

“省直管县”改革能否提升县级财力水平?^①

刘志红¹, 王艺明^{2*}

(1. 南京财经大学财政与税务学院, 南京 210023; 2. 厦门大学王亚南经济研究院、经济学院, 厦门 361005)

摘要: 将“省直管县”财政体制改革作为拟自然实验, 基于全国县级面板数据, 利用可有效校正选择偏差问题的PSM-DID方法构造“反事实”状态, 估计改革对县级财力水平的平均处理效应。结果显示: 改革增加了人均本级财政收入, 却减少了人均转移支付水平, 且下降幅度较大, 致使人均财政总收入减少, 表明“省直管县”改革不但无法提升, 甚至会一定程度上恶化县级财政状况。东、中部地区的平均处理效应与全国类似, 上述结论具有比较好的稳健性。此外, 还进行了影响机制检验, 地级市与县、县与县之间的财政竞争以及省对各市、县的协调机制会在一定程度上影响财政体制改革的效果。

关键词: 省直管县; 县级财力; 转移支付; PSM-DID方法

中图分类号: F812.2 **文献标识码:** A **文章编号:** 1007-9807(2018)10-0001-13

0 引言

县域经济作为国民经济的基本单元, 是国民经济发展及制度创新的重要推动力^[1], 但其发展日益受到“市管县”体制不断积累、加剧的消极因素的制约, 致使其发展缺乏动力, 举步维艰。为了消除“市管县”体制的诸多弊端, 解决县域经济发展活力不足的问题, “省直管县”财政体制逐渐开始试行并推广。所谓“省直管县”, 即指将“省—市—县”三级财政模式转变为“省—市、省—县”二级模式, 省政府的各类补助资金略过市而直接分配至各县^[2]。县级政府被赋予更多的经济事务管理权限, 提升了其财政地位, 改善了其财政信息传递渠道^[3], “省直管县”改革就是通过影响政府行为和政府财政竞争关系对县域经济发展产生作用^[4], 它改变了公共资源配置方式, 是提升县域经济在国民经济中所处地位的需要。

“省直管县”财政体制改革的目标之一是提升县级财力水平, 缓解其财政困境, 该项改革已实

施多年, 其实际效果到底如何? 能否从根本上增强县级财政能力? 对此问题, 由于研究方法和样本选择有所差异, 存在两种截然不同的观点。一种观点认为, 改革能够促进县级财力增长, 缓解其财政困难^[5-6]。另一种观点则认为, “省直管县”财政体制不利于增强县级财政自给能力, 若单纯依靠改革, 不但无法缓解甚至会加剧县级财政困境^[7-8]。

相关文献, 有些仅进行理论分析, 却无实证依据^[5-9], 有些则从财政困难程度(县本级财政收入与财政支出比值)进行考察^[6-8]。但一个地区的财力既要考虑本级财政收入即自筹财力, 也要考虑来自上级的转移支付, “省直管县”改革要求省级政府加大对县级财政的支持力度, 尤其是转移支付的力度, 而县级财政对于转移支付的依赖度较高, 对于县级财力提升具有至关重要的作用, 因而仅考虑本级财政收入并不能准确地反映县级财力状况。

① 收稿日期: 2016-03-09; 修订日期: 2018-05-06。

基金项目: 国家自然科学基金资助项目(71373217); 国家社会科学基金重点资助项目(14AZD018); 中央高校基本科研业务费资助项目(2013221010)。

通讯作者: 王艺明(1976—), 男, 福建厦门人, 博士, 教授, 博士生导师。Email: wym@xmu.edu.cn

鉴于此,本文将县级财政收入定义为本级财政收入与转移支付之和,其中转移支付包括税收返还、财力性转移支付和专项转移支付。基于县级面板数据,利用PSM-DID方法,分析“省直管县”财政体制改革对县级财力水平的影响效应,探讨“省直管县”改革能否增加县级政府的本级财政收入及转移支付?提升其财力水平?这些都是本文想解决的问题。

1 文献综述

“省直管县”财政体制改革的重要目标之一是缓解县级财政困难,促进县域经济发展,推动城乡一体化进程^[1,40],故现有文献对“省直管县”与县域财力及经济增长之间的关系予以较多关注,且存在诸多争议。从总体概括,大致可划分为促进论、促退论与中性论三类观点。

促进论认为“省直管县”财政体制改革能够促进直管县经济增长。参与改革的县级政府会降低管理预算份额、增加基础设施建设支出、减轻企业税收负担,从而提高GDP增长率,并且财政分权对地方经济增长的影响取决于其制度质量,在制度质量较高的地区改革效应更为明显^[11]。若将省直管县和强县扩权两种模式相结合,则改革对经济增长的影响效应将会更大^[4]。此外,省拨付给县级财政的资金直接绕开市级政府,可避免被市级截留,确保资金及时到位,加快资金周转速度,提高财政支出效率^[12],能在一定程度上缓解县级财政困难,调动县级发展积极性^[5,9]。而且,改革在提高县级财政分权水平的同时,降低了市级财政分权程度,有助于缩小城乡收入差距^[2],然而,虽然改革可显著提高县级政府的财政自给率,但其效应呈边际递减趋势,且对不同地区的影响效应存在差异。它对县级市、富裕县及规模较大的县效应明显^[6,13]。

促退论与促进论观点相反,认为“省直管县”财政体制改革弊大于利。虽然扁平化政府治理结构会减少财政转移支付和财政收入的拖延和征收时间,但是由于控制范围的扩大使上级政府难以协调和监督地方政府的财政支出和土地出售,导致县级政府财政支出及其增长率下降、土地腐败

现象增加,最终使改革对县域经济产生负面效应^[14]。此外,强县扩权和省直管县这两种分权方式并没有从本质上提升企业的生产率及资源配置效率,改革对县域经济增长及其波动的变化趋势具有不确定性,并因地级市对非直管县的财政挤压导致省直管县会产生负的外部性^[8,15],不利于增强县级财政自给能力,对其财政状况的改善并无明显成效^[7]。同时,改革还具有较强的职能扭曲效应,县级政府更偏向于以经济增长为导向的支出,忽视社会民生类支出^[16]以及包括环境在内的公共服务的供给^[17]。

中性论提出“省直管县”改革利弊并存。“省直管县”改革改变了县级政府的激励约束机制,一方面,能够提高县级政府的收入分配比例,增强县级政府间的财政竞争,另一方面,却会降低财政管理水平,影响上级政府对县级财政的监督与约束^[18]。当县乡财政困境得到缓解时,“省直管县”财政体制有利于经济平稳快速增长,反之,则不利于经济增长,并且该体制对经济的负面影响会随着县乡财政困境的加剧而扩大^[8]。另外,“省直管县”财政体制改革的效果具有一定的滞后性,短期内会对经济增长造成负面影响,但从长远来看,能够有效推动经济增长^[19]。此外,改革能够显著增加县级政府小学教育支出,但却无法缩小其城乡教育支出差距^[20]。

