

省管县改革、财政分权与民生

——基于“倍差法”的估计

谭之博 周黎安 赵岳*

摘要 运用全国省市县1999—2010年的面板数据和“倍差法”，本文系统分析了省直管县改革对财政分权和民生的影响。实证研究结果表明，改革显著提高了县级财政分权水平，降低了市级财政分权程度。就民生而言，改革有助于缩小城乡收入差距，提高县中学在校生比重，增加社会福利院床位数。更重要的是，改革的影响具有一定持续性。作为基于全国范围的大样本研究，本文提供了省管县改革对于民生影响的系统证据，并综合考察了改革对于县和市的影响。

关键词 省直管县，财政分权，民生

一、引言

改革开放以来，我国大部分地区采用的政府层级结构是中央、省、地级市、县、乡镇的五级行政管理体制。1982年实施的市管县体制，尽管对于发挥城市经济的集聚效应产生了积极的影响，但其弊端也日益凸显。比如，一些已被中央和省下放到县的审批权限被市里截留，处在经济建设第一线的县的权利渐小而责任重大，权责不对等问题愈演愈烈。市管县后，县要接受市的领导，而市在财税分成、项目投资等方面优先考虑市区的发展，“市压县、市刮县、市吃县”的现象愈发严重。市里截留财政资金，成为县域经济的“抽水机”，致使城乡差距越拉越大(唐若兰和师丽，2007¹；庞明礼等，2009²)。

在这样的现实背景下，减少行政层级、提高行政效率、扩大县级财政自

* 谭之博，复旦大学经济学院；周黎安，北京大学光华管理学院；赵岳，中国人民银行。通信作者及地址：谭之博，上海市杨浦区国权路600号复旦大学经济学院，200433；电话：15210597096；E-mail: tzb0905@fudan.edu.cn。

¹ 唐若兰、师丽，“我国县乡财政解困与政府层级改革”，《国家行政学院学报》，2007年第1期，第74—77页。

² 庞明礼、李永久、陈翻，“省管县能解决县乡财政困难吗”，《中国行政管理》，2009年第7期，第39—44页。

主权的改革呼声越来越高。2002年以来,浙江、湖北、安徽、吉林等省份已经陆续推行了省直管县财政体制改革。所谓省管县,是指省、市、县财政关系由“省—市—县”三级模式转变为“省—市、省—县”二级模式,省对各县的各类专项补助和专款不再经过市,而由省财政直接分配下达到各县,实行“省直管县”。

观察省直管县改革对县市带来的一系列影响,两个重要的问题浮现出来。第一,以扩大县级财政自主权和财力为初衷的改革是否达到了目标?这场改革对市县财政分配产生了什么样的影响?我们知道,中国不同改革的力度和效果一直存在很大的差异,中央下达的政策文件能否被贯彻实施,经常被人们怀疑。中国的现实情况是大量的文件规定并没有被有效实施,即所谓“政令不出中南海”,改革可能流于形式。第二,即使省直管县改革确实增强了县级政府的财力和财权,这些变化是否会有效促进当地民生的改善?

从理论上讲,赋予县级财政更大的财权,对于民生的影响是不确定的。一方面,县级政府掌握更充分的地方信息,更大的财权有助于改进地方公共产品的配置效率(Oates, 1999),进而改善民生。另一方面,更大的财权也可能让县级政府“自肥”,将省财政直接拨付的资金用于扩大行政管理支出,而未必对地方居民的公共服务需求做出反应,或者增强的财政分权让地方政府更趋向于攫取地方资源。如果县财政“自肥”倾向和“攫取之手”(grabbing hand)的作用大于“援助之手”(helping hand)的作用,财政分权未必能带来公共服务绩效的改善。比如,陈抗等(2002)³发现,分税制改革加剧了地方政府从“援助之手”到“攫取之手”的转变,投资活动和经济增长速度显著下降。傅勇和张晏(2007)⁴的实证分析表明,地方政府公共支出结构存在“重基本建设、轻人力资本投资和公共服务”的明显扭曲。Wang *et al.* (2011)、刘佳等(2012)⁵也提供了这一支出结构偏向的经验证据。陈刚等(2009)⁶的理论模型证明,“政治集权”下的“经济分权”将会加剧地方政府为谋求私人利益的“攫取之手”行为。事实上,改革前省财政迟迟不肯将财权直接下放到县的一个考量是担心县财政对资金的滥用。

那么,省管县财政体制改革的效果究竟如何?改革切实改变了财政分权程度,还是流于形式?改革的作用是短暂的还是持续的?改革推进后,民生

³ 陈抗、Hillman, A. L.、顾清扬,“财政集权与地方政府行为变化——从援助之手到攫取之手”,《经济学季刊》,2002年第4期,第111—130页。

⁴ 傅勇、张晏,“中国式分权与财政支出结构偏向:为增长而竞争的代价”,《管理世界》,2007年第3期,第4—12页。

⁵ 刘佳、吴建南、吴佳顺,“省直管县改革对县域公共物品供给的影响——基于河北省136县市面板数据的实证分析”,《经济社会体制比较》,2012年第1期,第35—45页。

⁶ 陈刚、李树、余劲松,“援助之手还是攫取之手?——关于中国式分权的一个假说及其验证”,《南方经济》,2009年第7期,第3—15页。

是否得以显著的改善？这些问题对于改革的进一步推进具有重要的政策意义。由于理论并不能明确揭示财政改革的作用方向，本文进行经验研究，拟从上述方面对省管县的改革效果进行系统和严谨的实证检验。受限于县、市面板数据的可得性，本文以城乡收入差距、教育、社会救助状况衡量民生，考察改革对于民生这些维度的影响。

已有一些文献对省管县的改革效果进行了评估。但现有文献多集中在讨论省管县改革对于地方财政解困、财政收支、经济增长、产业结构、环境质量的影响。比如庞明礼等(2009)指出，省管县改革虽可以提高行政效率、减少财政资金的中转环节，有助于县乡财政困难的缓解，却不能从根本上解决县乡财政困难。刘佳等(2011)⁷的实证研究表明，省管县改革通过提高财政自给率而对县级政府财政解困具有积极影响，但其政策效应呈现边际收益递减的趋势。才国伟和黄亮雄(2010)⁸发现，省管县显著提高了县域的财政支出和经济增长速度。才国伟等(2011)⁹的研究表明，省管县提高了城市的财政支出增长，抑制了城市的财政收入，虽然降低了城市的经济增长速度，但提高了城市第三产业的比重，抑制了城市规模的扩大，有利于改善城市的环境质量。高军和王晓丹(2012)¹⁰指出，省直管县对经济增长的作用主要是通过县市扩权而产生的“政府竞争效应”实现的。李猛(2012)¹¹的实证分析表明，如果县乡财政困境未能得到根本解决，省管县改革总体上不利于中国经济实现平稳较快增长。

