)。按照地方财税体系实际情况,本文把税收分成内容进一步细分为增值税分成和企业所得税分成,^①并把转移支付内容细分为一般性转移支付和专项转移支付,^②随后检验省直管县改革对地方财政激励四类内容的影响效应,结果如表4所示。

表4 省直管县改革对区县税收分成比例、转移支付规模的影响

变量	税收分成比例(%)		转移支付规模(亿元)	
	增值税分成	企业所得税分成	一般性转移支付	专项转移支付
省直管县改革	0.005** (0.002)	-0.171 (0.181)	0.259*** (0.054)	0.272*** (0.044)
控制变量	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
区县固定效应	控制	控制	控制	控制
Adj. R ²	0.154	0.009	0.757	0.694
年份	2000—2007	2000—2007	2000—2009	2000—2009
区县个体数	2483	2056	2482	2491
总观测值	19669	14760	20811	24683

注:由于数据限制,税收分成与转移支付的样本期分别为2000—2007年、2000—2009年。其中,增值税税收分成比例=县级自有增值税收入/县级地区实际缴纳的增值税总额,企业所得税税收分成比例=县级自有企业所得税收入/县级地区实际缴纳的企业所得税总额,由于县级地区实际缴纳的企业所得税总额的数据缺失,本文参照毛捷等(2018)的测算方式,通过县级地区规模以上工业企业的所得税总额、县级地区规模以上工业企业的增加值总额与县级地区第二、三产业增加值总额进行测算,数据来源为《全国地市县财政统计资料》、中国工业企业数据库和《中国县(市)社会经济统计年鉴》。

从表4可以看出,省直管县改革显著提升了区县的税收分成比例,并且重点作用在增值税层面,表现为增值税分成比例增加0.5%。同时省直管县改革显著增加区县层级转移支付规模,使得区县层级一般性转移支付和专项转移支付收入平均提升0.26亿元和0.27亿元。考虑到增值税的变化还可能受到地方政府的征管努力程度、上下级政府间博弈、税收优惠政策等混杂因素影响,本

① 地方税收收入的主要税种包括增值税、企业所得税和营业税。其中增值税和企业所得税为中央地方共享税。多数省份的省直管县改革均围绕增值税和企业所得税的税收分成比例进行调整。为此本文使用增值税和企业所得税来测量税收分成比例。

② 转移支付分为一般性和专项两部分。一般性转移支付基于中央政府公式化的测算分配,又称无条件转移支付,资金用途相对广泛;专项转移支付是上级政府基于特定政策目标给下级政府提供的配套资金,资金用途相对专一。

文在相关财税数据可及约束下,在模型中控制了税收征管努力程度(叶康涛、刘行,2011),并使用地方财政自主率、县距离地级市与省的地理距离与年份的交互项度量上下级政府间的博弈程度,并控制了西部大开发、振兴东北老工业基地以及增值税转型等区域性政策优惠的影响,结果显示本文的主效应依然稳健(相关数据分析结果可联系作者索取)。

(二)地方财政激励变动加剧区县经济不平等

省直管县改革带来的税收分成比例的提升和转移支付规模的扩大会对区县经济不平等产生怎样的影响?结合上文理论框架,本文认为两者会加剧区县经济不平等。为验证其合理性,分别将税收分成比例与转移支付规模加入表3的基准模型[式(2)]中进行检验。由于数据限制,本文仅能获取并计算2000—2007年的税收分成比例数据与2000—2009年的一般性与专项转移支付数据,为实现一致性比较,本文还补充了2000—2007年和2000—2009年的基准回归数据(见表5)。分析发现,在税收分成比例方面,在加入增值税分成比例之后省直管县改革对经济不平等的效应系数降低,即便替换经济不平等测量方式,结果仍旧一致。由此证明,税收分成比例提升是省直管县改革加剧经济不平等的路径之一。在转移支付规模方面,在加入一般性与专项转移支付后,省直管县改革对经济不平等的效应系数降低且变得不再显著,即便更换不平等测量方式后依然稳健。由此可知,转移支付规模增加是省直管县改革加剧经济不平等的另一路径。本文还通过了基于人均电力消耗测算的基尼系数进行的稳健性检验。

表5 税收分成、转移支付的变化对经济不平等的影响

变量	GiNi(人均灯光强度)			GiNi(人均用电)		
省直管县改革	0.002** (0.001)	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	0.002** (0.001)	0.005*** (0.001)	0.003*** (0.001)
税收分成_增值税	0.001*** (0.000)			0.001*** (0.000)		
转移支付_一般性		0.001*** (0.000)			0.002*** (0.000)	
转移支付_专项			0.001*** (0.000)			0.001* (0.000)
控制变量	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
区县固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Adj. R ²	0.157	0.067	0.125	0.082	0.185	0.176
年份	2000—2007	2000—2009	2000—2009	2000—2007	2000—2009	2000—2009
区县个体数	2466	2468	2477	2483	2482	2491
总观测值	19331	20412	24267	19669	20811	24683