“省直管县”财政体制改革的目的之一是提升县级财力水平,缓解其财政困境,而转移支付是县级财政的重要来源之一。上级政府的转移支付可平衡地区间的财政能力,消除财政外部性,实现公共服务均等化^[21]。县作为基层政府,承担着与个人福利密切相关的公共物品供给责任^[22],地方政府为了发展当地经济,提供公共服务等,会积极争取来自上级的转移支付,尤其是在其财力不足的情况下,会更有动力争取转移支付,以弥补其财政支出缺口^[23]。转移支付作为政府间财力再分配的重要方式,其对财政收入有限但支出责任较大的县级政府具有重要意义。而“省直管县”财政体制改革允许县(市)可直接向省财政申请转移支付,并由省财政部门直接下达各县(市),可消除市级政府截留、挤占及挪用县(市)转移支付资金的渠道和机会^[24]。

以上文献在省直管县方面做了诸多研究,但

大部分文献关注的是改革对于县域经济或财政支出绩效的影响,鲜有研究改革对县级总财政收入的影响.本文在以往研究的基础上,较为深入地剖析了“省直管县”改革能否提升县级财力水平.与以往研究成果相比,本文有以下两个方面改进.

第一,采用县级面板数据,从县本级财政收入和转移支付的角度出发,考察了“省直管县”财政体制改革对县级总财力水平的影响效果.

第二,将“省直管县”改革作为一项自然实验,利用 PSM-DID 方法构造“反事实”状态,即对于某个县市来说,在保持其它各因素不变的情况下,仅仅假设其从非直管县变为直管县,其财力水平将如何变化? PSM-DID 方法不仅较好地控制了不可观测但不随时间变化的组间差异(如处理组和控制组来自于不同区域),很好地解决了可观测变量的选择偏差和内生性问题,而且有效分离了“省直管县”改革的净效应.

2 计量模型

本文研究目的是考察“省直管县”财政体制改革会对县级财力水平产生何种影响,这就需要对比直管县在实施该项政策前后财力水平的情况.如果能够同时观测到政策实施前后的情况,那么“省直管县”财政体制改革的政策效应则为两者之差.然而,在现实经济中仅能观测到实施政策或未实施政策某一状态的结果,故需通过构造“反事实”来识别政策效果.由于省直管县并非随机选取,而是根据各县市的经济和财政实力、发展潜力等综合因素进行选择,这些因素也会影响财力规模.一个直管县的财力规模较大,其直接原因可能并非是实施了“省直管县”的财政制度,有可能是由于经济社会发展或其他因素造成的;反之,较小的财力规模,也并非一定是进行了财政制度改革的后果.下面简单对比分析不同计量模型,以选取较优模型.

2.1 倾向得分匹配法(PSM)

如果省直管县的划定是随机分配的,则可直接比较直管县和非直管县结果变量之间的平均差异即财政体制改革的处理效应.但省直管县试点并非随机选取,而是由某些异质性特征决定,所以

很难识别结果变量的前后差异是否确实由财政改革引致,而 Rosenbaum 和 Rubin^[25] 和 Caliendo 和 Kopeinig^[26] 提出的倾向得分匹配法(propensity score matching, PSM) 可有效解决该问题.倾向得分匹配法通过构造“反事实”,即对于某个县市来说,在保持其它各因素不变的情况下,仅仅假设其从非直管县变为直管县,其财力水平将如何变化? 经此处理后,能够显著减少实证检验中因样本自选所导致的内生性问题^[27]. 具体步骤如下:在其他特征变量 X 给定的条件下,首先估算出各县实施改革的预测概率即倾向得分 $P(X)$,再据此将直管县(处理组)和非直管县(控制组)的样本进行匹配,将综合特征最相近的非直管县作为直管县的“反事实”结果.样本进行匹配后应满足条件独立分布和共同支撑的假设条件,“省直管县”财政体制的平均处置效应即为匹配两组在共同支撑域内的结果变量的均值差

$$ATT_{PSM} = E_{P(X) | D=1} \{ E[Y(1) | D=1, P(X)] - E[Y(0) | D=0, P(X)] \} \quad (1)$$

其中 E 为期望算子; D 为虚拟变量,即如果某个县实施了“省直管县”财政体制改革则为处理组, $D=1$, 否则属于控制组, $D=0$; $Y(1)$ 和 $Y(0)$ 是处理组与控制组的结果变量.

2.2 双重差分法(DID)

本文使用双重差分法的目的是,在控制其他因素之后,检验直管县和非直管县之间的财力水平是否存在显著差异.具体假定 2002 年为事前组, 2007 年为事后组,事前组中的所有个体均为非直管县,而事后组中,假定直管县为处理组,非直管县为控制组,因而,处理组中的个体是从 2002 年的非直管县转变为 2007 年的直管县,而控制组中的个体在两年中均为非直管县,有

$$ATT_{DID} = E[Y_{t_1}(1) - Y_{t_0}(1) | D=1] - E[Y_{t_1}(0) - Y_{t_0}(0) | D=0] \quad (2)$$

其中 t_0 和 t_1 分别为政策实施前、后的时点.等式右边两项分别为处理组和控制组的自身差分,是为了消除自身的变化趋势,而这两项的再次差分则可得政策本身带来的效果,即“省直管县”财政体制改革对县级财力水平的净效应.双重差分法的最大优点在于,其可利用面板数据控制某些不可观测尤其是随时间不变或随时间同步变化的因

素的影响。

2.3 倾向得分匹配—双重差分法(PSM-DID)

倾向得分匹配模型虽然能够很好地解决可观测变量的选择偏差问题,但在估算倾向得分时,仅依靠可观测变量,忽略非观测因素对政策实施的影响,致使所估平均处理效应可能有偏^[28]。而双重差分法可消除某些不可观测尤其是随时间不变或随时间同步变化的因素的影响,从而弥补倾向得分匹配的不足。Heckman 等^[29]提出将倾向得分匹配法和双重差分法结合起来,双重差分法可利用面板数据有效控制不可观测变量(尤其是共同冲击或不随时间变化的个体特定因素)的影响,同时将倾向得分匹配这种非参数统计方法与双重差分结合,能够更为有效地降低偏差。

本文选取县级面板数据,利用 PSM-DID 方法控制可观测及非可观测因素的影响,有效降低选择偏差,评估“省直管县”财政体制改革对县财力水平的平均处置效应

$$ATT_{PSM-DID} = E[Y_{t_1}(1) - Y_{t_0}(1) | D=1, P(X_{t_0})] - E[Y_{t_1}(0) - Y_{t_0}(0) | D=0, P(X_{t_0})] \quad (3)$$

