

DOI:10.19361/j.er.2017.06.03

省管县改革对公共教育供给的影响

——基于双重差分模型的估计

余靖雯 孙文莉 龚六堂*

摘要: 省管县改革在我国已经试行多年,主要改革的内容包括经济管理上的“扩权强县”和财政上的“县财省管”。本文利用2000–2007年县级和地市级的数据,使用双重差分的方法,从实证上考察了省管县改革对公共教育供给的影响。研究发现:省管县改革对县级政府人均教育支出增长率有正向影响,背后的驱动力量来自财政领域的省管县改革,“县财省管”改革使得人均教育支出增长率提高约3.6个百分点。但是,“县财省管”改革的效果主要发生在短期,“扩权强县”改革对于县级政府的教育供给的长期促进作用更强。另外,“扩权强县”改革有效地改善了地级市内区县教育资源分配不均衡程度。

关键词: 省管县;教育供给;双重差分

一、引言

改革开放以来,我国的教育事业取得了巨大的成绩,为经济增长提供了必不可少的人力资本,是中国式奇迹的重要根源。然而,其中也存在着许多问题。首先,公共教育供给绝对量不断上升,但是相对量仍然不足。1993年,《中国教育改革和发展纲要》正式公布,文件要求到2000年国家财政性教育经费占GDP的比例达到4%,但是此目标在国务院、教育部、社会各界的压力下,二十年后才首次得以实现。与世界上其他国家相比,这仍然是较低的水平。其次,我国的教育资源分配存在严重不平衡现象。这种不平衡,不仅体现在区域、城乡之间,还体现在校际和不同群体之间。教育资源分配不均衡的问题势必会拉大贫富差距,影响社会和谐。

政府公共教育供给不足以及不平衡问题的内在根源是什么?一些学者认为我国自1994年实行分税制后,中央政府财权上收、事权下放,造成基层政府财政困难,导致公共教育供给不足(贾康、白景明,2002;乔宝云等,2005;罗伟卿,2010)。有些文献则从教育财政分权体制入手,把原因归结为教育支出责任在各级政府间分配不当(廖楚晖、张吕,

*余靖雯,北京外国语大学国际商学院,邮政编码:100089,电子信箱:yujingwen@bfsu.edu.cn;孙文莉(通讯作者),北京外国语大学国际商学院,邮政编码:100089,电子信箱:sunwenli@bfsu.edu.cn;龚六堂,北京大学光华管理学院,邮政编码:100871;电子信箱:ltgong@gsm.pku.edu.cn。

感谢国家自然科学基金青年项目“中国式分权背景下公共教育供给及不平衡问题研究”(项目编号:71403028)、教育部新世纪优秀人才支持计划(项目编号:NECT-10-0255)和北京外国语大学青年学术创新团队支持计划“基于预售的融资策略研究”(项目编号:2015JT005)的资助。感谢匿名审稿人的宝贵意见,当然文责自负。

2005;李世刚、尹恒,2012;等等)。教育支出究竟分权到哪一级政府,取决于地区间的外部性与分权效率的权衡。义务教育在地区间具有较强的正外部性,过度分权到基层政府会导致供给不足(Besley and Coate,2003)。“以县为主”的教育财政管理模式并不合理,应该转变为“省级统筹”(张晏等,2013;余靖雯、龚六堂,2015)。还有很大一部分文献认为财政分权和我国特有的以GDP增长率为考核标准的官员晋升机制结合在一起,共同对地方政府的教育供给产生负向影响(傅勇、张晏,2007;王贤彬、徐现祥,2009;尹恒、朱虹,2011;等等)。在官员“晋升锦标赛”中,经济增长成为最重要的硬指标,教育、医疗等民生类的公共服务只是排名相对靠后的软指标。地方政府热衷于增加投资基础设施领域等对经济增长具有直接和短期效应的支出,这是各种公共物品供给低效率的重要原因(周黎安,2007),从而在支出结构上产生了“重基本建设,轻人力资本投资和公共服务”的严重扭曲。因此,在官员盲目追求政绩的情况下,地方政府在公共服务方面缺位行为必定出现,从而导致教育供给不足。

但是,现有的研究并不具有足够的说服力。第一,分权是指上级政府向下级政府下放一部分的财政管理与决策权的过程(Martinez-Vazquez and McNab,2003;Feltenstein and Iwata,2005)。在联邦制国家,财政分权可以理解为事实分权,更多地强调了从财务权力上反映地方政府实际拥有的自主权和决策权(陈硕、高琳,2012)。然而在中国,地方政府并没有拥有真正的税收立法权,加上目前的财政收支的分权指标无法准确地提供地方财政自主权的信息,仅反映了经济数据上的分权结果,因此并不能代表真正意义上的制度分权,存在严重的内生性问题,导致估计结果的偏差。第二,大部分文献主要关注中央-省财政分权,忽略了中国大部分的教育供给(义务教育)是由县级(及县级以下)政府提供的事实,缺乏对县级(及县级以下)政府教育支出影响机制认真细致的考察。1994年,我国的分税制改革,实质上只针对中央-省两级。省级以下政府间的分权体系五花八门、复杂多变,存在不稳定和不合理的情况。第三,很少文献研究地区内教育资源分布不均衡的问题。目前有关教育不均衡的文献大多为定性的政策分析,没有对教育资源不均衡进行科学的测度,结论也没有得到经验研究支持。而为数不多定量分析的研究主要以省级层面的数据为基础,更多关注的是地区间(省际间)的教育不均衡(袁连生,2001;王蓉,2003;等等),缺乏对省级以下地区内的教育供给分布不均衡进行细致的研究。

值得注意的是,从2002年起,浙江、湖北、广东等地开始探索新一轮的分权改革,具体形式包括“扩权强县”、“县财省管”等。省管县改革具备了分权的核心要素:通过减少政府层级,从根本上向县级政府放权,扩大县级政府经济管理和财政上的自主权。不断涌现的简政放权新趋势为我们研究各级政府间权限划分和基层政府教育供给行为提供一个良机。省管县改革由各省分层次地逐步推进,这样的数据结构使得我们可以把改革视为“准自然实验”(Quasi-natural experiment),并使用经济学中广泛应用于政策评估的方法——双重差分模型。因此,我们能够解决大多数分权研究的内生性问题,提供省管县改革对政府教育供给影响更为精准的估计,并且考察改革是否能够降低地级市所辖区县教育不均衡,推动城乡公共服务共同发展。

