

# “扩权强县”改革的经济效应评估

## ——以四川为例<sup>1</sup>

赵绍阳<sup>1</sup> 周博<sup>2</sup>

**【内容摘要】**本文分别利用四川省 1993—2014 年各县的面板数据和 1998—2013 年各县规模以上工业企业调查数据，通过构建面板数据固定效应以及双重差分的计量模型来评估省直管县改革对经济发展产生的影响。实证研究发现，省直管县改革在宏观上促进了县域经济的发展，从企业层面来说，第一次改革试点和第二次改革试点促进企业经济增长的效果都很明显。若按企业类型划分，改革对非国有企业的正面影响大于对国有企业的正面影响，进一步地利用实际有效税率的变化验证了省直管县改革对企业经济增长和分析企业异质性的影响机制。

**【关键词】**省直管县；县域经济；企业增长；实际有效税率

**【中图分类号】** F207 **【文献标识码】** A **【文章编号】** 1000-8306 (2019) 07-0122-11

### 一、引言

中国自改革开放以来长期实行的是“中央—省—市—县—乡”共 5 级的政府层级结构。在 2013 年之前，全国共有 27 个省、自治区、直辖市都按照国家体制改革的要求实行了“市管县”的政府层级体制。<sup>[1]</sup>客观地说，在经济发展的早期，“市管县”体制下的市级政府作为地区经济的协调者是促进了地方经济的发展和城镇化进程的。但随着市场化改革的推进，在县级政府财政分权和地方主政官员 GDP 锦标赛的激励下，市与县之间的关系逐渐从合作走向了竞争。在“市管县”体制下，县级政府受到上一级的市级政府的约束和限制，因此，财政漏斗、权力漏斗和效率漏斗的现象比较普遍。<sup>[2]</sup>县域经济的增长与发展受到了“市管县”体制的阻碍和制约，而以部分权力下放到以县级政府为核心的省直管县改革则有助于改善当前的局面，促进县域经济的增长并释放活力。

四川省的“扩权强县”改革一共分为三批：第一批开始于 2007 年，选择了 27 个经济强县（市）作为试点。<sup>①</sup>第二批开始于 2009 年，共有 32 个人口大县（市）。<sup>②</sup>在 2014 年，第三批又挑选了另外的 19 个县（市）作为试点。<sup>③</sup>截至 2014 年底，四川省已开展了三批“扩权强县”改革试点工作，一共包含了 78 个县（市）。其改革的主要内容既包括省对县的财政直接管理，也涉及部分经济与管理权限下放到试点县（市）。而本文将实证分析四川省“扩权强县”改革的经济效应。

### 二、文献综述

省直管县改革的目标之一在于“增强县域经济活力”。那么，省直管县改革的实际效果到底如何？近年来，有关省直管县改革效果评价的文献较多，已经基于全国或者某地区的视角，从经济增长与公共服务供给两个方面做出了比较详尽的评价。

省直管县改革对经济增长的影响。省直管县由于试点改革而获得了更大经济管理权限，这些权限为试点县发展本地经济、吸引外地企业到本地提供了新的竞争工具，因此，地方经济会因为这些新的举措得到扩张和增长。才国伟和黄亮雄（2010）利用

