

纵向政府间行政治理结构改革与企业绩效^{*}

余锦亮¹ 黄保聪²

(1. 湖南大学经济与贸易学院 湖南长沙 410079)

(2. 湖南大学公共管理学院 湖南长沙 410079)

摘 要: 打好提质增效攻坚战、提升企业绩效是当前社会各界广泛关注的热点话题,政府尤其是市县政府的政策和策略性行为在这一过程中起到极其关键的作用。本文基于2003年开始的扩权强县改革构建双重差分模型,探究纵向政府间行政治理结构改革在促进企业绩效中的作用。研究发现,与非扩权县相比,扩权县企业的产出平均提高了约11%,销售利润率和总资产利润率分别提高了5.4%和13.66%。机制分析表明,改革深刻改变了扩权县的激励约束机制:扩权县出于经济增长的激励在供给端降低了企业的进入障碍和生产经营成本。在需求端扩大了财政基本建设支出比重,创造了更大的市场需求。

关键词: 企业绩效 扩权强县 增长激励 政府间行政治理结构

中图分类号: F812.4 **JEL 分类号:** H77 D21 O38

一、引 言

近年来,深化政府体制改革、促进实体经济提质增效是各级政府的工作重点。李克强总理在十三届全国人大三次会议的政府工作报告中强调“要依靠改革激发市场主体活力,增强发展新动能”。在这一过程中,政府尤其是基层政府具有不可忽视的影响力。如何设计合理的政府治理体制,激发地方政府的积极性,主动作为实施有效的政策激励企业提高绩效、促进产业转型升级是中央和社会各界广泛关注的重要课题。

第二代分权理论从公共选择视角强调了分权对地方政府的激励约束作用,为政府治理体系的最优设计提供了一个重要研究视角。政府间权力分配与再分配被认为是驱动地方政府行为变化的重要动力,会对社会经济产生深刻影响。大量学者就政府间财权或事权分配对政府支出结构(Ferrario 和 Zanardi, 2011; 孙开和张磊, 2019)、公共服务供给质量(Faguet, 2004; Falch 和 Fischer, 2012)、经济增长(Zhang 和 Zou, 1998; Qiao 等, 2008)以及收入不平等和贫困(Von Braun 和 Grote, 2002; Sacchi 和 Salotti, 2014)等宏观经济变量的影响进行了广泛研究。在实践层面,进入21世纪,世界各国掀起了分权改革新浪潮,Garman 等(2001)调查了75个发展中国家发现有80%的国家或多或少采取了权限下放改革。提高公共品的供给效率以及促进经济增长质量是改革的题中之义。

宏观财政经济变动是无数微观经济主体行为共同作用的结果。大量理论研究和实践经验表明,政府尤其是基层政府对企业的发展具有不可忽视的影响。即便是在中央高度集

^{*} 本文为国家自然科学基金项目“减税降费的财政效应评估:基于收—支—债联动的视角”(项目编号:72003060)的阶段性成果。作者感谢匿名审稿专家提出的宝贵意见,文责自负。

权的单一制国家，中央政府拥有绝对的政治任免权、财税决定权和最高管理权，在具体政策执行层面，地方政府仍然具有极大的“自主裁量权”，可以通过调整行政审批、税收征管、财政补贴、信贷指导、土地供给等政策的执行力度对微观主体的生产经营活动产生影响。在多级政府框架下，政府行政治理结构的变动会导致公共权力在不同级别政府间的分配和再分配，可能通过改变公共部门的组织方式和激励约束机制来深刻影响其行政能力和政策目标，从而引起微观企业和个人行为的变化。例如，Zhang 等（2018）发现中国环境监督权限由地方上收至中央后企业的污染物排放量显著减少；李广众和贾凡胜（2019）将财政省直管县作为识别政府税收征管动机的准自然实验，评估发现财政省直管县显著抑制了企业的盈余管理行为，提升了政府的税收收入。探讨纵向政府行政治理结构改革与经济发展之间的关系需要深入理解微观经济基础，但鲜有学者从微观视角提供这方面的实证研究。

在政府治理整体框架难以发生根本改变的前提下，一些省份自 2003 年开始陆续推行扩权强县改革。其核心是将大量原属地级市政府的经济与社会管理权限下放至县，以简化行政层级，扩大县级政府的自主权，提高行政效率，从而促进县域的经济增长。这一改革发轫于湖北省、安徽省和福建省，并在随后几年迅速扩展至其他省份。截至 2017 年底，全国已有 699 个县实行了该项改革，这为我们深入纵向研究政府间行政治理结构改革的微观经济效应提供了良好的契机。扩权强县的主要目标是推进县域经济加快发展，例如辽宁省于 2006 年启动改革，并设定到 2010 年县域生产总值年均增长 15% 以上；安徽省在 2006 年公布的《关于在宁国等 12 个县（市）开展扩大经济社会管理权限试点工作的通知》中也明确提出“到 2010 年，试点县规模以上工业增加值、财政总收入要比 2005 年翻一番以上”。在此背景下，许多学者就扩权强县与经济增长之间的关系进行了实证评估。例如，才国伟和黄亮雄（2010）发现扩权强县改革显著提高了县区的经济增长率；郑新业等（2011）单独考察河南省的省直管县改革，发现与非改革县相比改革县的经济增长率上升 1.3%，认为这一增长主要来自于经济政策权力的下放（与本文所研究的扩权强县改革相同）。刘冲等（2014）基于全国县级层面的数据，利用双重差分法分别对财政省直管县与扩权强县两项改革的经济效应进行评估，发现与非改革县相比，扩权县的经济增长率平均高出 1.067%。但是对于扩权强县改革微观经济效应的研究并不多见。袁渊和左翔（2011）与本文最为接近，其基于浙江和福建两省的改革实践，应用双重差分模型实证研究发现扩权强县使得改革县企业的销售增长率和资产增长率分别提高了 1.3% 和 2.7%。

本文基于省以下扩权强县这一准自然实验，利用中国工业企业数据库，采用双重差分法实证评估纵向政府间行政治理结构改革对微观企业绩效的影响。从理论上说，遵循着“能放则放”的原则，各省在实施扩权强县改革的过程中，将大量的投资项目建设审核、企业证照、价权管理、土地征收管理以及金融经济管理权限等直接关系企业发展的重要权限由地级市下放至县，当经济增长目标更高时，县级政府有更大的能力和激励实施更为积极的成长策略。

实证研究发现，扩权强县改革在供给端显著降低了改革县的融资成本、环境门槛和税收征管力度，在需求端扩大了财政建设支出比重。综合来看，改革显著提高了企业绩效；此外，改革效应在小企业、私营企业表现得更为明显。与既有文献相比，本文可能的边际贡献主要在以下三个方面：第一，本文以扩权强县改革的准自然实验，采用双重

