

纵向财政关系改革与基层政府财力保障： 准自然实验分析*

宁 静 赵旭杰

内容提要:基层政府的财力保障关系到整个国家财政职能的履行。如何调整政府间纵向财政关系以提升基层政府的财力水平,是加快建立现代财政制度的重要问题。近年来,省直管县财政体制改革的推行成为理顺政府间纵向财政关系的一项重要尝试,为实证研究纵向财政关系改革对县级基层政府财力保障的影响提供了准自然实验分析的条件。本文基于全国县级数据,利用倾向得分匹配-双重差分法(PSM-DID),研究省直管县这一纵向财政关系改革对县级可支配财力的影响,并且对其影响路径加以识别。研究结果表明,改革对县级可支配财力的提高具有显著促进作用;相比于本级财政收入,改革对上级转移支付的提升作用更为明显,说明改革更多的是通过约束地级市对县级转移支付的截留行为,实现了县级基层政府财力水平的提高。

关键词:纵向财政关系改革 基层政府 财力保障

作者简介:宁 静,中央财经大学财经研究院副研究员,100081;

赵旭杰(通讯作者),对外经济贸易大学国际经济贸易学院副教授,100029。

中图分类号:F812.2 **文献标识码:**A **文章编号:**1002-8102(2019)01-0053-17

一、引 言

基层政府作为中国政府组织结构的基础,是中央各项方针政策的具体执行单位和最终落实者,是与老百姓接触最多最密切的政府行政单位,其各项职能的良好运转,不仅决定了人民对党和政府的印象,更直接关系到整个国家和社会的长治久安。十九大报告明确提出要“增强政府公信力和执行力,建设人民满意的服务型政府”,因此基层政府如何为当地居民提供高水平的公共服务,已经成为不可回避的现实课题。而基层政府能否提供足质足量的公共服务,一个重要的前提条件是基层政府拥有足够的财力保障。

* 基金项目:国家自然科学基金青年项目“省以下地方政府竞争模式研究:性质特征与经济影响”(71503289);国家社会科学基金青年项目“中国式财政分权下的产业结构调整与经济稳增长研究”(17CJY052);北京市社会科学基金研究基地项目“优化北京市财政转移支付方式与结构的制度设计研究”(15JDJGB091)。非常感谢中国社会科学院杨志勇研究员对本文的宝贵建议。同时,非常感谢匿名审稿专家提出的宝贵意见和建议。当然,文责自负。

与乡镇、市辖区等基层政府相比,县自古以来是中国最稳定、最重要的基层行政区划单位,它承担了大量基础性公共服务,在促进经济发展和保障社会稳定方面发挥着不可替代的作用。但是相比于市辖区,县的地理交通位置缺乏先天优势,无法吸引充足的国内外人才和投资流入,经济发展实力较弱,缺乏持续稳定的自有收入来源,导致目前中国县级政府的财力状况普遍不佳,入不敷出的收支矛盾非常突出。2016年全国县级政府的平均财政收支差距为19.64亿元,本级财政收入与财政支出的比值为1:2.45。^①而且在经济新常态下,全国财政收入面临增速放缓的趋势,县级政府也不例外,再加上债务偿还负担,县级政府未来公共服务的财力保障不容乐观。

除了地理交通位置缺乏先天优势,县级财政运转困难的一个重要制度原因是,在中国现行的行政组织体系下,1994年分税制改革后县级政府在财政分权过程中处于弱势地位。分税制改革后,税源向上集中且主体税种实行多级共享。由于省市级政府在行政组织体系中居于强势地位,导致县级政府对增值税和所得税的分享比例较小,而划归为县级政府独享的税种往往税额小、税源散、征收难。除此之外,由于县级转移支付资金经手的政府层级过多,面向县级政府的转移支付资金经常出现被截取和挪用的现象。在县的地理交通位置短时间难以整体改观的情况下,若想迅速提升县级政府的财力保障水平,调整政府间的纵向财政关系、提升县级政府的财权地位变得至关重要。

近年来,中央和地方政府在调整政府间纵向财政关系、提高基层政府财力水平方面进行了积极的尝试。为了理顺省以下纵向财政关系、解决县级财政困境,一些省份自发地进行省直管县财政体制改革,以充分调动县的自我发展积极性,加大省级财政对县级财政的支持力度,从而使县级政府具有稳定的财政收入来源。2004年,安徽、湖北率先实施省直管县财政体制改革,随后河南、江西、山西、陕西等省份先后开展改革试点。省级政府自发进行纵向财政关系改革的成果得到了中央政府的认可,2009年,财政部颁布《关于推进省直接管理县财政改革的意见》,提出“2012年底前,力争全国除民族自治地区外全面推进省直接管理县财政改革”的总体目标。^②至2010年,全国已在27个省份970个县推行了省直管县财政管理方式改革。^③

这一纵向财政关系改革自实施以来,引起了学术界的广泛关注。有的学者从管理效率角度,探讨改革对财政资金使用效率及行政工作效率的影响(贾康、于长革,2010;王小龙、许敬轩,2017);有的学者从经济增长的角度,实证研究改革对县域经济发展水平的影响(才国伟、黄亮雄,2010;郑新业等,2011;毛捷、赵静,2012);有的学者从财政支出角度,研究改革对地方政府职能和各项公共服务水平的影响(陈思霞、卢盛峰,2014;贾俊雪、宁静,2015;卢洪友等,2017)。不少学者通过实证研究发现,省直管县改革并未对财政支出和经济增长起到良好的促进作用,认为改革的总体效果是负面的(才国伟等,2011;贾俊雪等,2013;Li等,2016)。与此同时,实际中省直管县财政体制改革的进程也出现放缓,例如辽宁省于2016年12月取消对绥中县和昌图县实行省直管县财政管理体制。但本文认为,省直管县财政体制改革的目标定位是通过调整“省—市—县”之间的纵向财政关系,从而实现县级财力水平提升和缓解县级财政困境。如果改革实现了这一初始目

① 数据由本文基于《中国县域统计年鉴(2017)》计算得出。截至2018年12月,《中国县域统计年鉴》发布的最新年份为2017年,里面汇总的是2016年县级社会经济数据。

② 省直管县财政体制改革主要内容包括:(1)国税和地税收入指标由省级财政直接分解下达到县,县将收入直接上解给省级财政;(2)财政转移支付和其他补助资金由省级财政直接划拨给县;(3)各项上解和补助的基数由省级财政直接对县核准,年终直接与县进行资金结算;(4)县举借的国际贷款、国债转贷资金和中央财政有偿资金等,直接向省级政府承诺偿还。

③ 数据来源于财政部《2010年中央决算的报告》。

标,则应该客观看待改革过程中出现的各种问题,采取一些修补配套措施积极解决问题,以确保改革继续推行。这也是本文研究的现实意义所在。目前研究改革是否实现改革初始目标——提升县级政府可支配财力的文献并不多见,尤其缺乏通过识别改革对本级收入和转移支付收入的不同效应,进而剖析改革对县级政府财力影响路径的实证研究。因此,本文基于省直管县财政体制改革这一准自然实验,利用倾向得分匹配—双重差分法(PSM-DID),实证分析这一纵向财政关系改革如何对县级基层政府财力产生影响。本文的理论意义在于,通过深入分析改革对本级收入和转移支付的异质性影响,厘清改革对于县级政府可支配财力的影响机理路径,为改革效应的逻辑传导链条“省直管县财政体制改革→财政收入→财政支出→经济增长”的第一个环节补充实证检验,为已有研究改革影响财政支出或经济增长的文献提供逻辑依据和补充。