我们的研究发现,省管县改革对县级政府的公共教育供给具有正向影响,背后主导的力量为财政领域的改革。“县财省管”改革使得人均教育支出增长率提高约3.6个百分点。“扩权强县”短期效果不明显,然而在长期更能改善县级政府的公共教育供给,并有效地缩小

了地级市内区县教育资源分配不均衡的程度。

本文的主要贡献在于:第一,使用双重差分方法研究发现,省管县改革对县级政府人均教育支出增长率具有正向影响,并仔细区分“扩权强县”和“县财省管”两种改革方式,识别正向影响背后的驱动力量来自财政领域的省管县改革;第二,省管县改革对人均教育支出增长率的影响可能存在动态效果,我们不仅估计短期效果,同样也估计其长期效果;第三,现有文献从未考察过省管县改革对政府教育供给不均衡的影响。通过构造地级市内区县教育不均衡的三个指标,我们发现“扩权强县”改革更能改善地级市内区县教育不均衡程度,推动城乡教育资源分配的一体化发展。这是本文的重大亮点之一,对理解我国公共教育支出地区不均衡的现象具有一定的理论和现实意义。

全文一共分为五个部分:第二部分为省直管县改革的背景;第三部分是基本计量模型设定和数据描述;第四部分为计量结果与分析;第五部分是总结。

二、省直管县改革的背景

1982年以来,我国基于“以城带乡、城乡互补、协同发展”的设想,广泛地推行市管县的体制,形成了“中央-省-地级市-县-镇”的五级政府管理模式。事实证明,市管县体制在初期曾发挥过积极作用。随着经济发展、城市化进程加速,市管县体制的弊端越发明显,实际的效果与预设的目标背道而驰。市管县体制的消极因素主要体现在:第一,管理层次多,行政成本高,信息渠道不畅,效率低下;第二,地市级作为中间环节,向上截留中央下放的权力和利益,向下则“侵蚀”县,基层的自主权难以得到实现,县域经济的发展受到压制;第三,市政府把工作重心放在城区,忽略农村,城乡利益分配出现不平衡,拉大了城乡差距(张占斌,2009)。

市管县体制下的种种问题,引起了中央和各级政府的关注。中央政府出台一系列的改革措施,其中一项便是农村税费改革。农村税费改革从2000年开始,到2006年以减征、免征、停征农业税为终点,目的在于减轻农民负担,促进农民增加收入。农村税费改革正税清费,直接弱化了乡镇级财政,上级政府为了保障农业税费改革顺利进行,大量增加了对县的转移支付。2005年6月,国务院总理温家宝在全国农村税费改革试点工作会议上指出:“具备条件的地方,可以推进‘省直管县’和‘乡财乡用县管’的改革试点。”^①之后,党和国家的重要文件中多次出现省管县改革的内容,推进省以下的财政体制改革,鼓励有条件的地区探索省直管县的体制,激活县域经济发展。

省直管县改革指的是省市县行政关系由“省-市-县”三级体制转变为“省-市县”两级体制。不少省份先后开展了积极的尝试和实践,积累了丰富的改革成果。从改革路径来看,试点做法包括以下三个方面:一是“扩权强县”,主要是把地级市的部分社会经济管理权限下放到县,内容涉及到计划管理、经费安排、项目申报、用地报批等方面,在经济管理方面形成省直管县的格局;二是“县财省管”,在收支划分、转移支付、预算决算、债务管理等财政领域,实行省对县的直接管理;三是“行政直管”,即是行政级别就是省直接管理县,没有地级市这一层级,县级的经济管理和财政体制,以及主要领导也是由省直接管理。海南省由于地小人少

^①《温家宝在全国农村税费改革试点工作会议上的讲话》,中央政府门户网站,2006年2月18日, http://www.gov.cn/zwhd/2006-02/18/content_203789.htm。

的原因,从1998年建省以来就没有实行过市管县,是行政直管的典型例子,因此这种做法也被称为“海南模式”。目前,已有20多个省份启动了扩大县级政府经济社会管理权限和财政体制省直管县的试点。2014年,河南和吉林等省在已有基础上继续深化改革,进入了行政体制层面,全方面进行省管县改革试点。2015年3月,湖南省也提出在加快推进新型城镇化的重点地区,试点探索建立事权、财权、行政权三权统一的省直管县管理体制。

省管县改革的经济绩效如何呢?为了考察改革是否实现“增强县域经济活力”的目标,研究者和政策制定者有必要从经验研究的角度评估改革产生的效果。才国伟和黄亮雄(2010)的研究表明,省管县改革显著提高了县级财政支出和经济增长速度。郑新业等(2011)基于河南省的数据,发现省管县改革提高了被直管县的经济增长率1.3个百分点。李猛(2012)的研究进一步发现只有在县乡财政状况得到明显缓解时,省管县改革才会对经济增长有促进的作用。袁渊和左翔(2011)通过浙江和福建两省企业层面的微观数据,验证了“扩权强县”对浙江省县辖企业的发展有显著的推动作用。这些文献比较一致地认为省管县改革有利于县域经济增长。

从公共服务角度,我们并不能肯定省管县改革能激励基层政府增加在科教文卫等民生方面的支出。一方面,省管县改革给予县级政府更大的经济管理和财政上的自主权,减少市级政府的“侵蚀”压制,改善财政状况,从而增加教育供给(王小龙、方金金,2014);另一方面,按照晋升锦标赛的逻辑,更大的自主度意味着基层政府横向竞争激化,导致支出结构的扭曲,公共服务水平低于最优值(Wang et al., 2011; 刘佳等, 2012; 陈思霞、卢盛峰, 2014; 宁静等, 2015)。

在政府公共服务中,教育供给是最为重要的内容之一。2001年以前,义务教育的支出责任主要由县和乡镇承担,城市主要以区为主;2001年以后提出“以县为主”;2006年修订后的《义务教育法》提出“省级统筹”。虽然在农村税费改革之后,特别是2006年实行农村保障新机制后,通过转移支付等方式,中央和省级政府大大增加了义务教育经费的支出,但总体来看仍然以区县政府为主。因此,我们把目光聚焦在作为支出主体的县级政府的公共教育供给行为,全面仔细地考察政府公共教育供给不足以及不均衡问题背后的深层次原因。

三、基本计量模型和数据描述

(一) 基本计量模型设定

自从Ashenfelter和Card(1985)开创性的研究以来,双重差分模型在改革效果评估方面得到了广泛的应用。其主要思路是,一项改革的实施使得社会中部分群体受到了某种影响,而另外一部分群体则可能没有受到任何影响,或受到的影响非常小,因此外生的改革就可以类比为自然实验中对实验的对象施加某种“处置”(Treatment)。如果一项改革可以被视为自然实验,那么通过对受到改革影响的群体——处置组(Treatment group)和没有受到改革影响的群体——对照组(Control group,或者称为控制组)进行比较,就可以评估该项改革产生的效果。