差分方法，从微观企业的视角系统完整地评估了改革的经济效应，通过事件分析法和安慰剂检验等多种识别方法，对扩权强县与企业绩效之间的关系及其传导机制进行了系统的因果关系分析，能够弥补相关实证分析的内生性缺陷，从而丰富了政府权力分配与企业发展方面的文献。第二是本文为如何进行纵向政府行政治理改革以促进县域经济增长提供了中国的微观经验证据。扩权强县改革是一次典型的外生政府间行政治理体系改革，本文的研究证实了扩权县出于经济增长目标会通过降低融资成本等多种途径激励企业生产，详细解释了在中国的政治经济背景下地方政府间权力再分配影响经济增长的传导路径。第三，本文发现大规模下放环境权限可能引起地方政府的为增长而污染行为，即牺牲环境来促进经济增长，该结论对中国正在推行的政府间事权改革提供了有益的参考。但是，我们仍要高度关注不同类型政府权力分配改革的微观影响，进一步细化和评估权力的分配层级。

二、研究背景与理论机理

（一）纵向行政治理体制变迁

中华人民共和国成立以来，省以下行政治理体制几经变迁。改革开放前，虽然存在过诸如大区等行政层级，但是省—县—乡是地方政府的基本架构，中心城市与县之间相互独立。为了统一城乡市场、促进资源和生产要素在区域间生产和流通，1982年从江苏省开始，全国开展了大规模的“市管县”改革，将全省划分为若干面积较大的地级市进行管理，基层县级政府依附于地市级政府，财政与经济社会管理各项权限统一上收至市级政府。截至2002年扩权强县改革之前，全国共设275个市、1219个县和312个代管市，地级市成为省、县之间最主要的行政层级。^①

改革开放初期，中国正处于计划经济向市场经济转型的重要时期，由市管理县使得城乡之间的优势资源得以互补，部分县级行政区得到了快速的发展，确实促进了许多区域经济发展的合力。但是随着政治经济体制改革的不断深入和市场化改革的持续进行，市管县的弊端逐渐显现。大量的地级市由于工业基础薄弱难以带动县域和乡村经济的发展，并且出于经济发展集聚效应的考虑、城市化的要求和显性政绩工程的需要，地级市往往选择集中资源优先发展“市区”，出现了“市刮县”、“市卡县”、“市压县”、“市吃县”等现象，导致县域经济长期无法得到充足的财政资源，基础建设和科教文卫等事业投资严重不足，财政困难、公共服务供给等问题逐渐凸显，县乡发展长期滞后。此外，县乡财政困难也倒逼相关职能部门通过名目繁多的预算外制度外形式来弥补缺口，恶化了营商环境。县级政府由于缺乏自主性而难以因地制宜实施最优的发展策略。

为了改善这一状况，自2003年湖北、福建、安徽等省份率先开始扩权强县改革，并迅速扩展到其他省区。该改革遵循“能放则放”的原则，将大量地级市的经济和社会管理权直接下放至县，充分扩大县行政自主权。同一时期许多省份也开展了财政省直管县改革，将财政转移支付、税收返还等财税权力由省直接与县对接，跳过地级市政府。县委书记和县长的任命也逐步由地级市上收至省，试图最终实现扁平化地方政府管理层级的目的。

^① 因篇幅所限，本文省略了1949年以来中国纵向行政治理体制变化示意图，感兴趣的读者可在《经济科学》官网论文页面“附录与扩展”栏目下载。

（二）扩权强县改革

扩权强县改变了原地级市对下辖县的领导模式，大大增强了改革县政府在经济和社会管理等方面的权限。此外，改革是在加快县域经济发展背景下产生的，伴随着更高的增长任务，许多省区在改革文件中对扩权县的 GDP 增长目标进行了具体的规定：除了前文提到的辽宁、安徽两省，福建、山东、四川等省份也明确了 GDP、财政总收入等目标，部分省份甚至伴随有取消试点的惩罚措施。宏观经济增长是无数微观经济主体特别是企业行为共同作用的结果，因此改革县有极强的激励采用各种方法刺激经济增长。

除此之外，扩权强县改革将大量项目投资、环境管理、财税管理、资源开发利用等权限下放至县，大大提高了县级政府扩大生产投资、促进企业生产的能力。具体来说主要在以下几个方面。首先，扩权强县将大量项目投资及建设权限、贷款项目申报审批管理等权限下放至县，极大便利了当地企业进行外部融资和项目建设，可能减轻企业的隐性行政成本和显性融资成本，提高企业的经营绩效。^① 其次，在 21 世纪初，地方政府还拥有有一定程度的税收优惠裁量权，许多省份在改革时同时将税收管理权下放至县，使得扩权县政府能够方便地利用税收征管和税收优惠等手段，降低企业生产的税收成本，增加税收利润，从而鼓励其扩大生产。最后，环境项目建设、环境影响评价、排污许可和排污费征管等是企业正常开展生产的重要内容，在改革中大量省份将环境权限下放至县，极大增强了县级政府的污染裁量权，有能力通过降低环境规制和环保标准，减少企业生产中所需考虑的减排成本，提高企业的生产能力和财务绩效。当然，除了影响企业的生产决策，政府也会直接扩大自身的基础设施投资以促进地区经济快速增长，投资项目的增多不仅给企业带来了更多的发展机会，而且由此带来的基础设施改善也能降低贸易成本。因此，扩权强县改革可以在很大程度上改善扩权县地区企业的经营绩效。

值得注意的是，扩权强县改革试点的选择并非是完全随机的，各省在改革具体实施的过程中会根据一定的标准选择改革地区。例如，各省公布的官方文件显示，辽宁、黑龙江、山东、湖北、湖南的主要选择标准为经济发展状况；河南则将财政能力、城镇化率、工业基础和发展潜力作为主要选择标准。^② 由此可能导致试点县与非试点县在改革前就存在明显的差异。我们将这些标准纳入回归方程并将其与时间趋势变量进行交乘来解决这一问题，在后续实证检验部分会进行进一步的介绍。

最后，海南省自 1988 年成立以来就一直采用省管县的体系，县级政府直接向省政府报告。浙江省自 1992 年就开始将大量权限下放至县，其县级政府的权力一直被认为远远超过其他省份，甚至扩权强县改革实施的部分原因就是浙江省良好的县域经济发展。因此在实证分析中，我们删除了这两个省份的样本。

三、研究设计

（一）估计模型

由于各省扩权强县改革时间不一致，甚至一省不同县市改革的时间也不相同，因而本文借鉴现有相关文献的做法（Li 等，2016；李广众和贾凡胜，2019），采用渐进 DID

① 例如限额以下鼓励类外商投资项目、技改项目、企业固定资产投资等项目等审批管理权限，当地金融分支机构应在当地吸收的资金主要用于支持当地的经济发展。

② 各省扩权强县官方文件，选择标准与增长任务请见《经济科学》官网“附录与扩展”。

的设计策略,利用改革在时间和区域上的差异,采用如下模型进行实证分析:

$$y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 CPE_{it} + (S \times year)' \beta + X\gamma + \theta_i + \varphi_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, y_{it} 表示企业的经营绩效,主要包括企业产出、总利润、销售利润率和总资产利润率 (ROA); CPE 为改革虚拟变量,如果 i 企业所在地区在 t 年实施了扩权强县改革,则取值为 1,否则为 0; X 为一系列企业层面的控制变量,主要包括企业规模、企业年龄和资产负债率; θ_i 和 φ_t 分别表示地区和时间固定效应; ε_{it} 为误差项。为了得到稳健性的回归结果,标准误均在企业层面进行聚类。