<sup>1</sup>作者简介：赵绍阳（1983—），四川大学经济学院，副教授。电子邮箱：zhaoshaoyang@scu.edu.cn。

周博（1996—），四川大学经济学院。电子邮箱：2819493125@qq.com。

全面层面的数据研究发现,相比较未改革试点县,省直管改革试点县的财政支出和经济增长速度有显著性提高。<sup>[3]</sup>郑新业等(2011)发现河南省实行省直管县的地区的增长率显著提高了 1.3 个百分点。<sup>[4]</sup>李猛(2012)研究了省直管县改革对经济增长的作用路径,强调财政困境缓解的传导机制。<sup>[5]</sup>袁渊和左翔(2011)从微观层面出发,证实了浙江省和福建省的“扩权强县”政策对其县辖区内企业绩效的正向作用。<sup>[2]</sup>王立勇和高玉胭(2018)以山西省 2002—2015 年的县级面板数据为样本研究发现,省直管县改革赋予县级政府更多的自主权,促进了县域经济的产业升级,并且随着时间的推移还呈现出不断强化的趋势。<sup>[6]</sup>这些文献比较一致地认为省直管县改革有利于县域经济增长。但是也有另外的文献持不同的观点,即财政省直管县改革对地方经济增长不具有显著性影响,但经济管理等相关权力下放到县却有利于县域经济的增长。<sup>[7]</sup>宫汝凯和姚东旻(2015)从试点改革和全面改革这两种不同的路径选择出发,分析了面临不同经济发展机会时,省直管县改革的扩权模式的最优选择。<sup>[8]</sup>另外,也有文献探讨省直管县改革是否对地级市产生影响。才国伟等(2011)利用全国地级市的面板数据分析发现,省直管县改革提高了地级市的财政收入,抑制了其财政支出的增长,不利于第三产业和城市规模的扩大,但是提高了地级市的环境质量。<sup>[1]</sup>乔俊峰和齐兴辉(2016)的研究表明,省直管县改革使得直管县相对非直管县而言,在控制其他变量后,城乡居民收入差距平均扩大 26.98 个百分点。<sup>[9]</sup>

省直管县改革对公共服务供给的影响。因为存在 GDP 锦标赛效应,我们并不能肯定县级政府在科教文卫等领域的支出会由于省直管县改革而增加。一方面,县级政府由于省直管县改革而获得了更大的经济管理以及财政上的自主权,缓解了市级政府的占用,增加了财政收入,因此,加大了教育供给投资。<sup>[10]</sup>谭之博(2015)等人的研究也表明,省直管县改革提高了县中学在校学生的比重,增加了社会福利院的床位数。另一方面,按照晋升锦标赛的逻辑,更大的自主权激化了基层政府间的横向竞争,其支出结构受到扭曲,导致公共服务供给水平偏离最优值。<sup>[12]-[15]</sup>赵海利和陈芳敏(2018)等利用江西省 2000—2015 年 80 个市县的的面板数据分析得到了省直管县改革并没有显著缩小地区义务教育投入差距的结论。相关的实证文献都一定程度支持省直管县改革导致教育等公共支出下降的结论。此外,蔡嘉瑶和张建华(2018)利用省直管县改革提供的准自然实验研究了财政分权与环境治理之间的关系,研究发现改革试点县在环境保护方面的公共品投入不足。因此,相对于没有纳入改革试点的地区,改革区域的水质出现了明显的恶化。<sup>[16]</sup>

本文基于 1998—2013 年四川省县(市)的面板数据以及规模以上企业调查数据,利用四川省“扩权强县”改革逐步推进过程中形成的“自然实验环境”,构建双重差分计量模型,实证检验了省直管县改革对经济发展的影响,并分析和阐明其中的作用机制与基本逻辑。本文的学术与应用价值主要体现在以下几个方面:(1)首次基于微观企业数据,考察四川省直管县的经济效应。以往文献几乎都是从地区(县域)经济数据来评估省直管县改革的效应<sup>[17]-[21]</sup>。由于微观数据的缺乏,相应的实证研究还十分匮乏,本文一定程度上可以填补这一空白。基于微观企业的数据库,不仅可以更准确地评估政策实施的效果,还可以进一步考察对不同个体影响的异质性,以及省直管县改革影响经济增长的微观机制。<sup>[2]</sup>(2)本文的经验分析采用了双重差分方法,充分利用政策实施形成的“自然实验”环境,相比以往文献,本文采用的计量方法可以更加准确地识别省直管县改革的影响。(3)目前文献中,对省直管县改革实施效果还存在不少争论,尤其是对于省直管县改革是否会促进地方经济的发展以及如何促进地方经济的活力,以往研究还没有得到比较稳健的结果。<sup>[22]-[27]</sup>得益于四川省省直管县改革的典型特点以及本文研究采用的最新的微观企业数据,本文的研究结果对于我们理解省直管县改革与经济增长的关系以及其中具体的影响机制,包括对未来改革的深化,都提供了较为科学的经验证据。