假设 y 是我们关心的结果变量, $D=1$ 或 0 分别代表个体是否接受“处置”(Treated),处置后所产生的因果效应就可以表示为 $E(y|D=1)-E(y|D=0)$ 。我们设定计量模型:

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 D_{it} + X_{it} \gamma + \lambda_i + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

(1)式中: D_{it} 是虚拟变量,代表个体 i 在 t 期是否接受“处置”, X 是其他一些有可能影响 y 的变量, μ_i 和 λ_t 分别为观察不到的个体效应和时间效应, ε_{it} 为随机干扰项。

如果处置组和对照组的分配独立于不随时间变化而改变的个体异质性,有 $E(v|D,X)=0$ ($v=\mu+\varepsilon$,可以看作复合干扰项),混合普通最小二乘法(Pooled OLS)可以给出下列模型设定中参数的一致估计:

$$y_{it}=\beta_0+\beta_1 D_{it}+X_{it}\gamma+\lambda_t+v_{it} \quad (2)$$

为了得到 β_1 的一致估计量,我们只需满足 $E(v|D)=0$ 就可以了,即保证实验条件于 v 是随机的, β_1 的OLS估计量就是一致的,即反映了改革的效果。

如果个体异质性 μ_i 与是否进入处置组相关,从而 $E(v|D,X)=0$ 难以成立,就会出现内生性问题,导致 β_1 的估计存在偏误。不过,我们有 $E(\varepsilon|D,X)=0$,那么就on应该使用固定效应面板数据模型对模型(1)进行估计,得到 β_1 的一致估计量,称之为双重差分估计量(DID estimator)。差分后等价的模型为:

$$\Delta y_{it}=\beta_1 \Delta D_{it}+\Delta X_{it}\gamma+\Delta \lambda_t+\Delta \varepsilon_{it} \quad (3)$$

模型(3)中双重差分估计量 β_1 刻画了相对于控制组,处置组额外发生的变化。这里的对照组为第 t 年还没有进行改革或第 $t-1$ 年已经改革的,处置组为第 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。需要注意的是,与经典的双重差分的方法不同,这里对照组和处置组可以相互转换。比如,第一批受到改革影响的个体,在改革时它们是处置组,未进行改革的是对照组,但在之后其他的个体发生改革时,由于已经进行改革的个体并没有发生变化,它们又成为了新的对照组,而之后进行改革的个体成为了新的处置组。

利用双重差分模型进行估计时的一个重要假设为, ΔD_{it} 与 $\Delta \varepsilon_{it}$ 不相关,也就是改革前 y 的差异与改革是否发生不相关,这一假设我们会在后文进行相应的检验。

(二)数据和变量描述

本文采用的数据来源为《中国县(市)社会经济统计年鉴》、《全国县市财政统计资料》,样本区间为2000–2007年^①。为了降低样本的异质性,对现有数据作以下处理^②:(1)删除直辖市北京、上海、天津和重庆的样本;(2)不包含少数民族自治县、区、旗等样本;(3)不包含西部地区样本^③,因为这些地区与改革地区的差距较大;(4)删除数据缺失严重的样本。最后涵盖16个省、1 059个县,样本总量为8 472个。

我们关心的被解释变量 y 为“人均教育支出增长率”^④,由1999–2007年政府预算内财政教育支出^⑤计算得到,数据来源于《全国县市财政统计资料》。后文我们还将把“生均教育

①《中国县(市)社会经济统计年鉴》只涵盖2000年以后的数据。而《全国县市财政统计资料》从2008年起不再单列政府财政支出的细类,我们无法获得2008年后的县级政府教育支出。因此数据样本区间为2000–2007年。

②数据处理方法借鉴才国伟和黄亮雄(2010)。

③西部省份(自治区)包括内蒙古、广西、四川、贵州、云南、西藏、陕西、青海、宁夏、甘肃和新疆。

④考虑到人均教育支出一直呈现增长趋势,我们使用人均教育支出增长率作为被解释变量,更关心增长的速度。

⑤预算内财政教育支出包括教育事业费和教育基本建设支出。由于教育事业费所占比例高达80%以及数据可得性的原因,本文使用教育事业费作为教育支出的衡量指标。

支出增长率”作为被解释变量进行稳健性检验。

我们构造省管县改革虚拟变量 D_{it} , i 县在实行省管县改革当年和之后的年份都取值为 1, 否则为 0。同时, 我们还将进一步区分“扩权强县”($D1$) 与“县财省管”($D2$) 两种不同形式的改革。改革的数据来源于各地有关省管县改革的政策文本, 例如《安徽省人民政府关于在宁国等 12 个县(市)开展扩大经济社会管理权限试点工作的通知》(皖政[2006]126 号)、《湖北省人民政府关于实行省管县(市)财政体制改革的通知》(鄂政发[2004]20 号)等。

浙江省嘉善县、海盐县、绍兴县等 8 个县市以及海南省屯昌县、澄迈县、临高县 3 个县市始终处于已经实行“扩权强县”改革($D1=1$) 的状态。2002 年起, 浙江、湖北、河南、广东等省开始逐步推进“扩权强县”改革。至 2007 年已经实行“扩权强县”改革的县市为 538 个, 占总样本的 50.8%。浙江和海南两省, 一直都实行财政省管县的体制, 因此浙江省和海南省的所有县市 $D2$ 始终等于 1。2004 年起, 湖北、安徽、吉林等省也开始财政制度上的省管县改革。截至 2007 年, 实行“县财省管”的县市达到 426 个, 占总样本的 40.2%。同时完成两项改革的县市为 199 个, 占样本总数的 18.8%。可以看出, 省管县改革是分层次地逐步推进。这样的数据结构使得我们可以把改革视为“准自然实验”, 并对其产生的影响进行估计。

我们还将控制其他一些有可能影响教育支出的变量 X , 比如人均 GDP、人均 GDP 增长率、财政自主度、中小学生比例、财政供养人口比例以及农业人口比例等。其中, 人均 GDP、人均 GDP 增长率、财政自主度使用滞后一期度量。

表 1 为主要变量定义和统计性描述。可以发现, 人均教育支出增长率的均值为 15.09%, 标准差为 17.17%; 生均教育支出增长率的均值略高, 为 18.81%, 标准差为 17.60%。两个被解释变量的指标较为接近, 说明无论使用哪个应该都不会对结果造成较大影响。