注:由于省直管县改革并未改变企业所得税的税收分成比例,本文不将其纳入讨论。

(三)政府间关系框架下财政激励对经济不平等的影响

为何财政激励变化加剧了区县经济不平等?要理解这一现象,需要把地方财政激励关系置于政府间关系框架下考察,即将财政嵌合到行政体制中分析。省直管县改革不仅会改变上下级政府间的财政激励关系,也会改变上下级政府间的行政动员关系。导致转移支付较难改善经济不平等的原因除了转移支付的推升作用外,还有地方政府间竞争的加剧。一方面,在标尺竞争框架下,省

直管县改革的分权属性会加剧地方政府间竞争(Qian和Roland,1998);另一方面,在府际关系框架下,省直管县改革引发的组织扁平化会削弱上级政府对下级的监管能力(Li等,2016)。

导致转移支付影响公平的原因有两点:一是官员偏好错位诱使一般性转移支付被错用,二是上下级政府间信息不对称导致专项转移支付未被有效使用(吕冰洋,2022)。在政策设计上,转移支付致力于平衡地区(各行政区划间)财力并实现地区间均衡发展,同一地区内的经济均衡与否并非政策设计目标(吕冰洋,2021)。在政策实践中,转移支付未能起到平衡地区间经济发展和公共服务的作用(贾晓俊、岳希明,2012;吕冰洋,2022)。对于一般性转移支付,学者们已经分别验证了官员具有逆向激励(刘勇政等,2019)、官员重视显性政绩领域的支出结构选择偏好(谭之博等,2015)、效应对冲和纵向流通等问题(吕冰洋,2021),这些问题说明原有制度设计引发了官员偏好错位的非预期后果。对于专项转移支付,学者们验证了其资金分散使用效率低下、申请审批程序复杂、资金分配不透明和信息不对称等问题(周雪光,2005;吕冰洋,2021)。一般性转移支付和专项转移支付的上述问题均导致其原有的政策设计目标难以实现。

为验证政府间竞争对税收分成激励效应的放大,本文参照王小龙和陈金皇(2020)的做法,采用邻近区县中是否存在省直管县的虚拟变量测量地方政府间横向竞争强度。为验证官员偏好错位与信息不对称对转移支付平衡效应的扭转,本文使用地方主政官员[县(区)委书记]晋升激励强度测量地方官员偏好错位的程度(Wang等,2020),^①使用区县直属上级政府监管单位数量测量信息不对称的程度,^②检验结果如表6所示。以上结果充分证明省直管县改革在改变地方财政激励的同时,还引发了官员偏好错位强化和信息不对称程度增加,使得地区经济不平等加剧。

表6 财政嵌合行政下税收分成、转移支付对经济不平等的影响

变量	GiNi(人均灯光强度)			GiNi(人均用电)		
税收分成_增值税	0.018*** (0.006)			0.007 (0.004)		
横向竞争	0.002*** (0.001)			0.001 (0.000)		
横向竞争×税收分成_增值税	0.000*** (0.000)			0.000*** (0.000)		
转移支付_一般性		-0.000 (0.001)			0.002 (0.001)	
官员偏好		-0.002 (0.002)			0.010*** (0.003)	
官员偏好×转移支付_一般性		0.002*** (0.001)			0.001 (0.001)	
转移支付_专项			0.001*** (0.000)			0.000 (0.001)

① 县(区)委书记的晋升激励计算过程:首先使用Probit模型对影响官员升迁的要素(到任年龄、到任级别、年龄×级别、是否为研究生学历和是否有中央工作经历)进行系数估计,而后使用上述系数对晋升可能性进行预测,该预测值即为官员的晋升激励。

② 直属上级单位数的计算方式:若某区县该年度为直管县,则直属上级单位数等于其隶属省下辖地级市个数+该省当年的直管县个数;若某区县该年度为非直管县,则直属上级单位数等于其隶属地级市下辖的非直管县的个数。直属上级单位监管的单位数意味着上级政府注意力的分配,当单位数增多,上级政府分配在每个区县的注意力会变少,信息不对称程度将增加。

续表 6

变量	GiNi(人均灯光强度)			GiNi(人均用电)		
信息对称			0.000 (0.000)			0.000*** (0.000)
信息对称×转移支付_专项			-0.000 (0.000)			0.000*** (0.000)
控制变量	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
区县固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Adj. R ²	0.158	0.054	0.125	0.081	0.229	0.178
年份	2000—2007	2000—2009	2000—2009	2000—2007	2000—2009	2000—2009
区县个体数	2466	1881	2477	2483	1882	2491
总观测值	19331	11265	24267	19669	11289	24683