### 三、样本描述及模型构建

#### (一) 样本说明

本文考虑到政策的滞后效应,即 2014 年新增的 19 个试点县(市)的政策效应并不明显,故本文样本采用了 1998—2014 年四川省 59 个试点县(市)的面板数据,即不考虑 2014 年第三批“扩权强县”改革所涉及的县(市)。所用数据均来自《中国县域经济统计年鉴——四川卷》和《中国县(市)社会经济统计年鉴》,省直管县改革的数据则源于四川省政府的相关文件。

本文在从宏观角度考察了省直管县改革对县域经济增长的影响之后,进而转向微观层面检验省直管县改革对县辖企业发展

的作用。本文使用的微观层面企业的数据来自 1998—2013 年工业企业数据库，同时，出于分析问题的需要我们只选择了四川省的数据样本。工业企业数据库包含了全国的国有企业和规模以上的非国有企业的相关财务信息。使用微观数据的原因在于：首先，区域宏观经济发展是由微观层面企业的收入增长所推动的，微观的县辖企业绩效的相关数据能较好地体现县域经济发展；其次，省直管县改革如果对经济产生正面影响，那么更多的是改善了企业投资环境等，因此，从微观角度入手有利于更好地解释省直管县改革的传导路径和作用机制。<sup>[28]</sup>

## （二）数据来源与描述性统计

本文主要使用了两方面的数据：一方面是规模以上的微观企业数据，另一方面是宏观层面的县域经济数据。接下来，我们将分别对两类数据的来源、具体地筛选过程和描述性统计特征进行介绍。

首先，规模以上的微观企业主体数据主要来源于国家统计局提供的 1998—2013 年的主营

业务收入在 500 万元以来的工业企业普查数据（2011 年之后改为 2000 万元以上的工业企

业）。数据中报告了详细的工业企业运营信息和企业特征信息。在实际的操作过程中，参考

现有文献的标准方法，对数据进行处理，即删除了相关的不符合要求的样本。<sup>[29]-[31]</sup>

本文所用到的主要变量及其描述性统计如表 1 所示。

表 1 主要变量的描述性统计

变量名称	计算方法	均值	样本数	标准差	最小值	最大值
县域经济增长率	ln(pgdp)	8.81	3007	1.00	6.67	11.68
人口	POP	47.81	1857	38.02	2.19	162.6
投资占 GDP 比值	invest/gdp	0.60	2202	0.56	0.03	5.70
主营业务收入增长率	ln(income)	10.49	132705	1.48	0	18.64
工业总产值增长率	ln(grossout)	10.54	132286	1.46	0	18.63
企业规模	ln(asset)	9.98	133014	1.66	0	18.52
企业资产负债比	liability/asset	1.21	132909	2.65	-1.36	201.75

## 四、实证分析结果

### （一）省直管县改革对县域经济增长的影响

为考察省直管县改革是否促进县域经济增长，本文以人均 GDP 的对数值 ln\_PGDP 作为被解释变量，对表示省直管县改革虚拟变和其他控制变量进行回归。相应的计量模型如下：

$$\ln\_PGDP_{it} = \beta_0 + \beta_1 policy_{it} + \beta_2 pop_{it} + \beta_3 invs_{it} + \beta_5 year + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

就处理面板数据而言，是选择固定效应模型还是选择随机效应模型是一个问题。本文先分别就两个模型进行了估计，并基

于 Hausman 随机性检验结果显示可知，固定效应模型优于随机效应模型。因此，本文将固定效应模型作为基准回归模型。

表 2 省直管县改革对县域经济增长的影响

变量	(1)固定效应	(2)随机效应
	县域经济增长率	县域经济增长率
省直管县改革	0.131 *** (0.0167)	0.126 *** (0.0170)
人口规模	-0.00208*** (0.000359)	-0.00190*** (0.000343)
投资结构	-0.0111 (0.0114)	-0.0151 (0.0115)
Constant	8.278*** (0.0235)	8.289*** (0.0416)
Observations	2156	2156
R-squared	0.951	0.863

注：括号里为标准误；\*\*\*、\*\*、\*分别表示回归系数在 1%、5%、10%的显著性水平，控制了年度变量。

从表 2 中的固定效应模型 (1)可以看出，在保持控制变量的条件下，省直管县改革(policy)显著地促进了县域经济增长。说明实行扁平化的财政管理体制，扩大县级政府的经济管理权限，激发了其发展经济的积极性，并有效地促进了经济增长。同时，虚拟变量(policy)系数为 0.131，表明省直管县改革使受改革影响的县(市)人均 GDP 较其他县(市)高 13.1%。