其中 t_0 和 t_1 分别为政策实施前、后的时点; X_{t_0} 是影响政策实施的特征变量。为确保这些变量不受政策实施的影响,故采用事前时点值。方程右边两项分别为处理组和控制组与自身的差分,可有效消除自身变化趋势,两项的再次差分则为省直管县财政体制改革得净效应。

本文的实证过程可分为三个步骤:首先进行倾向得分匹配,计算出各观测值的倾向得分;其次,根据倾向得分为处理组的各样本寻找匹配样本,并为每个样本赋予权重;最后,利用双重差分计算每个处理组和控制组的差距,再将这些差距加权平均即可得到处理组和控制组之间的总体差距。

3 实证分析

3.1 样本数据

样本选择范围主要参照贾俊雪和宁静^[16]的做法,第一,由于西藏自治区数据缺失严重,因而剔除该省全部样本;第二,在财政自主权及经济结

构方面,市辖区和县、县级市均存在明显差别,因而仅考虑县及县级市的样本数据;第三,浙江省及宁夏回族自治区自 20 世纪 80 年代以来就开始推行省直管县财政体制,北京、天津、上海、重庆 4 个直辖市,海南省全部县,河南的济源市,湖北的天门市、仙桃市与潜江市,新疆的石河子市由省直接管辖,实施的也为省直管县财政体制,但由于这些县、市实行该体制的时间较长,与自 2004 年开始大范围实施该项改革的县缺少可比性,因而将其剔除;第四,河南、青海、陕西、江西、甘肃及山西 6 省采取渐进式改革方式,可能会产生改革错觉——省政府为了确保改革能够顺利实施而对试点县进行政策倾斜,给予其特殊照顾,或者市级政府为了避免自身利益受损,可能会加大对其所辖区内非试点县的利益攫取,这些均会对改革效果产生影响,因而将这些省份的样本数据也进行剔除。综上,将安徽、湖北、吉林与江苏这四个进行一次性全面改革的省份作为基准分析,剔除缺失数据样本,将 191 个直管县作为处理组,101 个非直管县作为控制组。

由于省直管县财政体制改革的大范围进行是从 2004 年的安徽省开始,为了减少政策预期效应引起的估算偏差,故将 2002 年作为事前时点。另将江苏省实施改革的年份 2007 年作为事后时点,数据主要来源于《全国地市县财政统计资料》、《中国县域统计年鉴(县市卷)》及中国经济数据库。

3.2 变量选取

3.2.1 被解释变量

地方政府财政总收入主要由地方本级财政收入及来自于上级政府的转移支付构成,本文主要考察“省直管县”改革对县级政府财力水平的影响,所以,分别将人均财政总收入、人均本级财政收入、人均转移支付作为独立结果变量,首先从总量角度分析改革会对县级政府财政总收入产生何种效应,然后再从分量角度探寻改革影响县级财政总收入的影响机制。

3.2.2 解释变量

“省直管县”财政体制改革的政策效应作为关键解释变量,即政策变化虚拟变量和处理组虚拟变量交叉项。

PSM-DID 方法能否有效控制选择偏差的关键在于处理组与控制组的样本匹配质量,而这主

要取决于倾向得分估算模型的设定是否合理,因而在选取倾向得分估算模型的解释变量时,为了保证条件独立假设得到满足,应尽可能多的将相关变量都纳入到概率预测模型中,从而提高处理组和控制组的匹配质量,从而控制处理组和控制组之间的差异趋势。

根据中央政府的指导方针,“省直管县”财政体制改革应优先选取财政负担沉重、贫困县、农业生产大县等作为试点,各省则根据自身发展特点,充分考虑经济社会发展条件、特征等因素选择改革试点。根据各省政府法令,系统梳理各省的改革试点标准,发现有些省份没有明确提出试点选择的标准,有些将贫困县作为改革试点(陕西省),而其他省份在选取改革试点时时,综合考虑了各类发展因素^[11]。比如,综合经济实力(河南、河北、云南等省)、财政状况(河南、山西等省)、产业基础(河南等省)、城镇化水平(河南、河北、四川等省)、农业发展(河北、陕西、四川、贵州等省)等各方面指标^[14]。因而本文尽量选取与这些指标相关的解释变量。具体地,分别使用财政收入占 GDP 比重、财政支出占 GDP 比重、人均财政总支出衡量财政支出情况,第一产业增加值占 GDP 比重和第二产业增加值占 GDP 比重反映经济发展及产业结构,城镇人口占总人口的比重反映城镇化水平,城乡人均年末储蓄余额表示地区金融状况,人均粮食产量反映地区农业发展情况^[13,18]。

由表 1 的处理组与控制组样本均值对比可知,各结果变量在财政体制改革前后两个时点明显不同,三个结果变量均发生较大变动。不过,由于可能存在选择偏差,很难简单判断是“省直管县”财政体制改革导致了这些差异,还是这些差异决定了改革,或者说其中有多少差异是由改革所致。

3.3 “省直管县”对县级财力的政策效应评估

为了降低可观测变量的选择偏误、消除某些不可观测尤其是随时间不变或随时间同步变化的因素影响,本文利用 PSM-DID 方法估计“省直管县”财政制度对县级财力水平的平均处理效应。首先利用 logit 模型估计倾向得分,并据此将处理组与控制组进行匹配,然后检验该匹配结果是否具有平衡性和共同支撑性,最后根据匹配后样本计算平均处理效应。

3.3.1 倾向得分匹配

匹配估计量的基本思路是,寻找控制组的某个体 j ,使其与处理组的个体 i 的可测变量的取值尽可能匹配,基于独立分布假设, i, j 进入处理组的概率相近,具有可比性,故而可将 y_j 作为 i 未进行财政体制改革的估计量,即“反事实”值,因而 i 的实际结果变量与“反事实”之差则可度量个体 i 的处理效应。类似地,对处理组和控制组中的每位个体均进行如此匹配,然后对其处理效应进行平均,即可得到匹配估计量。

表 1 处理组与控制组样本均值对比

Table 1 Comparison of sample mean between treatment group and control group

变量	处理组(直管县)		控制组(非直管县)	
	2002 年 (事前时点)	2007 年 (事后时点)	2002 年 (事前时点)	2007 年 (事后时点)
人均财政总收入/元	577.254 3	1 639.424 0	705.103 5	1 868.385 0
人均本级财政收入/元	248.282 2	617.323 4	222.209 8	558.417 7
人均转移支付/元	297.210 7	934.081 7	473.826 9	1 251.082 0
财政总收入占 GDP 比重	0.100 5	0.141 7	0.251 1	0.189 6
财政总支出占 GDP 比重	0.095 3	0.133 6	0.249 4	0.182 7
人均财政总支出/元	549.502 9	1 552.701 0	701.252 9	1 800.76 4
第一产业占 GDP 比重	0.306 5	0.263 9	0.336 3	0.279 4
第二产业占 GDP 比重	0.417 9	0.402 5	0.406 3	0.393 2
城镇化率	0.209 0	0.217 7	0.182 6	0.198 9
城乡人均年末储蓄余额/元	3 639.363 0	7 197.330 0	3 619.516 0	6 403.175 0
人均粮食产量/吨	0.558 8	0.688 3	0.440 1	0.514 0
样本量	191		1 101	