注：受数据可获得性限制，表中回归的样本量与基准回归存在差异，并导致部分变量系数与基准结果略有不同，但并不影响研究结论。

从表6可以看出，在转移支付方面，一般性转移支付对经济不平等的加剧效应被放大，说明在官员晋升激励体制下，省直管县改革使得官员偏好短期绩效，当具有高晋升激励的官员主政区县时效应更显著。在专项转移支付方面，政府间关系框架下的不同层级政府偏好不同，政府间的信息不对称会导致上级政府的专项转移支付事与愿违，当区县与直属上级政府之间信息不对称更为严重时，专项转移支付对经济不平等的加剧效应也更加显著。结合一般性转移支付和专项转移支付的上述效应，可以得出原本致力于均衡发展的转移支付却呈现影响公平的现象。在税收分成方面，省直管县改革引发的地方政府间竞争加强了税收分成的激励效应，加上被扭转的转移支付平衡效应，税收分成的激励效应进一步被放大。公平和效率这两种逻辑叠加，使得省直管县改革最终加剧了区县经济不平等。

（四）地方财政激励变动加剧区县经济不平等的逻辑

为什么税收分成比例提升和转移支付规模扩大会加剧区县经济不平等？前文初步发现可以从效率和公平两个逻辑理解地方财政激励变动对区县经济不平等的加剧效应。为验证这一观点，本文借鉴基础设施空间分布概念，采用全国土地出让数据和金融站点分布数据测量效率和公平（Pandey等，2022）。具体而言，本文参照侯英姿等（2022）的做法，采用ArcGIS软件的核密度分析，按照区县-年份方式计算得到核密度栅格结果，其计算方式如公式（3）所示：

$$F(s) = \sum_{i=1}^n \frac{1}{r^2} k\left(\frac{d_{is}}{r}\right) \tag{3}$$

其中， $F(s)$ 是 s 处核密度函数， r 是路径距离衰减阈值； n 是距离 s 处小于或等于 r 的土地出让点或金融站点个数； d_{is} 是 i 点到土地出让点或金融站点的最短距离； k 是空间权重函数。结合核密度计算公式、土地出让点和站点分布数据、区县行政区划矢量数据，得到各区县内涵盖像元的核密度标准差与最大值。其中，标准差表示区县土地开发与金融站点分布密度水平的均衡性，用以测量公平；最大值表示区县土地出让点与金融站点分布密度水平的集聚性，用以测量效率。随后，本文检验省直管县改革与上述标准差和最大值的相关性，结果如表7所示。

表 7 效率-公平框架下的税收分成、转移支付效应检验

变量	效率		公平			
	土地出让分布 密度水平集聚性	金融站点分布 密度水平集聚性	土地出让分布 密度水平均衡性		金融站点分布 密度水平均衡性	
省直管县改革	0.027** (0.011)	-0.001*** (0.011)	0.002 (0.002)	0.006* (0.003)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)
税收分成_增值税	0.158*** (0.055)	0.003*** (0.001)				
转移支付_一般性			0.001** (0.000)		0.000*** (0.000)	
转移支付_专项				0.005*** (0.001)		0.000*** (0.000)
控制变量	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
区县固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Adj. R ²	0.211	0.144	0.251	0.238	0.116	0.120
年份	2000—2007	2000—2007	2000—2009	2000—2009	2000—2009	2000—2009
区县个体数	2483	2483	2482	2491	2482	2491
总观测值	19669	19669	20811	24683	20811	24683

注：金融站点分布和土地出让数据来自中国银行保险监督管理委员会和中国土地市场网。

从表 7 的估计结果可以看出,伴随税收分成比例的上升,土地出让点与金融站点分布的密度水平集聚性分别提升了 15.8% 和 0.3%,反映出拥有更大税收自主空间的地方政府倾向于采纳优势集聚的发展战略,说明税收分成的确发挥了提升地方发展效率的作用。但无论一般性转移支付还是专项转移支付,均降低了土地出让与金融站点分布的密度水平均衡性(具体表现为标准差的提高),反映出获得转移支付的地方政府并没有把资金用于维护地方发展公平,反而导致地区公共设施分布不均衡,说明转移支付并未发挥促进公平的作用,而是转向提升发展效率。

五、异质性分析

为解决政策试点选择非随机化对平行趋势假定的冲击,本文采用合成双重差分法(Synthetic Difference in Difference)(Arkhangelsky 等,2021)逐一估计每个试点县的政策效应(四个直辖市、浙江省和海南省下辖的区县除外^①)。该方法综合双重差分(DID)与合成控制法(SCM)的思维,可以在不依赖平行趋势假定的前提下依据被解释变量的趋势估计每一个试点的政策效应,本质上是通过对事实与反事实状况的继续差分开开展评估,其计算方式如公式(4)所示:

$$\tilde{Y}_{NT}^{sdid}(0) = \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{t=1}^{T-1} \tilde{\omega}_i^{sc} \tilde{\delta}_t^{sc} Y_{it} + \sum_{t=1}^{T-1} \tilde{\delta}_t^{sc} (Y_{Nt} - \sum_{i=1}^{N-1} \tilde{\omega}_i^{sc} Y_{it}) + \sum_{i=1}^{N-1} \tilde{\omega}_i^{sc} (Y_{it} - \sum_{t=1}^{T-1} \tilde{\delta}_t^{sc} Y_{it}) \quad (4)$$