应用固定效应模型估计的省直管县改革虚拟变量的系数只反映了与未改革的县(市)相比，改革县(市)人均 GDP 增长的百分比，并未区分 2007 年第一批改革和 2009 年第二批改革。为了更加准确地估计改革效应，本文利用双重差分模型(DID)对省直管县改革的经济效应再次进行估计<sup>[33]</sup>。

根据这一思路，相应的 DID 模型如下：

$$LnPGDP_{it} = \beta_0 + \beta_1 year1 + \beta_2 policy1 + \beta_3 year1 \times policy1 + \beta_4 year2 + \beta_5 policy2 + \beta_6 year2 \times policy2 + X_{it}\gamma + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中，i 表示县(市)，t 表示年份，year 1=1 表示 2007 年及以后，否则取 0，2007 年第一批进行省直管县改革的县(市)取 policy1=1，其他取 0，同理可得 year2、policy2 对应 2009 年第二批改革。交叉项 year1 × policy1 和 year2 × policy2 的系数 β<sub>3</sub> 和 β<sub>6</sub> 是本文所要研究的重点参数，它们刻画了相对于对照组，实验组额外发生的变化。这里的对照组为第 t 年还没有进行省直管县改革或第 t-1 年已经改革的、实验组为第 t 年进行改革但 t-1 年并未改革的，通过比较两组发生的变化不同来估计政策的效果。X<sub>it</sub> 表示其他控制变量，与上文固定效应模型一样，包括年度虚拟变量、人口规模。回归结果如表 3 所示。

表 3 省直管县改革对县域经济增长的影响的 DID 估计

变量	县域经济增长率
year1 × policy1	0.119** (0.0489)
year2 × policy2	0.201*** (0.0373)
Constant	9.106*** (0.0488)

Observations	3, 007
R-squared	0. 700

注:括号里为标准误; \*\*\*, \*\*, \*分别表示回归系数在 1%、5%、10%的显着性水平. 由于篇幅所限, 因此只报告关键变量。

表 3 中的回归结果显示, 交叉项  $year1 \times policy1$  的系数为 0. 119, 说明相对于未受到改革影响的县(市), 2007 年第一批改革县(市)人均 GDP 高了 11.9%, 而  $year2 \times policy2$  的系数为 0.201 且在 1%的水平上统计显着, 则 2009 年第二批改革县(市)的人均 GDP 高了 20.1%。固定效应模型和双重差分模型都说明省直管县改革在宏观上都促进了县域经济的发展。

## (二) 省直管县改革对规模以上工业企业绩效的影响

为了从微观层面对省直管县改革的效应进行分析, 我们先应用双重差分模型进行分析。但在此之前考虑到各个县(市)的企业性质存在较大差异, 某些试点县(市)经济水平较低, 其中的企业在样本中可能全是非国有企业。并且, 因为中国工业企业数据库的企业规模的特点(统计所有的国有企业和规模以上的非国有企业), 会存在企业规模的差距, 进而使得一些样本县(市)不具备代表性。因此, 在进行双重差分模型分析之前, 需要对样本进行处理。处理方法为: (1) 计算出第一批改革的试点县(市)的非国有企业的占比, 并求其平均值; (2) 将试点县(市)中偏离第一步求出的平均值 10%以上的县(市)剔除掉; (3) 按照偏离不超过试点县(市)非国有企业占比的平均值上下 10%的标准来选择对照组; (4) 按照上述相同的方式来对第二次改革的试点县(市)和对照组进行处理。并且, 此时的对照组是一直都没有实行改革试点县中的企业, 而实验组则是实行了改革试点县中的企业。

模型(3)分别以企业主营业务收入和工业总产值作为因变量, 相应的 DID 计量模型如下:

$$\ln y_{it} = \beta_0 + \beta_1 year + \beta_2 policy + \beta_3 year \times policy + \gamma X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中, 控制变量  $X_{it}$  包含年度虚拟变量、企业规模、资产负债率、企业控股类型, 回归过程中逐步加入, 回归结果如表 4 所示。