改革对象选择的非随机性可能导致试点县与非试点县在改革前的时间趋势本就存在差异,为了解决这一问题,我们参考现有研究的做法 (Li 等, 2016), 在回归方程中加入了各省的六项选择标准 S , 分别为人均实际 GDP 的对数、县级市、海拔、平均坡度、财政缺口和城镇化率,并且在基础回归中进一步加入这些选择标准变量与年份的交乘项;此外,在后续的分析中,我们也将年份替换为时间趋势变量的函数 $f(t)$,以得到更为稳健的回归结果。平衡性检验结果^①显示试点县与非试点县在改革前无论是在主要社会经济变量还是选择标准上都存在明显差异,但是在控制六项标准之后,试点县与非试点县的条件差异极大缩小,并且均在 5% 的统计水平上不显著。因此我们获得了一个相对均衡的试点县与非试点县的样本,能够在很大程度上解决由于改革样本选择不随机所导致的估计偏误,更好地估计扩权强县改革与微观企业绩效之间的因果关系。

平行趋势检验是双重差分实证策略的重要前提,参考现有文献 (Li 等, 2016; Lu 等, 2019), 本文主要利用事件分析法对其进行检验。具体如式 (2) 所示:

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_k \sum_{k=-4}^3 D_{it_{jk}} + (S \times year)' \gamma + X\gamma + \mu_i + \sigma_t + e_{it} \quad (2)$$

其中变量的含义与式 (1) 基本一致,主要是将式 (1) 中的变量替换为 $\sum_{k=-4}^3 D_{it_{jk}}$ 。 $D_{it_{jk}}$ 是一个虚拟变量,表示距离改革的时间, $-4 \leq k \leq 3$, 例如 $D_{it_{j0}}$ 表示位于 j 县的 i 样本是否处于该县改革当年,如果是则取值为 1, 否则为 0。此外,为了解决模型中的序列相关问题,参考 Bertrand 等 (2004) 的理论,在具体回归中将标准误在县级和年份层面进行聚类。^② 若控制组与处理组的差异并非来源于改革前 $D_{it_{jk}} (k < 0)$ 业已存在的差异,而是由改革后的 $D_{it_{jk}} (k > 0)$ 所引发,那么我们就可以认为控制组和处理组满足平行趋势假设,回归结果不会存在明显的选择性偏误问题。

(二) 其他变量与数据

借鉴现有相关文献 (Bernard 等, 2019; 许年行等, 2019), 我们构建了四个指标来衡量企业绩效: 企业产出, 以企业当年实际工业总产值对数来衡量; 总利润, 以企业实际利润总额对数来衡量; 销售利润率, 以企业利润总额与销售收入的比值来衡量; 总资产利润率, 以企业利润总额/总资产来衡量; 并利用省级 CPI 数据 (以 1999 年北京市的 CPI 为基准) 对企业产出等货币性变量进行平减。此外, 六项试点县选择标准均采用各县改革前的数据进行构建, 具体为: 人均实际 GDP 的对数, 为 2000—2002 年三年平均值; 财政缺口, 为各县 1999 年本级一般预算收入与支出的比值; 城镇化率, 为各县 2000

① 平衡性检验结果请见《经济科学》官网“附录与扩展”。

② 此外, 我们也尝试了在企业层面的聚类标准误, 结果基本一致。

年非农人口占总人口的比重；海拔和平均坡度，用以反映各县的区位优势和发展潜力。一般来说，海拔和平均坡度可以在很大程度上反映地区的区位优势，在其他条件相同的前提下，海拔更低和平均坡度更小的县域通常具有更大的发展潜力。最后本文也构建了一系列变量对改革影响企业绩效的传导机制进行分析。^①

本文主要实证评估扩权强县改革对微观企业经营绩效的影响，基于数据的可靠性和可得性，选择 1998—2007 年中国工业企业数据库进行分析。本文首先借鉴 Brandt 等（2012）的做法对样本进行整理，得到 1998—2007 年间面板数据。值得注意的是，有些企业在改革前就已经停止营业，而有些企业则是在改革后才正式营业，从而部分样本并非在改革前后都有数据。为了解决这一问题，我们删除了 2003 年后成立的企业，并且之前成立的企业要保证至少存在 6 个观测值，同时对数据上下 0.5% 进行了截尾（Winsorize）处理。

另外，在研究样本期间，县级行政区划也在持续进行调整，为了保证数据前后可比，我们删除了在样本期间实施了“撤县（市）设区”和行政区划发生变动的地区；四大直辖市下辖县区的行政级别均与其他普通县市不同，因而北京、天津、上海和重庆的样本也被删除了；此外，我们还删除了西藏自治区的样本。主要变量的描述性统计如表 1 所示。

表 1 主要变量描述性统计

变 量	样本量	均 值	标准差	最小值	最大值
总产出（对数）	307 590	9.934	1.423	4.814	13.769
总利润（对数）	236 292	6.470	2.104	-0.007	11.477
销售利润率	282 838	0.018	0.120	-1.243	0.417
总资产利润率	312 188	0.078	0.177	-0.321	1.544
扩权强县改革	315 957	0.110	0.313	0	1
财政省直管县改革	315 957	0.089	0.285	0	1
企业年龄	314 373	2.428	0.929	0	7.602
企业规模	314 391	9.797	1.455	-0.315	17.707
资产负债率	314 391	0.618	0.361	-1.851	31.803
税收征管强度	16 200	0.678	0.854	0.016	25.029
企业实际利率	268 110	2.026	2.040	0	7.628
企业所得税实际税负	297 043	13.079	17.220	-30.000	97.705
政府补贴比率	297 041	8.233	73.713	-217.897	1 638.71
排污费比率	96 373	5.374	15.670	0	161.812
基本建设支出占比	9 559	0.049	0.056	0	0.396
人均实际 GDP 均值	315 957	8.825	0.730	6.599	10.518
县级市	315 957	0.449	0.497	0	1
平均坡度	315 957	5.810	5.590	0	31.338
海拔	315 957	0.280	0.498	0.001	4.596
城镇化率	315 957	16.777	9.217	2.360	96.960
财政缺口	315 957	1.693	1.152	0.269	39.331