另一支文献侧重于讨论省管县改革对地方公共品供给和公共服务水平的影响。比如，王德祥和李建军(2008)¹²发现，省管县改革促进了县、市两级公共品供给的改善，而 Wang *et al.* (2011)基于河南省的分析表明，拥有越高财政自主权的县公共教育支出占总支出的比重越低。刘佳等(2012)的研究发现，省直管县改革在显著提高县域生产性公共物品供给水平的同时，显著降低了县域服务性公共物品的供给水平。刘叔申和吕凯波(2012)¹³的分析结果表明，强市—强县、弱市—弱县关系下，省直管县改革对公共卫生服务具有正面影

⁷ 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”，《公共管理学报》，2011年第7期，第33—43页。

⁸ 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，第73—83页。

⁹ 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，第65—77页。

¹⁰ 高军、王晓丹，“省直管县财政体制如何促进经济增长——基于江苏省2004—2009年数据的实证分析”，《财经研究》，2012年第3期，第4—14页。

¹¹ 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”，《金融研究》，2012年第1期，第91—102页。

¹² 王德祥、李建军，“人口规模、省直管县对地方公共品供给的影响——来自湖北省市县两级数据的经验证据”，《统计研究》，2008年第12期，第15—21页。

¹³ 刘叔申、吕凯波，“省直管县财政改革的公共卫生服务水平提升效应——基于江苏省2004—2009年县级面板数据的分析”，《经济与管理评论》，2012年第4期，第67—71页。

响,而在强市—弱县关系下改革具有消极作用。

与上述文献的视角不同,本文侧重于探讨省管县改革对于省内财政分权和民生的影响。收入分配、教育和社会救助状况作为民生的重要构成部分,是本文探讨的重要维度。我国虽然在经济增长方面成效显著,但城乡收入差距问题却始终未能有效解决,深入考察省管县改革对于收入差距的影响,具有重要的现实意义。公共支出只是投入,而其产出效果如何,是否有效提高了教育和社会救助水平,是学术界和政策界关注的问题。但现有文献对于公共服务绩效的考察比较缺乏,本文在这一方面丰富了有关改革成效的经验证据。

另外,现有文献的研究样本多侧重于一省或几省,基于全国范围的大样本研究比较缺乏。在实证方法上也存在一定的不足,尤其是缺乏对于改革前关键变量的趋势性检验。从理论上说,推行改革的县和未改革的县可能在改革前就在财政分权、民生等方面存在系统性差距,而改革就选取在那些财力较强、民生状况较好的县进行,从而财权和民生的变化并不是由改革所致,而是由改革前的系统性差异所产生。本文采用21个省的样本,对改革前关键变量在处理组和对照组之间的差异进行了系统检验,弥补了现有文献在这方面的不足。

现有文献的另一不足是对县的讨论较多,而除了王德祥和李建军(2008)、才国伟等(2011),改革对相应地级市的影响鲜有严谨的实证研究。省管县改革不仅涉及县的利益,也影响地级市的得失,缺乏对地级市的深入考察,就难以对改革的综合效果得出全面的评价。本文综合考查省管县改革对县和市¹⁴的影响,是对现有文献的扩展。

为了排除“伪相关”的可能性,例如与省管县改革同时发生的一些政策或经济变化(比如农产品价格波动等)影响农民收入的变化,进而对城乡收入差距产生影响,我们利用省管县改革分地区逐步推进的特征,采用“倍差法”(difference-in-differences model)进行估计。我们采用“倍差法”的基本思想是,省管县改革一方面产生了同一个县在改革前后的差异,另一方面又产生了同一时点上改革县与未改革县的差异,基于这种双重差异形成的估计有效控制了其他共时性政策的影响和改革县与非改革县的事前差异,进而识别出改革所带来的效应。Meyer(1995)对这一方法进行了详尽的讨论,而Feldstein(1995)、周黎安和陈烨(2005)¹⁵利用这一方法探讨了税收改革与税费改革的影响。

我们首先考察省直管县改革对财政分权的影响,发现省管县改革显著提高了县级财政分权水平,降低了市级财政分权程度。文章进而分析改革对民

¹⁴ 不作特别声明,本文中出现的“市”所指的是地级市的市辖区。

¹⁵ 周黎安、陈烨,“中国农村税费改革的政策效果——基于双重差分模型的估计”,《经济研究》,2005年第8期,第44—53页。

生的影响,发现改革有助于缩小城乡收入差距,提高县中学在校生比重,增加社会福利院床位数。但是在市级层面,中学在校生比重在改革前后没有显著变化。更重要的是,我们发现改革的影响具有一定的持续性。

考虑到改革试点县的选择可能是内生的,我们将样本限制于在全省所有县同时推行改革和同时期完全没有进行改革的省,并控制省份-年度交互固定效应,进行了稳健性检验。我们也系统检验了关键变量是否在改革前就在改革县与非改革县之间存在系统差异。基本回归结果保持稳健,并且,改革的效果比较持续,即使在改革后的第四年,依然保持显著。

本文的结构安排如下:第二部分简要回顾省管县的改革进程,结合相关文献,从理论上讨论其可能存在的政策效果;第三部分介绍数据、方法和实证策略;第四部分展示实证结果,对结果加以讨论;第五部分给出稳健性检验;第六部分是文章的结论。

二、省管县改革简要回顾

省管县改革已经在多个中央文件中被反复提及。《中华人民共和国国民经济和社会发展第十一个五年规划纲要》提出要“理顺省级以下财政管理体制,有条件的地方可实行省直接对县的管理体制”。《国务院关于推进社会主义新农村建设的若干意见》中也提到“有条件的地方可加快推进省直管县财政管理体制”改革。《中共中央国务院关于2009年促进农业稳定发展农民持续增收的若干意见》提出要推进省直接管理县财政体制改革,将粮食、油料、棉花和生猪生产大县全部纳入改革范围。