表 4 报告了双重差分的回归结果, 其中, 交互项  $year \times policy$  的系数分别表示两次省直管县改革对企业经济效益的影响。可以发现, 第一次改革和第二次改革使得企业主营业务收入和工业总产值的对数都显着地提高。这与上述对县域经济增长回归时所得到的结果——两次改革分别使县域经济增长率提高了 11.9%和 20.1%是一致的。这是因为, 在快速工业化过程中, 工业企业的发展对于区域经济发展(尤其是县级)起了很大的推动作用, 进而企业的主营业务收入和工业总产值的增长情况与县域经济发展情况呈现出同步的趋势。在其他控制变量中, 企业规模的系数显着为正, 与其他文献中对浙江企业主营业务收入回归所得到的系数显着为负不同, 除了变量选取差异外, 不同省份的经济发展情况的差异也是一个重要原因, 浙江等东部沿海省份工业发展起步早, 已达到相当规模, 而四川的大多数工业企业还处于上升期, 规模经济的效应明显。资产负债比的系数显着为负, 原因可能是企业风险管控能力不强。并且同非国有企业相比, 国有企业对企业的产出产生了显著性的负向影响。

表 4 省直管县改革对企业经济效益的影响

变量名称	第一次改革		第二次改革	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	主营业务收入的 对数	工业总产值的 对数	主营业务收入的 对数	工业总产值的 对数
year	0. 747*** (0. 0174)	2. 000*** (0. 0325)	1. 787*** (0. 0339)	0. 865*** (0. 0181)

policy	0.0996*** (0.0164)	0.0903*** (0.0159)	0.225*** (0.0200)	0.192*** (0.0194)
year × policy	0.0816*** (0.0202)	0.0522*** (0.0196)	0.0716*** (0.0250)	0.0719*** (0.0244)
企业资产对数	0.580*** (0.00359)	0.589*** (0.00341)	0.557*** (0.00366)	0.567*** (0.00355)
资产负债比	-0.00711** (0.00328)	-0.00581* (0.00330)	-0.00613* (0.00335)	-0.00475 (0.00334)
国有企业	-0.0468*** (0.0139)	-0.0804*** (0.0136)	-0.0593*** (0.0153)	-0.110*** (0.0155)
Constant	4.189*** (0.0361)	4.156*** (0.0346)	4.605*** (0.0379)	4.589*** (0.0366)
Observations	43,847	43,753	43,062	42,853
R-squared	0.485	0.501	0.512	0.522

注:括号里为标准误;\*\*\*、\*\*、\*分别表示回归系数在1%、5%、10%的显著性水平,控制了年度变量。

上述分析表明,四川省的省直管县改革对于注册地位于改革县的企业绩效和业绩起到了促进作用,无论是用主营业务收入来衡量还是用工业总产值来衡量,双重差分方程中的交叉项系数都显著为正。同时我们还发现,相对于非国有企业而言,国有企业降低了企业的主营业务收入和工业总产值。考虑到企业所有制带来的异质性问题,“扩权强县”改革对于国有企业和非国有企业可能会有不同的影响。下面采用分样本回归的方式来估计“扩权强县”改革对不同所有制企业的不同影响。

从表5中的结果来看,省直管县改革对于国有企业和非国有企业具有不同影响。第一次改革中,改革对于非国有企业在1%和5%的显著性水平下都有正向的影响,而对于国有企业只有在10%的显著性水平下才有正向影响。而从第二次改革的效果来看,省直管县改革只对非国有企业有显著性正向影响,而对国有企业没有显著性影响。袁渊和左翔(2011)的关于浙江和福建的“扩权强县”改革也发现了类似的结论,省直管县改革对于国有企业没有显著性影响,而对非国有企业具有显著性影响。<sup>[2]</sup>