① 主要变量及定义请见《经济科学》官网“附录与扩展”。

四、基本结果

（一）基础回归结果

表 2 汇报了基础回归结果。其中，第（1）列和第（4）列只控制了企业和年份固定效应；第（2）列和第（5）列则加入了企业层面的控制变量，并分别纳入试点县选择标准与年份的交乘。由于在同一时期中国在相同的政府层级实施了财政省直管县改革，在转移支付、税收返还、财政预算结算、专项补助和体制补助等方面由省与县直接联系，可能有助于缓解县级政府的财政困难，从而影响辖区企业经营绩效，忽视这一重要变量可能会导致估计结果产生偏差，因而在第（3）列和第（6）列我们纳入“财政省直管县”这一改革变量，以保证回归结果是在相同的“财政省直管县”条件下得到的平均效应。

表 2 基础回归结果

Panel A	总产出（对数）			总利润（对数）		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
扩权强县改革	0.161 *** (0.009)	0.115 *** (0.008)	0.134 *** (0.008)	0.149 *** (0.017)	0.065 *** (0.018)	0.095 *** (0.018)
Observations	307 590	305 861	305 861	236 292	235 256	235 256
R ²	0.871	0.895	0.895	0.751	0.768	0.768
Panel B	销售利润率			ROA		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
扩权强县改革	0.005 *** (0.001)	0.002 ** (0.001)	0.004 *** (0.001)	0.031 *** (0.002)	0.026 *** (0.002)	0.033 *** (0.002)
Observations	282 838	281 357	281 357	312 188	310 657	310 657
R ²	0.519	0.528	0.529	0.651	0.663	0.664
企业固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
财政省直管县改革	NO	NO	YES	NO	NO	YES
企业层面控制变量	NO	YES	YES	NO	YES	YES
县级选择标准 × Year	NO	YES	YES	NO	YES	YES

注：括号中报告的是企业层面的聚类稳健标准误；***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的统计水平上显著；后同。

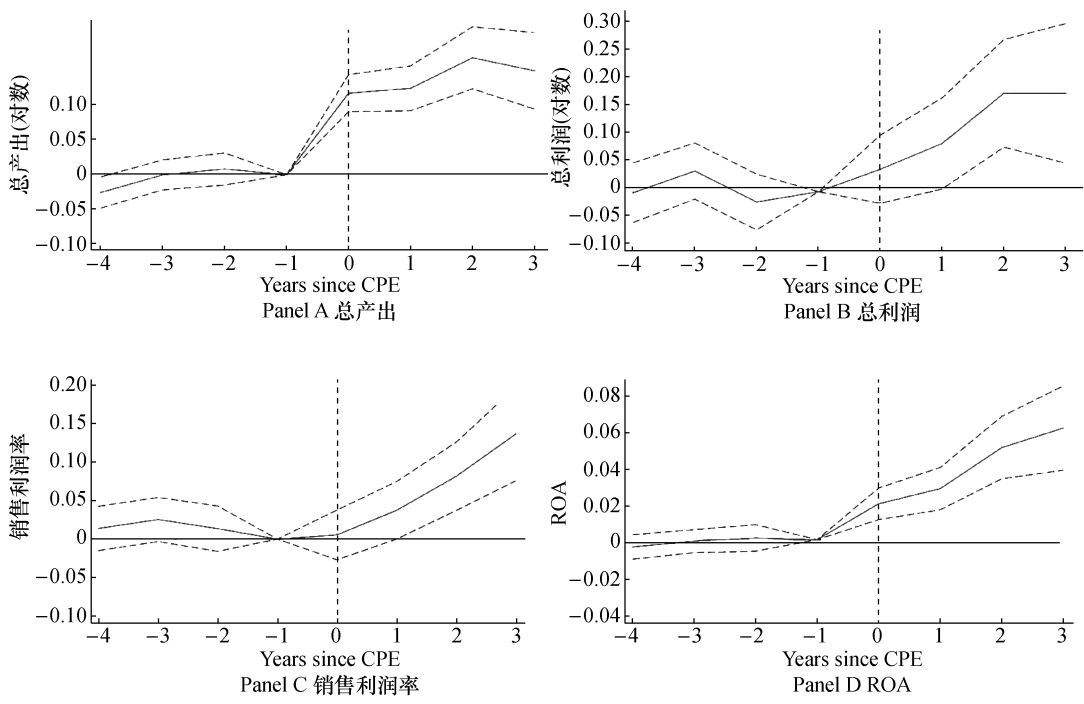
从表 2 可以看出，不论采用何种衡量方式和回归模型，扩权强县改革变量回归系数均在 1% 统计水平下显著为正，表明改革县辖区企业的总产出平均而言提高了 13.4%，总利润提高了 9.5%；销售利润率和 ROA 也均得到显著提高，扩权强县对企业经营绩效产生了积极的促进作用。

（二）平行趋势与动态效应分析

平行趋势假设是双重差分模型最为关键的前提假设，本文利用式（2）对该假设进行检验。图 1 汇报了事件研究各期的回归系数及其 95% 的置信区间，以 -1 期为基准，其他各期的系数为相对于该期的相对值。从图中可以看出，对于四类企业经营绩效衡量指标，改革前各期控制组和处理组均围绕 0 上下波动并且在 1% 的统计水平上不显著（Panel A 中 -4 期在 5% 的统计水平上显著），没有明显的变化趋势；而在改革后，企业经营绩效显著提高，并且这一影响具有逐年扩大的趋势。上述结果表明，控制组和处理组在改革前满足平行趋势假设，并且在改革后其影响并没有迅速消失，存在持续性。此

外，从图中可以看出，改革对总利润、销售利润率的影响存在时滞，在改革当期效果并未及时显现。这可能是由于在现实中，实现产出扩张首先需要加大原材料、固定资产设备等投入，当期成本费用的增长相对之后年份更高；加之存货、应收账款等因素的影响，利润相对于产出具有滞后性。

图1 事件分析法



(三) 安慰剂检验

同期中国在地方政府层面也实施了大量其他类型改革，本文不可能在实证中将这些因素全部考虑进来，因而为了进一步识别其他改革是否对结果产生影响，参考现有文献的做法 (Chetty, 2009; Li 等, 2016)，我们进行了如下安慰剂检验。概括来说，本部分检验的基本原理是随机选择部分县市，将其视为处理组，并将其他县市视为控制组，构建出一个“反事实”的改革变量，并对其进行回归；同时为了避免随机抽样过程中可能偶然产生的反事实的改革变量与真实变量大幅重合的现象，我们重复构建了 500 次反事实改革变量，并最终观察其回归系数的分布情况。具体说来，由于改革主要是发生在县级层面，因而我们根据每年新增改革的数量，随机抽取同等数量的地区令其当年及之后年份的样本取值 1，没被选择的地区则为 0；辖区企业的改革状态与其一致。例如，在本文的样本区间内，1998—2007 年间每年新增实施扩权强县改革的县市分别为 {0, 0, 0, 0, 0, 157, 65, 160, 90}，因而我们分别在 2004 年样本中随机选择 157 个，2005 年随机选择 65 个，2006 年随机选择 160 个，2007 年随机选择 90 个县市，假定其为改革县，构建一个反事实的扩权强县改革变量 CPE^{false} ，将其代入式 (1) 重新估计。最后，重复上述回归过程 500 次，并且将所得 500 个回归结果以密度函数图的形式展示。^①