本文研究结果表明,省直管县财政体制改革这一纵向财政关系改革有利于县级政府可支配财力的提高,增强了基层政府的财力保障。其中,相比于本级财政收入,改革对上级转移支付的提升作用更为明显,由此可知“纵向财政关系改革(省直管县)→纵向财政竞争弱化→减少地级市对县的攫取→县级可支配财力增加”这一影响路径发挥了主要作用。此外,本文还发现,省直管县财政体制改革后,弱市下辖县的总体财力提高水平明显高于强市下辖县以及强县的转移支付增长幅度高于弱县,更进一步验证了改革确实通过削弱地级市对县的攫取行为,促进县级政府总体财力尤其是转移支付收入的提高。

二、理论框架

众多研究表明,地方政府纵向财政关系通过影响地方政府的竞争激励,对地方政府财政收支行为产生重要影响(Brennan和Buchanan,1980;Qian和Weingast,1997;Keen,1998;Qian等,2006)。这一结论为研究纵向财政关系改革对县级可支配财力的影响提供了思路和框架,省直管县作为中国近年推行的一项政府间纵向财政关系改革,主要通过横向和纵向政府间财政竞争的机理路径对县级可支配财力产生影响。

1. 横向财政竞争的影响路径

横向财政竞争主要是指在财政分权体制背景下,地方政府为了吸引劳动力、资本等优质资源流入本地从而能够扩大税基和提高财政收入,参照和模仿其他横向同级地方政府的税率设置或者税收政策,以确保本地税收政策对流动性资源具有吸引力的一种政府间竞争行为(Brueckner和Saavedra,2001;Rork,2003;Lyytikäinen,2012)。尽管中国地方政府缺乏独立的税收自主权因而无法自行设置税种和税率,但是有学者指出地方政府可通过给予税收优惠或放松税收征管等方式降低实际有效税率,从而进行实际意义上的横向税收竞争(王守坤、任保平,2008;郭杰、李涛,2009;龙小宁等,2014)。省直管县财政体制改革以后,县的横向同级政府由原来隶属于同一地级市的十几个县,突然增加至隶属于同一省份的几十个县。县的同级竞争对手陡然增多,可能加剧县级政府之间的横向财政竞争,从而导致实际有效税率降低,最终减少了县级政府可支配财力。邓子基、杨志宏(2012)指出,在市管县向省管县体制转变的过程中,横向政府财政竞争的重心随着政府权力的下放而下移,因而横向财政竞争的核心由省级财政竞争转变为县级财政竞争,全国2800多个县级行政区划单位的竞争远比30多个省份的竞争更加激烈。王小龙、方金金(2015)基于中国省级与县级财政经济统计数据和企业微观数据,从企业实际税负变化的角度,对省直管县财政体制改革与县级政府税收竞争之间的关系进行量化研究,计量结果表明,改革使得县域工业企业实际有效税率显著降低约0.45个百分

点,说明省直管县财政体制改革确实强化了县级政府间的税收竞争。

2. 纵向财政竞争的影响路径

纵向财政竞争是指下级政府和上级政府对优质财政资源的竞争。西方纵向竞争理论认为由于不同级次的政府共享同一税基,某级政府在制定税率时往往忽略其对另一级政府税收的负外部性,从而低估社会边际成本,导致各级政府制定的税率偏高(Keen, 1998; Martínez, 2005; Devereux 等, 2007)。而在中国,纵向财政竞争更多地体现为上级政府对下级政府财力的控制——地级市政府凭借自己在政治上的优势地位,不仅在财权划分时降低县级政府对主体税种的留成比例,而且随意截取或挪用原本应该拨付给县的财政转移支付(贾康、于长革,2010)。省直管县财政体制改革的一个好处在于切断了地市级与县级之间的财政关系,使得地级市对县级财力失去了绝对控制权,弱化了纵向财政竞争,减少了地级市对县级财力的攫取,避免了县级向地级市自下而上的财力转移,从而增加了县级政府的可支配财力。更进一步细化来看,一方面,省直管县改革使县级政府与地级市政府的财权重新得以清晰地划分,增加且固定了县级政府的税收留成比例,这充分调动了县级政府发展经济的积极性,从而增加县级政府的本级财政收入(李明强、庞明礼,2007);另一方面,改革降低了地级市对县级转移支付占用的可能性,转移支付补助资金可以由省级财政账户直接下达到县级财政账户,避免地市级政府对转移支付资金的截留与挪用,从而使县级政府可支配财力得以增加(贾康、于长革,2010)。

综上所述,省直管县这一纵向财政关系改革对县级政府可支配财力的影响路径可归纳为如图1所示的理论框架。图1左侧影响路径显示,省直管县这一纵向财政关系改革之后,县级政府面临的同级财政竞争对手突然增多,改革通过强化县级政府横向财政竞争,将降低县级实际有效税率,从而减少县的本级财政收入;图1右侧影响路径显示,省直管县这一纵向财政关系改革之后,纵向财政层级由原来的“省—市—县”变为“省—县”,改革通过弱化市县之间的纵向财政竞争,减少了地级市对县财政资源的攫取行为,从而增加了县本级财政收入和上级转移支付。由图1可知,改革对县可支配财力最终产生怎样的影响,取决于正反向作用力的综合效果,单纯的理论分析很难有所定论,只能通过计量方法进行经验研究来寻求答案。鉴于此,接下来本文将基于全国县级财政数据,利用计量方法实证分析改革对县级政府可支配财力的影响。此外,为了检验改革的影响路径,本文还将分析改革对本级财政收入和上级转移支付的不同影响效应。

