



北京大学-林肯研究院 城市发展与土地政策研究中心

PEKING UNIVERSITY - LINCOLN INSTITUTE

Center for Urban Development and Land Policy

“省直管县”对县级政府教育支出的影响

——基于双重差分模型的估计

PLC WORKING PAPER SERIES NO.069

http://www.plc.pku.edu.cn/publications_ch.aspx#

2010. 10

郑新业 北大-林肯中心 研究员
 中国人民大学经济学院 副教授

何媛 中国人民大学经济学院

北京大学廖凯原楼508室，北京 100871 中国

文章仅代表作者个人观点，不代表北大-林肯中心及相关机构的观点与立场。文章作者与北大-林肯中心共同拥有该工作论文的所有版权，若需转载或引用文章中任何内容或数据，须事先得到版权所有人的书面许可，并明确标注资料来源。

“省直管县”对县级政府教育支出的影响

——基于双重差分模型的估计

郑新业 何媛

摘要：本文运用河南省 83 个县（市）1999 年至 2008 年的相关社会经济数据，对“省直管县”政策影响县级政府公共教育支出的效果进行经验研究。我们利用该政策首先在部分地区试行的特征，采用双重差分模型研究政策的实际影响。研究发现，改革使直管县政府相比其他县（市）来说生均教育支出显著提高，并在政策实施后的第 4 年(2008 年)仍有显著效应，但该政策对增长率的影响并不显著，因而不会带来地区间差异的进一步拉大。本文的研究对于认识“省管县”政策对地方公共支出的影响及其在全国范围的推行具有重要的意义。

关键词：“省直管县”改革 公共教育支出 双重差分估计

Abstract: This paper empirically investigates the effects of the Province-Tube-County reform on county-level governments' public education expenditures, using 83 counties' social-economic statistics in Henan Province from year 1999 to 2008. Since the policy was first experimented in some districts, we adopt difference-in-difference model to evaluate its real impact. This study finds that province directly controlled counties' public education spending per student are improved by the reform significantly, compared to other counties. The promoting effect still exists 4 years later (year 2008). However, the policy had no significant influence on the growth rate of public education spending per student. Therefore, the gap between districts won't expand. This study has essential implication on the understanding of the impact of "Province-Tube-County" reform on local public spending and the extension of the policy in national scale.

Key words: "Province-Tube-County" reform, public education spending, difference-in-difference

一、引言

教育水平对国家经济增长具有重要影响。由于教育具备公共品的特性，其往往主要由政府提供。因此，公共教育支出的规模、效率以及公平问题常常是人们讨论的重点。同其他许多国家相比，我国政府在教育上的投入仍显不足（附图 1）。这种不足在基础教育上体现的更为突出。由于我国基础教育的主要支出主体是县级政府¹，而自 1994 年的分税制改革后，县级政府事权多财权少，财政困难的问题出现，从而在教育投入上难以满足需求。这一点，我们从河南省各级政府财政收入、总支出及教育支出方面所占比重的对比中可以看出（附表 1、2、3）。2000 年开始实施的农村税费改革事实上削弱了乡政府的权力，开启了我国行政体系由五级转向三级的初步转变。税费改革后，乡镇供给充足教育经费的能力大幅削弱（王闻，2009），使原本不足的基础教育投入雪上加霜。随后，“省管县”改革又做出了财政分权改革进一步的尝试。“省管县”的政策降低了地市级政府在政府收入、支出和转移支付上的作用，扩大了县级政府的财权，旨在刺激县级经济发展以及带动县域公共服务如教育、医疗等的完善。那么，这样的政策调整会如何影响县级政府的教育支出规模呢？“省管县”的分权过程能否实质性的缓解县级政府在教育支出上的不足呢？这是本文研究的主要问题。

研究这个问题，我们主要需要清楚两个方面。其一，教育支出的决定因素；其二，财政分权对于政府公共支出的影响。

1、教育支出的决定因素

对于教育支出，从研究的角度来看，已有的文献主要分为 3 个方面：1、从一个国家的视角分析，并进行各国教育支出的比较，以此来看该国的现状（如 Farber,2000; Klemm,2003 研究德国; Glennerster,2001 讨论英国; Nelson,1996 研究美国）。2、在一定的理论基础上进行国际比较，从而研究教育支出的动因（如 Hanushek and Rivkin,1996; Fernandez and Rogerson,1997; Ram,1995; Morgan et al. 2001 等）。3、从比较公共政策的视角研究教育支出如（Verner,1979; Gray,1976; Klass,1979）。

国外理论文献主要讨论地方政府支出的两个模型，即中间选民模型（Median Voter Model，如 Charles M. Tiebout, 1956; Park and Caroll, 1979; Addonizio, 1991）和起源于 Niskanen（1971）的官僚预算最大化模型（Budget-maximizing Bureaucracy Model，如 Beck, 1981）。这两个模型基于不同的假定。前者认为地方政府的支出受到一个典型投票人的给定的偏好的制约；而后者强调政府官员对预算最大化或其他目标的追求所带来的支出决定。目前的大量国外文献都是依据前者来进一步研究的，如 Sanz and Velazquez (2002)。

本文更关注具体影响教育支出的各类因素，因而接下来将从这个角度，梳理现有文献：按照 Castles(1989, 1998)及 Marius R. Busemeyer(2007)的分类，影响教育支出的因素主要分为社会经济因素、党派因素和制度因素三个层面。

（1）社会经济因素：

在实证检验上，大量的文献讨论了社会经济因素，认为中间选民收入（或居民收入）及价格（tax price）是影响教育支出的两个重要变量，并估计了这两者对教育支出的弹性大小。此外，其他的一些因素如人口（population）、入学率（enrollment）、年龄分布（age distribution）、人口密度（population density）、税收（tax revenue）等也在许多的实证文献中得到了检验。

价格和收入：Fernandez and Rogerson（1995）在对加利福尼亚的教育财政改革的研究中发现，居民收入和价格的变动可以解释总支出 40%的变动。Chandler（2001）估计了 Connecticut 的教育需求价格弹性为-0.39。而 Inna Verbina and Abdur Chowdhury（2004）采用俄罗斯的数据分析认为，财政收入及学生占总人口的比重对教育支出具有显著的促进作用，

¹ 2006 年 9 月 1 日起施行的新《义务教育法》中规定，“义务教育实行国务院领导，省、自治区、直辖市人民政府统筹规划实施，县级人民政府为主的管理体制。”

而人口密度的影响为负，收入弹性为 0.57，价格（地方自有财政收入的比例）弹性为-0.18。Falch and Rattso (1999) 研究了挪威的教育支出状况，发现各市的税收并不是一个重要因素，而影响显著因素主要有人均收入（average income of the communities）、相对价格（relative prices）、人口密度（population density）、年龄分布（age distribution）。Otavio R. de Medeiros and Carlos Leonardo Klein Barcelos (2007) 对巴西各地方政府的分析发现，收入、价格、人口规模和年龄分布对其教育投入的影响均显著。

人口等其他因素：Poterba (1996) 采用美国各州 1960-1990 年的面板数据，检验了人口因素对于美国各州公共初等教育支出的影响，发现 65 岁以上人口的密度越高，人均初等教育支出越少，而在校年龄人口比重却没有显著影响。Fernandez and Rogerson (1997) 年研究美国各州的初等及中等教育支出时，通过 1950-1990 的面板数据，证实了 Poterba (1996) 的部分结论，并同时研究发现入学率、人口密度也对人均教育支出具有显著的影响。Ponce (1997) 通过研究 1992 年 Cordoba, Argentina 时发现政府税收 (local revenue)、转移支付 (transfers)、人口 (population)、平均工资 (average salary) 影响人均教育支出。而 Bilek (2004) 通过研究法国各式 2001 年的支出，认为人口并不是一个显著因素。

这些因素在 Marius R. Busemeyer (2007) 中可以被统一归纳为社会经济因素，他选取了人均 GDP、实际 GDP 增长率、5-29 岁的人口比例（反映教育的人口需求）作为主要影响变量。而社会经济因素也被大量文献证实，是影响公共教育支出的一个主要因素。Pinar (2001) 在研究土耳其的各市时发现，政治因素并不显著，而社会经济因素较明显的作用于教育支出。

(2) 党派因素

对于党派因素的讨论，大量文献支出，基督教民主党派会更多的倾向于公共支出 (Wilensky, 2002; Hicks and Swank 1992)。Castles 认为右派政党的政治参与度越高，会显著的降低支出的规模，而 Busemeyer 的经验研究表明，党派因素并不重要，保守党的政治参与度仅在国家间的差异中影响显著。这在一定程度上证实 Kittel and Obinger (2003) 的观点，即党派的因素在 90 年代之后就不再显著了。

(3) 制度因素

制度因素包括许多方面。社会经济因素之所以影响公共教育支出，在于考察了政府可利用并用于分配的资源，党派因素进一步考察了对资源分配中在教育支出上的激励，制度变量则设定了一些具体支出的限定和准则。Meltzer and Richard (1981) 证明，民主进程会带来更高水平的教育支出。Castle (1998) 发现，较强的否决结构会导致较少的教育支出。Busemeyer (2007) 的经验研究证实了以上两个观点，并同时认为福利制度结构、联邦制和财政分权制度同样是影响教育支出的重要因素。