式(4)中, $\tilde{\omega}^{sc}$ 和 $\tilde{\delta}^{sc}$ 分别表示用以合成政策试点反事实的个体与时间权重, $\tilde{Y}_{NT}^{sdid}$ 为根据上述权重合成的每一个“省直管县”反事实组的经济不平等状况,式(4)等号后分别表示加权后控制组改革

^① 由于北京、上海、天津、重庆和海南等省市始终实行行政直管县,浙江一直实行财政直管县,上述区县并不存在事前期观测值,故而将其剔除。

前均值、处理组与控制组改革前差异以及加权后控制组改革前后的差异。下文将对回归得到的711个区县的政策效应进行整体性描述,并围绕该结果进一步讨论上文机制。

(一)整体性描述

表8汇报了合成双重差分法估计得到的每个试点县的政策效应。整体上看,近70%试点县的政策效应为正,其中平均处理效应的中位数为0.791,处理效应的均值为-0.362。^①为避免极端估计结果对数据分布的影响,本文仅保留改革效应在[-5%,5%]的样本,其政策效应的均值为3.5%,稍低于基准回归结果的5%,具体情况如图4左侧所示。

表 8 省直管县改革对经济不平等的效应:试点异质性									
改革效应	分位数					均值	标准差	最小值	最大值
	10%	25%	50%	75%	95%				
	-4.005	-0.844	0.791	1.233	1.923	-0.362	3.557	-25.811	15.657

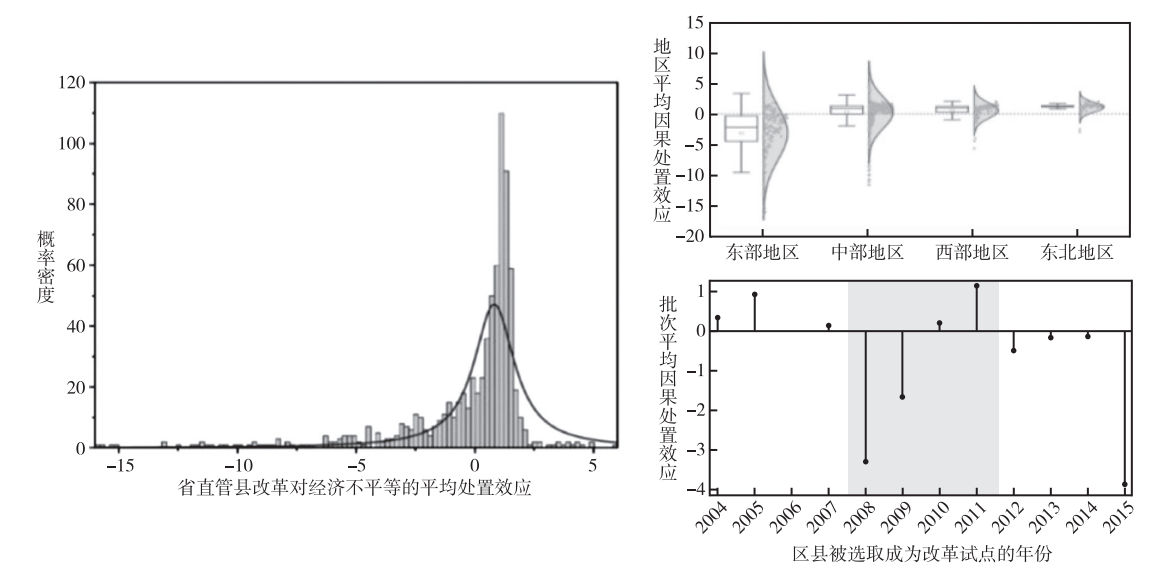


图 4 区县层级省直管县改革的政策效应分布

随后,本文分析了区域内部横向差异与改革批次纵向差异的异质性,结果如图4右侧所示。从图4右上图可以看出,在改革效应的地区分布上,东南沿海地区的政策效应相对较低,部分地区呈现出负向影响;东北和西部地区的政策效应则相对较高。其原因可能是东南沿海地区相对发达,早已从效率至上的发展阶段转向均衡的高质量发展阶段。而东北和西部地区整体发展相对滞后,仍旧处于追求发展效率阶段。因此,东部地区的改革往往能在追求效率中兼顾公平,而东北地区 and 西部地区的改革则更多地在追逐效率。从图4右下图可以看出,在改革效应的时间分布上,2004—2007年的改革整体上加剧了经济不平等,2008—2011年的改革对经济不平等的效应存在波动,在加剧和减轻间反复;2012年后改革整体上缩小了经济不平等。政策效应的时间差异有两种