本文构建如下 logit 模型,并将相关变量均纳入方程,从而预测各县实施“省直管县”财政体制改革的概率,即倾向得分

$$\text{logit}(\text{treat}_i = 1) = \beta_0 + \beta_1 X_i + \varepsilon_i \quad (4)$$

其中 treat_i 是个虚拟变量,如果某县在 2004 年 ~ 2007 年之间实施了“省直管县”财政体制改革,那么其值为 1,否则为 0; X_i 是一组可能影响“省直管县”财政体制改革概率的解释变量,包括财政总收入占 GDP 比重、财政总支出占 GDP 比重、人均财政总支出(元)、第一产业占 GDP 比重、第二产业占 GDP 比重、城乡人均年末储蓄余额(元)、城镇化率及人均粮食产量(吨)。

在进行倾向得分匹配时,有不同的方法,为了降低偏差,确保匹配的精确性,故本文选取一对一匹配法,即在控制组所有样本中为处理组中的每一个体找到一个配对个体,在控制变量数据给定的情况下,配对成功的个体进行财政体制改革的

概率最为近似,在匹配结果中,处理组与控制组的样本数量相同。

3.3.2 平衡性检验

在对处理组和控制组样本进行倾向得分匹配后,为了确保匹配质量较高,需进行平衡性检验,以有效校正选择偏差。平衡性条件要求处理组和控制组的解释变量以及倾向得分的分布不存在系统性差异。换言之,匹配后的样本应满足条件独立分布的假设条件,即财政体制改革对其是条件随机且外生的。可通过对比分析处理组和控制组匹配前后各匹配量的标准偏差进行平衡性检验,标准偏差越小,匹配效果越好,因而本文根据处理组和控制组均值差异的 t 检验以及匹配前后标准化偏差减少的程度,同时根据整体评价标准,匹配后 logit 倾向得分模型的 R^2 以及解释变量的联合显著性检验(LR 检验),对匹配质量进行整体平衡性检验,具体结果如表 2 所示。

表 2 倾向得分匹配结果及平衡性检验

Table 2 Propensity score matching results and balancing test

变量	Logit 倾向得分模型 ⁱ	样本	均值差检验			标准化偏差检验	
			处理组均值	控制组均值	t 检验 ⁱⁱ	标准化偏差(%)	偏差降幅(%)
财政收入占 GDP 比重	7.381 9*** (3.15)	匹配前	0.121 1	0.220 3	-0.97(0.333)	-7.0	94.0
		匹配后	0.121 1	0.115 2	1.30(0.194)	0.4	
财政支出占 GDP 比重	-10.259 0*** (-4.18)	匹配前	0.114 4	0.216 1	-0.99(0.321)	-7.2	94.7
		匹配后	0.114 4	0.109 0	1.26(0.208)	0.4	
人均财政总支出/元	-0.000 1** (-2.05)	匹配前	1 051.1	1 251	-2.84(0.005)	-16.8	80.1
		匹配后	1 051.1	1 091	-0.55(0.585)	-3.3	
第一产业占 GDP 比重	-0.141 2 (-0.40)	匹配前	0.285 2	0.307 9	-3.02(0.003)	-17.5	54.7
		匹配后	0.285 2	0.274 9	1.14(0.255)	7.9	
第二产业占 GDP 比重	0.120 8 (0.870)	匹配前	0.410 2	0.399 8	0.16(0.870)	1.2	54.5
		匹配后	0.410 2	0.414 9	-0.20(0.845)	-0.5	
城镇化率	0.775 9*** (3.48)	匹配前	0.213 4	0.190 8	2.59(0.010)	16.1	81.6
		匹配后	0.213 4	0.217 5	-0.39(0.699)	-3.0	
城乡人均年末储蓄余额/元	1.05×10^{-6} (0.12)	匹配前	5 418.3	5 011.3	1.33(0.183)	7.6	45.2
		匹配后	5 418.3	5 641.4	-0.67(0.504)	-4.2	
人均粮食产量/吨	0.461 5*** (5.64)	匹配前	0.623 5	0.477 1	7.07(0.000)	34.5	80.1
		匹配后	0.623 5	0.597 9	0.75(0.452)	6.0	
常数项	-0.997 2*** (-6.61)						
样本(联合检验)	伪 R^2		LR χ^2		$p > \chi^2$		
匹配前	0.068		147.40		0.000		
匹配后	0.003		3.56		0.895		
样本量			2 584				

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5% 及 1% 的置信水平上显著。

ⁱ括号内为标准误差; ⁱⁱ括号内为 p 值。

由表 2 中 logit 模型的估算结果可知,大部分解释变量对改革实施的概率均具有显著影响.由图 1 可知(图中纵坐标表示各变量),匹配后,所有变量的标准偏差均下降了一定幅度,且标准化偏差均小于 7.9%.财政收入占 GDP 比重和财政支出占 GDP 比

重这两个变量在匹配之后,其标准化偏差仅为 0.4% 相对于匹配前,分别下降了 94.0% 和 94.7%.此外,匹配后样本的 R^2 很小,解释变量联合显著性检验的 p 值很大.综上表明,处理组和控制组之间并不存在显著差异,两组解释变量分布具有一致性.