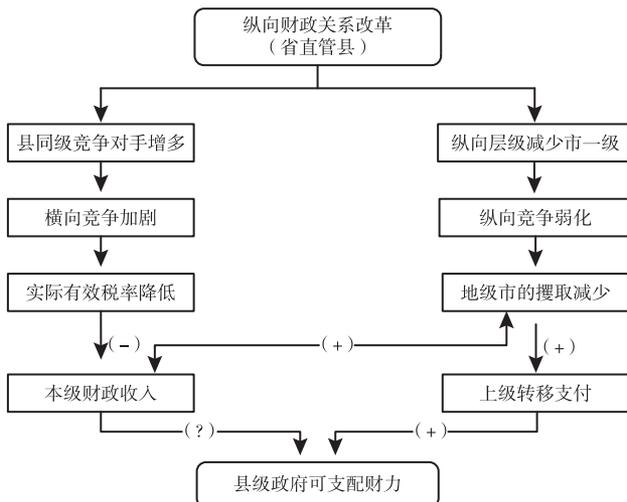


图1 纵向财政关系改革(省直管县)影响县级可支配财力的理论框架

三、计量方法与数据描述

(一) 计量方法

目前学术界评估一项政策或者改革实施效果较常用的计量方法是双重差分法(Difference-in-Differences, DID),它通过对时间维度和个体维度进行两次差分,能够控制住不可观测的年度共同冲击(如另一项政策效应、经济危机等)和个体间不可观测的差异(如地势地貌、历史文化等),从而获得较为科学的改革处置效应(Treatment Effects)。然而,双重差分法估算结果无偏有效的一个重要前提是处置状态的选择具有随机性,即一个县作为处置组(改革县)还是对照组(非改革县)必须是随机决定的,否则会带来明显的选择性偏差(Selection Bias)。通过研读省直管县财政体制改革相关政府文件,可以得知改革试点县的选择并不是随机的,而是省级地方政府根据县域经济特征来决定一个非随机选择过程,例如,江西省和山西省决定在国家扶贫工作重点县进行省直管县财政体制改革试点;^①陕西省提出“首先选择生态保护任务重、财政经济特别困难的县进行,同时为积累经验,为下一步规范管理奠定基础,再选择2个财政经济状况较好的县进行试点”的改革原则。^②因此,双重差分法并非适合本文的最优计量方法,本文采取的是倾向得分匹配—双重差分法(Propensity Score Matching with Difference-in-Differences Approach, PSM-DID)。PSM-DID方法相比于传统DID线性回归方法的优势在于:第一,它基于由一系列特征变量估算得出的倾向得分,使各方面近似的控制组和处置组相匹配,构造出一个无限接近于处置组特征的对照组后再双重差分,从而消除选择性偏差,确保处置组选择的随机性(Lin和Ye, 2007; Caliendo和Künn, 2011; Mendonça和Souza, 2012; Gebel和Voßemer, 2014);第二,它是一种非线性参数估计方法,放松了线性关系的强假设(Persson和Tabellini, 2004)。就本文样本数据特点而言,非线性参数估计的优势具体体现为:(1)因为改革省选取改革县的标准是经济或财政状况极好或者极差的县,采用传统DID线性回归方法很难设定特征变量作为控制变量的正确函数形式,而采用PSM-DID方法无须考虑函数形式问题,只要通过平衡性检验则可以视作为处置组找到了特征近似的对照组,从而确保处置组选择的随机性;(2)改革省选取改革县的标准随年份不同而有所变化(例如2004年河南省的选取标准是经济发展水平高的县,2007年山西省的选取标准是国家扶贫工作重点县),相比于传统DID方法,PSM-DID方法的好处在于不需要考虑选取标准的年度变化,因为不管选取标准如何随年度发生变化,匹配完成后处置组始终都是与自己特征近似的对照组进行比较。

本文使用倾向得分匹配—双重差分法具体分为三个步骤。第一步,本文构造以改革哑变量为因变量、县的特征变量为自变量的二值选择Probit模型,^③通过估算特征变量的回归系数来预测每个县实施改革的概率即倾向得分(Propensity Score)。

$$Probit(PGC_i = 1) = \alpha + \beta X_i^0 + \varepsilon_i \quad (1)$$

式(1)中,因变量为省直管县财政体制改革的哑变量 PGC_i ,实行改革的县赋值为1,未实行改

① 参见《江西省人民政府关于实行省直管县财政体制改革试点的通知》(赣府发[2005]2号)和《山西省人民政府关于调整规范省市县财政体制和在35个国家重点扶贫开发县实行“省直管县”财政改革试点的通知》(晋政发[2006]45号)。

② 参见《陕西省人民政府关于实行省管县财政体制改革试点的通知》(陕政发[2006]65号)。

③ 二值选择模型常用的有Probit模型和Logit模型。基准分析中本文首先采取Probit模型,然后采用Logit模型进行稳健性分析。

革的县赋值为 0。\$X_i^0\$ 为一组影响一个县改革实施概率的特征变量。首先,本文通过仔细研读各省份关于省直管县财政体制改革的政府文件,发现各省份选取改革县主要基于县的经济水平发展和财政实力状况,因此本文在基准分析中选择的特征变量 \$X_i^0\$ 包括如下变量:(1) 经济发展特征变量:本文选取了县实际人均 GDP 在省内的排名、①第一产业增加值占 GDP 的比重、第二产业增加值占 GDP 的比重、人口密度(总人口除以县域面积)、城镇化水平(城镇人口占总人口的比重)这 5 个经济特征变量,以捕捉经济发展水平、产业结构特点、人口规模效应和城镇化水平对改革概率的影响;(2) 财政实力特征变量:本文选取了财政缺口(财政收支缺口占自有财政支出的比重)这一财政特征变量,以捕捉财政困难程度对改革概率的影响。② 除此之外,本文还在 Probit 模型中引入国家级贫困县哑变量、县级市哑变量、县的平均海拔、县的平均坡度这 4 个特征变量进行稳健性检验(Li 等,2016)。另外还需要说明的是,为了避免这些变量受到改革影响,本文均采用改革前 2000—2002 年的平均值加以度量,以确保 \$X_i^0\$ 的外生性(Rosenbaum 和 Rubin,1983;Caliendo 和 Kopeinik,2008)。

第二步,计算倾向得分后,本文选择恰当的匹配方法将处置组(改革县)和对照组(非改革县)进行匹配,并且运用平衡性检验对匹配效果进行评估(即判断是否为处置组寻找到特征近似的对照组)。常见的匹配方法有核密度匹配法、\$K\$ 个最近邻域匹配法、半径匹配法和局部线性回归匹配法(LLR)。核密度匹配法和 \$K\$ 个最近邻域匹配法在匹配时权衡考虑了样本量和精确度问题,而且已有文献最常用的也是这两种方法,因此本文在基准分析时主要利用这两种方法进行匹配,而在稳健性分析中再采用半径匹配法和局部线性回归匹配法。

第三步,匹配完成以后,本文基于式(2)计算省直管县财政体制改革对县级可支配财力的平均处置效应。其中, \$\tau_{ATT}\$ 表示处置组的平均处置效应(Average Treatment Effect on the Treated, ATT)。③ \$PGC\$ 为省直管县财政体制改革的哑变量,\$PGC = 1\$ 为处置组即实行改革的县,\$PGC = 0\$ 为对照组即未实行改革的县。\$Y_1\$ 和 \$Y_0\$ 分别表示处置组和对照组的可支配财力水平。\$t_0\$ 表示事前时点,\$t_1\$ 表示事后时点,\$Y_i^t\$ 为事前时点 2000—2002 年县级可支配财力的平均值,\$Y_i^1\$ 为事后时点 2007 年县级可支配财力的数值。④ \$P(X)\$ 为倾向得分,\$w_{ij}\$ 表示在不同匹配方法下为对照组赋的权重,\$S\$ 表示倾向得分的共同支撑域(Common Support), \$N_1\$ 为处置组的样本数,\$E\$ 为期望算子。

$$\begin{aligned} \tau_{ATT}^{PSM-Did} &= E_{P(X)|PGC=1} \{ [\Delta Y_1 | PGC = 1, P(X)] - E[\Delta Y_0 | PGC = 0, P(X)] \} \\ &= E_{P(X)|PGC=1} \{ [Y_1^1 - Y_1^0 | PGC = 1, P(X^1)] - E[Y_0^1 - Y_0^0 | PGC = 0, P(X^0)] \} \\ &= \frac{1}{N_1} \sum_{i \in PGC_1 \cap S} [(Y_1^1 - Y_1^0) - \sum_{j \in PGC_0 \cap S} w_{ij} (Y_0^1 - Y_0^0)] \end{aligned} \quad (2)$$

① 实际人均 GDP = 名义人均 GDP / 省份消费价格指数(以 2000 年为基期)。

② 本文选取县实际人均 GDP 在省内的排名是由于河南省、江西省、山西省、陕西省的政府文件提出要选取经济强县或贫困县;选取人口密度和城镇化水平是因为二者也是衡量经济发展水平的可靠指标;选取第一产业增加值占 GDP 的比重是由于中央政府文件提出将粮食、油料、棉花、生猪生产大县全部纳入改革范围;选取第二产业增加值占 GDP 的比重是因为河南省的政府文件提到考虑工业基础,而且第二产业占比也是衡量一个县经济发展水平高低的重要指标;选取财政缺口是因为河南省的文件提到考虑财政实力,陕西省提到选择 2 个财政经济状况较好的县进行试点。

③ 除了 ATT,评价政策因果处置效应的指标还包括 ATU(Average Treatment Effect on the Untreated)和 ATE(Average Treatment Effect)。本文更加关注处置组的改革效应,因此选用 ATT 指标。

④ 本文采用 2000—2002 年可支配财力的平均值来测度,以平滑可支配财力的年度波动。本文没有考虑 2003 年,是因为省直管县财政体制改革开始于 2004 年,这样处理可以减少改革预期效应造成的估算偏差。之所以将 2007 年作为事后时点,是因为目前可获得县级财政收入明细数据的最新年份为 2007 年。