① 改革效应为负的地区,处置效应绝对值整体偏大,故平均处置效应的均值与基准回归结果相反,当剔除极端处置效应值后,整体效应平均值为正。

可能原因:一是中国经济始终处于高速发展状态,2012年后中国东南沿海的很多区县已进入库兹涅茨曲线右侧区域,即经济增长伴随均衡发展;二是党的十八大以来,党和国家高度重视协调发展,改变以往只重效率的发展导向和唯 GDP 的考核导向,因而地方政府的发展理念也逐渐从只注重效率转向兼顾效率与公平。

(二)围绕机制的异质性分析

为弥补数据缺失给机制分析带来的不利影响,本文结合理论框架和上述分析结果,通过调整变量测量和分析方法,进一步讨论省直管县改革对经济不平等的影响机制。在变量测量方面,本文对省直管县改革文本中涉及效率的税收分成与聚焦公平的转移支付等内容进行人工编码(有涉及税收分权、转移支付的内容赋值为 1,反之为 0),以此考察财政激励的影响;同时采用是否曾被评选为贫困县的虚拟变量测量纵向监管,^①使用周边区县中被选定为省直管县的平均比例测量横向竞争,^②分别从纵向和横向维度考察政府间关系的影响。在分析方法方面,本文使用截面数据 OLS 回归分析机制变量与政策效应变量的相关性,侧面验证上述机制路径的合理性,结果如表 9 所示。

表 9 机制变量与政策效应的相关性分析

变量	政策效应	变量	政策效应
税收分成	2.403*** (0.829)	转移支付	2.956*** (0.389)
横向竞争	0.235*** (0.019)	纵向监管	-0.684* (0.391)
税收分成×横向竞争	0.093*** (0.036)	转移支付×纵向监管	-1.062** (0.539)
R ²	0.296	R ²	0.211
观测值	771	观测值	771

从表 9 可以看出,在明确税收分成内容的地区,省直管县改革能够显著抬升区县经济不平等的程度;同时,与没有横向竞争的区县相比,省直管县改革的政策效应在存在横向竞争的区县将被加剧。无论是在明确转移支付的地区还是未明确地区,省直管县改革对区县经济不平等的影响效应均不存在系统性差异,但纵向监管依然能抑制转移支付的加剧效应,说明上级政府对下级政府的监管缺失,以及两者之间的信息不对称可能是导致转移支付平衡效应被扭转的原因。由此,本文在机制分析的基础之上,通过异质性分析揭示了加强纵向监管可以从制度设计上矫正转移支付对公平产生的影响。

六、讨论与结论

权有无,均贫富。“均平”思想自古蕴于中国传统文化之中,“调均”是其中主调(李宗桂,2016)。历代以来,执政者无不将财政视为调整国家财富分配的重要手段,酌情采取不同措施对贫富不均进行调控。在新中国成立以后,国家财政体制经历几番调整,逐步确立起以分税制为核心的财政

① 由于贫困县的首要任务为摘帽脱贫,因而其在均衡发展上的诉求更为迫切,同时也受到上级更为严格的监管,所以曾经为贫困县的哑变量可以作为测量纵向监管的指标。

② 如果一个周边区县中存在其他省直管县,那么省直管县之间就会存在竞争关系,并且周边区县中省直管县的比例越高,这种竞争关系将会加剧,所以可以采用周边区县中省直管县比例作为测量横向竞争的指标。出于截面数据结构的考量,本文对历年的比例求平均处理。

体制。作为改革开放以来最重要的财政制度改革之一,分税制在设计之初就已兼顾效率与公平逻辑:税收分成属于“寓平衡于激励”,转移支付则属于“寓激励于平衡”(吕冰洋等,2021)。然而,相比于税收分成在促进经济高速增长方面的出色表现,转移支付在均衡地区发展方面的作用却长期备受争议(周飞舟,2006)。回顾财政统计数据,一个困惑萦绕其中:在央地税收分成比例稳定的前提下,递增的转移支付为何难以降低基尼系数?鉴于中国财政体制嵌合行政体制之中(吕冰洋,2021),本文试图以兼具财政分权与行政组织扁平化特点的省直管县改革为研究对象,揭开这一现象的成因:一方面,财政分权改革导致政府间税收分成比例与转移支付规模的变动;另一方面,行政层级改革又重塑了横向政府之间的竞争强度和纵向政府之间的监管力度。

在以系统观念研究省直管县改革的过程中,本文构建了一个兼具财政和行政视角的分析框架,在政府间关系的背景下,讨论税收分成和转移支付对区县经济不平等的影响,在已有中国式分权促进经济高速增长研究的基础上,揭示了经济不平等问题未能得到有效缓解的根源。除此之外,本文在一定程度上调和了财政分权理论中攫取之手与援助之手的经典争论。第二代财政分权理论认为财政分权与经济增长或社会福利的关系依赖于政府间关系的制度设计,不恰当的央地合作-激励制度容易导致地方政府被精英集团捕获,由此带来的政府间恶性竞争将导致社会福利蒸发。本文则提出行政体制中的横向竞争、官员偏好和信息不对称同样是影响财政分权效果的重要因素,同时纵向监管的制度设计是决定财政分权扮演何种角色的关键。