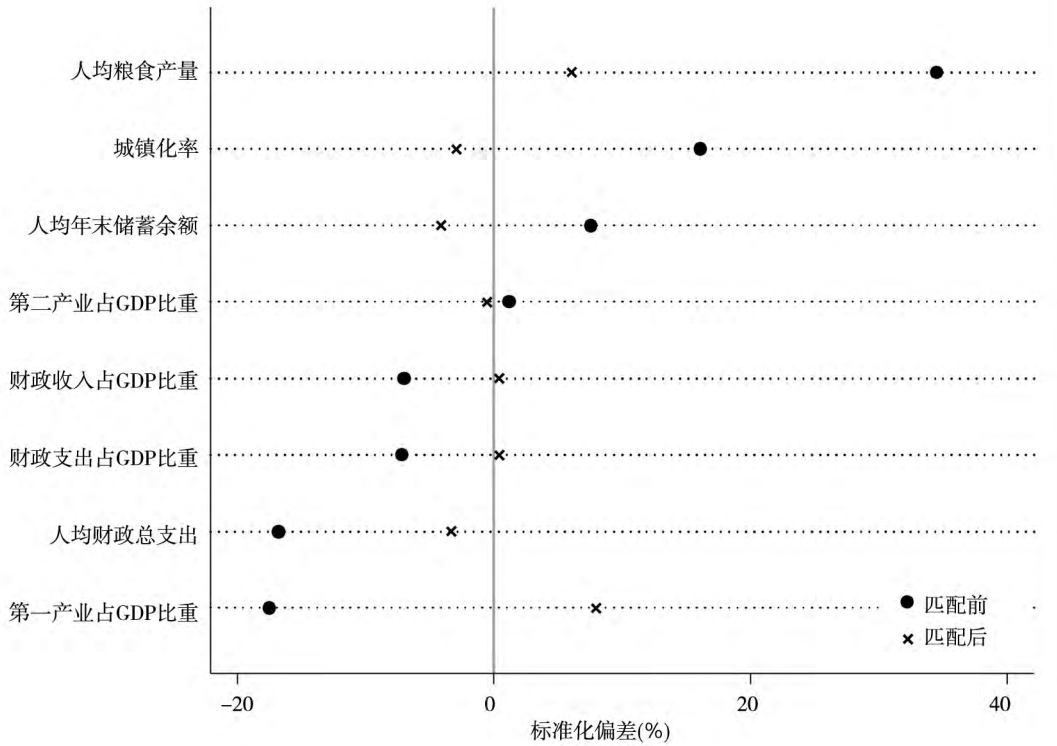


图 1 各变量的标准化偏差

Fig. 1 Standard bias across variables

3.3.3 共同支撑性检验

倾向得分匹配要求在变量的每个取值上必须同时存在处理组和控制组的个体,即共同支撑假设.这是进行匹配的前提条件,该假设保证了处理组和控制组具有相同的倾向得分取值范围.为了提高匹配质量,通常仅保留处于倾向得分共同支撑域的个体,因为非参数匹配法必须在共同支撑域才有效.因而,在估计财政体制改革的平均处理效应之前,需检验共同支撑假设,将处理组和控制组中倾向得分靠近两个尾端的个体进行剔除,以确保处理组和控制组的倾向得分存在较大的共同取值范围.使两组中倾向得分的最大值与最小值相同,这样做,虽然减少了一定的样本量,但却很好地提高了倾向得分的匹配质量.

从图 2 可直观地看出,处理组和控制组的倾向得分取值均处于共同支撑领域,因而,倾向得分在处理组和控制组中存在足够大的重叠区域,满

足共同支撑假设,可确保平均处理效应的准确性及代表性.

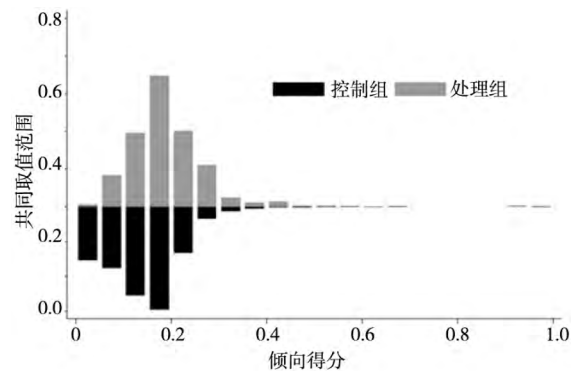


图 2 倾向得分的共同取值范围

Fig. 2 Common range of propensity scores

3.3.4 平均处理效应估计

由上述检验结果可知,匹配后的样本满足倾向得分条件独立假定及共同支撑假定,可有效校正选择偏差.此外,倾向得分匹配可估算出各观测

值的倾向得分,并为每个样本赋予了权重,据此从全部样本中找到处理组和控制组匹配的样本,即处理组中共有 382 个样本,在剩余的 2 202 个控制组中根据倾向得分匹配法找到 382 个样本进行匹配,再利用双重差分法分别计算处理组和其匹配的控制组每个个体的前后变化以消除其自身变化趋势,然后将这两项再次进行差分即可获得财政体制改革的净效应。表 3 报告了基于 PSM-DID 方法的“省直管县”财政体制改革的政策效应。

表 3 分别列示了利用 PSM-DID 方法和 OLS 回归方法检验了“省直管县”财政体制改革对县级财力水平影响效应。PSM-DID 方法估计了各结果变量处理组和与之匹配的控制组在财政体制改

革前后的变化以及这两项的再次差分即平均处理效应。可以看出,经过“省直管县”财政体制改革后,人均财政总收入减少了 17.842 元,财政总收入主要由本级财政收入和转移支付组成,虽然人均本级财政收入增加了 79.328 元,但由于人均转移支付下降了 97.171 元,从而导致人均财政总收入减少,但其下降幅度并不大。由于财政总收入减少主要由转移支付引致,所以有必要具体地分析一下转移支付减少的原因。转移支付主要包括税收返还、财力性转移支付以及专项转移支付。由表 3 可知,除了人均税收返还小幅增加之外,其余两项均发生不同程度的减少现象,其中人均财力性转移支付下降幅度最大,减少了 77.432 元,是导致转移支付减少的主要原因。

表 3 “省直管县”财政体制改革的政策效应

Table 3 Effect of the reform of “County Administrated by Province”

结果变量	PSM-DID 方法						平均处理效应	OLS 估计
	改革前			改革后				
	处理组	控制组	处理组与控制组差分	处理组	控制组	处理组与控制组差分		
人均财政总收入/元	87.011	76.379	10.632* (1.76)	93.004	100.214	-7.211 (0.84)	-17.842* (1.68)	12.213*** (2.77)
人均本级财政收入/元	70.605	26.958	43.647*** (2.88)	231.263	108.288	122.975*** (3.22)	79.328* (1.95)	91.933*** (4.23)
人均转移支付/元	16.406	49.421	-33.015** (-2.15)	201.292	331.477	-130.185*** (3.35)	-97.171** (2.36)	-79.720*** (-3.65)
人均税收返还/元	68.285	53.539	14.747* (1.85)	-11.366	-28.894	17.528*** (2.70)	2.782 (0.27)	13.742** (2.50)
人均财力性转移支付/元	-83.446	-36.605	-46.842*** (-3.58)	81.691	205.964	-124.273*** (4.68)	-77.432** (2.56)	-96.680*** (-5.51)
人均专项转移支付/元	-31.567	-32.487	-0.920 (-0.08)	130.966	154.407	-23.441 (1.04)	-22.521 (0.87)	3.217 (0.24)