省管县财政体制改革从浙江开始,之后在各省陆续展开,在2007年和2009年达到高峰。各省改革的措施虽略有差异,但主要内容涉及五个方面。一是统一收支划分。市不得将应属于县级收入范围内的收入划归市级,不得以任何方式集中县级财政收入和资金,不得下放或转嫁应由市级承担的支出责任。二是转移支付、税收返还、所得税返还等项目由省直接核定并补助到市、县。三是市、县统一按照省级财政部门有关要求,各自编制本级财政收支预算和年终决算。四是建立省与市、县之间的财政资金直接往来关系,取消市与县之间日常的资金往来关系。省对各县各类专项补助和专款直接分配到各县。五是年终各类结算事项一律由省级财政与各市、县财政直接办理,市、县之间如有结算事项,必须通过省级财政办理。

在改革方式上(对于改革县的选取),各个省份也存在差异。一些省份对省内的所有县(除少数民族自治县)在同一时点全部实行改革,比如湖北等省。一些省份每批选择一些试点县,并分批进行,但截至2010年,始终留有未改革的县。大部分省份采取了这种方式。

从上述对省管县改革的回顾中,我们可以对其可能产生的影响分析如下。

在财政分权方面,由于收支明确划分,财政资金由省直接下放,减少了市级财政的截留,省管县改革应该扩大了县级财政的自主权,削弱了市级财政的自主权。如果考虑到省管县改革调动了县级政府发展经济的积极性,提高了县域经济的增长率(才国伟和黄亮雄,2010),县级财政分权程度应该得到进一步增强。当然,如果改革流于形式,县级财权未必有所增强。

在收入差距方面,改革后,市管县体制下经济建设资源过度向市区集中的问题应该有所缓解,在其他因素不变的条件下,城镇居民收入的增长会得到一定程度的抑制。而随着县级财政分权水平的提高,其对农民收入的拉动作用应该逐步显现出来。因此,省管县改革会对城乡收入差距产生减弱影响。

另外,Oates(1985,1989)认为地方政府具有信息优势,相比上级政府能更有效地提供符合本地居民偏好的公共品,县级财政分权程度的增强可能会带来教育支出和社会救助支出的增加,从而提高中学入学率,改善社会救助状况。但是,在中国特定的晋升锦标赛模式下,GDP挂帅的考评机制(周黎安,2007)¹⁶也可能产生支出结构的扭曲,使得县级财政将增加的资源投向基本建设等对GDP贡献较快的领域,而忽视见效较慢的教育和社会救助事业。事实上,傅勇和张晏(2007)、Wang *et al.* (2011)、刘佳等(2012)已经提供了这一支出结构偏向的经验证据。如果这一力量占据主导,省管县改革未必能够带来教育和社会救助事业的改善。其最终效果如何,有待实证检验。

三、模型方法与数据

由于直辖市并不存在省—市—县层级,而海南省由于自身土地面积较小、人口数量较少,从建省伊始就实行市县分治,市只管理城市本身,县由省直接管理,不存在权力下放问题,少数民族自治区的行政管理体制与其他省份有着较大不同,财政部《关于推进省直接管理县财政改革的意见》也并没有将它们纳入考量,本文的研究样本将它们排除在外。所以本文的样本只包括剩余21个省的县、市。一些研究(才国伟和黄亮雄,2010;才国伟等,2011)认为西部省份与东部省份的差距较大,而在研究中不包括西部样本。我们也尝试了排除西部样本,重新进行分析,结果没有本质变化。

为了检验改革前关键变量的差异,并且考虑到数据质量和可得性的限制,样本期选取为1999—2010年。

本研究使用“倍差法”估计省管县的改革效果。

假定 y 是我们关注的因变量, T 是标示改革的虚拟变量,改革所产生的

¹⁶ 周黎安,“中国地方官员的晋升锦标赛模式研究”,《经济研究》,2007年第7期,第36—50页。

因果效应就表现为 $E(y \mid T=1) - E(y \mid T=0)$ 。假定随机变量 y 与 T 之间存在线性关系, 对于个体 i 在时期 t , 我们设定计量模型:

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 T_{it} + \gamma x_{it} + \alpha_i + u_t + \varepsilon_{it}, \quad (1)$$

其中: T_{it} 是反映个体 i 在时期 t 是否受到处理的虚拟变量, x_{it} 是其他控制变量, α_i 代表个体固定效应, u_t 是时间固定效应。

如果 $E(\varepsilon \mid T, x) = 0$, 固定效应估计是一致的。此时计量模型(1)中 β_1 的估计量就称为“倍差法”估计量(difference in differences estimator)。“倍差法”估计的主要思路是利用一个外生的公共政策所带来的横截面和时间序列的双重差异来识别公共政策的“处理效应”(treatment effect)。

由此可知,“倍差法”估计一致性的一个重要条件是公共政策的推行不能与回归方程的误差项之间有关联。如果某一个未被观测到的因素既与我们关心的因变量相关, 也影响一个县是否进行省管县改革, 那么不进行改革的县就不构成有效的对照组, 因为处理组与对照组本身内在的增长趋势可能就是不同的。

还有一种使得自然实验失效的可能性, 即实验本身可能引起一些内生性的反应, 使得对政策效果的估计产生偏差。例如, 省管县改革的推行可能导致一些居民或企业从外地区迁入或从本地区迁出, 使得处理组和对照组的个体分配内生于改革的处理, 此时基于地区加总水平数据的估计也是不一致的。但这一问题并不对本文构成挑战, 因为在当前中国的户籍制度和土地产权制度之下, 农民因为省管县改革的原因而迁徙的情况应该非常少。本文在后面的分析中将对省管县改革的内生性问题做出细致的探讨。

本研究中, 我们关注的因变量 y_{it} 主要有县和市财政分权状况、城乡收入比、教育和社会救助状况。关于财政分权的度量, 我们采用省内县/市本级财政支出之和占省级财政支出的比重这一指标, 也采用县/市本级人均财政支出占比县/市本级人均财政支出与省级人均财政支出之和来衡量, 郭庆旺和贾俊雪(2010)¹⁷采用了这一指标。作为稳健性检验, 也使用县本级预算内财政收入与财政支出之比来衡量。陈硕和高琳(2012)¹⁸比较了各种指标。城乡收入比由城镇职工平均工资与农民纯收入之比来度量。对于这一变量, 大部分省份只提供2004年之后的数据, 只有7个省份的数据始于1999年。限于县级面板数据的可得性, 教育状况用普通中学在校学生数占0—14岁人口的比重来衡量。理想的办法是用适龄人口的数量做标准化, 但我们无法获得这一指标县级层面的面板数据。我们用社会福利院床位数的对数值衡量社会救助状况。