本文可以为进一步全面深化改革,推进全体人民共同富裕的中国式现代化提供如下政策启示。一是在推进国家治理体系和治理能力现代化的过程中要坚持系统观念,充分认识行政和财政体制的复杂关系,妥善处理好经济和社会、效率和公平、活力和秩序之间的关系。二是在推进地方政府体制改革过程中,一方面要优化绩效考核机制,在激励地方政府发挥积极性与主动性的同时减缓地方政府间的恶性竞争,另一方面要优化地方政府管理层级与管理幅度,通过加强纵向监管减少由官员偏好和信息不对称所导致的政策执行偏差。三是在推动共同富裕的时机选择上,要根据不同地区的发展阶段动态地、有针对性地推动地方政府体制改革。

参考文献:

1. 才国伟、黄亮雄:《政府层级改革的影响因素及其经济绩效研究》,《管理世界》2010年第8期。
2. 才国伟、张学志、邓卫广:《“省直管县”改革会损害地级市的利益吗?》,《经济研究》2011年第7期。
3. 陈纯槿、李实:《城镇劳动力市场结构变迁与收入不平等:1989~2009》,《管理世界》2013年第1期。
4. 陈思霞、卢盛峰:《分权增加了民生性财政支出吗?——来自中国“省直管县”的自然实验》,《经济学(季刊)》2014年第4期。
5. 丁肇启、萧鸣政:《省管县新模式“全面直管”改革政策效果分析——基于河南省的研究》,《公共管理学报》2017年第2期。
6. 傅勇、张晏:《中国式分权与财政支出结构偏向:为增长而竞争的代价》,《管理世界》2007年第3期。
7. 宫汝凯、姚东旻:《全面直管还是省内单列:省直管县改革的扩权模式选择》,《管理世界》2015年第4期。
8. 侯英姿、高一冉、王方雄、毕红星:《基于POI数据的天津市体育设施空间格局分析》,《辽宁师范大学学报(自然科学版)》2022年第1期。
9. 贾俊雪、宁静:《纵向财政治理结构与地方政府职能优化——基于省直管县财政体制改革的拟自然实验分析》,《管理世界》2015年第1期。
10. 贾晓俊、岳希明:《我国均衡性转移支付资金分配机制研究》,《经济研究》2012年第1期。
11. 李春玲、李实:《市场竞争还是性别歧视——收入性别差异扩大趋势及其原因解释》,《社会学研究》2008年第2期。
12. 李磊、刘斌、胡博、谢璐:《贸易开放对城镇居民收入及分配的影响》,《经济学(季刊)》2012年第1期。
13. 李实、朱梦冰:《推进收入分配制度改革 促进共同富裕实现》,《管理世界》2022年第1期。
14. 李实、朱梦冰、詹鹏:《中国社会保障制度的收入再分配效应》,《社会保障评论》2017年第4期。
15. 李永友:《省以下多样化放权策略与经济增长》,《经济研究》2021年第2期。