注: 括号内为 t 值; *、**、*** 分别表示在 10%、5% 及 1% 的置信水平上显著。

采用 PSM-DID 方法与 OLS 估计所得结果存在较大差异。这是因为,PSM-DID 方法存在两个重要假设,即平衡性假设与共同支撑性假设。其中,平衡性假设要求处理组和控制组的解释变量及倾向得分的分布不存在系统性差异,即两组样本在各维度上基本相似,确保财政体制改革是条件随机且外生的;共同支撑性假设要求在变量的每个取值上必须同时存在处理组和控制组的个体,该假设保证了两组样本具有相同的倾向得分取值范围,即两组样本要在整体上具有相似特征。

以上两个假设前提能够很好地提高处理组和控制组的匹配质量,有效校正选择偏差。而 OLS 估计是对所有样本进行回归,由于处理组和控制组中的某些样本可能存在较大差异,因此,无法有效控制不可观测但不随时间变化的组间差异,从而无法保证两组样本具有相似特征,进而难以较为准确地找到处理组的“反事实”结果,即“假如某县未进行财政体制改革的财力水平”,这会导致估计结果存在偏差,故 OLS 估计结果不可信。根据 PSM-DID 方法所得实证结果,“省直管县”财政

体制改革对县级财政收入结构具有明显效应,尤其是对转移支付及其组成部分,而转移支付的显著减少是财政总收入减少的主要原因。财政体制改革虽然减少了政府层级,在一定程度上或许可以减少市级政府截留县级财政收入的可能性,但在“省直管县”财政体制下,省将县纳入直接管理,致使市级财政与县级财政由之前的上下级关系转变成为平等关系,强化其财政竞争关系,争夺由省政府下拨的转移支付资金;其二,财政体制改革拓宽了省级管理幅度,对市、县财政很难做到统筹兼顾,可能会削弱两级之间的协调机制,这同样会在一定程度上影响县级政府的财政收入。

3.3.4 影响机制检验

经实证分析发现,“省直管县”财政体制改革使人均财政总收入减少,前文指出,有可能是因为,财政体制改革后,省将县直接纳入管理,省对县和地级市财政进行平级化管理,财政竞争主体

数量增加,可能会加剧县级财政之间或县级与地级市财政之间的竞争关系。为了检验该影响机制,根据 2007 年所辖地级市和省直管县的总数量,将处理组进行分类。经统计,2007 年,吉林省管辖的地级市和省直管县共有 41 个,安徽省管辖了 74 个,江苏省和湖北省分别为 65 个和 68 个。将处理组分为两组:一组是管辖地级市和省直管县数量较少的吉林省,另一组为管辖地级市和省直管县数量较多的安徽省。若上述竞争机制成立,则对于管辖地级市和省直管县较少的改革省份而言,改革对于县级财力的弱化作用较小或有可能使其增加,而管辖地级市和省直管县较多的改革省份可能因财政横向竞争加剧而致使县级财力受损。基于倾向得分匹配的样本,引入虚拟变量 $p1$ (若省份为吉林,则 $p1 = 1$, 否则为 0) 和 $p2$ (若省份为安徽,则 $p2 = 1$, 否则为 0), 并分别将 $p1$ 、 $p2$ 与政策虚拟变量 $treat_i$ 的交互项纳入双重差分模型, 所得人均财政总收入的平均处理结果如表 4 所示。

表 4 影响机制检验结果

Table 4 Result of influence mechanism test

样本组		平均处理效应		
		人均财政总收入/元	人均本级财政收入/元	人均转移支付/元
竞争机制 检验	所辖地级市和省直管县数量较少的 改革省(吉林)	61.790* (1.93)	31.784(0.43)	30.006(0.37)
	所辖地级市和省直管县数量较多的 改革省(安徽)	-16.479(1.35)	43.610(1.45)	-65.613* (1.88)
协调机制 检验	隶属于或与省会城市接壤的省直管县	51.431*** (3.56)	65.040(1.05)	-13.610(0.21)
	未处于省会城市周边的省直管县	-13.017(1.33)	29.701(0.81)	-42.717(1.12)

注: 括号内为 t 值; *、**、*** 分别表示在 10%、5% 及 1% 的置信水平上显著。

此外,财政体制改革会增加省级政府的管理幅度,由于存在信息不对称,很难对所有管辖市、县统筹兼顾,可能削弱省级政府的协调机制,从而影响财政体制改革效果。为了验证该影响机制是否成立,可将处理组的样本分为两组:一组是隶属于或与各省省会城市接壤、毗邻的省直管县,另一组是未处于省会城市周边的省直管县。如果省政府与省直管县的距离比较近,那么省政府会比较了解这些县的信息,便于进行政策协调与监督,能够及时弥补县级财力不足,因而财政体制改革可能会提升这些县的财力水平。此处同样引入两个虚拟变量 $p3$ (若省直管县隶属于或与省会城市接

壤,则 $p3 = 1$, 否则为 0) 和 $p4$ (若省直管县未处于省会城市周边,则 $p3 = 1$, 否则为 0), 并分别将 $p3$ 、 $p4$ 与政策虚拟变量 $treat_i$ 的交互项纳入双重差分模型, 所得人均财政总收入的平均处理结果如表 4 所示。由表 4 可知,对于竞争机制检验,改革使所辖地级市和省直管县数量较少的省份提高了人均财政总收入,而对所辖地级市和省直管县数量较多的省份的人均财政总收入的平均处理效应为负,表明地级市与县以及县与县之间的财政竞争确实会影响财政体制改革的效果。

对于协调机制的检验,改革对隶属于或与省会城市接壤省直管县的人均财政总收入具有正效

应,对非省会周边省直管县的人均财政总收入的平均处理效应为负,说明财政信息不对称会在一定程度上会削弱省对各市、县的协调机制,进而影响“省直管县”财政体制改革的政策效应。

综上所述,竞争机制和协调机制均会在一定程度上影响财政体制改革的政策效果,而由于改革对各组样本的人均转移支付均具有显著影响,说明转移支付是影响县级财政总收增、减的主要因素,若想提高县级财力水平,省级政府应加大对县级财政的转移支付水平。

3.4.5 稳健性检验

本节通过细分样本对上述财政体制改革平均政策效应的估计结果进行稳健性检验,以确保所得结论的可靠性。

根据我国不同区域的经济水平与地理位置,可将我国的经济区域划分为东部、中部及西部

三大经济地区。本文选取的处理组中,既有位于东部地区的江苏省,又有中部地区的安徽省、湖北省和吉林省,这三大区域的经济发展水平参差不齐,其中,东部地区工农业基础雄厚,技术力量较强,在全国经济发展中具有中流砥柱的作用,而中部地区经济发展水平相对较弱。转移支付是平衡经济发展和缓解贫富差距的重要手段,其支出规模在很大程度上受经济发展水平的制约。因而,本文尝试分别将位于东部地区的江苏省及位于中部地区的安徽、湖北、吉林作为两个处理组,分别将其其他东、中部省份作为控制组,比较分析不同区域财政体制改革的平均处理效应。