(二)数据描述

本文采用的样本为全国所有县级行政单位,数据来源主要为《全国地市县财政统计资料》、《中国县(市)社会经济统计年鉴》、《中国统计年鉴》以及省份统计年鉴和各个省份颁布的正式改革文件。基于研究需要,本文对原始数据进行了如下处理:(1)剔除了数据大量缺失的西藏自治区县级样本;(2)市辖区在财政自主权、获得市级扶持等方面与县存在明显差别,因此剔除了市辖区样本;(3)以2007年行政区划为基准,剔除了2000—2007年行政区划发生变化(例如县的撤并、县改区等)的县级样本;(4)剔除了2000—2002年在财政体制上实行省管县的县级样本,^①以确保所有样本在事前时点处于同一状态,即在2000—2002年均实行市管县财政体制;(5)考虑到渐进式改革省的非改革县可能受到本省改革政策的影响,不适合作为对照组,因此剔除了渐进式改革省的非改革县;^②(6)对式(1)和式(2)中所有变量剔除了小于1%和大于99%分位数的观测值,以消除异常值造成的影响。经过上述处理,本文最终使用的样本是1449个县的非平衡面板数据,其中332个样本为改革县即处置组(2002—2007年进行了省直管县财政体制改革),1117个样本为非改革县即对照组(2002—2007年一直实行市管县财政体制)。

县级可支配财力 Y 是本文关注的结果变量,本文选取财政总收入占 GDP 的比值作为可支配财力的测度指标。此外,可支配财力主要有两个来源——县本级自有财政收入与县从市获得的转移支付收入。据前文所述,省直管县财政体制改革对二者的影响机理不一样,因此,本文再分别将本级财政收入和上级转移支付与 GDP 的比值作为结果变量,以考察改革对不同来源财力的影响。由表1可知,改革前2000—2002年县级财政总收入占GDP比重的均值为13.54%,其中改革县的均值为13.07%,非改革县的均值为13.68%,两组样本之间并未存在显著差异;改革后2007年县级财政总收入占GDP比重的均值为18.85%,其中改革县的均值为20.20%,非改革县的均值18.45%,二者之间差异显著,可见改革以后改革县的财政总收入增长幅度明显高于非改革县。此外表1还显示,改革县本级财政收入的增长幅度并未明显高于非改革县,而上级转移支付水平的增长幅度明显高于非改革县。不过,基于表1的统计描述结果将县级财政总收入和上级转移支付的增加趋势皆归因于省直管县财政体制改革尚不科学,还需后续进一步进行计量分析。

表1 结果变量的统计描述

结果变量	年份	均值差异检验			
		全样本均值	处置组均值	对照组均值	t 检验
财政总收入(%)	2000—2002 (t_0)	13.539 (9.670)	13.072 (8.839)	13.680 (9.907)	-0.608 (0.623)
	2007 (t_1)	18.853 (12.503)	20.197 (12.134)	18.447 (12.590)	1.750** (0.804)
	$\Delta t(t_1 - t_0)$	5.315*** (0.190)	7.126*** (0.431)	4.768*** (0.208)	2.358*** (0.446)
	样本数	1354	314	1040	—

① 2000—2002年在财政体制上实行省管县的县级样本包括北京、天津、上海、重庆、海南、浙江、宁夏下辖的所有县,以及河南的济源市,湖北的天门市、潜江市、仙桃市和新疆的石河子市。

② 渐进式改革省包括河南省、江西省、山西省、陕西省、青海省和甘肃省。

续表 1

结果变量	年份	均值差异检验			
		全样本均值	处置组均值	对照组均值	t 检验
本级财政收入 (%)	2000—2002 (t_0)	4.133 (1.659)	4.396 (1.515)	4.054 (1.693)	0.343 *** (0.107)
	2007 (t_1)	4.038 (1.949)	4.437 (1.878)	3.918 (1.955)	0.518 *** (0.124)
	$\Delta(t_1 - t_0)$	-0.095 * (0.050)	0.040 (0.105)	-0.135 ** (0.057)	0.176 (0.119)
	样本数	1357	313	1044	—
上级转移支付 (%)	2000—2002 (t_0)	8.363 (8.895)	7.900 (8.052)	8.502 (9.131)	-0.602 (0.561)
	2007 (t_1)	13.742 (11.726)	14.401 (11.540)	13.545 (11.780)	0.856 (0.751)
	$\Delta(t_1 - t_0)$	5.379 *** (0.177)	6.502 *** (0.401)	5.043 *** (0.195)	1.459 *** (0.418)
	样本数	1354	312	1042	—

注:除了 $\Delta t(t_1 - t_0)$ 对应行和 t 检验对应列的小括号里报告的是标准误差以外,其他小括号里的数字均为标准方差,*、**和 *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的置信水平下显著。

四、结果分析

(一) 倾向得分匹配结果分析

本文基于式(1) Probit 模型进行了计量回归。表 2 显示,县实际人均 GDP 在省内的排名、人口密度、城镇化水平、财政缺口对一个县的改革实行概率均产生了显著影响,说明一个县是否实施省直管县财政体制改革并非随机决定的,进一步验证了本文采取 PSM-DID 方法的必要性。然后,本文根据式(1)和表 2 各个变量的回归系数,预测得出每个县实行改革的概率即倾向得分。图 2 为改革县和非改革县的倾向得分密度分布,可见二者的倾向得分呈现正态分布,集中分布于(0,0.6)区间,而且二者分布区域基本重合,满足共同支撑条件(Common Support Condition)。^①

在估算出每个县的倾向得分之后,本文采取核密度匹配法和 K 个最近邻域法,将倾向得分接近的处置组与对照组进行匹配。在运用核密度匹配法时,本文尝试了 Epanechnikov 和 Gaussian 两种核函数以及带宽为 0.03 和 0.06 的设定;运用 K 个最近邻域法时,本文尝试了 K 等于 5 和 10、邻域为 0.05 和 0.1 的设定。不管基于何种匹配方法,匹配后的处置组和对照组样本必须满足条件独立分布假设(Conditional Independence Assumption, CIA)。^②

检验 CIA 假设是否得以满足的有效办法是对匹配上的处置组和对照组样本进行平衡性检验(Balance Test)。首先,本文对匹配前后处置组和对照组的各个特征变量进行了均值差异检验,表 2

① Heckman 等(1997)以及 Lechner(2001)指出,如果违反了共同支撑条件,意味着落在共同支撑域外的样本较多,基于共同支撑域 S 估算出的平均处理效应 τ_{ATT} 仅为一个子集效应,不具有准确性和代表性。

② 条件独立分布假设是指在给定倾向得分的条件下,可支配财力水平与是否实施改革之间是独立的。满足 CIA 意味着改革是条件外生的,选择性偏差得以校正(Lechner, 1999)。

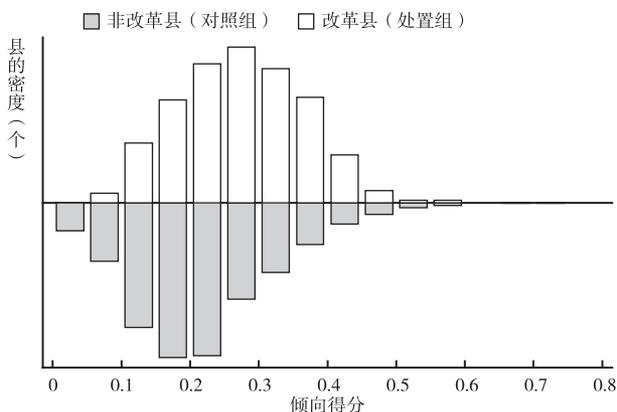


图 2 改革县与非改革县的倾向得分密度分布

显示在匹配以前,各个特征变量 T 检验的 P 值均小于 0.05,说明匹配前处置组与对照组之间存在明显差异,而在匹配以后 P 值均大于 0.05,说明匹配后的处置组与对照组的各种经济特征变量并不存在显著差异,从而确保处置组的样本选取具有随机性。然后,本文计算了匹配前后处置组与对照组各个特征变量之间的标准化差异 (Standardized Bias)^①,表 2 显示匹配之前各个变量的标准化差异绝对值在 12.5% ~ 37.8%,匹配之后各个变量的标准化差异绝对值在 0.3% ~ 6.8%,表明匹配后处置组与对照组特征变量之间的差异大幅减少。^②最后,本文对比了匹配前与匹配后 Probit 模型回归的 R² 和卡方检验统计量,表 2 最后两行显示,匹配后 R² 明显变小,而卡方检验统计量也从显著变为不显著,这都表明在匹配之后处置组和对照组在总体经济特征上不再具有明显的差异 (Sianesi, 2004)。上述三种平衡性检验均很好地通过,表明本文匹配变量与匹配方法的选取具有合理性,通过匹配使得处置组和对照组满足条件独立分布假设,有效地消除了样本选择性偏差。