① 安慰剂检验结果函数图请见《经济科学》官网“附录与扩展”。

结果显示，反事实改革变量的回归系数大部分聚集在 0 值附近，以总产出为被解释变量的 500 次回归系数的均值为 -0.01212（标准差为 0.01342），最大值为 0.0745，远小于真实的回归系数 0.134。这表明扩权强县改革对企业经营绩效的影响真实存在，遗漏变量或选择对象的非随机性等内生性对结果并没有产生显著的改变。

（四）稳健性分析

为了进一步检验回归结果的稳健性，我们进行了一系列的稳健性检验。^① 首先，我们将表 2 第（3）列中关于六项选择标准与年份的交乘项替换为其与不同阶次时间趋势的交乘，以控制选择标准的非线性变化趋势。并且，前文关于总产出只列示了其绝对值的回归结果，因而在这部分我们将其替换为人均实际产出，以探究改革对企业相对产出变量的影响。如结果所示，控制标准的非线性变化并不影响回归结果。

除此之外，我们在不同子样本和聚类层级上对结果进一步检验，具体如下：（1）根据民政局公布的历年行政区划变动统计，删除行政面积发生微小变动的样本，例如 2003 年河南将新乡县关堤乡、洪门镇划归红旗区管辖等；（2）更换标准误的聚类层次，在改革变动的层次——县和年份层面聚类；（3）剥离企业迁移的影响，试点县更为优惠的政策和营商环境可能吸引企业从非试点县迁入，导致企业在改革前属于控制组，而在改革后则属于处理组，前后不一致导致估计偏误，因而本文在基础回归数据面板数据基础上，进一步删除了在样本期间发生迁移的企业；（4）采用原始非平衡面板数据进行再回归；（5）增加了处理组与控制组时间趋势项 $Treatment \times t$ （其中，如果企业位于扩权强县改革县，则 $Treatment$ 取 1，否则为 0； $t = year - 1998$ ）以加强对处理组和控制组时间趋势的控制。

回归结果如表 3 所示，可以看出在所有模型中扩权强县改革回归系数均至少在 5% 的统计水平上显著为正，证实了基础结果的稳健性。另外，在构建均衡数据或者剥离企业迁移的影响后，改革的影响进一步增大。

最后，在基础回归中，我们对数据上下 0.5% 进行了截尾处理，在这部分我们进一步对不同比例截尾的结果进行了稳健性分析（分别上下 0.1%、1% 和 5%），并且保留了在 1998—2007 年间存续的企业以进一步控制企业进入退出的干扰。

表 3 稳健性检验

	总产出（对数） (1)	总利润（对数） (2)	销售利润率 (3)	ROA (4)
Panel A: 删除行政辖区发生变动的县市				
扩权强县改革	0.134 *** (0.008)	0.094 *** (0.018)	0.003 *** (0.001)	0.033 *** (0.002)
<i>Observations</i>	298 931	229 732	274 915	303 744
R^2	0.896	0.770	0.530	0.662
Panel B: 不同层次的聚类标准误				
扩权强县改革	0.134 *** (0.011)	0.095 *** (0.026)	0.004 *** (0.001)	0.033 *** (0.004)
<i>Observations</i>	305 861	235 256	281 357	310 657
R^2	0.895	0.768	0.529	0.664

① 稳健性检验结果请见《经济科学》官网“附录与扩展”。

(续表)

	总产出 (对数)	总利润 (对数)	销售利润率	ROA
	(1)	(2)	(3)	(4)
Panel C: 解决企业迁移的影响				
扩权强县改革	0.144 *** (0.009)	0.120 *** (0.018)	0.006 *** (0.001)	0.036 *** (0.002)
<i>Observations</i>	271 339	211 656	251 705	274 584
<i>R</i> ²	0.891	0.766	0.523	0.665
Panel D: 全样本数据				
扩权强县改革	0.110 *** (0.007)	0.065 *** (0.016)	0.004 *** (0.001)	0.025 *** (0.002)
<i>Observations</i>	788 544	617 465	766 251	798 438
<i>R</i> ²	0.921	0.841	0.701	0.787
Panel E: 控制处理组与控制组时间趋势				
扩权强县改革	0.083 *** (0.009)	0.085 *** (0.021)	0.001 ** (0.001)	0.019 *** (0.002)
<i>Observations</i>	305 861	235 256	281 357	310 657
<i>R</i> ²	0.895	0.768	0.614	0.664
企业固定效应	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES
财政省直管县改革	YES	YES	YES	YES
企业层面控制变量	YES	YES	YES	YES
县级控制变量 × Year	YES	YES	YES	YES

(五) 异质性分析

(1) 国有企业与私营企业。国企 (SOE) 在中国经济中具有举足轻重的地位。出于历史原因和政治考虑, 国企的生产经营不单要考虑经营利润, 还肩负经济稳定、就业、扶贫等社会责任和政治责任, 其在日常经营活动中已经享受了大量信贷、税收、补贴等方面的优惠政策。因而扩权县所实施的诸如更低的信贷成本和更优惠的税收政策可能对私营企业的刺激作用更为明显。表 4 的回归结果证实了我们的假设, SOE 与改革变量交互项的系数在大部分回归下均显著为负 (除销售利润率外), 扩权强县改革对私营企业的影响更为明显, 表明改革对微观企业的正向促进作用主要来源于私营企业。

(2) 企业规模。大企业抗风险能力、偿债能力和经营可持续性都较好, 是地方财政收入的重要支柱, 对地区经济增长具有重要的作用, 因而一直是政府优惠政策的重点对象, 能够方便地获得金融信贷。而大量的中小企业虽然具有创新优势、服务优势和一定的价格优势, 但也面临融资难等困境, 因而其对扩权县的刺激政策的反应可能更为明显。我们利用国家统计局 2003 年发布的《统计上大中小型企业划分办法 (暂行)》, 根据企业 2002 年的经营情况, 将企业划分为大企业 and 中小型企业, 利用与表 2 第 (3) 列相同的模型分别进行回归, 结果如表 4 所示。可以看到, 企业规模与改革变量交互项的系数均显著为正, 表明扩权强县改革对小企业经营绩效的促进作用明显高于大企业。

表 4 异质性分析

企业性质	总产出（对数）	总利润（对数）	销售利润率	ROA
<i>SOE</i> × 扩权强县改革	-0.032 ** (0.014)	-0.103 *** (0.031)	-0.003 (0.002)	-0.030 *** (0.003)
<i>Observations</i>	305 861	235 256	282 838	310 657
<i>R</i> ²	0.895	0.768	0.520	0.664
<i>Small</i> × 扩权强县改革	0.219 *** (0.034)	0.384 *** (0.063)	0.006 * (0.004)	0.058 *** (0.006)
<i>Observations</i>	305 861	235 256	282 838	310 657
<i>R</i> ²	0.895	0.768	0.520	0.664
企业固定效应	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES
财政省直管县改革	YES	YES	YES	YES
企业层面控制变量	YES	YES	YES	YES
县级控制变量 × Year	YES	YES	YES	YES