16. 李永友、周思娇、胡玲慧:《分权时序与经济增长》,《管理世界》2021年第5期。
17. 李宗桂:《从“调均”看中国文化的优秀传统》,《哲学研究》2016年第8期。
18. 刘穷志:《税收竞争、资本外流与投资环境改善——经济增长与收入公平分配并行路径研究》,《经济研究》2017年第3期。
19. 刘修岩:《空间效率与区域平衡:对中国省级层面集聚效应的检验》,《世界经济》2014年第1期。
20. 刘勇政、贾俊雪、丁思莹:《地方财政治理:授人以鱼还是授人以渔——基于省直管县财政体制改革的研究》,《中国社会科学》2019年第7期。
21. 卢洪友、龚锋:《政府竞争、“攀比效应”与预算支出受益外溢》,《管理世界》2007年第8期。
22. 罗楚亮、李实、岳希明:《中国居民收入差距变动分析(2013—2018)》,《中国社会科学》2021年第1期。
23. 吕冰洋:《政府间税收分权的配置选择和财政影响》,《经济研究》2009年第6期。
24. 吕冰洋:《国家能力与中国特色转移支付制度创新》,《经济社会体制比较》2021年第6期。
25. 吕冰洋:《央地关系:寓活力于秩序》,商务印书馆2022年版。
26. 吕冰洋、李钊、马光荣:《激励与平衡:中国经济增长的财政动因》,《世界经济》2021年第9期。
27. 吕炜、靳继东:《从财政视角看中国式现代化道路》,《中国社会科学》2022年第11期。
28. 马光荣、张凯强、吕冰洋:《分税与地方财政支出结构》,《金融研究》2019年第8期。
29. 毛捷、吕冰洋、陈佩霞:《分税的事实:测量中国县级财政分权的数据基础》,《经济学(季刊)》2018年第2期。
30. 宁光杰、雒蕾、齐伟:《我国转型期居民财产性收入不平等成因分析》,《经济研究》2016年第4期。
31. 庞明礼:《省直管县体制改革:模式、过程与走向》,中国社会科学出版社2020年版。
32. 乔宝云、刘乐峥、尹训东、过深:《地方政府激励制度的比较分析》,《经济研究》2014年第10期。
33. 谭之博、周黎安、赵岳:《省管县改革、财政分权与民生——基于“倍差法”的估计》,《经济学(季刊)》2015年第3期。
34. 汪昊、姜峰:《中国财政再分配效应测算》,《经济研究》2017年第1期。
35. 王培刚、周长城:《当前中国居民收入差距扩大的实证分析与动态研究——基于多元线性回归模型的阐释》,《管理世界》2005年第11期。
36. 王小龙、陈金皇:《省直管县改革与区域空气污染——来自卫星反演数据的实证证据》,《金融研究》2020年第11期。
37. 王小龙、方金金:《政府层级改革会影响地方政府对县域公共教育服务的供给吗?》,《金融研究》2014年第8期。
38. 王小龙、方金金:《财政“省直管县”改革与基层政府税收竞争》,《经济研究》2015年第11期。
39. 王永钦、张晏、章元、陈钊、陆铭:《十字路口的中国经济:基于经济学文献的分析》,《世界经济》2006年第10期。
40. 吴万宗、刘玉博、徐琳:《产业结构变迁与收入不平等——来自中国的微观证据》,《管理世界》2018年第2期。
41. 习近平:《扎实推动共同富裕》,《求是》2021年第20期。
42. 杨穗、赵小漫:《走向共同富裕:中国社会保障再分配的实践、成效与启示》,《管理世界》2022年第11期。
43. 叶康涛、刘行:《税收征管、所得税成本与盈余管理》,《管理世界》2011年第5期。
44. 尹恒、朱虹:《县级财政生产性支出偏向研究》,《中国社会科学》2011年第1期。
45. 郁建兴、任杰:《共同富裕的理论内涵与政策议程》,《政治学研究》2021年第3期。
46. 张五常:《中国的经济制度》,中信出版社2009年版。
47. 郑新业、王晗、赵益卓:《“省直管县”能促进经济增长吗?——双重差分方法》,《管理世界》2011年第8期。
48. 周飞舟:《分税制十年:制度及其影响》,《中国社会科学》2006年第6期。
49. 周黎安:《中国地方官员的晋升锦标赛模式研究》,《经济研究》2007年第7期。
50. 周雪光:《“逆向软预算约束”:一个政府行为的组织分析》,《中国社会科学》2005年第2期。
51. Alesina, A., Michalopoulos, S., & Papaioannou, E., Ethnic Inequality. *Journal of Political Economy*, Vol.124, No.2, 2016, pp.428-488.
52. Arkhangelsky, D., Athey, S., Hirshberg, D. A., Imbens, G. W., & Wager, S., Synthetic Difference-in-Differences. *American Economic Review*, Vol.111, No.12, 2021, pp.4088-4161.
53. Chen, Z., Yu, B., Yang, C., et al., An Extended Time Series (2000-2018) of Global NPP-VIIRS-like Nighttime Light Data from a Cross-Sensor Calibration. *Earth System Science Data*, Vol.13, No.3, 2021, pp.889-906.
54. Elvidge, C. D., Baugh, K. E., Anderson, S. J., Sutton, P. C., & Ghosh, T., The Night Light Development Index (NLDI): A Spatially Explicit Measure of Human Development from Satellite Data. *Social Geography*, Vol.7, No.1, 2012, pp.23-35.
55. Gibson, J., Olivia, S., Boe-Gibson, G., & Li, C., Which Night Lights Data Should We Use in Economics, and Where?.

Journal of Development Economics, Vol.149, 2021.

56.Li, P., Lu, Y., & Wang, J., Does Flattening Government Improve Economic Performance? Evidence from China. *Journal of Development Economics*, Vol.123, 2016, pp.18–37.

57.Liu, S., et al., Analysis of Economic Vitality and Development Equilibrium of China's Three Major Urban Agglomerations Based on Nighttime Light Data. *Remote Sensing*, Vol.16, No.23, 2024, 4571.

58.Lv, B., Liu, Y., & Li, Y., Fiscal Incentives, Competition, and Investment in China. *China Economic Review*, Vol.59, 2020, Article ID: 101371.

59.Mirza, M. U., Xu, C., Bavel, B. V., Van Nes, E. H., & Scheffer, M., Global Inequality Remotely Sensed. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, Vol.118, No.18, 2021, e1919913118.

60.Pandey, B., Brelsford, C., & Seto, K. C., Infrastructure Inequality Is a Characteristic of Urbanization. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, Vol.119, No.15, 2022, e2119890119.

61.Qian, Y., & Roland, G., Federalism and the Soft Budget Constraint. *SSRN Electronic Journal*, 1998.