国内主要有两种理论，用以解释中国地方政府的支出激励：“中国特色的联邦主义”理论 (Hehui Jin, Yingyi Qian, Barry R. Weingast, 2005) 以及“晋升锦标赛”式治理模式 (周黎安, 2007)。前者认为地方政府的强激励有两个主要原因，分别为行政分权以及财政包干为内容的财政分权改革；后者认为地方政府官员“关心仕途”，从而被“置于强力的激励之下”，官员在支出上倾向于能够带来晋升指标上升的项目。在实证研究上，国内学者也关注到了许多因素。

国内的经验研究上，郑磊 (2008) 研究教育支出比重的影响因素，认为政府竞争和财政分权制度共同产生显著的负影响，而地方政府的财政自给度有正效应，经济发展水平、政府规模、转移支付比重均有负效应。曹淑江 (2010) 利用 1997—2005 年分省的面板数据分析发现，地方政府竞争提高了政府基础教育支出努力程度，经济发展水平与义务教育、高中教育支出占地方财政支出的比例之间分别呈现 U 型和倒 U 型关系，对于教育支出所占比重，财政支出相对水平的影响为负，反腐败、“以县为主”的基础教育管理体制改革的显著影响为正。

总结来看,国外学者在理论模型的构建上更趋完善,有较为完善的理论基础。但由于中国的特殊政治体系和经济环境,国内学者也讨论了适合中国国情的支出模型。而经验研究上,国外学者讨论的因素更为广泛,但是收入和价格这两个重要因素并不被国内的学者重点讨论,这可能是我国特殊的政体所导致的。国内学者往往缺乏扎实的理论基础,并主要考虑影响公共教育支出的两大因素:制度、经济发展水平,普遍认为分权使公共教育支出所占比重下降。但对于公共教育支出水平的绝对量以及其增长率的影响,国内相关文献并不多。

2、财政分权对于政府公共支出的影响

国内外的研究主要有两个方面的观点:财政分权会刺激地方政府的治理,从而使地方政府更加效率的运用财政收入,并一定程度上加大对公共服务的供给,也就是财政分权对于供给规模的增加影响较大;而另一方的观点则认为,财政分权虽然会带动地方政府的支出,但是也由于溢出效应等,使有利于当地居民福利的公共服务支出减少,教育支出也属于其中,也就是说财政分权带来的支出结构的变化不利于教育支出。

Estache 等(1995)的跨国比较发现,财政分权会增加政府的基础建设支出。Zhuravskaya(2000)对俄罗斯的研究表明,财政分权之后的财政激励是地方政府加大教育、卫生投入的原因。Faguet(2004)对玻利维亚的面板数据研究发现,分权增加了政府对教育、卫生、污水处理等公共服务的提供。

Wellisch(2000)认为,由于单个政府的税收政策会产生外部性,同级政府之间非合作的“底线竞争”(race to the bottom)会导致各地竞相制定低税率,而使得每个地区的公共支出水平减少。Keen 和 Marchand(1997)假定资本的流动性大于劳动力的流动性,政府为了争夺资本,会采取有利于资本所有者的财政行为,主要是增加生产性的公共投入(如增加基础设施建设投入),这样一来,有利于当地居民福利的地方公共服务支出就会受到挤占。Qian & Roland(1998)认为,财政分权也影响政府的支出构成,基础设施投资的边际区域价值大于边际社会价值,因此,基础设施的支出份额增加,带来地方公共产品支出的减少。Heine(2006)认为流动性强的个体拥有退出选择,因此不存在对政府的锁定问题(hold-up),相比保护性的公共产品和服务的提供(如教育、医疗),他们更关心政府是否能有效的提供生产性服务(如基础设施建设)。因此,他们会以自己所拥有的退出选择为谈判筹码,损害流动性差的个体的利益,来要求政府增加生产性服务的提供,从而挤出教育。国内学者同样有持此观点的。傅勇和张晏(2007)发现,中国的财政分权对政府的公共支出结构产生了扭曲作用,会导致文化教育类支出不足。乔宝云等人(2005)研究了中国的财政分权对小学义务教育的影响,发现财政分权并没有提升教育服务。

综合来看,财政分权对于教育支出水平究竟有怎样的影响,学者们未达成一致观点。我国的实证研究主要认为分权导致了公共服务供给比重及规模的降低。那么,“省管县”政策的实施所带来的另一次分权会如何影响教育支出规模呢?

本文选取河南省作为研究样本。2004年,河南省政府颁发《中共河南省委河南省人民政府关于发展壮大县域经济的若干意见》(此后简称《若干意见》),赋予巩义、永城、项城、固始、邓州五县(市)省辖市经济管理权限和部分社会管理权限;并选择30个基础条件好、经济实力强、发展速度快的县(市),赋予其省辖市经济管理权限,并在建设用地等指标分配上给予倾斜¹。在“省管县”政策扩大县级政府的经济权利并以县域经济的发展为激励的情况下,省直管县政府就会利用扩大的权限专心发展本县经济。从政策的倾斜来看,这种带动可能集中在工业部门,促进企业投资,以及带动基础建设和公共服务的提供。从文件来看,

¹根据《中共河南省委河南省人民政府关于发展壮大县域经济的若干意见》(豫发(2004)7号)的相关规定,决定扩大巩义市、项城市、永城市、固始县、邓州市、新密市、新郑市、登封市、荥阳市、偃师市、沁阳市、义马市、灵宝市、长葛市、禹州市、林州市、新安县、新乡县、浚池县、安阳县、孟州市、伊川县、博爱县、辉县市、舞钢市、鹿邑县、淅川县、汝州市、淇县、长垣县、临颍县、尉氏县、濮阳县、潢川县、西平县等35个县(市)的管理权限。

提到教育的部分仅 3 处。《若干意见》中指出，“坚持科教兴县”，“整合各类教育资源”，“各级财政每年新增加的教育、卫生、文化事业经费主要用于农村”，各县需“积极筹措资金，确保 2005 年底前基本完成现有农村中小学 D 级危房改造任务，2008 年完成县以下农村远程教育网络建设”。而对于扩权县，则允许在各公共支出领域给予更多的支持。

本文检验的是，“省管县”的政策调整，是否会带动县政府生均教育支出的增加及其增长率的改变。也就是说，尽管“省管县”政策对扩权县财力的扩张有着直接的刺激作用，但是这些财政收入的增加是否带来对教育部门的更大实际投入呢？本文使用河南省抽取的 83 个样本县（市）的经济数据，由于试点所形成的“类自然实验”，运用在政策检验上优于 OLS 的双重差分模型，对该问题进行经验分析。

首先，采用两组数据 1999-2003 年与 2005-2008 年的平均值，进行两年份双重差分回归，在一定程度上证明，“省管县”政策显著提高了直管县的生均教育支出水平，而对其增长率无显著影响。其次，利用可反映更多数据信息的多年份双重差分回归模型，重新进行分析。结果进一步验证本文结论，发现在所选时间跨度内，政策平均每年使得省直管的各县政府生均教育支出相比未直管的县，显著提高约 159.2 元。最后，对结论进行稳健性分析，发现样本量以及时间点选取做出一定调整后，结论不受影响，并同时发现，改革后的第四年（2008 年），政策对于生均教育支出的促进效果依然显著。

本文以下的安排是：第二部分构建一个地方政府教育支出模型，并在此基础上简单讨论政策影响的路径；第三部分对采用的样本进行双重差分方法适用性检验；第四部分说明本文回归模型的设定及变量选取；第五部分报告计量回归结果，并进行稳健性检验；第六部分为本文结论。

二、理论模型及政策影响路径探讨

（一）、地方政府生均教育支出模型

国外有关政府财政支出激励的模型往往并不适用于我国。从本文前面的文献简述来看，针对国内情况的讨论认为，中国地方政府官员在财政支出的安排上，受到权力和经济利益的双重激励，因此明显有一种偏向于晋升指标以及经济增长的努力倾向，更具体的说，就是 GDP 增长率指标。考虑到我国地方政府支出问题与国外的差异性，借鉴已有研究¹，本文将构造一个地方政府的生均教育支出模型。

1、生均教育支出（peredu）决定因素

地方政府的支出很难具体到各种消费品，例如教育支出所针对的产品就是不易衡量的。因此，本文采用各项支出作为政府效用的度量变量，即假设地方政府的效用函数为：

$$U = U(Qe, b)$$

其中，Q 为中小學生总人数；e 为生均教育支出，即总公共教育支出除以小学初中學生总人数。我国义务教育（小学及初中）主要由县政府负责，所以本文中，县级政府的教育支出将认为主要是针对中小學生。为较好的比对各縣支出规模，本文取生均的概念；b 为其他支出，如农林水事务、行政经费、医疗支出等。县级政府的效用取决于财政收入在各项支出上的分配。

假定县级政府内存在一个决策者，其面临的预算约束为： $Y + \Delta Y = Qe + b$ 。其中，Y 为地方政府自有财政收入， ΔY 为省或中央政府转移支付。