五、机制检验与进一步分析

我们从县级政府视角出发，从增长激励和能力两个方面进一步对扩权强县改革影响企业经营绩效的潜在机制进行分析。

（一）机制检验

1. 增长激励

加快县域经济增长是扩权强县改革的主要目标，也是改变扩权县政府行为动机的关键要素。各省在具体执行改革时，往往伴随着更严格的增长目标，纷纷提出改革县应“加快发展”、“更好发展”，并且有许多省份提出限期翻番等明确的增长目标和取消试点的惩罚措施。

因此，我们首先从各县政府工作报告中收集其历年的经济增长目标，用以衡量各县的增长激励。^① 以各县 GDP 增长目标为被解释变量进行回归^②，结果显示，回归系数为 3.055 且在 5% 的统计水平显著为正，表明与非扩权县相比，扩权县预期增长目标平均增加了约 3.05%。更高的增长任务本身就是县级政府发展经济的激励，在此背景下，改革县具有极强的增长压力与动力。

我们进一步利用实证数据验证增长激励是否真实形成约束，即在实际改革进程中扩权县是否取得了更快的经济增长。基于此我们以各县实际 GDP 和人均实际 GDP（均取对数）为被解释变量进行回归，从结果可以看到，相较于非试点县而言，试点县在改革后 GDP 显著增加，人均实际 GDP 增加了 7.7%。在更高的增长目标之下，县级政府可能通过改革赋予的多种权限积极作为，利用多种方式扩大投资规模、吸引外部新企业进入，直接推动 GDP 更快上升，从而对企业的经营绩效产生直接影响。

2. 融资成本

以银行贷款为代表的金融政策是影响企业生产经营的重要要素。在各省扩权强县改革的文件中也多次提到当地金融机构要支持试点县的经济发展，因而在这里我们试图评估改革是

① 例如，2006 年广东省韶关市始兴县人民政府工作报告中提出“2007 年我县经济社会发展的预期目标是：全县生产总值增长 12%”。由于本文研究区间和各县公布数据的限制，最终得到 442 个县共计 1482 个观测值。

② 扩权强县改革对县域经济增长的影响请见《经济科学》官网“附录与扩展”中表 A6。

否显著降低了企业的融资成本。我们利用数据库中企业当年的利息支出除以负债构建企业融资成本指标,并将其作为被解释变量代入式(1),采用表2第(3)列相同的模型进行回归。

从结果可以看到,回归系数虽然在1%的统计水平下显著但是经济意义不大。为了对其因果关系进行确认,我们也利用式(2)对其平行趋势和动态效应进行了检验,保证结果的稳健性。^① 外部融资尤其是银行贷款是企业能否持续经营、稳定提升和扩大生产的重要支撑,大量研究认为融资环境的改善能有效地促进企业创新 and 健康发展(唐清泉和巫岑,2015)。当前国内企业普遍面临着融资难和融资贵的困境,扩权强县改革显著降低了企业的融资成本,便利了企业外部融资活动,是提升企业绩效的重要路径。

3. 环境规制

如前所述,扩权强县使得县级政府的权力范围得以扩大,特别是改革后将辖区环保规划、排污费征缴、环保评价、环保信息统计发布等环境保护管理权限直接下放,建设项目环境影响评价的审批、企业排污总量和排污许可证的发放以及排污费核定、复核和征收是此次改革中与环境规制紧密相关的改革内容。此外,《中华人民共和国环境保护法》规定,县级以上地方政府环境保护行政主管部门,对本辖区的环境保护工作实施统一监督管理,县级政府对其辖区内的环境监察监测负责。这使得县级政府在面临经济增长与财政收入的双重压力下,有能力和有激励降低环保标准或环境执法力度以吸引外部资本和企业进入。

地方政府依据企业排放的污染物向其征收排污费,排污费的规模在很大程度上依赖于地方政府的环境执法力度,因而排污费是衡量地方政府环境规制程度的良好指标。本文利用2004年国家统计局第一轮工业企业普查数据中企业缴纳排污费信息,实证检验改革对企业缴纳排污费的影响。具体计量公式如下式所示^②:

$$pollu_fee_i = \alpha + \beta CPE + \vartheta X + \psi_j + \varphi_i + \varepsilon_i \quad (3)$$

其中, $pollu_fee$ 为2004年企业缴纳排污费数额的对数; CPE 表示企业所处县市是否实施了扩权强县改革。此外本文还对企业的一些微观经济活动特征和人口特征进行了控制,包括企业性质(如企业为国有控股,则取值为1,否则为0)、企业增加值、企业资产总额和全部从业人员,并纳入了县级和行业固定效应 ψ_j 和 φ_i 。

从结果可以看出^③,不论是否对财政省直管县改革的状态进行控制,在其他条件不变的前提下,位于扩权县地区的企业缴纳的排污费显著低于其他未实施该项改革的地区,回归系数均在1%的统计水平上显著为负。具体说来,与非改革县相比,改革县企业排污费占支出的比例平均下降了约14.624%(-0.703/4.807)。

大量研究认为,增加环境规制强度将使得企业不得不投入更多的人力物力用于非生产性的环保事项,提高了企业生产成本,从而对企业财务绩效产生不利的影响(Horváthová, 2021)。环境规制程度下降不仅降低了企业缴纳的排污费,也减轻了企业超标排放所受的惩罚。此外,环评、排污许可等权限的下放也大大提高了企业项目建设进度^④,直接影响企业的经营绩效。

① 扩权强县改革对企业实际利率的影响请见《经济科学》官网“附录与扩展”中表A7,机制变量平行趋势与动态效应回归结果图见图A3。

② 由于就作者所知,目前仅在第一轮工业企业普查数据中调查了各企业缴纳的排污费数额,因而限于数据的可得性,本文只能采取截面回归模型。

③ 扩权强县改革对环境规制的影响回归结果请见《经济科学》官网“附录与扩展”中表A8。

④ 因为项目建设前必须进行环境影响评价,否则不能开工,这会直接影响项目投资;企业只有拿到了排污许可证才能排污,否则就是违规违法偷排。

4. 财政优惠政策

虽然在我国税率、征税对象和纳税人等税收制定权属于中央，但地方政府依然可以通过税收征管弹性和财政补贴等财政工具影响企业的生产经营决策。借鉴现有相关文献的做法（Jia 等，2020），我们用县级政府一般预算收入占 GDP 的比重来衡量地方政府的税收征管力度。正是由于法定税基税率等要素由中央政府决定，因此各县市面临相同的法定税收条件，其一般预算收入（包括税收和非税收入，不包括转移支付和上解）能够在很大程度上反映地方政府的税收征管力度。基于县级面板数据，我们就扩权强县改革对税收征管的影响进行评估。具体计量公式如下式所示：

$$y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 CPE_{it} + (S \times year)' \gamma + \mu_i + \varphi_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中， y_{it} 表示 i 县 t 年的税收征管程度； CPE_{it} 为改革的虚拟变量，在 i 县改革前为 0，在改革当年及随后年份均为 1； μ_i 和 φ_t 分别为县域和年份固定效应，标准误在县级层面聚类。其他变量的含义与式（1）相同。