¹⁷ 郭庆旺、贾俊雪,“财政分权、政府组织结构与地方政府支出规模”,《经济研究》,2010年第11期,第59—72页。

¹⁸ 陈硕、高琳,“央地关系:财政分权度量及作用机制再评估”,《管理世界》,2012年第6期,第43—59页。

数据来源为各期的《中国县市社会经济统计年鉴》和《中国统计年鉴》。城市数据来源于中经网统计数据库。

对于各县、市推行省管县改革的时间,我们通过网络搜集各省发布的相关文件得到。比如对于江苏省的改革情况,我们从江苏省出台的《省政府关于实行省直管县财政管理体制改革的的通知》(苏政发[2007]29号)中得到。我们定义虚拟变量“改革”,在改革当年和改革之后的所有年取1,改革之前取0。另外,为了衡量改革效果随时间演进的趋势,我们还定义改革第一年、第二年、第三年、第四年的虚拟变量,即这些变量在改革后相应的年份取1,其他年份取0。这些变量前的符号即(1)式中的 β_1 是我们主要关注的内容。

受到县级数据可得性的限制,我们的控制变量 z_{it} 包括人均GDP的对数值及其平方项(控制经济发展水平的非线性影响)、城市化率(城市人口占总人口的比重)、人口密度(人口数/行政区面积)的对数和第二产业GDP占GDP总量的比重,以排除经济发展水平、城市化、人口规模和产业结构对于因变量的影响。

四、计量结果与分析

(一) 省管县改革与财政分权

我们先来探讨省管县改革对财政分权的影响,基于(1)式的回归结果如表1所示。

表1的第(1)、(2)列以县本级人均财政支出/(县本级人均财政支出+省本级人均财政支出)为被解释变量,在县级层面上做控制个体与时间效应的固定效应回归。第(3)列将省内各县的县本级财政支出加总,用县级财政支出之和/省级财政支出为因变量,在省级层面上做双向固定效应回归。第(4)–(6)列的分析思路类似,考察改革对市级财政分权的影响。为了控制经济发展水平的潜在非线性影响,我们在回归中加入了人均GDP对数的平方项。只控制人均GDP对数的水平项,关于改革的结果没有本质变化。

由表1可见,省管县改革对财政分权的影响对财政分权的多种度量保持稳健。改革显著提高了县级财政支出的比重。改革不但在总体上效果显著,而且这一效果比较持续,在第(2)列的设定下,即使到了改革的第四年,改革的影响依然显著。

改革的影响幅度有多大?如果以第(3)列为标准,改革后的第一年,县级财政支出之和占省级财政支出的比重显著提高了约2个百分点。由于这一比重的标准差为9.3%,改革的效果约为0.18个标准差。

而与县级层面的结果相对,省管县改革显著减弱了市级层面的财政支出比重。并且,改革的持续效果较为明显,在第(6)列的设定下,即使在改革后

表 1 省管县改革与财政分权

因变量	县级财政分权			市级财政分权		
	分权 1		分权 2	分权 1		分权 2
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
改革(虚拟变量)	0.010*** (0.002)			-0.013** (0.005)		
改革第一年(虚拟变量)		0.007*** (0.002)	0.020*** (0.006)		-0.012** (0.005)	-0.026* (0.012)
改革第二年(虚拟变量)		0.006*** (0.002)	0.011 (0.007)		-0.014** (0.006)	0.002 (0.012)
改革第三年(虚拟变量)		0.004 (0.002)	0.006 (0.009)		-0.004 (0.007)	-0.020 (0.015)
改革第四年(虚拟变量)		0.009*** (0.002)	0.010 (0.014)		-0.003 (0.009)	-0.057* (0.031)
观测值个数	18 655	18 655	223	2 224	2 223	221
R 平方	0.197	0.197	0.581	0.085	0.085	0.183

注：县级财政分权 1 为县本级人均财政支出/(县本级人均财政支出+省本级人均财政支出)，县级财政分权 2 为县级财政支出之和/省级财政支出；市级财政分权 1 为市本级人均财政支出/(市本级人均财政支出+省本级人均财政支出)，市级财政分权 2 为市级财政支出之和/省级财政支出。回归中还控制了城市人口比重、人口密度的对数、人均 GDP 的对数、人均 GDP 对数的平方、第二产业比重，限于篇幅，这些变量前的系数没有报出。括号中是异方差序列相关稳健标准误，***、**和*分别表示在 0.01、0.05 和 0.1 的显著性水平下显著。我们也用县本级人均财政支出/(县本级人均财政支出+市本级人均财政支出+省本级人均财政支出)来衡量县级财政分权，所得结果没有本质变化，限于篇幅，关于这一指标的结果不再报出。

的第四年,改革的影响依然显著。以第(6)列为标准,改革后的第一年,市级财政支出之和占省级财政支出的比重下降了 2.6 个百分点,而这一比重在第四年下降了 5.7 个百分点。由于这一比重的标准差为 13.7%,改革的累积效果约为 0.61 个标准差。

进一步比较改革对于县、市的影响幅度,可以发现,改革对于县、市的影响基本相当。这在一定程度上表明,改革对县级财政的正面影响是从市级财政中剥离出来的。

综合以上的分析,省管县改革显著提高了县级层面的财政分权水平,降低了市级层面的财政分权水平,且改革的效果较为持久。

(二) 省管县改革与城乡收入差距

上面的分析表明,省管县改革使得县级财政支出不足、“市刮县”的现象有所缓解。改革有助于提高县级政府的财政能力,但这些增加的财政能力是否会用于改善本地区的民生?在地方政府关心经济绩效的政治竞争过程中,当地居民的民生问题特别容易被地方官员忽略(周黎安,2007)。我们选取民生的三个维度——城乡收入差距、教育、社会救助状况,系统考察改革对于民生的影响。我们在这一部分对改革的城乡收入差距效应进行实证分析。在回归中,我们将方程(1)中的因变量替换为城镇人均工资和农民纯收入之比,回归结果如表 2 所示。

由于样本内所有省份的城乡收入比数据自 2004 年开始披露,我们排除在 2004 年已经推行改革的省份(因为这些省份找不到改革前的对照),进行回归分析,所得结果列于表 2 的前 2 列。我们控制人均 GDP 对数的平方项,以考虑收入差距的库兹涅茨效应。第(1)列给出改革的总体效果,而第(2)列给出改革效果随时间演进的趋势。由第(1)、(2)列可见,省管县改革显著缩小了城乡收入差距,而且直到改革后的第三年,该影响仍保持显著。