表 2 平衡性检验结果

匹配变量	匹配状态	均值差异检验			标准化差异 (%)	倾向得分模型 (Probit 模型)
		处置组均值	对照组均值	t 检验 (p 值)		
实际人均 GDP 的省内排名	匹配前	37.97	48.54	-5.52(0.00)	-37.80	-0.010***
	匹配后	37.97	37.66	0.16(0.88)	1.10	(0.002)
第一产业增加值占 GDP 比重 (%)	匹配前	33.38	34.88	-1.91(0.06)	-12.50	0.007
	匹配后	33.38	33.35	0.04(0.97)	0.30	(0.006)
第二产业增加值占 GDP 比重 (%)	匹配前	33.89	31.91	2.49(0.01)	16.50	0.004
	匹配后	33.89	34.02	-0.15(0.88)	-1.20	(0.006)
人口密度 (人/平方公里)	匹配前	5.36	4.99	4.64(0.00)	32.20	0.344***
	匹配后	5.36	5.34	0.25(0.81)	1.70	(0.049)
城镇化水平 (%)	匹配前	18.62	16.55	2.72(0.01)	18.30	0.015***
	匹配后	18.62	17.86	0.85(0.40)	6.80	(0.004)

① Rosenbaum 和 Rubin(1985) 提出的标准化差异计算公式为 $(\bar{X}_1 - \bar{X}_0) / \sqrt{\frac{S_1^2 + S_0^2}{2}}$ 。

② 目前学术界对于标准化差异满足 CIA 假设的临界值尚无定论,不过标准化差异计算公式的提出者 Rosenbaum 和 Rubin (1985) 认为,标准化差异只要低于 20%,则说明二者差异不大,即符合 CIA 假设。

续表 2

匹配变量	匹配状态	均值差异检验			标准化差异 (%)	倾向得分模型 (Probit 模型)
		处置组均值	对照组均值	t 检验(p 值)		
财政缺口(收支出/自有支出,%)	匹配前	0.55	0.58	-2.55(0.01)	-16.90	1.411***
	匹配后	0.55	0.55	-0.13(0.90)	-1.00	(0.321)
		匹配前				匹配后
Pseudo R ²		0.058				0.002
卡方检验统计量 LR chi ²		87.160***				1.680

注:卡方检验即为联合显著性检验。小括号里的数字为标准误差。***表示在1%的置信水平下显著。该表的平衡性检验基于核密度匹配法,K个最近邻域匹配法的检验结果与表2相似,限于篇幅不再列出具体结果。

(二)改革对县级可支配财力的影响分析

表3给出了采用核密度匹配法和K个最近邻域匹配法下,省直管县财政体制改革分别对县级可支配财力的改革处置效应。表3的第3列显示,在两种匹配方法八种参数设定下估算得出的处置效应均显著为正,其平均值为2.962,表明在改革后,县级财政总收入占GDP的比重提高了2.962个百分点。这意味着改革总体上有利于县级政府财力水平的提高,说明图1中“纵向财政关系改革(省直管县)→纵向财政竞争弱化→减少地级市对县的攫取→县级可支配财力提高”这一影响路径的作用力更强一些。此外,表3的第4列显示,改革提高本级收入占GDP的比重0.105个百分点但不具有统计显著性;表3的第5列显示,改革显著提高转移支付占GDP的比重1.791个百分点。由此可见,改革后县的转移支付增长幅度明显大于本级收入增长幅度,说明省直管县财政体制改革更多的是通过约束地级市截留与挪用县级转移支付的纵向财政竞争行为,显著提高县级政府从上级获得的转移支付收入,从而明显增加了县级政府的可支配财力。

表3 纵向财政关系改革(省直管县)对县级基层政府财力的处置效应

匹配方法	参数设定	总收入	处置效应	
			本级收入	转移支付
核密度匹配	Epan 核函数;带宽=0.03	2.998*** (0.430)	0.126 (0.121)	1.773*** (0.434)
	Epan 核函数;带宽=0.06	2.953*** (0.425)	0.133 (0.119)	1.720*** (0.432)
	Gaus 核函数;带宽=0.03	2.949*** (0.425)	0.135 (0.119)	1.712*** (0.432)
	Gaus 核函数;带宽=0.06	2.837*** (0.424)	0.158 (0.118)	1.600*** (0.433)
K个最近邻域匹配	K=5;邻域=0.05	2.945*** (0.489)	0.058 (0.142)	1.985*** (0.502)
	K=5;邻域=0.1	2.945*** (0.490)	0.058 (0.142)	1.985*** (0.502)
	K=10;邻域=0.05	3.036*** (0.458)	0.087 (0.135)	1.777*** (0.471)
	K=10;邻域=0.1	3.036*** (0.459)	0.086 (0.135)	1.777*** (0.471)

续表 3

匹配方法	参数设定	总收入	转移支付	
			本级收入	转移支付
	处置效应平均值	2.962	0.105	1.791
	处置组样本数	314	313	312
	对照组样本数	1040	1044	1042

注:小括号里的数字为标准误差,***表示在1%的置信水平下显著。

(三)改革对县级可支配财力影响的异质性分析

省直管县财政体制改革未必对所有县产生一致化的影响,原因在于地级市对县的攫取并非必然现象,这主要取决于地级市与县彼此的经济地位。杨志勇(2009)指出各个地级市与县财政实力的强弱关系有所不同,按照强弱地位地级市与县的关系可以分为四种:强市与强县、强市与弱县、弱市与强县、弱市与弱县。如果市县关系为弱市与强县,由于弱市不具备带动强县经济发展的条件,极有可能出现“市卡县”“市刮县”的问题;如果市县关系为强市与弱县,强市对弱县的经济将起到带动作用,有利于提高弱县的公共服务能力。

1. 改革效应的异质性:“强市下辖的县”和“弱市下辖的县”

考虑到地级市的经济发展水平差异,不同经济实力强弱的地级市对县的攫取行为也有所不同。经济发展水平高的地级市(强市)由于自身具备良好的财政创收能力,可能对县级财政资源的攫取程度要弱于经济发展水平低的地级市(弱市)。如果前文关于“纵向财政关系改革(省直管县)→纵向财政竞争弱化→县级可支配财力提高”这一判断正确,那么省直管县改革以后,由“弱市”管辖的县的可支配财力增加幅度应该大于由“强市”管辖的县。因此,本文首先将全国改革县样本划分为“强市下辖的县”和“弱市下辖的县”两个子样本,以对比省直管县财政体制改革在不同经济发展水平地级市间的改革效应。^① 本文以2000—2002年地级市实际人均GDP均值在省份的排名作为划分标准,实际人均GDP排名位于省内的前1/3的地级市为“强市”,排名位于省内的后1/3的地级市则为“弱市”。表4结果显示,弱市下辖的县在改革后总体财力水平尤其是转移支付的提高幅度要明显大于强市下辖的县,说明改革大幅减少了弱市对其下辖县转移支付的截留行为,验证了前文的推断。此外,考虑到省会城市的经济发展综合实力要优于其他非省会城市,本文还尝试以“是否归属于省会城市管辖”作为划分标准,将改革县分为“省会城市(强市)下辖的县”和“非省会城市(弱市)下辖的县”,以对比省会城市和非省会城市的改革效应。表4结果表明,在非省会城市下辖的县,改革对总收入和转移支付的处置效应均为正且具有统计显著性,而省会城市下辖的县的处置效应均为负数,由此说明综合实力弱的非省会城市在改革前对下辖县的攫取行为更多,而综合实力强的省会城市在改革前对下辖县的扶持作用更大,因此前者在改革后财力水平显著上升,而后者由于不再受到省会城市的扶持,财力水平尤其是转移支付水平反而出现下降,这也进一步验证了前文的推断。