根据效用最大化原则， $MAX(U)$ ，得到最优生均教育支出规模：

¹郑新业等（2009）。

$$e^* = f(Y + \Delta Y, Q, b) \quad (1)$$

即最优生均教育支出取决于以下四个因素：效用函数的形式，反映地方政府的支出偏好；其他支出的大小，反映一种替代效应；财力大小，包括地方自有财政收入以及上级政府划拨收入；覆盖的中小學生规模。

地方政府的支出偏好可以用其对于教育的重视程度来衡量：对教育越重视的地区，教育投入越多。地方政府的其他支出越多，生均教育支出越少。因为如果政府对短期经济增长更加偏好，而将大量财政收入用于基础设施建设等，则用于教育投入的部分会相对减少。地方政府财力越强，生均教育支出越大。各县学生人数越多，地方政府教育支出的压力越大。但是，每增加一个学生，政府不会相应增加足够的支出以使生均教育支出保持不变，这是因为教育变得更昂贵，所以会相对减少其支出规模。即有如下表达式：

$$\frac{\partial e^*}{\partial b} < 0 \quad ; \quad \frac{\partial e^*}{\partial (Y + \Delta Y)} > 0 \quad ; \quad \frac{\partial e^*}{\partial Q} < 0 \quad ; \quad \frac{\partial e^*}{\partial Q} < 0$$

2、生均教育支出增长率 (edurate) 决定因素

由 (1) 可以推出 edurate 的表达式，分析如下：

$$edurate_1 = \frac{peredu_1 - peredu_0}{peredu_0} = \frac{Q_0}{Q_1} \times \frac{Y_1 + \Delta Y_1}{Y_0 + \Delta Y_0} \times \frac{1 - \frac{b_1}{Y_1 + \Delta Y_1}}{1 - \frac{b_0}{Y_0 + \Delta Y_0}} - 1$$

$$edurate^* = g[(Y + \Delta Y)rate, b\%, sturate]$$

其中：

$$(Y + \Delta Y)rate = \frac{(Y_1 + \Delta Y_1) - (Y_0 + \Delta Y_0)}{Y_0 + \Delta Y_0} \quad \text{为财政收入增长率。}$$

$$b\% = \frac{b}{Y + \Delta Y} = \frac{b}{spending} \quad \text{为其他支出所占比重，包括 } b(\text{当期})\% \text{ 以及 } b(\text{上一期})\%。$$

$$sturate = \frac{Q_1 - Q_0}{Q_0} \quad \text{为学生人数增长率。}$$

生均教育支出增长率取决于 4 个因素：地方政府的支出偏好；其他支出所占比重；财力大小增长率；覆盖的中小學生规模的增长率。

根据模型的设定，分析得以下关系式：

$$\frac{\partial edurate^*}{\partial (Y + \Delta Y)rate} > 0 \quad ; \quad \frac{\partial edurate^*}{\partial b(\text{当期})\%} < 0 \quad ; \quad \frac{\partial edurate^*}{\partial b(\text{上一期})\%} > 0 \quad ; \quad \frac{\partial edurate^*}{\partial (sturate)} < 0$$

(二)、“省管县”政策对生均教育支出及其增长率影响路径探讨

“省管县”政策所带来的财政权力的重新分配被普遍认为可以调动县级政府发展经济的积极性。省对县一级直接的补助、分拨等可以绕开市级政府，扩大县级政府的财权，从而缓解县乡财政困难。这可以说是“省管县”政策最直接也是最大的作用。

1、影响生均教育支出

根据构建的地方政府生均教育支出模型分析，“省管县”政策并不影响学生规模，因此，其对于 peredu 的影响主要通过以下两个途径：

(1) 通过转移、划拨等方式增加地方政府的财政收入，即增加 $Y + \Delta Y$ ，对生均教育支出有扩大的效应。

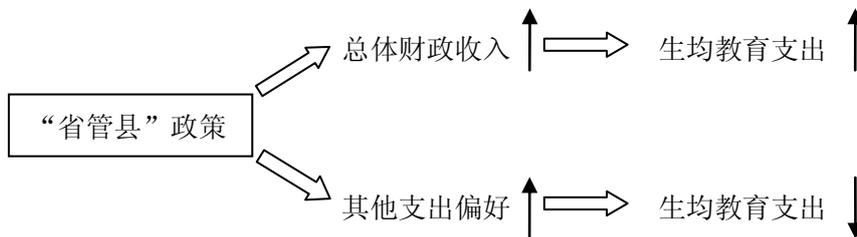
“省管县”政策的一个重要目标在于缓解“市管县”制度下县级政府面临的财政困难。

省直管的情况下，县级政府因与市级政府享有同等财权地位，相比此前，在财政收入上会有较大的提高。收入增加时，地方政府有更强的激励进行地方治理，表现为各项支出的增加。

(2) 通过扩大地方政府财权，加大了其在短期带来 GDP 增长的支出激励，强化其用于此类支出的偏好，即增加 b ，对生均教育支出有抑制的效应。

“省管县”政策扩大了地方政府的财权，地方政府之间竞争的加剧使得地方官员在这场竞赛中，倾向于将大量的财税收入用于可在短期内获得经济效益的项目。这样，一方面可以通过增加 GDP 而获得晋升机会，另一方面可以通过增加税收，在新政策下留存更多收益，从而获得地方财政的改善。教育支出则在此时显示出一定弱势。虽然工农业等投资、基础设施建设以及教育投入均可带来经济增长，但人力资本的投入对经济增长的促进存在一定的时滞和外溢，从而教育投入的拉动效应在短期内很难得到体现，长期内收益也不能完全由当地获得。因此，教育支出相比其他投入对我国各地短期任职居多的地方官员来说，显得不那么具有吸引力，财权的扩大从而在一定程度上挤出教育支出。

总结来看，“省管县”政策对生均教育支出的影响可以图示为：



通过以上分析，本文认为，“省管县”政策的实施会对生均教育支出产生相反的两重效应。究竟哪种效应占主要作用？这种影响是否显著呢？本文对此提出假说：

假说 1：“省管县”政策对生均教育支出的扩张影响大于抑制影响，并且扩张作用显著。

2、影响生均教育支出增长率

“省管县”政策直接影响财税收入及支出偏好。但是，对于财政收入增长率的影响，则可能表现为在政策开始实施时非常大，而后回归到正常水平。对于支出偏好改变的影响，也因为当期和上一期其他支出比重对生均教育支出增长率相反的作用，而很难估计其最终影响。同时，教育支出增长率本身受到来自上级政府的限定。因此，“省管县”政策对于这一变量的影响很难给出确定分析。

我们认为，这一政策增加了县级政府的财政能力，因此，虽然会扩大支出，但因为其在经济增长的刺激下，会优先考虑其他支出，从而，生均教育支出增长率也许会降低。本文给出一个猜想：

假说 2：“省管县”政策显著降低了生均教育支出增长率。

本文将运用双重差分（difference-in-difference）模型，利用河南省部分县（市）1999 年至 2008 年的面板数据对 2 个假说进行检验。

三、双重差分方法适用性检验

本文采用“类自然实验”和“双重差分模型”（difference-in-difference）方法。双重差分方法是一项非常重要的评估政策效果的实证研究方法，在国内外的许多文献中均有运用（如 Eissa and Liebman, 1996; Card and Krueger, 2000; Baker, Gruber et al., 2008; 周黎安、陈烨，2005; 聂辉华、刘明月、李涛，2009）。

双重差分方法主要用于评估在一个自然实验中，外生政策与经济变量的因果效应。一般的 OLS 估计在这个问题的估计上存在缺陷，往往会高估或低估政策变量的影响。这是由于

OLS 估计只能检验变量之间的相关性。若其他因素导致经济变量发生显著变化，OLS 估计则很难区分出政策变量独自的影响程度。举例来看，在本文的“省管县”政策实施的河南，生均教育支出连年增长。但若其增加是由于其他因素，那么，当其他因素为正向影响时，“省管县”政策的正向作用则被高估了，甚至作用的真实方向可能发生逆转；当其他因素为负向影响时，“省管县”政策的正向作用则被低估了。因此，本文运用双重差分的方法，通过设定一个合适的对照组，来排除这种估计偏差，从而估计出政策对生均教育支出的实际影响。

根据河南省的“省管县”政策，有 35 个县在 2004 年被批准正式实施该项政策，管理权限扩大，其他各县均未实施。因此，“省管县”政策的执行可以类比自然科学实验中对试验对象施加的某种“处理”(treatment)：省直管县形成处理组，未实施政策的县(市)形成对照组(control group)。通过控制其他因素，比对政策发生后处理组与控制组之间的差异，从而检验出政策效果。双重差异在于：(1) 处理组在改革前后的差异；(2) 处理组和对照组之间的差异。

使用 difference-in-difference 模型有 2 个最主要的前提条件。其一，公共政策的变化必须是外生的。也就是说，在选取政策实施对象时，不应该以因变量为选择标准；其二，在政策实施前，两组数据因变量的变化趋势是一致的。