四川省的省直管县改革涉及相关权力的下放,由于试点县(市)的财政收入不再同市级政府参与分成,这大大刺激了试点县(市)发展经济,增加财政收入的激励。税收管理权的部分调整,使得试点县(市)政府有了更多的税收自由裁量权。因此,在税收分成的激励下,县级政府会积极发展县域经济,促进企业的成长,而部分税收减免审批力的下放则是县级政府增加县辖企业经济效益的重要手段。<sup>[34][35]</sup>同时,由于国有企业的利润和税收大多是上缴更高级政府的,县级政府没有更大激励去促进县辖国有企业的经济效益,并且国有企业的政策支持来源于较高行政级别的政府单位,县级政府扩权后对他们的影响很小。<sup>[2]</sup>所以,我们认为,“扩权强县”改革将降低企业的有效税率,其中主要降低非国有企业的有效税率而对国有企业没有影响。接下来参考王小龙、方金金(2015)的做法来验证上述猜想。<sup>[10]</sup>模型的设定参照上文中的模型(3),但因变量改为实际有效税率,其中实际有效税率的定义参考文献里的普遍做法,即实际有效税率用所得税额与息税前利润的比值来衡量。

表5 分样本检验省直管县改革对企业经济效益的影响

变量名称	第一次改革		第二次改革	
	国有企业	非国有企业	国有企业	非国有企业
	主营业务收入的 对数	主营业务收入的 对数	主营业务收入的 对数	主营业务收入的 对数
year × policy	0.0969* (0.0554)	0.0840*** (0.0217)	0.102 (0.0793)	0.0612** (0.0264)
Observations	5,741	38,106	4,443	38,619

R-squared	0. 592	0. 458	0. 618	0. 494
变量	工业总产值的对数	工业总产值的对数	工业总产值的对数	工业总产值的对数
year × policy	0. 105* (0. 0540)	0. 0476** (0. 0211)	0. 102 (0. 0801)	0. 0612** (0. 0257)
Observations	5, 725	38, 028	4, 430	38, 423
R-squared	0. 593	0. 477	0. 606	0. 507

注：括号里为标准误；\*\*\*、\*\*、\*分别表示回归系数在 1%、5%、10%的显著性水平。由于篇幅所限，因此只报告关键变量。

表 6 和表 7 中的回归结果显示，四川省的两次省直管县改革都显著降低了企业的实际有效税率。其中，第一次改革和第二次改革分别降低了 3. 26%和 3. 65%，并且第一次改革没有显著降低国有企业的实际有效税率，但显著降低了非国有企业的实际有效税率，并且具体降低了 3. 46%。第二次改革也同样降低了非国有企业 3. 98%的实际有效税率，而对国有企业并没有显著性影响。总体来说，第一次改革和第二次改革都显著降低了非国有企业的实际有效税率，而对国有企业没有影响。因此验证了上述省直管县改革通过影响企业实际有效税率进而促进企业的主营业务收入和工业总产值增长的渠道。

表 6 省直管县改革对企业实际有效税率的影响

	第一次改革	第二次改革
变量	实际有效税率	实际有效税率
year	0. 0159*** (0. 00410)	0. 00319 (0. 00408)
policy	0. 0250*** (0. 00413)	0. 0320*** (0. 00591)
year × policy	-0. 0326*** (0. 00474)	-0. 0365*** (0. 00653)
企业资产对数	-0. 0118*** (0. 000594)	-0. 00985*** (0. 000613)
资产负债比	-0. 000667*** (0. 000188)	-0. 000860*** (0. 000159)
国有企业	0. 00396 (0. 00280)	0. 00296 (0. 00322)
Constant	0. 295*** (0. 00674)	0. 274*** (0. 00708)
Observations	21, 962	21, 047
R-squared	0. 176	0. 155

注：括号里为标准误；\*\*\*、\*\*、\*分别表示回归系数在 1%、5%、10%的显著性水平，控制了年度变量。

表 7 分样本检验省直管县改革对企业实际有效税率的影响

变量名称	第一次改革		第二次改革	
	国有企业	非国有企业	国有企业	非国有企业
	实际有效税率	实际有效税率	实际有效税率	实际有效税率
year × policy	-0. 0190 (0. 0123)	-0. 0346*** (0. 00514)	-0. 00865 (0. 0192)	-0. 0398*** (0. 00698)
Observations	2, 821	19, 141	2, 205	18, 842