表 4 纵向财政关系改革(省直管县)对“强市”和“弱市”下辖县财力的处置效应

样本	指标	总收入			样本	指标	总收入		
		本级收入	转移支付	转移支付			本级收入	转移支付	
强市下辖的县	处置效应	1.141	-0.006	0.203	弱市下辖的县	处置效应	3.325***	0.061	1.886***
		(0.958)	(0.262)	(0.919)			(0.708)	(0.150)	(0.625)

① 此处仅对改革县(处置组)样本进行划分,是为了确保非改革县(对照组)样本与表3的基准结果保持一致。

续表 4

样本	指标	总收入			样本	指标	总收入		
		本级收入	转移支付				本级收入	转移支付	
强市下辖的县	处置组样本数	52	50	49	弱市下辖的县	处置组样本数	157	159	159
	对照组样本数	1040	1044	1042		对照组样本数	1040	1044	1042
省会城市下辖的县	处置效应	-1.577* (0.939)	-0.299 (0.354)	-2.340*** (0.612)	非省会城市下辖的县	处置效应	3.149*** (0.481)	0.161 (0.121)	1.925*** (0.475)
	处置组样本数	17	15	17		处置组样本数	297	298	295
	对照组样本数	1040	1044	1042		对照组样本数	1040	1044	1042

注:小括号里的数字为标准误差,*和***分别表示在10%和1%的置信水平上显著。下同。该表的处置效应基于核密度匹配法(Epan核函数,带宽=0.06),K个最近邻域匹配法的处置效应结果与表5相似,限于篇幅不再列出具体结果。

2. 改革效应的异质性:“强县”和“弱县”

对于在改革前更容易成为地级市政府攫取对象的强县而言,改革将减少地级市对强县转移支付资金的截留,而对于弱县而言,改革后地级市对弱县的财政管辖权被削弱,自然会降低对弱县经济发展的扶持力度。如果前文关于“纵向财政关系改革(省直管县)→纵向财政竞争弱化→县级可支配财力提高”这一判断正确,那么省直管县改革以后,强县政府可支配财力尤其是转移支付的增加幅度应该大于弱县政府。本文尝试将全国改革县样本划分为“强县”和“弱县”两个子样本,以考察省直管县财政体制改革在强县和弱县产生的不同改革效应。^① 本文以2000—2002年改革县实际人均GDP均值在其所属地级市的排名作为划分标准,若该改革县实际人均GDP排名位于前1/3,则将该县划为“强县”,若该改革县实际人均GDP排名位于后1/3,则为“弱县”。由表5处置效应结果可以看出,改革后强县转移支付收入的提升幅度尤为明显,远远大于弱县的提升幅度,说明改革前地级市对强县的攫取行为主要体现为对其转移支付收入的挪用或截留,省直管县财政体制改革很好地约束了这种纵向财政竞争行为。

表 5 纵向财政关系改革(省直管县)对“强县”和“弱县”财力的处置效应

样本	指标	总收入			样本	指标	总收入		
		本级收入	转移支付				本级收入	转移支付	
强县	处置效应	2.820*** (0.751)	0.407 (0.248)	1.840*** (0.640)	弱县	处置效应	2.814*** (0.785)	0.161 (0.184)	1.171* (0.690)
	处置组样本数	53	53	53		处置组样本数	138	138	138
	对照组样本数	1040	1044	1042		对照组样本数	1040	1044	1042

(四)反事实分析

为了检验本文基准模型的匹配变量及匹配方法的选择是否合理有效,本部分将进行反事实分析,即构造一组反事实样本作为处置组,采用与前文同样的计量设定来估算省直管县财政体制改革的处置效应。如果前文基准模型的匹配变量设定及匹配方法选择是合理有效的,那么基于反事

① 此处仅对改革县(处置组)样本进行划分,是为了确保非改革县(对照组)样本与表3的基准结果保持一致。

实处置组估计得出的省直管县财政体制改革对县级可支配财力的处置效应应该是不显著的。本文选择渐进式改革省份里非改革市下属的所有非改革县作为反事实样本组,这样构造的原因在于反事实处置组必须为未实行省直管县财政体制改革而且受到改革影响甚微的县。如果同一个地级市里既有改革县又有非改革县,地级市政府由于无法继续控制改革县的财力,因而可能加剧对其下属非改革县可支配财力的攫取。因此,本节反事实处置组样本里不包括已经实行改革的地级市下属的非改革县,仅选择整个地级市未实行改革的非改革县作为反事实处置组,以最小化改革对反事实处置组的影响。^①由表 6 可以看出,无论采取何种匹配方法,基于反事实处置组估算得出的省直管县财政体制改革对县级总收入、本级收入和转移支付的处置效应均不具有统计上的显著性,表明本文基准模型的匹配变量设定及匹配方法选择是合理的。

表 6 纵向财政关系改革(省直管县)处置效应的反事实分析

匹配方法	参数设定	总收入	转移支付	
			本级收入	转移支付
核密度匹配	Epan 核函数;带宽 = 0.03	1.054 (0.923)	-0.308 (0.207)	0.678 (0.850)
	Epan 核函数;带宽 = 0.06	0.960 (0.909)	-0.279 (0.203)	0.534 (0.835)
	Gaus 核函数;带宽 = 0.03	0.938 (0.908)	-0.271 (0.202)	0.499 (0.833)
	Gaus 核函数;带宽 = 0.06	0.675 (0.915)	-0.198 (0.201)	0.181 (0.845)
K 个最近邻域匹配	K = 5;邻域 = 0.05	1.111 (1.044)	-0.489** (0.248)	0.874 (0.998)
	K = 5;邻域 = 0.1	1.111 (1.044)	-0.489** (0.248)	0.874 (0.998)
	K = 10;邻域 = 0.05	1.052 (0.984)	-0.335 (0.227)	0.751 (0.934)
	K = 10;邻域 = 0.1	1.052 (0.984)	-0.335 (0.227)	0.751 (0.934)
	处置组样本数	93	97	93
	对照组样本数	1040	1044	1042

注:小括号里的数字为标准误差,**表示在 5% 的置信水平下显著。

除了上述反事实分析,本文为了进一步验证基准结果并非偶然,对所有非改革县进行 500 次随机抽样,重新构造 500 个新的反事实处置组,计算得出 500 个改革处置效应的估算系数并绘制其概率密度分布(见图 3)。图 3 的抛物线从左到右分别显示了财政总收入、本级收入和转移支付在 500 次反事实估算后处置效应系数的概率密度分布,竖线分别表示基准结果中总收入、本级收入和转移支付的处置效应系数 2.962、0.105 和 1.791。由图 3 可知,反事实处置效应的估算系数集中分布在 0 附近,