此外，“实验”本身可能引起一些内生性的反应，而使得对政策效果的估计产生偏差。如推行一项公共政策后，一些居民或企业从外地迁入，或从本地迁出，使得处理组和对照组的个体特征在政策实施后内生于这项公共政策的“处理”，那么此时基于地区加总数据的估计也是无效的。但是因为在本文研究的样本对象中，各县主要的经济活动为农业，而由于当前中国的户籍制度和土地产权制度，农业生产主体很少会因为一项“省管县”政策的实施而发生迁徙。因此，本文忽略讨论这一问题。

下面，本文将对主要的两个条件进行验证。数据来自我们河南省 108 个县(市)，根据因变量的数值，我们设定一定的筛选条件¹，选取得到了 83 个县(市)，其中有 23 个省直管县，对照县(市) 60 个。

1、条件 1：“省管县”政策的外生性

河南省选取政策实施对象时，是“综合考虑各县(市)在区域生产力布局中的地位、经济总量、财政实力、工业基础、城镇化水平、经济特色和发展潜力，以及省本级财政的承受能力，着眼于充分发挥经济强县(市)在促进全省县域经济发展中的示范带动作用，在对各县(市)主要指标认真比较分析的基础上²”进行的，即主要依据地区发展水平、财政能力等变量的对比。我们选取第一产业所占比重(firstbl)、GDP 总量(gdp)、人均财政收入(perrevenue)作为检验时的控制变量。

本文采用二元选择模型，来分析是否因变量生均教育支出及其增长率是影响各县被选为处理县的原因。在本文的假定下，我们可以认为选取处理县时存在最优化问题，因而选用具有极限值的 logit 模型。因变量为处理组 direct。因为选取时依据的是各县的历史信息，我们去除 2004-2008 年的数据，仅仅检验改革前的经济数据。检验结果在表一中报告：

表格 1 “省管县”政策外生性检验 (logit 模型)

因变量： direct	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
----------------	-----	-----	-----	-----	-----

¹ 数据筛选方法：筛选时依据因变量生均教育支出，而后证明对于相应的增长率数据，同样适用于 DID 分析方法。(1) 对各县(市)的生均教育支出取年平均值，对于第一年，删除在平均值的 0.2-1.8 倍之外的数据。排除浞池县、西平县、上蔡县。(2) 对于新获得的数据，重复操作(1)，排除西峡县、新县。再重复一次，排除栾川县。至此，第一年的数据符合在平均值上下一定范围内的要求。(3) 对 2000-2003 年进行同样操作，依次排除陕县、孟津县、舞钢市、新安县、卢氏县、兰考县、安阳县、新乡县、淇县、孟州市、灵宝市、洛宁县、荥阳市、新郑市、登封市、中牟县、桐柏县、罗山县、延津县。共删去数据 25 个。

² 《河南省人民政府关于扩大部分县(市)管理权限的意见》

生均教育支出 (peredu)	0.00107 (1.43)		0.000903 (0.96)	0.000181 (0.21)	0.000319 (0.37)
生均教育支出增 长率 (edurate)		0.0129 (0.05)			
经济总量 (gdp)			0.00000945*** (8.89)		
人均财政收入 (perrevenue)				0.0250*** (8.12)	
第一产业比重 (firstbl)					-11.38*** (-9.16)
常数项	-1.296*** (-4.93)	-0.959*** (-7.82)	-4.780*** (-9.25)	-4.349*** (-8.88)	2.485*** (5.12)
样本量	415	332	415	415	415

注: t statistics in parentheses; * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$ 。

回归结果显示: direct 对 edurate 的回归中, edurate 系数高度不显著($p > 0.25$), 证明 edurate 不是影响各县(市)是否成为处理组的因素。对于 peredu 的回归中, 虽然系数也高度不显著, 但是 p 值=0.151 <0.25 , 因此, 为进一步验证, 在(3)、(4)、(5)中分别加入控制变量 GDP(反映经济总量)、人均税收(perrevenue, 反映政府财政能力)、第一产业比重(firstbl, 反映当地经济发展水平)。而在三个模型中, peredu 的系数均高度不显著(p 值均大于 0.25)。

以上 logit 回归说明, 该项政策的实施过程并没有依据两个因变量 peredu 及 edurate 来选取改革县, 即选取这两个变量作为研究对象满足条件 1。

2、条件 2: 政策实施前两组因变量发展趋势的一致性

我们首先对两组数据因变量的年平均均值进行列表及绘图(见附图 2、3), 观察数据的大致情况。从图中可以看出, 在政策实施年份 2004 年之前, 处理组及对照组生均教育支出及其增长率的趋势几乎相同, 而在处理年份之后, 出现了一些差异拉大或缩小的变化。

为得到更严格的验证, 我们用 peredu 及 edurate 的差分作为因变量, direct 作为自变量进行普通 OLS 回归。是否为处理组不影响因变量每年的变化值, 则说明两组数据的发展趋势是一致的。

表格 2 处理组与对照组的趋势一致性检验 (OLS 回归)

	(1)	(2)
因变量	D. peredu	D. edurate
“是否为处理组” (direct)	0.467 (0.02)	0.0134 (0.16)
常数项	-34.04** (-2.60)	-0.308*** (-6.77)
P 值	0.985	0.877
样本量	332	249

从回归结果来看, direct 系数均不显著, 可以证明, 改革前两组数据的因变量发展趋势一致, 即样本满足条件 2。

综上所述, 本文中所讨论的问题及所选样本是适合运用双重差分模型来进行分析的。

四、回归模型设定及变量选取

(一) 计量模型设定

本文关心的主要问题，是“省管县”的改革政策是否显著影响各县政府对教育的投入。我们选取两个因变量。一为生均教育支出（*peredu*），用来度量教育投入规模。用总教育支出除以中小学生总人数得到。中小学生人数及各县政府的公共教育支出由每年的河南省统计年鉴得到。二为生均教育支出增长率（*edurate*），用来度量教育投入的增长性，由各县各年的生均教育支出数值计算得到¹。

本文主要解释变量说明如下。主要变量“改革组(Direct)”，取值处理组(Treatment Group) Direct=1，控制组(control group) Direct=0；“改革时间(Time)”，改革时间为2004年，而因为各经济变量的统计报告均为年末，因此，本文认为改革在2004年已有作用，选取改革前(1999-2003年)为Time=0，此后(2004-2008)取Time=1；“省管县改革政策(did)”， $did = Direct \times Time$ 为本文关键变量，用来衡量政策的效果。

为更加准确的估计政策对因变量的影响，根据理论模型，我们加入一些其他解释变量。若其他解释变量与政策变量高度相关，则会产生多重共线性问题，估计结果出现偏差。根据Wooldridge (2000)，如果关键解释变量DID与其他解释变量是无关系的，那么DID的系数就依然是无偏的。因此，在解释变量的设定中，我们将检验政策变量与其他解释变量的相关性，考虑财政收入(revenue)及其增长率(rrate)，衡量收入能力；中小规模(totalstu)及其增长率(sturate)，衡量支出需要覆盖的对象大小；根据数据的可获得性，以及河南省各县农业生产为主的地理特点，本文同时考虑农林水事务支出(farming)及其所占比重(perfarm)，衡量政府的支出偏好；小学在校生巩固率(primaryggl)以及中学生入学率(secondrxl)，衡量当地对于教育的重视程度。从检验结果(见附表4、5)来看，DID变量与财政收入及其增长率、学生人数增长率、农林水事务支出、小学在校生巩固率均高度相关(p值<0.001)，而与学生总人数、农林水事务支出所占比重、初中适龄人口入学率相关性不显著。因此，本文将这三个变量作为其他解释变量，即totalstu、perfarm、secondrxl。

在地方特定效应的衡量上，由于样本量来自一个省，省内政策、地理条件等都比较相近，其差异可以忽略。本文采用“2003年的人均财政收入(2003perrevenue)”作为一个衡量各财政收入能力差异的变量。

年份固定效应的度量采用4个年份虚拟变量(year2004, year2005, year2006, year2007)，反映年份对因变量的影响，当时间为2004年时，取year2004=1，否则为0，以此类推。这样，我们可以将一些其他因素排除，例如在2007年颁布了农村义务教育学杂费全免的政策，会加重负责农村义务教育的地方政府的教育负担，因此，控制year2007能够更好的分离出政策的作用。

综上，本文设定计量回归模型如下：

$$\text{模型 (1): } peredu_{it} = \beta_0 + \beta_1 Direct + \beta_2 Time + \lambda did + \mu_{it}$$

$$\text{模型 (2): } peredu_{it} = \beta_0 + \beta_1 Direct + \beta_2 Time + \lambda did + \delta_1 totalstu_{it} + \delta_2 perfarm_{it} + \delta_3 secondrxl_{it} + \mu_{it}$$

$$\text{模型 (3): } peredu_{it} = \beta_0 + \beta_1 Direct + \beta_2 Time + \lambda did + \delta_1 totalstu_{it} + \delta_2 perfarm_{it} + \delta_3 secondrxl_{it} + \theta 2003perrevenue_i + \varphi_i year_i + \mu_{it}$$