表 1 县(市)变量定义说明和统计性描述

变量名称	变量定义	观察值	均值	标准差
人均教育支出增长率	人均实际教育经费增长率(%)	8 455	15.09	17.17
生均教育支出增长率	生均实际教育经费增长率(%)	7 394	18.81	17.60
人均 GDP	人均实际 GDP(元)	8 415	8 290.09	7 587.17
人均 GDP 增长率	人均实际 GDP 增长率(%)	8 357	7.80	42.72
财政自主度	政府预算内财政收入占财政支出比重(%)	8 472	43.70	21.53
中小学生比重	中小学生占总人口比重(%)	8 463	15.63	4.36
财政供养人口比重	财政供养人口占总人口比重(%)	8 431	2.97	1.29
农业人口比重	农业人口占总人口比例(%)	8 324	48.63	30.26

注: 人均 GDP 按照 1999 年不变价折算成实际值。为了数据的直观, 本表中人均 GDP 没有取对数, 不过后面实证分析将采用对数的形式。

四、计量结果与分析

(一) 基本回归结果

首先, 我们不区分“扩权强县”和“县财省管”两种具体的改革形式, 只要实行两项改革中的一项, 则认为实行了省管县改革, 此时 $D=1$ 。基本结果如表 2 所示。

表 2 的第(1)-(2)列报告了方程(1)被解释变量为人均教育支出增长率的固定效应面板模型的回归结果。相比第(1)列, 第(2)列加入了有可能影响人均教育支出增长率的社会经济变量。结果表明, 因省管县改革的实施, 人均教育支出增长率提高约 2.6 个百分点。第(3)和(4)列报告了被解释变量为生均教育支出增长率的固定效应面板模型的回归结果, 因

省管县改革的实施,生均教育支出增长率提高约 2.3 个百分点,估计值的大小和显著性水平基本保持不变。

表 2 省管县改革与公共教育供给

被解释变量	人均教育支出增长率		生均教育支出增长率	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>D</i>	1.496 *** (0.570)	2.559 *** (0.571)	1.533 *** (0.593)	2.257 *** (0.630)
L.人均 GDP		-0.724 (1.199)		-0.559 (1.205)
L.人均 GDP 增长率		-0.009 (0.008)		0.000 (0.008)
L.财政自主度		-0.122 (0.128)		-2.521 *** (0.239)
中小学生比重		0.099 * (0.057)		0.168 *** (0.053)
财政供养人口比重		4.612 *** (1.266)		6.034 *** (1.107)
农业人口比重		0.063 (0.060)		0.169 *** (0.053)
截距项	10.863 *** (0.431)	5.158 (9.557)	19.974 *** (0.573)	28.960 *** (9.929)
地区效应	Yes	Yes	Yes	Yes
年份效应	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	8 455	7 127	7 394	7 126
R^2	0.207	0.287	0.205	0.257

注:括号内为经过省级层面聚类(cluster)调整后的标准误,***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著。L 代表滞后一期。

(二) 不同改革的效果

由于“扩权强县”和“县财省管”两种省管县的改革在内容上有所差异,本部分主要考察经济管理上扩权和财政体制上缩减层级的改革异质性,从而识别省管县改革正向影响的真正来源。控制变量的选取与表 2 相同。

表 3 第(1)–(4)列报告了被解释变量为人均教育支出增长率的固定效应面板模型的回归结果。第(1)列中,实行“扩权强县”改革的县市,与没有实行此项改革的县市相比,人均教育支出增长率提高约 0.584 个百分点,但是在 10%水平上并不显著。第(2)列中,实行“县财省管”改革的县市,与没有实行此项改革的县市相比,人均教育支出增长率提高约 3.646 个百分点,在 1%水平上显著。第(3)列则是将两项改革的虚拟变量 $D1$ 和 $D2$ 同时放入计量模型,此时的对照组为“没有实行任何省管县改革”的县市。我们发现, $D2$ 的系数估计值为 3.615,与第(2)列相比数值上稍微有所下降,仍然在 1%水平上显著。 $D1$ 保持正向且不显著,估计值下降到 0.24。第(4)列在第(3)列的基础上,考察两项改革并举的政策效果,我们发现 $D1$ 和 $D2$ 的交乘项估计系数显著为负,这表明两项改革措施共同实施并不能互相促进,反而减少了公共教育供给。

第(5)–(8)列以生均教育支出增长率作为被解释变量。同样地,回归结果显示 $D2$ 的系

数估计值显著为正。

因此,省管县改革对人均教育支出增长率的正向影响主要来源于“县财省管”。

表 3 两种改革方式的影响

被解释变量	人均教育支出增长率				生均教育支出增长率			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
D1	0.584 (0.601)		0.240 (0.615)	1.166* (0.653)	-1.053 (0.661)		-1.486** (0.672)	0.123 (0.689)
D2		3.646*** (0.791)	3.615*** (0.805)	4.930*** (1.054)		4.345*** (0.877)	4.538*** (0.884)	6.821*** (1.149)
D1×D2				-3.132** (1.390)				-5.439*** (1.539)
L.人均 GDP	-0.919 (1.211)	-0.739 (1.203)	-0.722 (1.205)	-0.714 (1.201)	-0.852 (1.214)	-0.500 (1.213)	-0.605 (1.217)	-0.591 (1.206)
L.人均 GDP 增长率	-0.009 (0.008)	-0.010 (0.008)	-0.010 (0.008)	-0.010 (0.008)	0.001 (0.009)	-0.000 (0.008)	0.000 (0.009)	-0.000 (0.008)
L.财政自主度	0.096* (0.058)	0.110* (0.058)	0.110* (0.058)	0.106* (0.058)	0.165*** (0.054)	0.183*** (0.053)	0.183*** (0.053)	0.176*** (0.053)
中小學生比重	-0.121 (0.129)	-0.144 (0.129)	-0.142 (0.130)	-0.148 (0.129)	-2.533*** (0.241)	-2.545*** (0.240)	-2.559*** (0.240)	-2.569*** (0.238)
财政供养人口比重	4.563*** (1.267)	4.893*** (1.275)	4.887*** (1.277)	4.804*** (1.282)	6.009*** (1.104)	6.380*** (1.123)	6.415*** (1.122)	6.271*** (1.116)
农业人口比重	0.064 (0.060)	0.053 (0.061)	0.052 (0.061)	0.058 (0.061)	0.171*** (0.053)	0.156*** (0.053)	0.157*** (0.053)	0.166*** (0.053)
截距项	0.063 (10.196)	-2.643 (10.095)	4.805 (9.610)	4.814 (9.577)	22.064** (10.549)	16.739 (10.551)	28.921*** (10.055)	28.948*** (9.968)
地区效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	7 127	7 127	7 127	7 127	7 126	7 126	7 126	7 126
R ²	0.285	0.288	0.288	0.288	0.256	0.259	0.259	0.261