本节的分析步骤类似于上述做法,利用 logit 模型估算倾向得分,对匹配结果进行平衡性和共同支撑性检验,最后再利用双重差分法得到不同区域财政体制改革的平均处理效应,具体结果如表 5 所示。

表 5 不同地区的平均处理效应

Table 5 Average treatment effect in different regions

地区	人均财政总收入/元	人均本级财政收入/元	人均转移支付/元	人均税收返还/元	人均财力性转移支付/元	人均专项转移支付/元	样本数
东部	-7.390 (0.59)	219.413*** (3.83)	-226.803*** (3.94)	14.389 (0.60)	-183.727*** (4.63)	-57.465* (1.74)	204
中部	-4.407 (0.54)	38.967** (2.04)	-43.374** (2.11)	-0.962 (0.14)	-57.395* (1.77)	14.983 (0.49)	560

注:括号内为 t 值;*、**、*** 分别表示在 10%、5% 及 1% 的置信水平上显著。

表 5 显示,与全国的主回归结果类似,“省直管县”财政体制改革对东、中部地区人均财政总收入的平均处理效应均为负,但其减少幅度均不大,对人均本级财政收入的影响为正,对人均转移支付的影响则为负,此外,改革对东、中部地区人均财力性转移支付的影响均为负且显著,且东部地区的平均处理效应大于中部地区,表明“省直管县”的实施效果依赖于改革实施之前该地方发展的初始条件。

由此可知,无论是基于全国还是分地区考虑,“省直管县”财政体制改革不但无法提升甚至会在一定程度上恶化县级政府的财政状况。虽然本级财政收入有所增加,但由于转移支付的减少,致使财政总收入水平下降。

4 结束语

本文以全国 1 292 个县级面板数据为基础,

利用 PSM-DID 方法,从财政收入的角度出发,评估了“省直管县”财政体制改革的政策效应。研究表明,1) “省直管县”财政体制改革在一定程度上恶化了县级财力水平,具体来讲,财政体制改革使人均财政总收入减少了 17.842 元,财政总收入主要由本级财政收入和转移支付组成,虽然人均本级财政收入增加了 79.328 元,但由于人均转移支付下降了 97.171 元,从而使人均财政总收入减少,但其下降幅度并不大。而人均财力性转移支付则是转移支付减少的主要原因。2) 通过对改革影响机制的检验,表明地级市与县以及县之间的财政竞争以及省对各市、县的协调机制会在一定程度上影响财政体制改革的效果。3) 根据稳健性分析结果,无论是基于全国还是分地区考虑,“省直管县”财政体制改革对各个结果变量的影响效应比较类似,表明改革确实一定程度上降低了县级财力总水平。此外,东部地区的平均处理效应大于中部地区,表明“省直管县”的实施效果依赖于

改革实施之前该地区的初始条件。

本文认为县级财力水平下降的主要原因是：“省直管县”财政体制改革，加强了地方政府利益主体地位，使其表现出强烈的利己特征，都想方设法扩大自身财力资源，从而不可避免地增加了政府之间资源和资金的争夺，其中县与地级市之间的竞争最为激烈，虽然财政体制改革赋予县级政府极大的自治权，在一定程度上摆脱地级市对县级政府的制约和过分干预，增强了县级财政的主动性，但却强化了两者之间的财政竞争关系。此外，虽然省对县进行了直接管理，但由于省的管理

幅度大大增加，财政压力加剧，很难做到统筹兼顾，这在一定程度上也会影响财政体制改革的效果。据此提出以下建议：首先，建立与“省直管县”财政体制配套的“省—县”财政转移支付制度，完成省、县财政资金的无缝对接，为县级政府提供财力保障，缓解其财政困境；其次，进一步理顺、协调好省、市、县三者之间的关系，以规范各级事权与财权，相互配合、支持，促进县域经济发展；此外，需综合考虑各地发展情况，因地制宜、循序渐进地推进财政体制改革，且要与相关措施及配套制度进行有机结合。

参考文献：

- [1] 贾康，于长革. “省直管县”财政改革的意义、内容及建议[J]. 中国税务，2010，19(4)：27-29.
Jia Kang, Yu Changge. The significance, content and suggestion of the financial reform of “Province-Managing-County” [J]. China Taxation, 2010, 19(4): 27-29. (in Chinese)
- [2] 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.
Tan Zhibo, Zhou Li'an, Zhao Yue. “County administrated by province” reform, fiscal decentralization and people's welfare: A difference-in-differences estimation [J]. China Economic Quarterly, 2015, 14(3): 1093-1114. (in Chinese)
- [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，2010，26(8)：73-83.
Cai Guowei, Huang Liangxiong. Research on influencing factors and economic performance of government hierarchy reform [J]. Management World, 2010, 26(8): 73-83. (in Chinese)
- [4] 邓子基，杨志宏. 省管县改革、财政竞争与县域经济发展[J]. 厦门大学学报(哲学社会科学版)，2012，21(4)：73-81.
Deng Ziji, Yang Zhihong. Research on the fiscal competition and development of county economy under the Province-Managing-County system [J]. Journal of Xiamen University (Arts & Social Sciences), 2012, 21(4): 73-81. (in Chinese)
- [5] 李明强，庞明礼. “省管县”替代“市管县”的制度分析[J]. 财政研究，2007，16(3)：59-61.
Li Mingqiang, Pang Mingli. Institutional analysis of “Province-Managing-County” substituting “City-Managing-County” [J]. Public Finance Research, 2007, 16(3): 59-61. (in Chinese)
- [6] 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，2011，8(7)：33-43.
Liu Jia, Ma Liang, Wu Jiannan. Province-Managing-County reforms and mitigation of fiscal deficiencies of county governments in China: An empirical analysis of panel data from six provinces [J]. Journal of Public Management, 2011, 8(7): 33-43. (in Chinese)
- [7] 贾俊雪，郭庆旺，宁静. 财政分权、政府治理结构与县级财政解困[J]. 管理世界，2011，27(1)：30-39.
Jia Junxue, Guo Qingwang, Ning Jing. Fiscal decentralization, government governance structure and county financial relief [J]. Management World, 2011, 27(1): 30-39. (in Chinese)
- [8] 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，2012，21(1)：91-102.
Li Meng. Can Province-Managing-County promote the steady and fast growth of China's economy: Theoretical model and performance evaluation [J]. Journal of Financial Research, 2012, 21(1): 91-102. (in Chinese)
- [9] 马骁，冯俏彬. 大省财政“省直管县”改革中的问题与对策[J]. 中国财政，2010，19(4)：49-51.