同理，我们对因变量 *edurate* 设定以下 3 个模型：

¹ STATA 命令为 `gen edurate=D.peredu/L.peredu`

模型 (4): $edurate_{it} = \beta_0 + \beta_1 Direct + \beta_2 Time + \lambda did + \mu_{it}$

模型 (5): $edurate_{it} = \beta_0 + \beta_1 Direct + \beta_2 Time + \lambda did$

$+ \delta_1 totalstu_{it} + \delta_2 perfarm_{it} + \delta_3 secondrxl_{it} + \mu_{it}$

模型 (6): $edurate_{it} = \beta_0 + \beta_1 Direct + \beta_2 Time + \lambda did$

$+ \delta_1 totalstu_{it} + \delta_2 perfarm_{it} + \delta_3 secondrxl_{it} + \theta 2003 perrevenue_i + \varphi year_t + \mu_{it}$

(二) 数据来源及描述性统计

本文的数据取自河南省 83 个县时间跨度为 1999 年至 2008 年的相关经济数据，来源于河南省各年的统计年鉴。我们根据一定的方法筛选得到符合 DID 方法要求的数据，即由 23 个省直管县组成的处理组，以及由 60 个其他县组成的对照组。数据描述性统计如下：

表格 3 主要变量描述性统计

主要变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
生均教育支出 (peredu, 元)	830	706.659	659.084	36.568	5585.713
生均教育支出增长率 (edurate)	747	0.620	1.395	-0.889	11.035
处理组 (direct)	830	0.277	0.448	0	1
改革时间 (time)	830	0.500	0.500	0	1
“省管县”政策 (did)	830	0.139	0.346	0	1
学生总人数 (totalstu, 人)	830	149357	61504	19822	311285
农林水事务支出所占总比重 (perfarm)	830	0.112	0.080	0.031	0.410
初中适龄人口入学率 (secondrxl, %)	830	97.785	3.3535	74.3	100

五、计量回归结果

(一) 两年份双重差分回归模型

我们将 1999-2003 及 2005-2008 年的数据分别取平均值，进行两年份的双重差分回归。结果见表 4:

表格 4 对河南省 1999-2003 年及 2005-2008 年数据平均值进行的两年份双重差分回归结果

因变量	生均教育支出 (peredu)		生均教育支出增长率 (edurate)	
	未加控制变量	加入其他解释变量	未加控制变量	加入其他解释变量
处理组 (direct)			0.00299 (0.03)	-0.112 (-1.49)
时间 (time)	941.4*** (21.66)	918.6*** (18.64)	1.232*** (17.96)	1.130*** (19.30)
省管县政策 (did)	288.9*** (3.50)	158.7* (2.08)	-0.0922 (-0.71)	-0.100 (-0.95)
中小學生规模 (totalstu)		-0.00856*** (-5.09)		0.00000278*** (7.23)
农林水事务支出所占比重 (perfarm)		-2071.7 (-1.20)		-9.559*** (-6.66)
初中适龄人口入学率 (secondrxl)		-19.47 (-1.28)		-0.00847 (-0.77)
常数项	308.7*** (11.81)	3719.1* (2.51)	0.00460 (0.14)	1.425 (1.28)
N	166	166	166	166

注: t statistics in parentheses; * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

表中第一、三列未加入任何控制变量; 在二、四列的模型中, 加入了 totalstu、perfarm、secondrxl 作为其他解释变量。从回归结果来看, “省管县”政策显著的提高了生均教育支出, 在加入其他解释变量后, 显著性减弱, 并且系数降低。而政策对于生均教育支出增长率的影响为负, 但并不显著。说明该政策的实施对于 edurate 仅有极为微弱的负作用。

由于两年份双重差分模型不能够控制不可观测的个体异质性对因变量的影响。同时, 多年份面板数据的样本量及自由度会使其相比横截面回归和时间序列回归, 能得到更精确的结果。因此, 本文接下来将采用多年份面板回归方法做进一步的检验。

(二) 多年份面板回归模型

1、对因变量生均教育支出的检验

表 5 报告了利用多年份面板数据对模型 (1)、(2)、(3) 进行回归的结果。本文通过 Hausman 检验来判断采用何种模型, 即判断区间不随时间变化的特征差异是否是随机不确定的。如果是, 则采用随机效应模型; 如果是系统性差异, 则采用固定效应模型, 将之纳入到常数项中。检验结果说明, (1) 应该采用随机效应模型, 而 (2)、(3) 采用固定效应模型。

第一列报告了无其他控制变量时的回归结果。结果表明，“省管县”政策变量的系数为正，且在1%的水平下显著，其实施使各直管县相比未直管的县（市）来说，每年的生均教育支出平均提高了229.4元。

第二列报告了加入3个其他解释变量后的回归结果。DID系数仍旧为正，但显著性减弱，在5%水平下显著，并且估计的DID对生均教育支出的年平均影响减弱，系数值降为145.9。

第三列中，当我们在（2）的基础上，控制地区特定效应及年份固定效应，来更加准确的分离出政策对于各县的影响。结果显示，系数相比模型（2）有所上升，但仍小于（1），政策变量高度显著（ $p < 0.001$ ），其实施使各直管县每年的生均教育支出平均提高了159.2元。这一回归结果与两年份加入控制变量后的回归结果十分接近，也加强了结果的可靠性。因此，本文的假说1未被证伪。也就是说，“省管县”带来的分权，更多的引致了县级政府的地方治理，从而刺激了公共服务的供给。

其他解释变量回归结果：学生总人数的系数显著为负，与预期一致，说明需要覆盖的人口每增加1个，平均摊在每个人的支出会略为减小；农林水事务支出所占比重系数显著为负，与预期一致，说明其他支出的偏重每增加1%，教育的生均投入会降低，且下降幅度明显；本文加入初中适龄人口入学率，衡量当地对于教育的重视程度，考虑到相比城市，农村孩子更可能读完小学后休学务农，因此对于农业大省河南，该指标具有一定的指示作用，其影响各县对于教育支出的投入。若一个地区普遍的入学率很低，则我们预估当地政府对教育的投入也会下降。但由于该变量也同时影响学生的人数，当分摊人数减少时，人均的教育支出又有上升趋势。本文的回归结果中，模型（2）里该变量的系数为正，而控制了地区特定效应及年份特定效应之后，系数变为负，均显著。这可能是因为没有考虑年度因素时，各因素的估值均偏高。因此，若去除年度对于变量的影响，则初中适龄人口入学率变量的总体影响为负。

表格 5 河南省 1999-2008 年多年份双重差分回归结果

因变量：生均教育支出（peredu）

	(1)	(2)	(3)
处理组（direct）	23.01 (0.40)		
时间（time）	732.5 ^{***} (17.25)	744.2 ^{***} (19.25)	1601.7 ^{***} (55.24)
省管县政策 （did）	229.4 ^{**} (2.84)	145.9 [*] (1.99)	159.2 ^{***} (4.55)
中小學生规模 （totalstu）		-0.00843 ^{***} (-6.62)	-0.00583 ^{***} (-9.54)
农林水事务支出所 占比重（perfarm）		-2344.3 ^{***} (-11.24)	-1025.9 ^{***} (-8.18)
初中适龄人口入学 率（secondrx1）		20.20 ^{**} (3.23)	-6.099 [*] (-2.01)
常数项	302.3 ^{***} (10.07)	-137.6 (-0.22)	1894.2 ^{***} (6.23)
地区特定效应	未控制	未控制	控制
年份固定效应	未控制	未控制	控制
采用模型	Random	Fix	Fix
N	830	830	830

注：t statistics in parentheses； * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

2、对因变量生均教育支出增长率的检验

表 6 报告了利用面板数据对模型 (4)、(5)、(6) 进行回归的结果。通过 Hausman 检验, 判断均应采用随机效应模型。

从表中 3 列可以看出, DID 系数均为负, 但是都不显著。3 个系数大小很接近, 说明政策对于教育支出增长率仅有微弱的负面影响。这可能是因为, 各县财政收入增加的同时, 更多致力于短期内促进 GDP 的支出项, 从而在教育上的投入虽然连年增加, 但是增加幅度却没有显著的变化。因此, 本文的假说 2 被证伪, 这也使我们可以初步估计, 省管县和其他县(市)间教育投入的差别, 不会因为这一政策而进一步扩大。

其他解释变量的回归结果: 中小學生规模的系数显著为正, 这可能是因为近年来, 學生人数同其增长率的变化趋势往往是相反的; 农林水事务支出比重系数显著为负, 并且两个回归结果系数接近, 即这一比重每增加 1%, 生均教育支出增长率会随之下降约 5.1 个百分点。初中适龄人口入学率系数不显著。这样的回归结果, 一定程度上也反映了教育支出增长率, 可能受限于上级政府的规定。

表格 6 河南省 1999-2008 年多年份双重差分回归结果

因变量: 生均教育支出增长率 (edurate)