从回归结果可以看出^①，扩权县税收征管力度显著降低，平均而言下降约 13.086%（-0.081/0.619）。反映在企业所得税实际税负上，与控制组相比，处理组实际税负下降约 2.439%（-0.319/13.079）。在补贴上，处理组获得了更多的补贴。^② 税收征管力度的降低和相应的财税优惠直接增加了企业现金流，降低了企业生产经营的税收成本，不仅可以改善企业的财务绩效，并且可以通过缓解企业尤其是中小企业的现金约束，使其有更多资金投入技术改造和扩大再生产，提升企业经营绩效。

5. 财政建设支出

前文主要从供给端探讨扩权强县对企业经营绩效的影响，政府也可以通过购买等方式从需求端影响企业生产，其中最常用的方式是基建投资。大型基础设施建设能够迅速拉动社会总需求，激发市场活力。因而我们利用县级面板数据，采用式（4）（将被解释变量更换为县级政策基本建设支出占一般公共预算支出比重），实证分析扩权强县改革对地方政府基本建设支出的影响。如回归结果所示^③，与非扩权县相比，扩权县基本建设支出占比显著提高了 16.33%（0.008/0.049），具有重要的统计学和经济学意义。

政府基建支出扩大带来的基础设施发展是影响企业生产经营的关键，基础设施改善一方面能够大幅降低跨地区贸易成本，给企业发展提供重要机遇（刘冲等，2020）；另一方面，政府通过扩大基本建设支出来扩大生产资料需求，并通过扩大居民就业、提高居民收入来提高居民消费，从而为企业生产经营提供良好的市场条件。与前文相同，我们利用式（2）就该模型的平行趋势进行了检验。

（二）进一步分析

如前文所述，在传统的市管县体制下，市政府对县级政府具有直接管辖权，出现了“市刮县”、“市卡县”、“市压县”、“市吃县”等现象，县域社会经济发展长期滞后。为改变这些现象，各省纷纷实施扩权强县改革和财政管县改革。其中，财政省直管县是财政领域的体制变革，主要目的是缓解县域财政困难。现有的大量研究都发现财政省直管

① 扩权强县改革对地方政府税收征管力度和企业实际税负的影响请见《经济科学》官网“附录与扩展”中表 A9。

② 为了保证结果的可靠性，我们对这三类变量的平行趋势和动态效应也进行了检验，结果见“附录与扩展”中图 A3。

③ 扩权强县改革对地方政府基本建设支出的影响请见《经济科学》官网“附录与扩展”中表 A10。

县显著缓解了县级财政的困境（贾俊雪等，2013；杨龙见和尹恒，2015；刘勇政等，2019）。那么，扩权强县改革是否有效改善了市级政府对县级政府的资源“掠夺”？

在我国现行财税体制下，地方政府主要依赖中央转移支付来弥补本级财政收支差距。在多级政府框架下，财政资源层层下拨，处于基层的县级政府所能得到的转移支付很大程度上由上级政府决定。扩权强县改革实践也对市县转移支付关系进行了调整，例如河南省在《关于扩大部分县市管理权限的意见》规定“安排转移支付和补助专款时，将4县在所属省辖市名下以‘其中’形式列出，直接批复安排到县”。此外，金融贷款具有极强的区域性和行政性特点，区域内城市银行、农商行或者大银行区域分行一般多服务于该区域贷款需求。贷款走向在很大程度上也受到政府影响，地级市政府往往能够充分利用全市的金融资源，设立多种融资平台进行融资，从而挤压下辖县发展的金融资源。大量经济管理和金融权限下放是否缓解了这些问题，促进了改革县的投资水平，值得进一步分析。我们利用各县转移支付规模以及县域发展中最重要两类资源——金融贷款和固定资产投资进行实证分析，并构建了五类指标进行实证检验。如结果所示^①，五类指标均在1%的统计水平下显著为正，表明扩权强县改革后，扩权县获得的转移支付规模和金融发展资源明显增加，使得固定资产投资也出现了显著的提高。这从侧面表明扩权县的投资项目、发展资源明显增多，市对县发展资源的争夺问题在一定程度上得到解决。

县域发展资源增加、企业宏观发展环境改善以及融资成本和税收征管力度显著降低都为提高企业经营绩效提供了充分的条件，但是企业绩效的长期发展和提高需要自身投资、创新和生产率的持续提高。因而我们就扩权强县改革对企业这三个方面是否产生重要影响进行分析。由于数据的限制，我们以相邻两年企业固定资产总额的差额加上当年折旧额来衡量企业固定资产投资，以企业新产品产值占工业总产值的比重来衡量企业创新，以人均实际产出和人均实际增加值来衡量企业的劳动效率。如回归结果所示^②，改革变量回归系数均在1%的统计水平上显著为正，表明改革对企业投资、创新和效率产生了积极影响。我们也发现，人均实际固定资产投资增加了19%，但人均实际产出和人均实际增加值只分别提高了8.6%和6.8%。这反映了企业经营绩效的改善部分来源于生产力水平的提高，但两者回归系数的巨大差距从侧面表明企业产出的提高很大程度上来自生产规模的简单扩大。

六、结 论

提升企业绩效、促进产业转型升级是新时期中国经济发展亟须解决的重要问题，政府尤其是市县政府的政策行为在这一过程中具有极其关键的作用。本文从纵向政府间行政治理结构改革视角切入，以扩权强县改革作为地方政府间行政治理结构改革的准自然实验，构建企业层面面板数据，利用双重差分法实证评估了社会经济管理权限在不同级别政府间的再分配在多大程度上以及如何影响企业的经营绩效。实证结果发现：与控制组相比，处理组的产出提高了约11%，销售利润率和ROA也分别提高了5.4%和13.66%，企业绩效显著提高；这一结果在使用事件分析方法、安慰剂检验以及其他多种检验方法后仍然稳健；并且，改革的效应在不同所有制和不同规模的企业之间存在明显的异质性。机制分析表明，扩权强县深刻改变了改革县的激励约束机制：与非改革县相比，改革县在供给端显著降低

① 进一步分析结果请见《经济科学》官网“附录与扩展”中表A11。

② 扩权强县改革与企业投资、创新和效率请见《经济科学》官网“附录与扩展”中表A12。

了融资成本、环境门槛和税收征管力度,降低了企业的进入障碍和生产经营成本;在需求端扩大了财政基本建设支出比重,创造了更大的市场需求和更好的营商环境。

近些年来,中国正大力推行中央与地方财政事权和支出责任划分改革;撤县设区、环保机构垂直管理、国地税合并等改革措施纷纷实施;行政体制制度也进入了全面深化改革的时期。决策部门在进行改革时往往考虑中央与各省之间的关系,而对于省、市、县之间权力分配效应的关注度不够,忽视了地方政府之间行政治理结构改革的微观经济效应。本文研究结论为我们有序推行权力改革、促进经济高质量增长提供了微观经验证据。除此之外,从实证结果我们也看到,扩权县为了促进企业扩大生产,可能通过放松环境管制等措施加速企业项目投资落地,牺牲环境以换取经济发展。因而在今后很长一段时间内,我们仍要高度关注不同类型政府权力分配改革的微观影响,细化权力的分配层级。