62.Wang, Z., Zhang, Q., & Zhou, L. A., Career Incentives of City Leaders and Urban Spatial Expansion in China. *Review of Economics and Statistics*, Vol.102, No.5, 2020, pp.897–911.

The Fiscal-Administrative Integration: Institutional Reform of Local Governments and Economic Inequality

YANG Jusheng (Peking University, 100871)

LAN Yuxiao (Tsinghua University, 100084)

LIANG Fengbo (Central China Normal University, 430079)

Summary: Economic inequality not only hampers wealth accumulation but also undermines social justice, democratic governance, and overall societal welfare. Governments worldwide have adopted various policies to address inequality, with fiscal policy playing a pivotal role. In China, however, a paradox persists within its fiscal system: despite sustained annual growth in fiscal transfers (average 9.2% from 2003 to 2020), the national Gini coefficient has remained stubbornly high (0.46-0.48). This paper investigates this puzzle through the lens of the Province-Managing-County (PMC) reform—China's largest decentralization effort since 1949, implemented across 24 provinces covering 54% of counties. The PMC reform uniquely combines fiscal decentralization and administrative flattening, offering a natural experiment to examine how fiscal incentives and administrative constraints jointly shape inequality outcomes.

To overcome inherent inaccuracies in traditional Gini coefficient measurement, we introduced an innovative county-level inequality estimation method using multi-source satellite remote sensing data. Specifically, we developed a dual-validation model combining nighttime luminosity (NASA-VIIRS and DMSP-OLS data) with electricity consumption metrics, calibrated against WorldPop population grids. This approach corrects systematic biases in household income surveys and provides robust inequality estimates verified against household-level data. Additionally, we designed replicable spatial equity metrics using kernel density functions to operationalize resource distribution fairness, offering a novel tool for assessing economic geography and policy impacts globally.

The empirical analysis results are as follows. First, the PMC reform has aggravated economic inequality in pilot areas by an average of 0.5%. Second, the reform effect displays regional heterogeneity: in the eastern developed regions, economic inequality decreased, while in the western and northeastern

underdeveloped regions, inequality worsened. Third, the effect shows temporal variation: reforms before 2007 intensified economic inequality, while reforms after 2012 have reduced economic inequality, and the effects of reforms between 2007 and 2012 were unstable.

Further mechanism analysis shows that the PMC reform has expanded the scale of transfer payments in pilot areas and the span of control of its superior governments. The lack of supervision has greatly increased the possibility of lower governments misappropriating general transfer payments, while information asymmetry has led to misjudgment of the intention of special transfer payments. Finally, the transfer payments that maintain the fairness of regional development failed. The PMC reform has increased the proportion of tax sharing in pilot areas and encouraged local development efficiency. Within the framework of local government competition, the promotion of tax sharing proportion makes local governments practice the development strategy of advantage agglomeration, which will aggravate economic inequality. The above mechanisms lead to the aggravation of economic inequality jointly.

Our findings highlight critical tensions in China's intergovernmental fiscal relations. (1) Resolving the "transfer paradox" requires enhanced vertical supervision mechanisms and technical controls to correct incentive distortions that neutralize the poverty-alleviating potential of fiscal transfers. (2) Optimizing fiscal responsibility assignment necessitates matching tax-sharing ratios with regional development stages—lowering shares in developed regions and cautiously adjusting in developing regions—to prevent efficiency-focused approaches from exacerbating inequality. (3) Improving fiscal resilience through differentiated reforms tailored to regional conditions—promoting direct administrative supervision in affluent eastern regions while prioritizing provincial coordination in less-developed western regions—helps mitigate adverse impacts of decentralization.

This study moves beyond the traditional dualism of fiscal decentralization theory—"helping hand" vs. "grabbing hand"—by introducing administrative factors into the analysis. Specifically, we developed a "Fiscal-Administrative Integration" framework that yields two novel insights. First, horizontal competition intensifies fiscal incentives. By raising local governments' share of value-added taxes, the reform intensified inter-locality competition for economic growth, causing resources to concentrate in affluent areas. Second, weakened vertical supervision diminishes the equalizing role of fiscal transfers. Administrative flattening reduced provincial oversight, enabling increased misuse of earmarked transfers and misallocation of general transfers due to local officials' biased performance preferences. Our evidence highlights that the outcomes of fiscal decentralization crucially depend on the administrative structure, contributing empirical substance to the second-generation fiscal decentralization theories.

Future research may further these findings by exploring intra-county urban-rural inequalities—another crucial dimension of economic disparity, heterogeneous bureaucratic incentives and associated policy outcomes, and private-sector responses, such as firms' location and investment decisions under decentralized fiscal conditions, to reveal whether fiscal incentives trigger arbitrage-based agglomeration behaviors.

Keywords: Province-Managing-County Reform, Tax Sharing, Fiscal Transfers, Government Institutional Reform, Economic Inequality

JEL: R51, H11

责任编辑:原 宏