R-squared	0.188	0.175	0.181	0.152
-----------	-------	-------	-------	-------

注:括号里为标准误;\*\*\*、\*\*、\*分别表示回归系数在1%、5%、10%的显著性水平。由于篇幅所限,所以只报告关键变量。

## 五、结论及政策建议

本文以四川省1998—2013年各县的社会经济数据以及工业企业数据,通过构建计量模型对省直管县改革与县域经济增长、企业发展之间的关系进行了实证检验。研究表明,省直管县改革在宏观上促进了县域经济的发展,从企业层面来说无论是使用主营业务收入作为因变量,还是使用工业总产值作为因变量,第一次改革和第二次改革促进企业经济效益增长的效果都很明显。另外,也有证据表明,省直管县对县辖企业中非国有企业的正面影响大于对国有企业的正面影响,因而省直管县改革可能有利于推动市场化改革。基于省直管县改革后县级政府的激励改变和部分权力下放,本文提出了省直管县改革将通过企业面临的实际有效税率的变化来影响企业主营业务收入和工业总产值这一渠道,并且得到了验证。进而,通过这一机制来解释省直管县改革对于县辖的国有企业和非国有企业的不同影响。

上述结论对于进一步完善省直管县改革具有一定的借鉴意义。据此,本文提出如下政策建议:第一,实行省直管县改革的县(市)应该通过建立良好的营商环境来吸引投资,同时降低企业的成本负担以促进县辖企业的发展;第二,对于省直管县改革对于国有企业和非国有企业的不同影响,应该从体制机制入手,优化地方政府的激励目标使得省直管县改革对国有企业的经济效益和市场化改革产生正向影响。

### 注释:

①川府发[2007]8号,《四川省人民政府关于开展扩权强县试点的实施意见》,2007年7月10日。

②川府发[2009]12号,《四川省人民政府关于深化和扩大扩权强县试点工作的通知》,2009年5月8日。

③川府发[2014]43号,《四川省人民政府关于进一步深化和扩大扩权强县试点改革的通知》,2014年7月11日。

### 主要参考文献:

[1]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?[J].经济研究,2011,46(7):65-77.

[2]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(3):89-108.

[3]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(8):73-83.

[4]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(8):34-44,65.

[5]李猛.“省直管县”能否促进中国经济平稳较快增长?——理论模型和绩效评价[J].金融研究,2012(1):91-102.

[6]王立勇,高玉胭.财政分权与产业结构升级——来自“省直管县”准自然实验的经验证据[J].财贸经济,2018,39(11):145-159.

[7]叶兵,黄少卿,何振宇.省直管县改革促进了地方经济增长吗?[J].中国经济问题,2014(6):3-15.

- 
- [8]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[J].管理世界,2015(4):92-102.
- [9]乔俊峰,齐兴辉.省直管县改革缩小了城乡收入差距吗?——基于PSM-DID方法的研究[J].商业研究,2016(9):78-86.
- [10]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?[J].金融研究,2014(8):80-100.
- [11]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[J].经济学(季刊),2015,14(3):1093-1114.
- [12]Wang W,Zheng X,Zhao Z. Fiscal Reform and Public Education Spending: A Quasi-natural Experiment of Fiscal Decentralization in China[J]. Publius: The Journal of Federalism, 2011, 42(2):334-56.
- [13]刘佳,马亮,吴建南.省直管县改革与县级政府财政解困——基于6省面板数据的实证研究[J].公共管理学报,2011(3):33-43,124-5.
- [14]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[J].经济学(季刊),2014(4):1261-82.
- [15]宁静,赵国钦,贺俊程.省直管县财政体制改革能否改善民生性公共服务[J].经济理论与经济管理,2015(5):77-87.
- [16]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].经济学动态,2018(1):53-68.
- [17]刘晓茜,段龙龙.“扩权强县”改革对不同类别县域经济绩效的影响——来自四川省59个试点县的经验证据[J].软科学,2017(9):79-83.
- [18]刘晓茜.省直管县改革对县域经济绩效和民生改善的影响[D].成都:西南交通大学,2018.
- [19]贾晋,李雪峰.“扩权强县”与县级财政解困绩效的实证研究——基于四川省2005—2015年的面板数据[J].中南财经政法大学学报,2017(4):75-83,160.
- [20]叶子荣,郑浩生.“省直管县”改革的经济绩效实证研究——来自四川省县(市)面板数据的经验证据[J].天府新论,2013(5):51-4.