	(4)	(5)	(6)
处理组 (direct)	0.00299 (0.02)	-0.0752 (-0.50)	-0.0347 (-0.33)
时间 (time)	1.136 ^{***} (10.22)	1.211 ^{***} (11.47)	0.323 ^{**} (3.26)
省管县政策 (did)	-0.106 (-0.50)	-0.118 (-0.59)	-0.108 (-0.88)
中小學生规模 (totalstu)		0.00000236 ^{**} (3.27)	0.00000189 ^{***} (3.55)
农林水事务支出所占比重 (perfarm)		-5.243 ^{***} (-9.63)	-5.124 ^{***} (-12.00)
初中适龄人口入学率 (secondrxl)		-0.0140 (-1.09)	0.00245 (0.30)
常数项	0.00460 (0.06)	1.619 (1.29)	0.153 (0.19)
地区特定效应	未控制	未控制	控制
年份固定效应	未控制	未控制	控制
采用模型	Random	Random	Random
N	747	747	747

注: t statistics in parentheses; * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

(三) 稳健性检验

由于加入年份固定效应后, “省管县”政策的系数发生变化, 因此, 我们设定两年份平衡面板双重差分模型, 检验各年份政策的影响效果, 也同时作为以上分析的稳健性检验。回归结果见表 7。表 1-3 列分别报告了因变量为 peredu, 2003 年与 2006、2007、2008 年份的数据集检验的 DID 系数; 4-6 列因变量为 edurate。

从回归结果来看, 2006 年相对 2003 年, “省管县”政策对 peredu 的平均带动作用为 141.6 元; 2007 年为 228.5 元; 2008 年为 363.6 元; 系数均显著。这进一步证明, “省管县”政策对于提高生均教育支出具有显著的作用。从增量来看, 2008 年相比 2007 年来说, 带动作用

没有减弱，而是进一步增强，说明该政策对于生均教育支出的促进作用仍在持续中。而对于其增长率，系数均不显著。这进一步否定假说 2。即“省管县”政策对于生均教育支出增长率没有显著影响。

表格 7 对河南省 2003 年与各年份数据进行的两年份平衡面板双重差分

因变量	生均教育支出 (peredu)			生均教育支出增长率 (edurate)		
	2008	2007	2006	2008	2007	2006
DID 变量						
未加控制变量	548.3 ^{***} (3.90)	372.6 ^{***} (3.68)	162.4 [*] (2.36)	-0.00491 (-0.13)	0.0881 (1.43)	0.0285 (0.70)
加入其他解释变量	363.6 [*] (2.61)	228.5 [*] (2.33)	141.6 [*] (2.16)	-0.00496 (-0.13)	0.0745 (1.15)	0.0280 (0.70)

注: *t* statistics in parentheses; * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

此外，政策实施中，巩义、项城等 5 个县（市）与其他直管县相比，享受到更多的扩权，为避免这 5 个数据带来模型估计的偏差，我们去除 5 个样本，重新对 18 个直管县组成的处理组以及 60 个县组成的对照组进行多年份双重差分回归。回归结果见表 8:

表格 8 去除政策实施中 5 个特殊县（市）后的双重差分回归结果

因变量	peredu	edurate
未加控制变量	258.3 ^{**} (2.94)	-0.160 (-0.70)
加入其他解释变量	163.3 [*] (2.03)	-0.159 (-0.73)
加入地区特定效应及年份固定效应	182.7 ^{***} (4.72)	-0.151 (-1.10)

这两组数据同样符合 DID 方法适用的要求。回归结果与我们在上文中报告的检验结果很接近，并且系数的显著性相同。因此，这进一步论证了我们的结论。

六、结论

2004年在河南省部分地区试行的“省管县”政策可以看作是一个“类自然实验”。本文利用83个县（市）1999-2008年的面板数据，通过设置一定的处理组和对照组，采用双重差分模型对该政策对各县政府生均教育支出及其增长率的影响进行了考察。

研究表明，“省管县”政策显著提高各县的生均教育支出。在所选时间跨度内，政策平均每年使得省直管的各县政府生均教育支出相比未直管的县，提高约159.2元，并且这种显著正效应到改革后的第四年（2008年）仍旧存在。但是这项政策并没有显著影响生均教育支出增长率，初步判断省直管县与其他县市的公共教育支出的差异不会因此进一步扩大。本文通过对模型适用性的考察，以及采用其他方法、调整数据下的稳健性检验，加强了这一结论的可靠性。

本文仍存在一定的不足。首先，本文讨论了教育支出的规模，也初步考察了公平性的问题，但忽略了教育支出的效率问题。其次，如果所选用的时间跨度拉长，结论则需要进一步验证。因为政策实施一定时间后，地方政府的行为可能发生更多的变化，如逐步加大其他支出比重从而挤占教育支出，导致结论发生一定的变化。最后，如果全省推行这一政策，此前未实施的各县（市）是否会发生相同的变化呢？这一政策的实施，一定程度上是针对一个封闭的经济，也就是说，各县之间的交流并不强，所以，我们估计，各省直管县政府的教育支出的提升均由县（市）内部带来，因而推广到全省后，也会对其他县（市）产生类似效应。这一结论仍需要进一步严格验证。

对于未来的展望，本文认为，分析政策对于教育支出地区公平性及效率的影响，是一个可以深入考察的问题，这样有助于我们更加全面的了解全省居民享受的教育服务水平。此外，“省管县”政策对于公共支出影响的分析值得进一步研究，通过分析其对其他公共支出（如医疗）的影响，可以更好的了解该项政策对县级政府支出行为的影响，同时更好的判断政策的全国推行所可能带来的县级政府支出的改变。

参考文献:

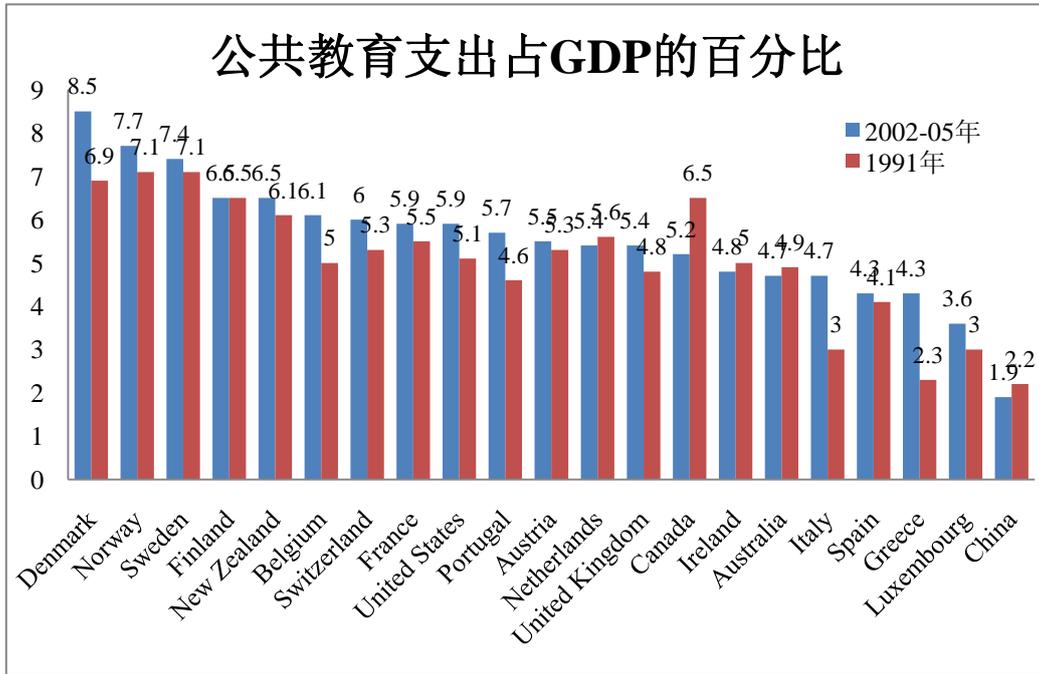
- (1) Addonizio, Michael F, 1991 “Intergovernmental grants and the demand for local educational expenditures” *Public Finance Quarterly* 19 (2): 209-32.
- (2) Baker, M., J. Gruber, et al, 2008, “Universal child care, maternal labor supply, and family well-being.” *Journal of Political Economy* 116(4): 709-745.
- (3) Bilek, A. 2004. “Quels sont les déterminants des dépenses publiques d’éducation?” Une première analyse au niveau des départements français. Laboratoire d’Economie Publique (LAEP) Université de Paris 1. Programme Doctoral ESSEC Paris, Available in: <<http://www.cevipof.mshparis.fr/rencontres/colloq/emiliano/textes/0409241630Bilek.pdf>>.
- (4) Beck, John H. 1981. “Budget-maximizing bureaucracy and the effects of state aid on school expenditures” *Public Finance Quarterly* 9 (2): 159-82.
- (5) Chandler, M. W. S. 2001. ‘The median-voter model versus the bureaucracy model of school finance equalization aid’, mimeo, EuroFaculty Vilnius Centre, Vilniaus Universitetas, Lithuania.
- (6) Card, D. and A. B. Krueger, 2000, “Minimum wages and employment: a case study of the fast-food industry in New Jersey and Pennsylvania: reply.” *The American Economic Review* 90(5): 1397-1420.
- (7) Castles, F.G. 1998 “Comparative Public Policy: Patterns of Post-War Transformation”, Cheltenham: Edward Elgar.
- (8) Castles, F.G. 1989 “Explaining public education expenditure in OECD nations”, *European Journal of Political Research* 17: 431–48.
- (9) Eissa, N. and J. B. Liebman, 1996, “Labor supply response to the earned income tax credit.” *The Quarterly Journal of Economics* 111(2): 605-637.
- (10) Estache, Antonio and Sinha, Sarbajit, 1995 “Does Decentralization Increase Spending on Public Infrastructure?” *World Bank Policy Research Working Paper No. 1457*
- (11) Faguet, Jean-Paul., 2004, “Does Decentralization Increase Government Responsiveness to Local Needs? Evidence from Bolivia” *Journal of Public Economics*, Vol.88, PP867-893.
- (12) Falch, T. and Rattso, J. 1997. “Political economic determinants of school spending in Federal states: Theory and time-series evidence”, *European Journal of Political Economy*, 13, pp. 299–314.
- (13) Farber, G. 2000 “Bildungsreform durch Reform der Bildungsfinanzierung?” in R. Weisacker (ed.), *Schul- und Hochschulorganisation*, Berlin: Duncker & Humblot, pp. 165–220.
- (14) Fernandez, R. and Rogerson, R. 1995. “Education finance reform and investment in human capital: Lessons from California” mimeo.
- (15) Glennerster, H. 2001 “United Kingdom education 1997–2001”, CASE paper 50, Centre for Analysis of Social Exclusion, London School of Economics and Political Science.
- (16) Gray, V. 1976 “Models of comparative state politics: a comparison of cross-sectional and time series analysis”, *American Journal of Political Science* 20(2): 235–56.
- (17) Hanushek, E.A. and Rivkin, S.G. 1996 “Understanding the 20th century growth in US school spending”, NBER Working Paper 5547, Cambridge, MA.
- (18) Heine, K., 2006, “Inter-jurisdictional Competition and the Allocation of Constitutional Rights: A Research Note” [J], *International Review of Law and Economics*, Vol.26, PP33-41.
- (19) Hicks, A.M. and Swank, D.H. 1992 “Politics, institutions, and welfare spending in industrialized democracies, 1960–1982”, *American Political Science Review* 86(3): 658–74.