① 反事实分析的对照组与前文基准分析的对照组保持一致。

说明改革并未对反事实处置组产生统计上显著的影响,并且基准结果中总收入和转移支付的处置效应系数 2.962 和 1.791 明显落在概率密度分布曲线之外,意味着省直管县纵向财政关系改革之后,县级财政总收入和转移支付的显著提升是改革所产生的影响,并非由不可观测偶然因素所引起的。

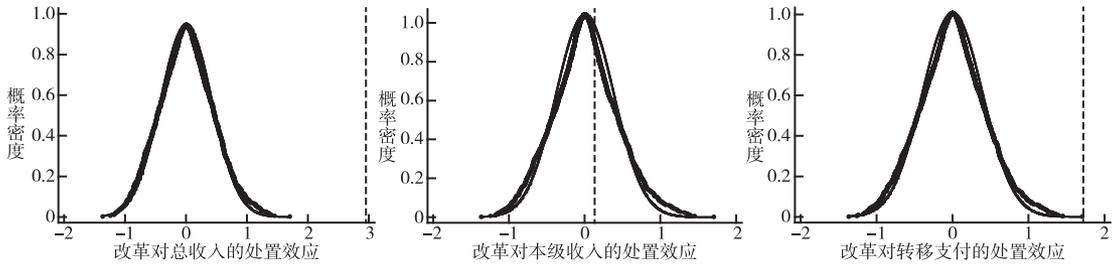


图3 基于500次随机抽样的反事实处置效应

(五) 稳健性分析

为了检验上述基准分析得出的“省直管县这一纵向财政关系改革有利于提高县级基层政府财力水平”这一结论的稳健性,本文进行了如下稳健性分析检验:(1)利用式(1)计算平均处置效应时,剔除匹配后相应对照组数目最少的10%的处置组样本,以减少处置组中的异常值样本对最终结果造成的偏差;(2)使用聚类(Cluster)稳健性标准差,分别在地级市和省级层面进行了聚类,以控制住聚类效应对省直管县改革处置效应的影响;(3)采用式(1)计算倾向得分时,用Logit模型替换默认的Probit模型进行倾向得分方程的回归;(4)尝试更换匹配方法——采用半径匹配法(半径为0.05)和局部线性回归匹配法(LLR)将处置组与对照组进行配对,考察更换匹配方法后省直管县财政体制改革对县级可支配财力的处置效应是否稳健;(5)更换结果变量的度量指标,尝试将财政总收入、本级收入和转移支付收入的实际人均收入值的对数作为县级政府财力的测度指标;^①(6)尝试在Probit模型中引入额外的4个特征变量——国家级贫困县哑变量、县级市哑变量、县的平均海拔、县的平均坡度,以捕捉这些变量对改革实施概率的影响。^②稳健性分析结果显示,改革对总财政收入、本级收入和转移支付的影响效应并未与表3存在明显差异,这表明前文所得的改革对县级财力水平的正向处置效应具有较好的稳健性。^③

五、结论与建议

基层政府为当地居民提供了大量的基础性公共服务,因而基层政府的财力水平如何直接决定了公共物品的数量和质量,关系到居民的公共服务需求能否得以满足。在中国现有的财政分权体制下,县级基层政府财力状况普遍处于捉襟见肘的困境,因此中央和省级政府积极采取措施、调整政府间纵向财政关系,以提高县级政府的财力水平。其中,省直管县财政体制改革是旨在理顺政

^① 实际人均财政总收入(本级收入、转移支付收入) = 名义人均财政总收入(本级收入、转移支付收入)/省份消费价格指数(以2000年为基期)。

^② 本文尝试了各种组合方案将额外4个特征变量依次引入Probit模型,结果并未与表3存在明显差异。限于篇幅,表7仅列出了将4个变量全部引入Probit模型的估算结果。

^③ 限于篇幅,稳健性检验结果从略。可联系作者索取。

府间纵向财政关系、解决县级财政困境的一项重要尝试。本文基于省直管县财政体制改革这一准自然实验,利用PSM-DID计量方法,分析纵向财政关系改革对县级基层政府财力的影响路径及影响效果。本文经过计量分析后发现,省直管县这一纵向财政关系改革有利于县级政府的总体财政收入及其转移支付收入的提高,对本级收入并未产生显著影响,说明“纵向财政关系改革(省直管县)→纵向财政竞争弱化→减少地级市对县的攫取→县级可支配财力增加”这一影响路径发挥了主要作用,意味着改革更多的是通过约束地级市截留和挪用县级转移支付的攫取行为,使得县级政府的总体财力水平显著提高。此外,本文还发现,改革之后弱市下辖县总体财力水平的提升幅度大于强市下辖县、强县转移支付的提升幅度大于弱县,原因在于改革之前弱市相比于强市更有可能对下辖县实施攫取行为,而强县相比于弱县容易成为被地级市攫取的对象。^① 基于上述分析结论,本文对未来如何推进纵向财政关系改革提出如下几点政策建议。

第一,改革应注重规范上级政府与下级政府间的纵向竞争行为。本文结论验证了地级市对县在财政上的纵向竞争行为。虽然省直管县财政体制改革后,地级市无法在财政方面对县级政府进行干预,但是其在行政、人事等方面仍然具有一定的话语权,因此在地级市与县的纵向竞争关系中,地级市政府仍然处于明显优势地位。改革后地级市的财政利益受到一定损害,地级市与县争夺其他方面资源的竞争将愈发激烈。针对地级市对县的纵向竞争行为,一方面省级政府在改革过程中应充分考虑地市级的利益,确保改革对地级市造成的负面影响最小化。例如,省级政府在改革时可以考虑推行撤县设区,允许地级市将周边部分县变为市辖区。^② 另一方面,省级政府应与地级市政府约法三章,建立相应的制度规范,从根本上约束地级市对县的过度纵向竞争行为。只有争取到地级市的支持与配合,省直管县这一纵向财政关系改革才能更加顺利、更加长远地继续推行下去。

第二,改革要因地制宜,将强市和弱市、强县和弱县区别对待。本文研究发现,省直管县这一纵向财政关系改革对强市和弱市、强县和弱县产生的影响效应具有差异性。因此未来各省份继续推行省直管县财政体制改革应考虑各县所属地级市的经济水平差异,对强市和弱市可以考虑采取不同的财政管理体制,对经济发展水平较高的强市尤其是省会城市的下辖县可以考虑继续维持原来的市管县财政管理体制。除此之外,各省份未来推进改革还应考虑县自身的经济发展水平差异,可以对强县与弱县采取不同的财政管理体制,对强县推行省直管县财政管理体制,对弱县继续维持原来的市管县财政管理体制或者在省直管县体制下鼓励地级市继续维持其原来对弱县的扶持政策。

第三,改革要重视提高县级基层政府的自身创收能力。依据本文研究结论,省直管县财政体制改革对提高县本级财政收入的促进作用十分有限。虽然上级转移支付及时到位对提升县级财力至关重要,但更重要的是在省级政府接管县级财政之后,如何培养县级政府自身的“造血”能力。一方面,省级政府可以考虑与县之间设立累进式的财政收入分享比例,提高县级政府对新增财政收入的分成比例,从而激励县级政府积极开发新的财源,从根本上提高自身的可持续财力水平。另一方面,改革后县级政府的横向竞争对手突然增多,省级政府应规范县级政府之间的横向财政竞争行为,避免县级政府税收的无序逐底行为,防止县级实际有效税率过低从而使本级财政收入受到影响。

① 虽然《全国地市县财政统计资料》的数据年份限制导致本文样本期仅至2007年,但是本文认为所得结论仍具有很强的理论及现实意义。首先,本文结论揭示了省以下县市级地方政府间的纵向竞争行为模式,发现地级市对县级财政收入的确存在攫取行为,为今后继续研究省以下地方政府纵向财政关系提供了事实依据;其次,本文结论表明省直管县这一纵向财政关系改革很好地实现了改革的初始目标——缓解县级财政困境,为今后采取改革配套措施、继续推行省直管县财政体制改革提供了经验支持。