注:括号内为经过省级层面聚类(cluster)调整后的标准误,***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著。L 代表滞后一期。

(三) 动态效应

前文的结果仅考察了改革当期的效果。但是,省管县改革对人均教育支出增长率的影响可能存在时间上的动态效果,我们不只关心短期效果,同样也关心长期效果。为此,我们把模型(1)改革的虚拟变量 D 作进一步分解,得到代表改革所处年份的虚拟变量。“ $D1$ 改革当年”仅在“扩权强县”改革当年取 1,否则取 0;“ $D1$ 改革后第一年”仅在“扩权强县”改革后第一年取 1,否则取 0;依次类推。同样地,“ $D2$ 改革当年”仅在“县财省管”改革当年取 1,否则取 0;“ $D2$ 改革后第 i 年”仅在“县财省管”改革后第一年取 1,否则取 0;依次类推。我们的数据中,大部分省市的改革出现在 2004 年以及之后的年份,因此,我们取到改革后第三年。这样处理,有助于我们了解省管县改革的影响是暂时性的还是持久的、是立刻发生还是逐渐发生的等此类问题。我们以表 3 中第(3)列固定效应模型估计为基础,分别对 $D1$ 和 $D2$ 的动态时间效果进行研究,回归结果见表 4。

“扩权强县”改革当年,试点县市的人均教育支出增长率比没有实行任何省管县改革的县市平均低约 2 个百分点;在改革后的三年内,改革影响转变为正向,系数也越大且越显著,到改革后第三年估计系数甚至达到 10.606,在 1%的水平上显著。“扩权强县”改革短期效果不明显,是导致前文表 3 中 $D1$ 改革总体效果不显著的重要原因,但是长期却能改善县级政

府的教育供给状况。

而“县财省管”改革的动态影响效果呈现“波浪型”特征。改革当年,试点县市的人均教育支出增长率比没有实行任何改革的县市高出约 5.428 个百分点;但是改革后第一年,效果消失;改革后第二年,试点县市的人均教育支出增长率比没有实行任何改革的县市高出约 6.263 个百分点;改革后第三年,效果再次消失。“县财省管”的正向促进作用主要体现在当期,财政上消减市一级,减少市对县的“侵蚀”行为,立即缓解县级的财政困境,从而对县级政府的教育供给有正向影响。受到数据可得性所限,从现有的数据来看,长期效果并不稳定。

从县级政府财政量入为出的角度看,可能是由于财政收入增长率的周期性所导致的这种“波浪型”特征。那么,“县财省管”改革的动态影响效果呈现“波浪型”特征是否与财政收入增长率有关呢?为了排除这种可能,我们在表 4 原有的控制变量基础上加入了“人均预算内财政收入增长率”重新回归,发现人均财政收入增长率本身对政府的公共教育供给具有显著的影响,估计系数分别为 0.08 和 0.085,说明如果人均预算内财政收入增长率提高 1 个百分点,人均教育支出增长率将上升 0.08 和 0.085 个百分点。然而, $D1$ 和 $D2$ 的动态时间效果却没有受到较大的影响。^①

对以上结果可能的解释是,由于“扩权强县”改革更多地使用税收减免、简化项目审批和有优先的划拨建设用地指标等经济和行政手段,对当地企业的发展和辖区的经济增长效果具有一定的滞后效应。县级政府掌握了地区的自主权后,短期内不会立刻调整支出结构,而在一段时期分权的增长效应发挥出来后,提高教育供给。而财政省管县改革是直接作用于试点县的财政,在资金往来方面,县级财政直接与省级财政挂钩,绕开市一级,减少截留产生的“漏斗效应”和“抽血行为”,有助于增强县级财政的自给能力,实现财政解困(刘佳等,2011;贾俊雪等,2013)。因此,“县财省管”改革在增强县级政府的财力、财政资金调度和使用效率等方面的效果立即显现,从而对人均教育支出增长率有短期正向影响。

表 4 省管县改革的动态影响

被解释变量:人均教育支出增长率			
$D1$ 改革当年	-2.066*** (0.716)	$D2$ 改革当年	5.428*** (1.013)
$D1$ 改革后第一年	1.118 (0.725)	$D2$ 改革后第一年	-0.856 (0.961)
$D1$ 改革后第二年	1.566 (0.933)	$D2$ 改革后第二年	6.263*** (1.261)
$D1$ 改革后第三年	10.606*** (1.639)	$D2$ 改革后第三年	-0.757 (1.857)
$D2$	4.455*** (0.795)	$D1$	0.525 (0.613)
其他社会经济变量	Yes		Yes
地区效应	Yes		Yes
年份效应	Yes		Yes
样本量	7 127		7 127
R^2	0.296		0.292

注:其他社会经济变量的选取与表 2 和表 3 一致。括号内为经过省级层面聚类(cluster)调整后的标准误。***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著。研究 $D1$ ($D2$) 的动态效果时,我们控制住 $D2$ ($D1$) 的影响。

^①感谢匿名审稿人的建议,由于篇幅所限,未报告详细结果。感兴趣的读者可以来信索取。

(四) 子样本的回归结果

表5汇报了表3中第(3)列在6个子样本中的回归结果。省管县改革在不同的子样本中效果具有较大差异:对于初始经济条件好、财政自主度高、位于东部地区的县市,“县财省管”对人均教育支出增长率产生了约5~14个百分点的正向影响;但是“扩权强县”改革在不同子样本中影响效果却全不显著。

为什么“县财省管”的改革效应会因县级经济发展水平、财政自主度以及所在地区而存在差异呢?可能的解释是,初始经济条件好、财政自主度高、位于东部地区的县市,已经具有足够财力来发展本地的基础设施,当获得更多的财政方面的资金和权力后,会把资源更多地投入到公共服务中去。而初始经济条件差、财政自主度低、位于中部地区的县市,大多是“吃饭财政”,具有一定的财政困难,当获得更多的财政方面的资金和权力后,会优先将资源用于“燃眉之急”或进行基本建设支出,无暇顾及增加公共教育供给。与“县财省管”改革相比,“扩权强县”改革的内容则更偏向于通过事权下放增强县市自身的造血功能,对县级政府教育供给的影响不存在子样本的异质性。