由于部分省份的改革是在不同的县分批次进行的,选取哪些县先推行改革很可能与这些县中我们无法控制的特质性因素相关,而这些因素又潜在地影响着城乡收入差距,这会使得(1)式中 β_1 的估计不一致。为了应对这一问题的挑战,我们选取在省内所有县同时推行改革的省份所辖的县为处理组,而同时期完全没有推行改革的省份所辖的县为对照组,进行子样本的分析。所得结果列于表 2 的第(3)、(4)列。由第(3)、(4)列可见,在考虑到改革的次序可能是内生的而采取的子样本回归中,省管县改革缩小城乡收入差距的效果依然高度显著,而且一直持续到改革后的第四年。从影响程度来看,基于子样本的回归系数的绝对值较全样本更大。对于县、市的财政分权,我们也进行了类似的回归分析,结果与基本回归相比,没有本质变化。限于篇幅,这部分结果没有报出。

表 2 省管县改革与城乡收入差距

因变量：城镇人均工资和农民纯收入之比					
	全样本		同时推行改革和完全未改革样本		七省样本
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
改革	-0.47*** (0.08)			-0.97*** (0.14)	
改革第一年		-0.96*** (0.199)	-1.80*** (0.280)		-0.093* (0.054)
改革第二年		-1.18*** (0.208)	-1.83*** (0.306)		-0.131** (0.055)
改革第三年		-1.76*** (0.313)	-2.41*** (0.415)		0.010 (0.091)
改革第四年		-0.925 (0.596)	-2.47*** (0.444)		-0.059 (0.111)
城市人口比重	-1.491* (0.77)	-1.413* (0.779)	-2.263** (0.961)	-2.207** (0.89)	0.228 (0.513)
人口密度的对数	0.083 (0.09)	0.079 (0.086)	-0.015 (0.077)	-0.041 (0.08)	0.008 (0.059)
人均 GDP 的对数	6.391*** (1.64)	6.417*** (1.626)	7.849*** (2.825)	8.878*** (2.86)	3.354*** (0.621)
人均 GDP 对数的平方	-0.23*** (0.09)	-0.24*** (0.085)	-0.26 (0.162)	-0.307* (0.16)	-0.20*** (0.033)
第二产业比重	-2.51*** (0.68)	-2.36*** (0.693)	-3.10*** (0.931)	-2.70*** (0.92)	-0.484* (0.280)
观测值个数	8 254	8 254	4 438	4 438	4 361
R 平方	0.078	0.092	0.114	0.086	0.44

注：括号中是异方差序列相关稳健标准误，***、**和* 分别表示在 0.01、0.05 和 0.1 的显著性水平下显著。

由于可以搜集到河北、河南、安徽、福建、江苏、湖南、山东七省所辖县始于 1999 年的城乡收入比数据，在表 2 的第(5)列，我们基于这些县的子样本进行回归分析，以检验更长的时间跨度是否会改变省管县改革的影响。第(5)列表明，上述结果依然保持稳健。

综上所述，省管县改革显著减弱了城乡收入差距，而且这一影响较为持续，在部分设定下，即使在改革后的第四年，影响依然显著。

（三）省管县改革与教育、社会救助水平

本部分汇报省管县改革对教育和社会救助水平影响的实证结果。(1)式中，以县级中学在校人数占 0—14 岁人口的比重为因变量的回归结果如表 3 所示。市级层面的回归结果如表 4 所示。

表 3 省管县改革与县级中学在校人数比重

因变量：县级中学在校人数占 0—14 岁人口的比重				
	全样本		同时推行改革和完全未改革样本	
	(1)	(2)	(3)	(4)
改革	0.006** (0.002)		0.02*** (0.006)	
改革第一年		0.002 (0.003)		0.02***
改革第二年		0.01*** (0.003)		0.03*** (0.006)
改革第三年		0.01*** (0.003)		0.04*** (0.008)
改革第四年		0.006 (0.004)		0.05*** (0.008)
观测值个数	15 591	15 591	7 342	7 342
R 平方	0.233	0.234	0.225	0.231

注：回归中还控制了城市人口比重、人口密度的对数、人均 GDP 的对数、人均 GDP 对数的平方、第二产业比重，限于篇幅，这些变量前的系数没有报出。括号中是异方差序列相关稳健标准误，***、** 和 * 分别表示在 0.01、0.05 和 0.1 的显著性水平下显著。

表 3 和表 4 的第(1)、(2)列是基于全样本的回归结果。与表 2 的第(3)、(4)列对潜在内生性问题的处理方法一致，我们在表 3 和表 4 的第(3)、(4)列进行类似的回归。

由表 3 可见，省管县改革显著提高了县级层面中学在校人数的比重。在全样本中，改革的效果在改革后的第二年和第三年显著为正，而在子样本中，这一显著影响一直延续到改革后的第四年，而且改革的影响力度在子样本中更大。

表 4 省管县改革与市级中学在校人数比重

因变量：市级中学在校人数占 0—14 岁人口的比重				
	全样本		同时推行改革和完全未改革样本	
	(1)	(2)	(3)	(4)
改革	-0.0001 (0.01)		-0.025 (0.02)	
改革第一年		-0.002 (0.006)		-0.006 (0.016)
改革第二年		-0.001 (0.007)		0.04* (0.02)
改革第三年		0.007 (0.007)		0.026 (0.023)
改革第四年		-0.014 (0.010)		-0.003 (0.036)

(续表)

因变量：市级中学在校人数占 0—14 岁人口的比重			
	全样本		同时推行改革和完全未改革样本
	(1)	(2)	(3) (4)
观测值个数	2 018	2 223	956 960
R 平方	0. 269	0. 255	0. 280 0. 272

注：回归中还控制了城市人口比重、人口密度的对数、人均 GDP 的对数、人均 GDP 对数的平方、第二产业比重，限于篇幅，这些变量前的系数没有报出。括号中是异方差序列相关稳健标准误，***、** 和 * 分别表示在 0. 01、0. 05 和 0. 1 的显著性水平下显著。

与此相对，表 4 表明，省管县改革对于市级层面的中学生在校人数比重没有显著影响。全样本中，无论是改革的总体效果还是改革的分阶段效果都不显著。而子样本中，只有在改革的第二年，改革产生了 10% 显著性水平下的显著影响，而改革的总体效果并不显著。