② 目前已有不少省市已经推行了撤县设区改革,撤县设区之后地级市对县的纵向竞争行为将如何变化,撤县设区是否有利于缓解地级市对县的攫取行为,是未来值得继续研究的论题。

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。
4. 邓子基、杨志宏:《省管县改革、财政竞争与县域经济发展》,《厦门大学学报》2012年第4期。
5. 郭杰、李涛:《中国地方政府间税收竞争研究——基于中国省级面板数据的经验证据》,《管理世界》2009年第11期。
6. 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。
7. 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》,《中国软科学》2013年第6期。
8. 贾康、于长革:《“省直管县”财政改革的意义、内容及建议》,《中国税务》2010年第4期。
9. 李明强、庞明礼:《“省管县”替代“市管县”的制度分析》,《财政研究》2007年第3期。
10. 龙小宁、朱艳丽、蔡伟贤、李少民:《基于空间计量模型的中国县级政府间税收竞争的实证分析》,《经济研究》2014年第8期。
11. 卢洪友、余锦亮、张楠:《纵向行政管理结构与地方政府财政支出规模》,《金融研究》2017年第10期。
12. 毛捷、赵静:《“省直管县”财政改革促进县域经济发展的实证分析》,《财政研究》2012年第1期。
13. 王守坤、任保平:《中国省级政府间财政竞争效应的识别与解析:1978—2006年》,《管理世界》2008年第11期。
14. 王小龙、方金全:《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。
15. 王小龙、许敬轩:《财政“省直管县”能够约束基层公职人员在消费吗?》,《财贸经济》2017年第6期。
16. 杨志勇:《省直管县财政体制改革研究——从财政的省直管县到重建政府间财政关系》,《财贸经济》2009年第11期。
17. 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。
18. Brennan, G., & Buchanan, J., *The Power to Tax: Analytical Foundations of a Fiscal Constitution*. Cambridge University Press, 1980.
19. Brueckner, J. K., & Saavedra, L. A., Do Local Governments Engage in Strategic Property-Tax Competition? *National Tax Journal*, Vol. 54, No. 2, 2001, pp. 203 – 230.
20. Caliendo, M., & Kopeinig, S., Some Practical Guidance for the Implementation of Propensity Score Matching. *Journal of Economic Surveys*, Vol. 22, No. 1, 2008, pp. 31 – 72.
21. Caliendo, M., & Künn, S., Start-Up Subsidies for the Unemployed: Long-Term Evidence and Effect Heterogeneity. *Journal of Public Economics*, Vol. 95, No. 3, 2011, pp. 311 – 331.
22. Devereux, M. P., Lockwood, B., & Redoano, M., Horizontal and Vertical Indirect Tax Competition: Theory and Some Evidence from the USA. *Journal of Public Economics*, Vol. 91, No. 3 – 4, 2007, pp. 451 – 479.
23. Gebel, M., & Voßemer, J., The Impact of Employment Transitions on Health in Germany. A Difference-in-differences Propensity Score Matching Approach. *Social Science & Medicine*, Vol. 108, No. 4, 2014, pp. 128 – 136.
24. Heckman, J., Ichimura, H., & Todd, P., Matching as an Econometric Evaluation Estimator: Evidence from Evaluating a Job Training Programme. *The Review of Economic Studies*, Vol. 64, No. 4, 1997, pp. 605 – 654.
25. Keen, M., Vertical Tax Externalities in the Theory of Fiscal Federalism. *Staff Papers International Monetary Fund*, Vol. 45, No. 3, 1998, pp. 454 – 485.
26. Lechner, M., Earnings and Employment Effects of Continuous Off-the-Job Training in East Germany after Unification. *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 17, No. 1, 1999, pp. 74 – 90.
27. Lechner, M., Identification and Estimation of Causal Effects of Multiple Treatments under the Conditional Independence Assumption. *Econometric Evaluation of Labour Market Policies ZEW Economic Studies*, Vol. 13, 2001, pp. 43 – 58.
28. 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.
29. Lin, S., & Ye, H., Does Inflation Targeting Really Make a Difference? Evaluating the Treatment Effect of Inflation Targeting in Seven Industrial Countries. *Journal of Monetary Economics*, Vol. 54, No. 8, 2007, pp. 2521 – 2533.
30. Lyytikäinen, T., Tax Competition among Local Governments: Evidence from a Property Tax Reform in Finland. *Journal of Public Economics*, Vol. 96, No. 7 – 8, 2012, pp. 584 – 595.
31. Martínez, D., Fiscal Federalism and Public Inputs Provision: Vertical Externalities Matter. European Central Bank Working Paper

Series, No. 484, 2005.

32. Mendonça, H. , & Souza, G. , Is Inflation Targeting a Good Remedy to Control Inflation?. *Journal of Development Economics*, Vol. 98, No. 2, 2012, pp. 178 – 191.

33. Persson, T. , & Tabellini, G. , Constitutional Rules and Fiscal Policy Outcomes. *American Economic Review*, Vol. 94, No. 1, 2004, pp. 25 – 45.

34. Qian, Y. , & Weingast, B. , Federalism as a Commitment to Preserving Market Incentives. *Journal of Economics Perspectives*, Vol. 11, No. 4, 1997, pp. 83 – 92.

35. Qian, Y. , Roland, G. , & Xu, C. , Coordination and Experimentation in M-Form and U-Form Organizations. *Journal of Political Economy*, Vol. 114, No. 2, 2006, pp. 366 – 402.

36. Rork, J. C. , Coveting Thy Neighbors' Taxation. *National Tax Journal*, Vol. 56, No. 4, 2003, pp. 775 – 787.

37. Rosenbaum, P. , & Rubin, D. , The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects. *Biometrika*, Vol. 70, No. 1, 1983, pp. 41 – 55.

38. Rosenbaum, P. , & Rubin, D. , Constructing a Control Group Using Multivariate Matched Sampling Methods That Incorporate the Propensity Score. *The American Statistician*, Vol. 39, No. 1, 1985, pp. 33 – 38.

39. Sianesi, B. , An Evaluation of the Swedish System of Active Labour Market Programmes in the 1990s. *Review of Economics and Statistics*, Vol. 86, No. 1, 2004, pp. 133 – 155.

Vertical Intergovernmental Fiscal Relation Reform and Grassroots-level Government's Finance Guarantee: Based on Quasi-natural Experimental Analysis

NING Jing (Central University of Finance and Economics, 100081)

ZHAO Xujie (University of International Business and Economics, 100029)

Abstract: Grassroots-level government's finance situation is crucial to the performance of financial functions of the whole country. How to adjust the vertical intergovernmental fiscal relation in order to improve grassroots-level governments finance situation is important for accelerating the establishment of a modern fiscal system. In recent years, Province-Directly-Governing-County (PGC) fiscal reform has been an important attempt to straighten out vertical fiscal relations between governments at different levels, and has made it possible for studying the effects of vertical intergovernmental fiscal relation reform on grassroots-level government's finance based on quasi-natural experimental analysis. Therefore, this paper researches empirically the PGC fiscal reform based on nationwide county-level data applying Propensity Score Matching with Difference-in-Differences Method (PSM-DID), in order to investigate the effect of the reform on county governments' disposable revenue and identify the influence path. The results indicate that PGC fiscal reform has played an obvious role in increasing county governments' disposable revenue, more in increasing upper-government transfer payment than in increasing the county-level own revenue. It means that the reform increases county governments' disposable revenue mainly by restraining prefecture-level cities from grabbing county-level transfer.

Keywords: Vertical Intergovernmental Fiscal Relation Reform, Grassroots-level Government, Fiscal Finance Guarantee

JEL: H11, H71, H77