表5 省管县改革在不同子样本中的影响

被解释变量	人均教育支出增长率					
	2000年人均GDP		2000年财政自主度		东中部地区	
	大于中位数	小于中位数	大于中位数	小于中位数	东部地区	中部地区
划分标准	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
D1	-0.085 (0.903)	-0.203 (0.846)	0.992 (0.860)	-0.832 (0.893)	-0.105 (0.972)	1.005 (0.814)
D2	6.846*** (1.122)	1.494 (1.094)	5.473*** (1.033)	3.040** (1.249)	14.490*** (2.833)	1.394* (0.843)
L.人均GDP	-2.844 (1.792)	1.525 (1.561)	1.137 (1.548)	-2.753 (1.731)	-1.780 (2.101)	-0.787 (1.576)
L.人均GDP增长率	0.008 (0.012)	-0.025*** (0.008)	0.004 (0.011)	-0.020** (0.009)	-0.014 (0.012)	-0.008 (0.010)
L.财政自主度	0.140 (0.091)	0.079 (0.058)	0.147* (0.082)	0.124* (0.066)	-0.047 (0.074)	0.145* (0.086)
中小學生比重	-0.054 (0.245)	0.064 (0.162)	0.152 (0.222)	-0.332* (0.195)	0.302 (0.251)	0.077 (0.178)
财政供养人口比重	7.554*** (1.264)	5.119** (1.995)	4.013** (1.815)	6.877*** (2.056)	8.585*** (2.651)	5.284*** (1.688)
农业人口比重	0.312*** (0.161)	-0.018 (0.091)	0.197*** (0.071)	-0.015 (0.096)	0.206 (0.149)	-0.024 (0.077)
截距项	1.675 (18.178)	-7.442 (12.623)	-17.404 (12.951)	17.099 (14.494)	-0.198 (20.946)	7.637 (11.864)
样本量	3 608	3 519	3 577	3 550	3 269	3 858
R ²	0.276	0.320	0.285	0.306	0.234	0.370

注:括号内为经过省级层面聚类(cluster)调整后的标准误,***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著。L代表滞后一期。

(五) 省直管县改革外生性的检验

随机选择处置组和对照组是自然实验的前提。从政策文本来看,有的省挑选经济强县

进行试点,而有的省则明确从贫困县进行试点^①。因此,不同省份在选择试点县(市)时,具有多样性。但是,我们并不能就此认为满足了自然实验外生的假设。我们进一步考察改革前,试点组的人均教育支出增长趋势与非试点组是否有明显的差异。

为了排除浙江省和海南省的干扰,在此部分我们剔除了浙江省和海南省的样本^②。我们使用虚拟变量 *reform*、*reform1* 和 *reform2*,分别代表该县(市)在样本末期 2007 年是否进行了“省管县改革”、“扩权强县”和“县财省管”改革,标识该县市日后是否成为试点县(市)。我们采用两种方法来检验改革的外生性。

1. 分省份比较

在我们选择的样本范围,吉林省、黑龙江省、江苏省、山东省、湖南省和福建省在省管县改革中,所有的县市都统一地成为改革试点地区,因此可以认为改革在这些省份是严格外生的。对于其余的省份,我们分省份用均值比较的方法来检验试点县和非试点县在改革前(样本初期 2000 年)人均教育支出增长率是否存在显著的差异。

从表 6 的结果来看,除了辽宁省以外,其他省份在选择试点县市的时候,并没有挑选人均教育支出增长率高的县市。

表 6 试点县和非试点县的人均教育支出增长率差异(2000 年)

省份	<i>reform</i>	<i>reform1</i>	<i>reform2</i>
河北	0.673 (0.166)	0.673 (0.166)	0.673 (0.166)
山西	4.356 * (1.913)		4.356 * (1.913)
辽宁	14.025 *** (3.142)	14.025 *** (3.142)	
安徽	-0.359 (-0.038)	-7.564 (-1.247)	-0.359 (-0.038)
江西	-3.786 (-1.066)		-3.786 (-1.066)
河南	-2.907 (-1.020)	-2.907 (-1.020)	8.761 (1.248)
湖北	2.163 (0.357)	2.163 (0.357)	1.897 (0.354)

注:括号里为 *t* 值,***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著。直至 2007 年,山西省和江西省没有进行 *D1*(扩权强县)改革,辽宁省没有进行 *D2*(县财省管)改革。因此表中相应结果为空白。

2. 回归分析

除了分省份均值比较的方法,我们还采用 logit 模型,将 *reform*、*reform1* 和 *reform2* 作为被解释变量,考察改革前(样本初期 2000 年)的经济财政变量对样本县成为改革县的可能性的影响。表 7 中报告的所有结果都显示,在控制住可以观察到的社会经济变量之后,人均教育支出增长率的估计系数在 10% 水平上不显著,说明改革之前的人均教育支出增长率并不能预测以后成为试点县(市)的可能性,从一定程度支持了自然实验外生的假设。

①如江西省和山西省。

②实际上,是否剔除浙江省和海南省对参数估计的数值和显著性的影响都十分微小。

表 7 省管县改革对象选择外生性检验——logit 模型

	<i>reform</i> (1)	<i>reform</i> (2)	<i>reform1</i> (3)	<i>reform1</i> (4)	<i>reform2</i> (5)	<i>reform2</i> (6)
人均教育支出增长率	0.006 (0.007)	0.006 (0.008)	0.000 (0.008)	0.017 (0.011)	0.007 (0.008)	-0.001 (0.009)
人均 GDP		0.350 (0.322)		1.176** (0.489)		-0.136 (0.461)
人均 GDP 增长率		0.003 (0.005)		-0.002 (0.005)		0.010* (0.005)
财政自主度		-0.010 (0.010)		0.058*** (0.016)		-0.033** (0.013)
财政供养人口比重		0.000 (0.000)		0.000*** (0.000)		0.000* (0.000)
中小學生比重		0.100** (0.046)		0.026 (0.067)		0.106* (0.054)
截距项	2.103*** (0.438)	-2.325 (2.684)	2.158*** (0.442)	-12.567*** (4.201)	1.764*** (0.390)	1.790 (4.009)
省份效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	559	558	385	385	523	522
pseudo- R^2	0.273	0.283	0.231	0.380	0.406	0.448

注：括号内为经过省级层面聚类 (cluster) 调整后的标准误，***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著。