综合上面的分析，省管县改革显著提高了县级层面中学在校生比重，并且改革的持续效果较为明显。改革对市级层面中学在校生比重没有显著影响。

我们接下来考察省管县改革对县级社会救助事业的影响。受限于数据可得性，我们无法找到县、市层面共同的社会救助衡量指标，这里只分析省管县改革对于县级层面社会福利院床位数的影响，以提供一些补充性证据。

(1) 式中因变量取社会福利院床位数的对数的回归结果如表 5 所示。

表 5 的第(1)、(2)列是基于全样本的回归结果，而考虑到如前所述的潜在内生性问题，类似于表 2 的第(3)、(4)列，我们在表 5 的第(3)、(4)列取子样本进行回归。

表 5 省管县改革与社会救助

因变量：社会福利院床位数的对数			
	全样本		同时推行改革和完全未改革样本
	(1)	(2)	(3) (4)
改革	0. 08*** (0. 028)		0. 15*** (0. 044)
改革第一年		0. 08*** (0. 027)	0. 17*** (0. 041)
改革第二年		0. 068* (0. 035)	0. 22*** (0. 041)
改革第三年		0. 024 (0. 038)	0. 15*** (0. 047)
改革第四年		0. 053 (0. 036)	0. 16*** (0. 060)
观测值个数	16 005	16 005	6 992 6 992
R 平方	0. 354	0. 353	0. 304 0. 304

注：回归中还控制了城市人口比重、人口密度的对数、人均 GDP 的对数、人均 GDP 对数的平方、第二产业比重，限于篇幅，这些变量前的系数没有报出。括号中是异方差序列相关稳健标准误，***、** 和 * 分别表示在 0. 01、0. 05 和 0. 1 的显著性水平下显著。

由表 5 可见,省管县改革对于社会救助状况的作用并不受潜在内生性问题的影响,改革显著提高了县级社会福利院床位数。改革不仅在总体上效果显著,而且影响比较持久。在全样本中,改革的影响在改革后的第二年依然显著,而在子样本中,显著影响一直持续到改革后的第四年。

总而言之,省管县改革显著提高了县级层面的财政分权水平,缩小了城乡收入差距,提高了中学在校生比重和社会福利院床位数,并且改革的效果比较持久。而在市级层面上,改革显著降低了其财政分权水平,对于中学在校生比重没有显著影响。

五、稳健性检验

由第四部分的分析可知,我们的结果对改革先后次序可能带来的内生性问题保持稳健。并且,各部分的结果相互印证,也说明省管县的效果相对稳健。

在这一部分,我们先考察上述回归结果是否受到潜在异常值的影响,再进行另外两项内生性检验,一是考虑潜在的反向因果问题,二是考察因变量改革前的趋势,检验差异是否在改革前就已存在,而不是由改革所引发。最后,我们汇报控制省份年度交互效应的回归结果。

(一) 排除潜在异常值的影响

为了排除潜在异常值的影响,对应于上面的所有回归,我们也进行了基于因变量 5%—95%分位点的回归,所得结果列于表 6 的奇数列。由表 6 可见,基本回归结果中的结论保持稳健。

(二) 滞后解释变量的回归结果

设定(1)式的一个潜在问题是因变量可能对自变量存在反向的影响,如果联立方程偏误存在,对 β_1 的估计就是不一致的。为了排除这一可能性,我们将所有解释变量滞后 1 期,重新进行回归。这样做的逻辑是,当期的因变量不会对上期的自变量产生影响,因为自变量已经是前定(predetermined)的了。以上结果列于表 6 的偶数列。由表 6 可见,省管县改革的效果依然保持稳健,且具有一定的持续性。

表 6 稳健性检验

	财政分权 1			财政分权 2			城乡收入比			中学在校生比重			床位数		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)
改革第一年 (虚拟变量)	0.004** (0.002)	0.006*** (0.002)	0.018*** (0.006)	0.016*** (0.006)	-1.107*** (0.205)	-1.113*** (0.210)	0.002 (0.003)	0.001 (0.003)	0.076*** (0.026)	0.078*** (0.028)					
改革第二年 (虚拟变量)	0.005*** (0.002)	0.008*** (0.002)	0.011 (0.008)	0.012* (0.007)	-1.300*** (0.218)	-1.308*** (0.223)	0.012*** (0.003)	0.012*** (0.003)	0.025 (0.034)	0.078** (0.036)					
改革第三年 (虚拟变量)	0.004* (0.002)	0.006*** (0.002)	0.0193** (0.008)	0.004 (0.008)	-1.835*** (0.323)	-1.842*** (0.326)	0.015*** (0.003)	0.016*** (0.004)	0.038 (0.035)	0.032 (0.038)					
改革第四年 (虚拟变量)	0.010*** (0.002)	0.011*** (0.002)	0.015 (0.013)	0.002 (0.013)	-0.947 (0.594)	-0.956 (0.600)	0.006 (0.004)	0.005 (0.005)	0.063* (0.037)	0.056 (0.037)					
观测值个数	16 691	16 355	204	204	7 393	7 806	15 591	16 355	14 116	15 321					
R 平方	0.206	0.164	0.662	0.590	0.201	0.078	0.234	0.241	0.368	0.356					

注：奇数列汇报基于 5%—95%分位观测值的回归结果，偶数列汇报所有解释变量滞后一期的回归结果。财政分权 1 为县本级人均财政支出/(县本级人均财政支出+省本级人均财政支出)，财政分权 2 为县级财政支出之和/省级财政支出。回归中还控制了城市人口比重、人口密度的对数、人均 GDP 的对数、人均 GDP 对数的平方、第二产业比重，限于篇幅，这些变量的系数没有报出。括号中是异方差序列相关稳健标准误，***、**和*分别表示在 0.01、0.05 和 0.1 的显著性水平下显著。

(三) 关键变量改革前趋势的检验

对 β_1 的一致估计的另一威胁是我们关心的因变量在改革前的处理组与控制组中就存在系统性的差异, 从而导致我们估计到的所谓的“改革效果”并不是由改革所带来的, 而是由这些事前差异所引发的。我们下面就系统检查关键变量改革前的趋势, 以考察这一论断是否对我们的实证结果构成挑战。

表 7 给出了改革前主要变量的趋势检验。其基本思想是取改革前的一段时间窗口, 定义标示改革县的虚拟变量, 控制其他因素的影响, 检验该变量在这一时间窗口中是否显著, 即改革县与非改革县在改革前关键因变量是否有系统差异。