- Ma Xiao ,Feng Qiaobin. Problems and countermeasures in the reform of Province-Managing-County in big provinces [J]. China State Finance ,2010 ,19(4) : 49 -51. (in Chinese)
- [10]Shen C ,Jin J ,Zou H. Fiscal decentralization in China: history , impact , challenges and next step [J]. Annals of Economics and Finance ,2012 ,13(1) : 1 -51.
- [11]Ma G ,Mao J. Fiscal decentralization and local economic growth: Evidence from a fiscal reform in China [J]. Fiscal Studies ,2018 ,39(1) : 159 -187.
- [12]傅光明. 论省直管县财政体制 [J]. 财政研究 ,2006 ,15(2) : 22 -25.
Fu Guangming. On the financial system of Province-Managing-County [J]. Public Finance Research ,2006 ,15(2) : 22 -25. (in Chinese)
- [13]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 [J]. 财政研究 ,2012 ,21(1) : 38 -41.
Mao Jie ,Zhao Jing. The empirical analysis of financial reform of “Province-Managing-County” to promote county economic development [J]. Public Finance Research ,2012 ,21(1) : 38 -41. (in Chinese)
- [14]Li P ,Lu Y ,Wang J. Does flattening government improve economic performance? Evidence from China [J]. Journal of Development Economics ,2016 ,123(2) : 18 -37.
- [15]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 ,23(10) : 123 -144.
Liu Chong ,Qiao Kuyuan ,Zhou Li’an. Different effects of administrative decentralization and fiscal decentralization: Empirical evidence from counties in China [J]. The Journal of World Economy ,2014 ,23(10) : 123 -144. (in Chinese)
- [16]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 [J]. 管理世界 ,2015 ,31(1) : 7 -17.
Jia Junxue ,Ning Jing. The vertical management structure in finance , and the functional optimization in the local government: A quasi-experiment analysis based on Province-Managing-County fiscal system reform [J]. Management World ,2015 ,31(1) : 7 -17. (in Chinese)
- [17]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 ,27(1) : 53 -68.
Cai Jiayao ,Zhang Jianhua. Fiscal decentralization and environmental governance: Based on “Province-Managing-County” fiscal reform of the quasi natural experiment research [J]. Economic Perspectives ,2018 ,27(1) : 53 -68. (in Chinese)
- [18]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 [J]. 财贸经济 ,2017 ,26(6) : 17 -32.
Wang Xiaolong ,Xu Jingxuan. Does the “Province Managing County” reform discipline the lower-level civil servants’ position-related consumption? [J]. Finance & Trade Economics ,2017 ,26(6) : 17 -32. (in Chinese)
- [19]Wu L J. The impact of the China’s Province-Managing-County reform on economic growth in the short term and long term [J]. Modern Economy ,2017 ,8(11) : 1357 -1365.
- [20]Huang B ,Gao M ,Xu C , et al. The impact of Province-Managing-County fiscal reform on primary education in China [J]. China Economic Review ,2017 ,45(2) : 45 -61.
- [21]Boadway R. How Well Is the Equalization System Reducing Fiscal Disparities [R]. Kingston ,Ontario: Queen’s University ,2004b.
- [22]尹恒,朱虹. 县级财政生产性支出偏向研究 [J]. 中国社会科学 ,2011 ,20(1) : 37 -46.
Yin Heng ,Zhu Hong. A study of productive expenditure bias in county-level finance in China [J]. Social Sciences in China ,2011 ,20(1) : 37 -46. (in Chinese)
- [23]徐涛,侯一麟. 转移支付对地方财政收入稳定效应的实证分析——基于中国省市县三级面板数据 [J]. 公共管理学报 ,2010 ,7(1) : 47 -57.
Xu Tao ,Hou Yilin. The empirical analysis on the stabilization effect of transfer on local fiscal revenue: Based on China provincial ,prefectural and county panel data [J]. Journal of Public Management ,2010 ,7(1) : 47 -57. (in Chinese)
- [24]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 ,31(4) : 92 -102.
Gong Rukai ,Yao Dongmin. Comprehensive direct management or single column in the province: The choice of expansion

- mode of Province Managing County reform [J]. *Management World* ,2015 ,31(4) : 92 – 102. (in Chinese)
- [25] Rosenbaum P , Rubin D. The central role of the propensity score in observational studies for causal effects [J]. *Biometrika* , 1983 ,70(1) : 41 – 55.
- [26] Caliendo M , Kopeinig S. Some practical guidance for the implementation of propensity score matching [J]. *Journal of Economic Surveys* ,2008 ,22 (1) : 31 – 72.
- [27] 柳建华,孙亮,卢锐. 券商声誉、制度环境与 IPO 公司盈余管理 [J]. *管理科学学报* ,2017 ,20(7) : 24 – 42.
Liu Jianhua , Sun Liang , Lu Rui. Reputation of underwriter , institutions , and earnings management of IPO issuers [J]. *Journal of Management Sciences in China* ,2017 ,20(7) : 24 – 42. (in Chinese)
- [28] Dehejia R. Practical propensity score matching: A reply to Smith and Todd [J]. *Journal of Econometrics* ,2005 ,125(1) : 355 – 364.
- [29] Heckman J J , Ichimura H , Todd P E. Matching as an econometric evaluation estimator: Evidence from evaluating a job training programme [J]. *Review of Economic Studies* ,1997 ,64(4) : 605 – 654.

Can the reform of “Province-Managing-County” improve a county fiscal revenue?

LIU Zhi-hong¹ , WANG Yi-ming^{2*}

1. School of Public Finance and Taxation , Nanjing University of Finance and Economics , Nanjing 210023 , China;
2. The Wang Yanan Institute for Studies in Economics; School of Economics , Xiamen University , Xiamen 361005 , China

Abstract: This paper takes the fiscal system reform of “Province-Managing-County” as a natural experiment , and , based on national county panel data , constructs the “counterfactual” state by using the PSM-DID method that can effectively correct the selection bias problems , and assesses the average treatment effect of the reform on the county government fiscal capacity. The results show that the reform increases per capita fiscal revenue of the county government , but reduces per capita transfer payment; the decline is relatively large , thus lead to a decrease in per capita total fiscal revenue. Hence , the reform of “Province-Managing-County” not only fails to improve , but to some extent worsens a county’ s financial situation. The average treatment effect in the East and Central regions is similar to that of the whole nation , and the above conclusions are robust. In addition , a test on the impact mechanism is conducted. The fiscal competition between a prefecture-level city and a county , between counties , and the coordination mechanism of province to cities and counties all influence the effect of the financial system reform to a certain extent.

Key words: Province-Managing-County; county fiscal revenue; transfer payment; PSM-DID