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》[J],《管理世界》2010年第8期,第73—83页。
2. 贾俊雪、张永杰、郭婧:《省直管县财政体制改革、县域经济增长与财政解困》[J],《中国软科学》2013年第6期,第22—29、52页。
3. 李广众、贾凡胜:《政府财政激励、税收征管动机与企业盈余管理——以财政“省直管县”改革为自然实验的研究》[J],《金融研究》2019年第2期,第78—97页。
4. 刘冲、乔坤元、周黎安:《行政分权与财政分权的不同效应:来自中国县域的经验证据》[J],《世界经济》2014年第10期,第123—144页。
5. 刘冲、吴群锋、刘青:《交通基础设施、市场可达性与企业生产率——基于竞争和资源配置的视角》[J],《经济研究》2020年第7期,第140—158页。
6. 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》[J],《中国社会科学》2019年第7期,第43—63、205页。
7. 孙开、张磊:《分权程度省际差异,财政压力与基本公共服务支出偏向——以地方政府间权责安排为视角》[J],《财贸经济》2019年第8期,第18—32页。
8. 唐清泉、巫岑:《银行业结构与企业活动的融资约束》[J],《金融研究》2015年第7期,第116—134页。
9. 许年行、谢蓉蓉、吴世农:《中国式家族企业管理:治理模式,领导模式与公司绩效》[J],《经济研究》2019年第12期,第165—181页。
10. 杨龙见、尹恒:《县级政府财力与支出责任:来自财政层级的视角》[J],《金融研究》2015年第4期,第82—98页。
11. 袁渊、左翔:《“扩权强县”与经济增长:规模以上工业企业的微观证据》[J],《世界经济》2011年第3期,第89—108页。
12. 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》[J],《管理世界》2011年第8期,第34—44页。
13. Bernard, A. B., Moxnes, A., Saito, Y. U., 2019, “Production Networks, Geography, and Firm Performance” [J], *Journal of Political Economy*, Vol. 127, No. 2: 639-688.
14. Bertrand, M., Duflo, E., Mullainathan, S., 2004, “How Much Should We Trust Differences-In-Differences Estimates” [J], *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 119, No. 1: 249-275.
15. Brandt, L., Van Biesebroeck, J., Zhang, Y., 2012, “Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-Level Productivity Growth in Chinese Manufacturing” [J], *Journal of Development Economics*, Vol. 97, No. 2: 339-351.
16. Chetty, R., Looney, A., Kroft, K., 2009, “Salience and Taxation: Theory and Evidence” [J], *The American Economic Review*, Vol. 99, No. 4: 1145-1177.
17. Horváthová, E., 2012, “The Impact of Environmental Performance on Firm Performance: Short-term Costs

- and Long-term Benefits?” [J], *Ecological Economics*, Vol. 84: 91-97.
18. Faguet, J. P. , 2004, “Does Decentralization Increase Government Responsiveness to Local Needs? Evidence from Bolivia” [J], *Journal of Public Economics*, Vol. 88, No. 3-4: 867-893.
 19. Falch, T. , Fischer, J. A. V. , 2012, “Public Sector Decentralization and School Performance: International Evidence” [J], *Economic Letters*, Vol. 114, No. 3: 276-279.
 20. Ferrario, C. , Zanardi, A. , 2011, “Fiscal Decentralization in The Italian NHS: What Happens to Interregional Redistribution” [J], *Health Policy*, Vol. 100, No. 1: 71-80.
 21. Garman, C. , Haggard, S. , Willis, E. , 2001, “Fiscal Decentralization: A Political Theory with Latin American Cases” [J], *World Politics*, Vol. 53, No. 2: 205-236.
 22. Jia, J. , Ding, S. , Liu, Y. , 2020, “Decentralization, Incentives, and Local Tax Enforcement” [J], *Journal of Urban Economics*, Vol. 115: 103225.
 23. Li, P. , Lu, Y. , Wang, J. , 2016, “Does Flattening Government Improve Economic Performance? Evidence from China” [J], *Journal of Development Economics*, Vol. 123: 18-37.
 24. Lu, Y. , Wang, J. , Zhu, L. , 2019, “Place-based Policies, Creation, and Agglomeration Economies: Evidence from China’s Economic Zone Program” [J], *American Economic Journal: Economic Policy*, Vol. 11, No. 3: 325-360.
 25. Qiao, B. , Martinez-Vazquez, J. , Xu, Y. , 2008, “The Tradeoff Between Growth and Equity in Decentralization Policy: China’s Experience” [J], *Journal of Development Economics*, Vol. 86, No. 1: 112-128.
 26. Sacchi, A. , Salotti, S. , 2014, “The Effects of Fiscal Decentralization on Household Income Inequality: Some Empirical Evidence” [J], *Spatial Economic Analysis*, Vol. 9, No. 2: 202-222.
 27. Von Braun, J. , Grote, U. , 2002, *Does Decentralization Serve the Poor?* [M], Routledge.
 28. Zhang, B. , Chen, X. , Guo, H. , 2018, “Does Central Supervision Enhance Local Environmental Enforcement? Quasi-Experimental Evidence from China” [J], *Journal of Public Economics*, Vol. 164: 70-90.
 29. Zhang, T. , Zou, H. , 1998, “Fiscal Decentralization, Public Spending, and Economic Growth in China” [J], *Journal of Public Economics*, Vol. 67, No. 2: 221-240.

Vertical Intergovernmental Administrative Governance Structure Reform and Firm Performance

Yu Jinliang¹, Huang Baocong²

(1. School of Economics & Trade, Hunan University)

(2. School of Public Administration, Hunan University)

Abstract: This paper focused on the vertical intergovernmental administrative governance structure to evaluate the microeconomic effects of the county power expansion reform (*kuo quan qiang xian*) in China. Using the difference-in-differences method, we found that the reform significantly increased the performance of firms in the treated group, and those firms’ output, ratio of income as a percentage of sales, and return on total assets rose by about 11% , 5.4% and 13.66% , respectively on average. Mechanism analysis showed that the reform would have profoundly changed the incentives of treated counties: on the supply side, the reform stimulated treated counties to loosen environmental regulation and took preferential economic policies, which might reduce firms’ entry barriers and operating costs; on the demand side, treated counties’ increasing proportion of fiscal expenditure on infrastructure construction would create greater market demand.

Keywords: firm performance; the county power expansion reform; growth incentive; intergovernmental administrative governance structure

JEL Classification: H77; D21; O38