- (20) Inna Verbina and Abdur Chowdhury, 2004 “What determines public education expenditures in Russia?” *Economics of Transition* Volume 12 (3) 2004, 489–508
- (21) John Akin, Paul Hutchinson and Koleman Strumpf, 2001 “Decentralization and Government Provision of Public Goods: The Public Health Sector in Uganda Draft” Working Paper The Measure Project Carolina Population Center
- (22) Jin Hehui, Yingyi Qian, and Barry R. Weigast, 2005 “Regional Decentralization and Fiscal Incentives: Federalism, Chinese Style” *Journal of Public Economics*, vol. 89, no. 9 – 10, pp. 1719-1742.
- (23) Kittel, B. and Obinger, H. 2003 “Political parties, institutions, and the dynamics of social expenditure in times of austerity”, *Journal of European Public Policy* 10(1): 20–45.
- (24) Klemm, K. 2003 “Bildungsausgaben: Woher sie kommen, wohin sie fliegen” in K.S. Cortina (ed.), *Das Bildungswesen in der Bundesrepublik Deutschland*, Reinbeck: Rowohlt, pp. 214–51.
- (25) Keen, M. and Marchand, M., 1997, “Fiscal Competition and the Pattern of Public Spending” *Journal of Public Economics*, Vol.66, PP33-53.
- (26) Klass, G.M. 1979 “The determination of policy and politics in the American states, 1948–1974”, *Policy Studies Journal* 7(4): 745–52.
- (27) Marius R. Busemeyer, 2007 “Determinants of public education spending in 21 OECD democracies, 1980–2001” *Journal of European Public Policy* 14:4 June 2007: 582–610
- (28) Morgan, D.R., Kickham, K. and LaPlant, J.T. 2001 “State support for higher education: a political economy approach”, *Policy Studies Journal* 29(3): 359–71.
- (29) Meltzer, A.H. and Richard, S.F. 1981 “A rational theory of the size of government”, *Journal of Political Economy* 89: 914–27.
- (30) Nelson, F.H. 1996 “How and how much the US spends on K-12 education: an international comparison”, American Federation of Teachers, Washington, DC.
- (31) Niskanen, W. A. 1971 “Bureaucracy and representative government” Chicago: Longman
- (32) Otavio R. de Medeiros and Carlos Leonardo Klein Barcelos, 2007 “Explaining Public Expenditures in Education: An Empirical Analysis in Brazilian Municipalities” Available at SSRN: <http://ssrn.com/abstract=958852>.
- (33) Park, R. E., and Stephen J. Carroll. 1979. *The search for equity in school finance: Michigan school district response to a guaranteed tax base (R-23920NIE/HEW)*. Santa Monica, CA: RAND.
- (34) Pinar, A. 2001 “A Cross-Section Analysis of Local Public Spending in Turkey”. *Metu Studies in Development*. Vol 28, 203-218.
- (35) Ponce.C. 1997 “Determinantes del gasto público local: Teoría y evidencia empírica para las municipalidades de la Provincia de Córdoba”. In: *II Seminario Internacional Sobre Federalismo y Gobiernos Locales*, FCE-UNLP, and Córdoba.
- (36) Poterba, J. 1996. “Demographic structure and the political economy of public education”, National Bureau of Economic Research Working Paper No.5677, Cambridge, MA: NBER
- (37) Qian, Y. and Roland, G., 1998, “Federalism and the Soft Budget Constraint”, *American Economic Review*, Vol.77, PP265-284.
- (38) Ram, R. 1995 “Public educational expenditures in the United States: an analytical comparison with other industrialized countries”, *Economics of Education Review* 14(1): 53–61.

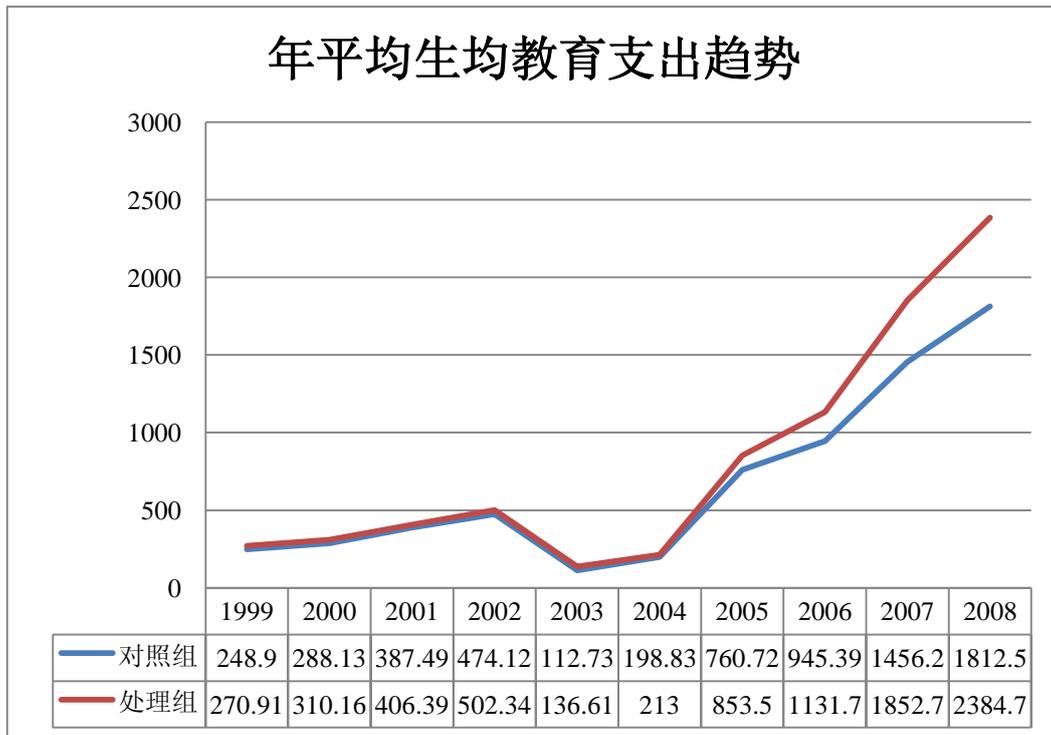
- (39) Sanz, Ismael and Velazquez Francisco J. 2001 “The evolution and convergence of the government expenditure composition in the OECD countries: an analysis of the functional distribution”. European Economy Group Working Papers,. Available in: <
<http://www.ucm.es/info/econeuro><http://www.nemesis.org.br/docs/blanco1.doc> >.
- (40) Tiebout, Charles, 1956, “A Pure Theory of Local Expenditure” Journal of Political Economy, vol. 64, pp. 416 - 24.
- (41) Verner, J.G. 1979 “Socioeconomic environment, political system, and educational policy outcomes: a comparative analysis of 102 countries”, Comparative Politics 11(2): 165–87.
- (42) Wellisch, D., 2002, Theory of Public Finance in a Federal State [M], Cambridge University Press.
- (43) Wilensky, H.L. 2002 “Rich Democracies: Political Economy, Public Policy, and Performance”, Berkeley, CA: University of California Press
- (44) Wooldridge, Jeffrey M. 2000, “Introductory Economics: A Modern Approach”, South-Western College Publishing
- (45) Zhuravskaya, E., 2000, “Incentives to Provide Local Public Goods: Fiscal Federalism, Russian Style” Journal of Public Economics, Vol.76, PP337-368.
- (46) 曹淑江, 我国地方政府的激励机制与政府基础教育支出[J], 社会科学辑刊, 2010(1)
- (47) 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[J], 管理世界, 2007(3)
- (48) 乔宝云、范剑勇、冯兴元, 中国的财政分权与小学义务教育[J], 中国社会科学, 2005(6)
- (49) 王闻, 中国义务教育财政改革与地区差异分析——教育财政的公平与充足[J], 公共行政评论, 2009(2)
- (50) 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[J], 经济研究, 2005(8)
- (51) 周黎安, 中国地方官员的晋升锦标赛模式研究[J], 经济研究, 2007(7)
- (52) 郑磊, 财政分权、政府竞争与公共支出结构——政府教育支出比重的影响因素分析[J], 经济科学, 2008(1)
- (53) 郑新业、张莉, 社会救助支付水平的决定因素: 来自中国的证据[J], 管理世界, 2009(2)