(六) 对教育供给不均衡的影响

通过前文的分析,我们可以得出省管县有助于增加县级政府的教育供给的基本结论。然而,除了供给不足的问题,我们的公共教育支出还存在着地区不均衡的现象。由于地市不可分割的关系,参加试点改革的县级单位并不包括同级的市辖区。如果前文省管县改革的外生性成立的话,那么市辖区的公共教育供给应该不会受到影响,城乡教育资源分配应该更为均衡。为了检验以上的逻辑是否成立,此部分我们评估省管县改革对政府教育供给不均衡的影响。

需要说明的是,“教育供给不均衡”在本文中指的是,地级市内各县(区)人均教育支出分布上的不均衡现象。为了刻画地级市内教育不均衡,我们首先用人均实际教育支出作为原始数据,计算地级市管辖内所有区县公共教育资源分配的不均衡程度——人均教育支出基尼系数。除了基尼系数以外,变异系数(*cv*)和泰尔指数(*theil*)也是常用的衡量不均衡的指标。在后面的回归结果中,我们也给出以变异系数和泰尔指数作为被解释变量的结果^①。

此时,与前文稍有不同,*D1* 和 *D2* 代表某个地级市管辖内的县(市)是否进行了“扩权强县”和“县财省管”改革试点,是我们关注的核心改革试点变量。我们还控制其他一些有可能影响到教育资源不均衡的变量,比如人均 GDP、人均 GDP 增长率、财政自主度以及农业人口比例等。样本涵盖 2000–2007 年,一共 194 个地级市。表 8 给出了地级市层面的变量描述。

从表 8 来看,地级市内的人均教育支出基尼系数均值为 0.298,标准差为 0.201,仅代表轻微的不平等,变异系数和泰尔指数的情况也相同。我们的估算有可能低估了教育供给不均衡程度。目前地方教育经费主要有两个来源,一是政府财政性教育支出,二是来自民间的

^①样本中,基尼系数、变异系数和泰尔指数两两间的相关系数在 0.9~0.97 之间。因此无论采用哪个指标作为被解释变量,对结论影响都不大。

筹资。我们测算的是第一种来源。但富裕地区其他筹资渠道获得的资金更多。如果包含了其他资金来源后,地级市内人均教育支出不均衡的程度会有所增加。王蓉(2003)的研究也显示,我国预算外教育事业经费的地区差异性大于预算内的经费。

表 8 地级市层面主要变量统计性特征

变量名称	变量定义	观察值	均值	标准差
<i>gini</i>	基尼系数	1 463	0.298	0.201
<i>cv</i>	变异系数	1 463	0.142	0.083
<i>theil</i>	泰尔指数	1 463	0.050	0.085
人均 GDP	人均实际 GDP(元)	1 276	11 111.74	8 551.37
人均 GDP 增长率	人均实际 GDP 增长率(%)	1 254	8.438	10.630
财政自主度	政府预算内财政收入占财政支出比重(%)	1 458	54.323	20.340
农业人口比重	农业人口占总人口比例(%)	1 426	35.456	22.303

注:人均 GDP 按照 1999 年不变价折算成实际值。本表中人均 GDP 没有取对数,不过后面的实证分析将采用对数的形式。

表 9 给出了“扩权强县”和“县财省管”对地级市内县(区)教育不均衡影响的回归结果。从第(4)-(6)列固定效应模型的双重差分估计结果可以发现,无论是用哪个指标来衡量教育不均衡,*D1* 的估计系数均为负,并且在 1%水平上显著。*D2* 的估计系数在混合 OLS 回归中显著为负,但是在固定效应模型中符号为正,且不能通过 10%的显著性检验。此结果说明,相比较而言,“扩权强县”改革更能改善地级市内区县教育不均衡程度,推动城乡教育资源分配的一体化发展。

表 9 省管县改革对地级市内县(区)教育不均衡的影响

被解释变量	<i>gini</i>	<i>cv</i>	<i>theil</i>	<i>gini</i>	<i>cv</i>	<i>theil</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Pooled OLS	Pooled OLS	Pooled OLS	FE	FE	FE
<i>D1</i>	-0.017 *** (0.006)	-0.035 *** (0.012)	-0.008 * (0.005)	-0.015 *** (0.005)	-0.037 *** (0.012)	-0.011 *** (0.004)
<i>D2</i>	-0.013 ** (0.005)	-0.035 *** (0.012)	-0.015 *** (0.004)	0.006 (0.004)	0.008 (0.010)	0.001 (0.003)
L.人均 GDP	0.064 *** (0.007)	0.150 *** (0.018)	0.055 *** (0.008)	0.014 (0.019)	0.054 (0.052)	0.016 (0.016)
L.人均 GDP 增长率	0.082 ** (0.035)	0.159 ** (0.080)	0.051 * (0.029)	0.033 * (0.019)	0.065 (0.044)	0.016 (0.015)
L.财政自主度	-0.149 *** (0.029)	-0.371 *** (0.071)	-0.166 *** (0.036)	-0.026 (0.029)	-0.089 (0.070)	-0.044 * (0.026)
农业人口比重	-0.064 *** (0.011)	-0.141 *** (0.025)	-0.050 *** (0.010)	0.001 (0.021)	-0.001 (0.047)	-0.000 (0.017)
截距项	-0.345 *** (0.057)	-0.837 *** (0.136)	-0.348 *** (0.060)	0.035 (0.157)	-0.125 (0.441)	-0.061 (0.136)
地区效应	No	No	No	Yes	Yes	Yes
年份效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	1 063	1 063	1 063	1 063	1 063	1 063
<i>R</i> ²	0.162	0.156	0.117	0.017	0.019	0.015

注:括号内为经过省级层面聚类(cluster)调整后的标准误,***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著。L 代表滞后一期。

五、总结

本文从分权的角度研究省管县改革对公共教育供给的作用机制,利用 2000-2007 年县

级和地市级的数据,使用双重差分的方法,实证考察了省管县改革对公共教育供给的影响。主要结论如下:

(1)省管县改革对县级政府人均教育支出增长率有正向影响,因省管县改革的实施,人均教育支出增长率提高约2.6个百分点,生均教育支出增长率提高约2.3个百分点。

(2)省管县改革对公共教育供给的正向影响的驱动力量来自财政领域的省管县改革:“县财省管”改革使得人均教育支出增长率平均提高约3.6个百分点。

(3)从改革的动态效果来看,“县财省管”改革通过财政上省与县直接对接,减少市对县的“侵蚀”,立即缓解县级财政困境,从而对县级政府的教育供给有短期正向的影响,但是长期效果并不确定。而“扩权强县”改革虽然短期效果并不明显,但是长期对县级政府的教育供给具有促进作用。