表 7 中, 变量“改革县/省”的定义为如果一个县/省进行了改革, 则该变量取 1, 否则该变量取 0。县级层面的回归除了控制表中所列变量外, 还控制该县是否为产粮大县、产棉大县、贫困县、沿海开放县虚拟变量, 控制省份和年虚拟变量, 并且标准误在省层面上聚集 (clustered at the province level)。省级层面回归控制年份虚拟变量。

财政分权 1 为县级人均财政支出/(县级人均财政支出+省级人均财政支出), 财政分权 2 为省内县级财政支出总和/省级财政支出。由于改革始于 2002 年, 关于分权的时间窗口取为 1999—2001 年, 而教育和社会福利是基于 2000—2001 年(数据始于 2000 年)的分析结果。由于样本内有关所有省份城乡收入比的数据始于 2004 年, 城乡收入比 1 一列是剔除 2004 年的改革省份, 在余下样本中比较在 2004 年(改革前), 之后有改革的县和没有改革的县的差异。由于部分省份(这些省份中, 最早的从 2004 年开始改革)城乡收入比的数据始于 1999 年, 我们也尝试了基于这些省份 2001—2003 年城乡收入比的回归, 所得结果列于城乡收入比 2 一列。基于其 1999—2003 年样本或因变量取 5%—95% 分位点的回归结果类似, 限于篇幅, 不再报出。

由表 7 可见, 变量“改革县/省”始终不显著, 即对于我们关心的因变量而言, 改革县与未改革县在改革之前并不存在系统性的差异。前文所发现的改革的效应确实存在, 而不是由改革县与未改革县事前的系统性差异所致。

（四）控制省份年度交互效应

基准回归表2—表5中的第(3)、(4)列选取在省内所有县同时推行改革的省份所辖的县为处理组，而同时期完全没有推行改革的省份所辖的县为对照组，进行子样本的分析，这可能引致忽略组间差异，从而高估省直管县改革的效应。为应对这一挑战，我们在控制县市固定效应和年度固定效应的基础上，进一步控制省份-年度交互效应，这将有效地过滤掉省际动态差异，估计得到的结果将更加稳健。控制省份年度交互效应的回归结果如表8所示。

表8表明，基本回归结果依然保持稳健。

综上所述，前文所识别的省管县的改革效果在多种稳健性检验中保持稳健。省管县改革显著改变了县级层面的财政分权、教育和社会救助事业状况，缩小了城乡收入差距。

六、结 论

省直管县财政体制改革作为我国财政领域的重要改革，其改革效果如何，对于县、市产生了何种影响，是一个具有重要政策含义的问题。

本文系统研究了省管县改革对县、市财政分权水平和民生（城乡收入差距、教育和社会救助状况）的影响，发现改革显著提高了县级财政分权水平，而降低了市级财政分权程度，显著缩小了城乡收入差距，提高了县级中学生在校人数比重，增加了其社会福利院床位数，而对于市级中学生在校人数比重没有显著影响。更重要的是，改革的影响比较持久，在部分设定下，即使在改革后的第四年，改革的效果依然显著。

上述结果在排除潜在异常值、考虑反向因果问题、系统检验改革前关键变量在处理组与对照组的差异、控制省际动态差异后，依然保持稳健。

从财政分权、收入差距、教育和社会福利状况综合来看，省管县改革对于县产生了比较积极的影响。对于市而言，改革在财政分权方面出现了此消彼长的影响，可能会损害地级市的利益，而在地级市的教育方面，改革的影响比较微弱。总体来说，省管县改革的积极效果比较明显，但我们也应看到其在财政分权方面对于市产生的不利影响。改革总体的福利效果仍不明确，有待进一步的研究。

表 7 改革前主要变量趋势检验

因变量	财政分权 1	财政分权 2	城乡收入比 1	中学在校生比重	床位数	城乡收入比 2
改革县/省	-0.01 (0.010)	0.02 (0.023)	-0.12 (0.243)	0.013 (0.007)	0.11 (0.137)	-0.05 (0.11)
城市人口比重	0.09* (0.046)	-0.15*** (0.050)	-0.61 (0.560)	0.01 (0.036)	-1.1*** (0.367)	0.30 (0.31)
人口密度的对数	-0.06*** (0.008)	0.01 (0.007)	-0.14 (0.224)	0.02*** (0.005)	0.29** (0.132)	-0.61*** (0.10)
人均 GDP 的对数	-0.47*** (0.090)	-0.55 (0.416)	-5.21** (2.402)	0.20** (0.073)	1.96* (0.964)	-10.41** (2.83)
人均 GDP 对数 (平方项)	0.03*** (0.005)	0.06 (0.051)	0.24* (0.119)	-0.01** (0.004)	-0.11* (0.055)	0.53** (0.15)
第二产业比重	-0.02 (0.029)	-0.21 (0.202)	0.94 (0.899)	0.02 (0.015)	-0.14 (0.390)	2.31** (0.69)
常数项	2.21*** (0.399)	1.67* (0.841)	31.34** (12.040)	-0.71** (0.326)	-5.21 (4.674)	56.44*** (13.24)
观测值个数	4 693	52	1 218	3 144	2 793	1 395
R 平方	0.644	0.396	0.478	0.656	0.507	0.756

注：县级层面的回归控制是否为产粮大县、产棉大县、贫困县、沿海开放县虚拟变量，控制省份和年虚拟变量，标准误在省层面上聚集 (clustered at the province level)，省级层面回归控制年份虚拟变量。财政分权 1 为县级人均财政支出/(县级人均财政支出+省级人均财政支出)，财政分权 2 为省内县级财政支出总和/省级财政支出，社会福利院床位取对数。基于拥有始于 1999 年城乡收入比数据的省份的 1999—2003 年样本或因变量取 5%—95%分位点的回归结果类似，限于篇幅，不再报出。括号中是异方差序列相关稳健标准误，***、**和* 分别表示在 0.01、0.05 和 0.1 的显著性水平下显著。

表 8 控制省份年度交互效应的回归结果

	县			市		
	城镇人均工资和 农民纯收入之比	中学在校人数占 0—14 岁人口比重	社会福利院 床位数的对数	中学在校人数占 0—14 岁人口比重	中学在校人数占 0—14 岁人口比重	
改革	-0.859*** (0.266)	0.025*** (0.005)	0.125** (0.060)		-0.030 (0.030)	
改革第一年	-1.224*** (0.217)	0.002 (0.012)	0.005 (0.110)	-0.011 (0.072)		
改革第二年	-1.748*** (0.392)	0.067*** (0.023)	0.002 (0.156)	0.076 (0.057)		
改革第三年	-2.052*** (0.402)	0.047*** (0.015)	0.059 (0.143)	0.020 (0.048)		
改革第四年	-1.939*** (0.347)	0.051*** (0.018)	0.129 (0.189)	-0.018 (0.062)		
观测值个数	4 438	7 342	6 992	960	960	
R 平方	0.584	0.582	0.636	0.462	0.463	