附录:

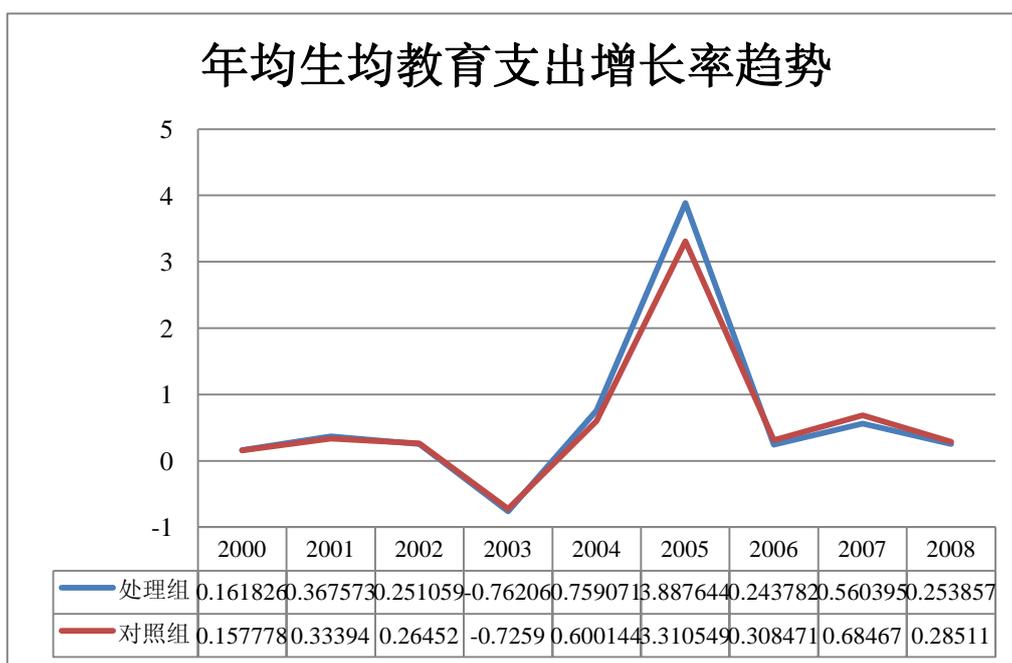
附图 1 各国公共教育支出占 GDP 百分比的对比



附图 2 河南省“省管县”处理组与对照组年平均生均教育支出趋势



附图 3 河南省“省管县”处理组与对照组年均生均教育支出增长率趋势



附表 1 河南省各年各级政府财政收入占比 (%)

项 目	省级	市地级	县市级	乡镇级
财政收入				
1999	13.33	30.67	30.09	25.91
2000	13.77	31.76	29.70	24.77
2001	14.11	33.26	30.59	22.04
2002	17.40	30.78	27.85	23.96
2003	16.48	32.23	29.37	21.93
2004	9.92	38.85	33.32	17.92
2005	8.67	39.05	38.54	13.74
2006	8.52	38.75	38.45	14.28
2007	8.76	37.53	38.42	15.29
2008	7.88	36.08	39.44	16.60

附表 2 河南省各年各级政府财政支出占比 (%)

项 目	省级	市地级	县市级	乡镇级
财政支出				
1999	25.03	26.05	31.22	17.70
2000	26.75	26.00	30.02	17.23
2001	22.74	27.12	30.98	19.16
2002	20.53	25.90	43.42	10.15
2003	20.96	24.86	44.97	9.21
2004	20.96	24.50	45.68	8.86
2005	18.67	24.35	48.21	8.77
2006	13.22	20.93	36.55	6.29
2007	17.27	24.23	50.35	8.15
2008	18.53	21.87	51.97	7.63

附表 3 河南省各年各级政府教育支出占比 (%)

项 目	省级	市地级	县市级	乡镇级
教育支出				
1999	16.13	13.51	21.97	48.39
2000	15.73	13.21	22.27	48.79
2001	13.92	12.59	20.47	53.03
2002	15.19	11.81	64.98	8.02
2003	15.25	12.35	66.84	5.57
2004	15.09	12.46	69.84	2.61
2005	14.40	13.63	69.48	2.49
2006	13.21	15.14	69.29	2.36
2007	10.60	16.99	69.84	2.57
2008	9.76	16.06	72.29	1.89

注：附表 1、2、3 数据来源于各年份河南省统计年鉴。

附表 4 政策变量与财政收入、财政收入增长率、中小學生人数、學生人数增长率的相关性

因变量 did	(1)	(2)	(3)	(4)
财政收入 revenue	0.0000138*** (24.05)			
财政收入增长率 rrate		0.562*** (7.99)		
中小學生人数 totalstu			0.000000270 (1.38)	
學生人数增长率 sturate				-0.907*** (-4.25)
常数项	-0.0769*** (-5.98)	0.0720*** (4.41)	0.0982** (3.12)	0.149*** (11.37)
N	830	747	830	747

附表 5 政策变量与农林水事务支出、农林水事务支出比重、小学在校學生巩固率、初中适龄人口巩固率的相关性

因变量 did	(1)	(2)	(3)	(4)
农林水事务支出 farming	0.0000292*** (11.02)			
农林水事务支出比 重 perfarm		0.0208 (0.14)		
小学在校學生巩固率 primaryggl			-0.00875*** (-4.15)	
初中适龄人口入学 率 secondrxl				0.00638 (1.79)
常数项	-0.00265 (-0.16)	0.136*** (6.55)	1.002*** (4.81)	-0.486 (-1.39)
N	830	830	830	830

补充：双重差分方法介绍

为了说明双重差分方法的原理，我们给出如下解释：

我们将样本划分为 4 组：改革前的处理组、改革后的处理组、改革前的控制组、改革后的控制组。设置两个虚拟变量来度量这种样本划分：一是 $Direct$ ，取值处理组（Treatment Group） $Direct=1$ ，控制组（control group） $Direct=0$ ；二是 $Time$ ，取值改革前 $Time=0$ ，改革后 $Time=1$ 。我们以生均教育支出（ $peredu$ ）为例，设定回归模型：

$$peredu_{it} = \beta_0 + \beta_1 Direct + \beta_2 Time + \lambda did + \mu_{it}$$

其中， $did = Direct \times Time$ ，为我们所关注的政策变量，其系数 λ 即“省管县”政策对生均教育支出的效应。

对于对照组，即 $Direct=0$ ，由式（1）可得，各县前后的生均教育支出期望值分别记为

$$E(peredu_{it}|i, t) = \begin{cases} \beta_0 & \text{当 } Time=0 \text{ 改革前} \\ \beta_0 + \beta_2 & \text{当 } Time=1 \text{ 改革后} \end{cases}$$

对于处理组，即 $Direct=1$ ，由式（1）可得，各县前后的生均教育支出期望值分别记为

$$E(peredu_{it}|i, t) = \begin{cases} \beta_0 + \beta_1 & \text{当 } Time=0 \text{ 改革前} \\ \beta_0 + \beta_1 + \beta_2 + \lambda & \text{当 } Time=1 \text{ 改革后} \end{cases}$$

“省管县”政策对县级政府生均教育支出的影响可以由下式度量，在处理组前后的差异中减去对照组前后的差异，所剩即为由政策导致的差异：

$$\begin{aligned} & \text{即} \left[E(Direct = 1; Time = 1) - E(Direct = 1; Time = 0) \right] \\ & - \left[E(Direct = 0; Time = 1) - E(Direct = 0; Time = 0) \right] \\ & = \left[(\beta_0 + \beta_1 + \beta_2 + \lambda) - (\beta_0 + \beta_1) \right] - \left[(\beta_0 + \beta_2) - \beta_0 \right] = \lambda \end{aligned}$$

加入控制变量后，双重差分同样可以去除其他变量的变动，所得估计量依旧为 λ 。因此，我们关注 λ 的符号及显著性，其大小即为政策的影响程度。