(4)对于初始经济条件好、财政自主度高、位于东部地区的县市,“县财省管”改革对人均教育支出增长率产生了约5~14个百分点的正向影响;但是“扩权强县”改革在不同子样本中影响效果却全不显著。

(5)通过构造地级市内区县教育不均衡的指标,我们发现省管县改革能改善地级市内区县教育不均衡程度,推动城乡教育资源分配的一体化发展。

我们的研究支持了省管县改革对公共教育供给的促进作用。不过我们的分析表明,虽然通过财政上缩减政府层级,缓解县级政府的资金困难,有利于增加公共教育供给,但是这种效果只体现在短期。如果要从长期根本解决公共教育供给不足的问题,改善城乡教育资源分配不均衡的问题,必须建立与社会主义市场经济体制相适应的科学发展模式,建立权责一致、分工合理的政府管理体制,激发县域经济社会发展的内生动力,充分发挥县级决策自主权和要素资源优化配置的优势。

然而,本文还存在不足之处:第一,分权存在长期的影响,由于数据可得性的原因,目前我们无法很好地讨论其长期影响;第二,关于分权对教育资源分配不均衡影响的讨论较为初步,影响机制还待进一步探索;第三,计量模型还是会受到内生性的影响,导致估计的结果并不十分精准。

参考文献:

1. 才国伟、黄亮雄,2010:《政府层级改革的影响因素及其经济绩效研究》,《管理世界》第8期。
2. 陈硕、高琳,2012:《央地关系:财政分权度量及作用机制再评估》,《管理世界》第6期。
3. 陈思霞、卢盛峰,2014:《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)》第4期。
4. 傅勇、张晏,2007:《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》第3期。
5. 贾俊雪、张永杰、郭婧,2013:《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》第6期。
6. 贾康、白景明,2002:《县乡财政解困与财政体制创新》,《经济研究》第2期。
7. 李猛,2012:《“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》第1期。
8. 李世刚、尹恒,2012:《县级基础教育财政支出的外部性分析——兼论“以县为主”体制的有效性》,《中国社会科学》第11期。
9. 廖楚晖、张吕,2005:《政府教育财政体制的问题与探讨》,《管理世界》第7期。
10. 刘佳、马亮、吴建南,2011:《省直管县改革与县级政府财政解困——基于6省面板数据的实证分析》,《公共管理学报》第3期。
11. 罗伟卿,2010:《财政分权是否影响了公共教育供给——基于理论模型与地级面板数据的研究》,《财经研究》第11期。
12. 宁静、赵国钦、贺俊程,2015:《省直管县财政体制改革能否改善民生性公共服务》,《经济理论与经济管理》第5期。

13. 乔宝云、范剑勇、冯兴元, 2005:《中国的财政分权与小学义务教育》,《中国社会科学》第6期。
14. 王蓉, 2003:《我国义务教育经费的地区性差异研究》,载于闵维方、杨周复、李文利 主编:《为教育提供充足的资源——教育经济学国际研讨会论文集》,人民教育出版社,第327-341页。
15. 王贤彬、徐现祥, 2001:《财政分权与地方官员经济行为》,《南开经济研究》第2期。
16. 王小龙、方金金, 2014:《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?》,《金融研究》第8期。
17. 尹恒、朱虹, 2011:《县级财政生产性支出偏向研究》,《中国社会科学》第1期。
18. 余靖雯、龚六堂, 2015:《中国公共教育供给及不平等问题研究——基于教育财政分权的视角》,《世界经济文汇》第6期。
19. 袁连生, 2001:《我国义务教育财政不公平探讨》,《教育与经济》第4期。
20. 袁渊、左翔, 2011:《“扩权强县”与经济增长:规模以上工业企业的微观证据》,《世界经济》第3期。
21. 张晏、李英蕾、夏纪军, 2013:《中国义务教育应该如何分权?——从分级管理到省级统筹的经济学分析》,《财经研究》第1期。
22. 张占斌, 2009:《省直管县体制改革的实践创新》,国家行政学院出版社。
23. 郑新业、王晗、赵益卓, 2011:《“省直管县”能促进经济增长吗?》,《管理世界》第8期。
24. 周黎安, 2007:《中国地方官员的晋升锦标赛模式研究》,《经济研究》第7期。
25. Ashenfelter, O., and D. Card. 1985. “Using the Longitudinal Structure of Earnings to Estimate the Effect of Training Programs.” *The Review of Economics and Statistics* 67(4): 648-660.
26. Besley, T., and S. Coate. 2003. “Centralized versus Decentralized Provision of Local Public Goods: A Political Economy Approach.” *Journal of Public Economics* 87(12): 2611-2637.
27. Feltenstein, A., and S. Iwata. 2005. “Decentralization and Macroeconomic Performance in China: Regional Autonomy Has Its Costs.” *Journal of Development Economics* 76(2): 481-501.
28. Martinez-Vazquez, J., and R. McNab. 2003. “Fiscal Decentralization and Economic Growth.” *World Development* 31(9): 1597-1616.
29. Wang, W., X. Zheng, and Z. Zhao. 2011. “Fiscal Reform and Public Education Spending: A Quasi-natural Experiment of Fiscal Decentralization in China.” *The Journal of Federalism* 42(2): 334-356.

The Policy Effect of “County Administrated by Province” Reforms on Public Education Provision: A Difference-in-Difference Estimation

Yu Jingwen¹, Sun Wenli¹ and Gong Liutang²

(1: International Business School, Beijing Foreign Studies University; 2: Guanghua School of Management, Peking University)

Abstract: The reforms of “County Administrated by Province” has been launched for several years. Its main forms include the “Devolution of Powers to County Government” reform and the “County Directly Administrated by Province” fiscal reform. By using county-level and prefecture-level data from 2000 to 2007 in China, this paper employs difference-in-difference (DID) estimation method to explore the effects of these reforms on public education provision. The results show that the effect of the “County Administrated by Province” reforms on the growth of public education expenditure per capita provided by the county government is positive and significant. The driving force behind is the “County Directly Administrated by Province” fiscal reform. On average, the fiscal reform contributes to about 3.6 percent of the growth of public education expenditure per capita. However, its effect only last for short-term. On the long term, the “Devolution of Powers to County Government” reform can promote public education provided by the county government. In addition, the “Devolution of Powers to County Government” reform can largely decrease the education inequality between counties and districts within a prefecture.

Keywords: County Administrated by Province, Public Education, DID

JEL Classification: H41, H52, H77

(责任编辑:赵锐、彭爽)