注：第(5)列中，改革第一年—改革第四年的系数联合显著。括号中是异方差序列相关稳健标准误，***、**和*分别表示在 0.01、0.05 和 0.1 的显著性水平下显著。

参 考 文 献

- [1] Cai, G., and L. Huang, "A Study of Influencing Factors for Government Hierarchy Reform and Its Impact on Economic Performance", *Management World*, 2010, 8, 73—83.
- [2] Cai, G., X. Zhang, and W. Deng, "Does County Directly Administrated by Rovince Damage the City's Interests", *Economic Research Journal*, 2011, 7, 65—77.
- [3] Chen, K., A. L. Hillman, and Q. Gu, "Fiscal Centralization and the Change of Behaviors of Local Government: From Helping Hand to Grabbing Hand", *China Economic Quarterly*, 2002, 41, 111—130.
- [4] Chen, G., S. Li, and J. Yu, "Helping Hand or Grabbing Hand? A Hypothesis about Fiscal Decentralization with Chinese Style and Its Test", *Southern Economics*, 2009, 7, 3—15.
- [5] Chen, S., and L. Gao, "Relationship between Central and Local Government: Measurement of Fiscal Decentralization and a Reappraisal of Its Mechanisms", *Management World*, 2012, 6, 43—59.
- [6] Feldstein, M., "The Effect of Marginal Tax Rates on Taxable Income: A Panel Study of the 1986 Tax Reform Act", *Journal of Political Economy*, 1995, 103, 551—572.
- [7] Fu, Y., and Y. Zhang, "Decentralization with Chinese Style and Distortion of Structure of Fiscal Expenditure: the Competition Price for Growth", *Management World*, 2007, 3, 4—12.
- [8] Gao, J., and X. Wang, "How does the reform of County Directly Administrated by Province Promote Economic Growth: An Empirical Analysis of Jiangsu during 2004—2009", *Journal of Finance and Economics*, 2012, 3, 4—14.
- [9] Guo, Q., and J. Jia, "Fiscal Decentralization, Government Structure and Local Government's Expenditure Size", *Economic Research Journal*, 2010, 11, 59—72.
- [10] Li, M., "Does the Reform of County Directly Administrated by Province Promote Steady and Fast Growth of China's Economy? —Theoretical Model and Performance Evaluation", *Journal of Financial Research*, 2012, 1, 91—102.
- [11] Liu, J., L. Ma, and J. Wu, "Reform of County Directly Administrated by Province and Relief of Fiscal Difficulties of County Government—An Empirical Study Based on Panel Data of Six Provinces", *Journal of Public Management*, 2011, 7, 33—43.
- [12] Liu, J., J. Wu and J. Wu, "Impact of Reform of County Directly Administrated by Province on Public Goods Supply at the County Level—An Empirical Study Based on Panel Data of 136 counties and cities in Hebei Province", *Comparative Economics and Social Systems*, 2012, 1, 35—45.
- [13] Liu, S., and K. Lv, "Improving Effect of Reform of County Directly Administrated by Province on Public Health Service—An Analysis Based on Panel data of counties in Jiangsu Province during 2004—2009", *Review of Economy and Management*, 2012, 4, 67—71.
- [14] Meyer, B., "Natural and Quasi-Experiments in Economics", *Journal of Business and Economic Statistics*, 1995, 13(2), 151—161.
- [15] Oates, W., "Searching for Leviathan: An Empirical Study", *American Economic Review*, 1985, 75(4), 748—757.
- [16] Oates, W., "An Essay on Fiscal Federalism", *Journal of Economic Literature*, 1999, 37(3), 1120—1149.

- [17] Pang, M., Y. Li, and F. Chen, "Can the Reform of County Directly Administrated by Province Solve the Problem of Fiscal Difficulties of Counties and Villages?", *China Public Management*, 2009, 7, 39—44.
- [18] Tang, R., and L. Shi, "Relief of Fiscal Difficulties of Counties and Villages and Government Hierarchy Reform", *Journal of Chinese Academy of Governance*, 2007, 1, 74—77.
- [19] Wang, D., and J. Li, "Population Size, Province Directly Leading the Counties and the Supply of Public Goods—Evidence from Cities and Counties of Hubei Province", *Statistical Research*, 2008, 12, 15—21.
- [20] Wang, W., X. Zheng, and Z. Zhao, "Fiscal Reform and Public Education Spending: A Quasi-natural Experiment of Fiscal Decentralization in China", *The Journal of Federalism*, 2011, 42 (2), 334—356.
- [21] Zhou L., and Y. Chen, "The Policy Effect of Tax-and-Fees Reforms in Rural China: A Difference-in-Differences Estimation", *Economic Research Journal*, 2005, 8, 44—53.
- [22] Zhou, L., "Governing China's Local Officials: An Analysis of Promotion Tournament Model", *Economic Research Journal*, 2007, 7, 36—50.

“County Administrated by Province” Reform, Fiscal Decentralization and People’s Welfare: A Difference-in-Differences Estimation

ZHIBO TAN*

(Fudan University)

LI'AN ZHOU

(Peking University)

YUE ZHAO

(The People's Bank of China)

Abstract Using a large dataset about provinces, cities and counties in China during 1999—2010, this paper employs DID to evaluate the impacts of “County Directly Administrated by Province” reform on fiscal decentralization and people’s welfare. We find that the reform significantly increases the fiscal decentralization, middle school student enrollment

* Corresponding Author: Zhibo Tan, School of Economics, Fudan University, 600 Guoquan Road, Shanghai, 200433, China; Tel: 86-15210597096; E-mail: tzb0905@fudan.edu.cn.

ratio and social assistance at the county level, but the cities are hurt in terms of fiscal decentralization. The reform also decreases the urban-rural income gap. Moreover, the effect is lasting. This paper provides systematic evidence about the impacts of reform and evaluates its effects on counties and cities comprehensively.

Key Words County Administrated by Province Reform, Fiscal Decentralization, Welfare

JEL Classification E65, H52, H53