
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

刘 冲 乔坤元 周黎安*

内容提要 本文利用中国“强县扩权”和“省直管县”两种政策试点,首次区分了行政分权和财政分权对县域经济增长影响的不同效果。研究表明:行政分权(强县扩权)通过吸引更多新企业、提高企业平均利润率来促进经济增长,财政分权(省直管县)则通过增加财政收入来刺激经济,但两种分权方式依旧是依靠投资拉动经济,并没有从本质上提升企业的生产率和资源配置效率。研究结果进一步表明,行政分权会产生正的外部性而财政分权的外部性为负,产生这一负外部性的原因可能是地级市对非省直管县的财政挤压加剧。因此政府可以尝试扩大行政分权的试点范围,而在实施财政分权时需注意其对周边县产生的负面影响。

关键词 行政分权 财政分权 经济增长

一 引言

为了推进城市化进程,中国从1983年以来采用“市管县(市)”(本文统一用“县”来指代县、旗、自治县和县级市)体制。但随着城市化的稳步发展直至成熟,这一体制的弊端逐渐涌现(才国伟和黄亮雄,2010;才国伟等,2011;袁渊和左翔,2011;郑新业

* 刘冲:清华大学经济管理学院 100084 电子信箱:liuchong@sem.tsinghua.edu.cn;乔坤元:上海新金融研究院 200002 北京大学光华管理学院 100871 电子信箱:qiaokunyuan@gsm.pku.edu.cn;周黎安:北京大学光华管理学院 100871 电子信箱:zhoula@gsm.pku.edu.cn。

刘冲感谢中国博士后科学基金特别资助(2014T70062)以及博士后科学基金面上资助(2014M56009),周黎安感谢国家自然科学基金面上项目(71273014)以及数量经济与数理金融教育部重点实验室(北京大学)的资助。

等,2011;樊勇和王蔚,2013;贾俊雪等,2013)。因此政府从2002年开始实施了一系列将权力下放至县的改革,力图打破市管县体制对县域经济的桎梏。

在中国,对县分权的改革主要有两种形式:一种是经济管理权限上的行政分权(强县扩权),主要强调向县政府下放项目审批和投资方面的权力;另一种是财政体制上的财政分权(省直管县)^①在收支划分、转移支付、资金往来、预决算、年终结算等方面实现省(自治区,以下简称省)财政与地级市、县财政直接联系,扩大了县域财政的自主权。

对县政府下放行政和财政方面的权力,主要体现在摆脱现有的市管县体制弊端,增大县域自由裁量权,给经济发达的县更大的发展空间,解决“城乡二元矛盾”,减少行政层级,通过分权手段来带动县域经济的增长。具体的,经济管理上的强县扩权政策主要将一些原属于地市的部分经济、社会管理权限直接下放给县一级政府。这一举措使得“市管县”体制中市辖县政府获得了更大的经济管理层面自主权,从而对县域经济产生重要影响。与此相对,财政上的省直管县政策则是在一系列财政问题上实现省财政与市、县财政直接联系,避免了地级市政府对县政府的财政挤压,扩大县域财政的权力。

虽然有不少文献认为分权有利于经济增长,但其中大多数文献讨论的是财政分权对经济增长的作用,而行政分权作为另一种重要的分权改革却少有人问津。在本文中,我们将回答如下问题:第一,下放行政权力和财政权力对经济的影响有什么不同,各自可能的渠道有哪些?考察行政和财政权力下放对县域经济增长影响的差别,有助于我们了解为了经济增长到底应该下放行政权力还是财政权力。以往的文献大多考

① 将“省直管县”作为一种财政分权的改革并非本文首创,现有的大多数研究省直管县的文献均认为这一政策是财政分权的一种方式,如郑新业等(2010)、高军和王晓丹(2012)、贾俊雪等(2013)。因此,我们认为省直管县是对县实行财政分权的一种重要形式。与此同时,中国下一级政府的财政需要和上级政府进行分成并且由上级政府管辖,财政层层剥离,层级越多,基层政府受到的限制也就越多。我们注意到省直管县的改革将县级财政从地市级政府交由省级政府管辖之后,财政管理的层级变少,县级政府获得了更多的财政权力。我们总结了各个省的政府文件,发现财政省直管县在收支划分、转移支付、资金往来、预决算、年终结算等方面实现与省财政直接联系,各省的具体做法主要是“10个直接”: (1) 在收支划分方面,规范地市和县的收支范围,县级财政收入直接与省对接分成,绕过地市; (2) 国税和地税的收入目标直接下达到县,地市仅仅负责协调; (3) 体制补助的基数直接固定到县,以2003年为基础,逐年增加; (4) 消费税和增值税的75% (“两税”) 以及所得税基数返还的基数直接核准到县,并且增加比例; (5) 财政转移支付直接下达到县,不经过地市; (6) 财政结算同样核算到县,年终时省政府与地市和县直接办理结算; (7) 省财政直接确定各县的资金留存比例,预算执行中的资金调度由省财政直接拨付到县; (8) 各县要求专项资金支持,可以直接向省主管部门和省财政厅申报,省财政的专项补助资金,由省财政厅或省财政厅会同省直有关部门直接分配和下达到县,同时抄送市财政及有关部门; (9) 基金分成直接到县; (10) 各项债务直接落实到县。可以看到,这“10个直接”扩大了县域财政在收支两个方面的自主权。

察的是财政分权对经济增长的影响,但我们发现,这些财政权力的下放多数伴随着配套的行政分权措施,因此,对经济增长的影响并不能简单的归结于财政分权,也可能是配套的行政分权措施带来的。我们在本文中重点区分和考察两种权力下放带来的不同效果,为政策制定者提供分权的理论依据。第二,分权改革的外部性是正的还是负的,即分权改革是带动还是阻碍了周边县的发展?分权虽然有可能带来经济增长,但负外部性还有可能阻碍整个地区的发展。政府近些年来着力推行的“强县扩权”和“省直管县”改革试点为我们讨论上述两个问题提供了宝贵的契机,使我们可以区分行政和财政分权的不同效果,并且考察分权带来的外部性。

我们发现,行政分权吸引了更多的新企业并提高了企业的平均利润率,而财政分权则给县政府增加了更多的财政收入。然而,两种分权方式都通过拉动投资粗放地促进经济增长,既没有从本质上提升企业的生产效率,也没有改善资源的配置效率。此外,我们进一步探讨了分权的外部性,这一视角往往被现有文献所忽略。检验结果表明,行政分权对周边县有正的外部性,而财政分权对周边县产生了负的外部性。一个可能的解释是财政分权使得地级市对非省直管县的财政挤压加剧。从这个角度来讲,强县扩权政策的试点可以更好地激活县域经济并带动周边县的发展,而省直管县的实施需要更为慎重,它有可能进一步加剧地区发展的不平衡。

与以往的文献相比,本文具有如下特点:第一,我们首次在文献中区分了行政分权和财政分权对经济的影响,补充了现有文献对行政分权影响经济增长的讨论和分权影响经济增长的渠道考察,为“分权和经济增长”提供了更加全面、完整的分析框架。

第二,我们不仅关注分权对县域经济发展本身的影响,而且进一步讨论了以往文献很少涉及的外部性,即考虑分权政策对周边县的影响。

第三,我们使用县级层面详细的面板数据考察强县扩权和省直管县改革试点的效果,本文采用的数据不仅涵盖了中国所有县的财政、经济统计资料,而且为了深入考察影响渠道,我们还结合中国工业企业数据得到了加总到地区层面的企业信息。

第四,从政策评估的角度来看,本研究为“分权促进经济增长”增添了新的经验证据,尤其是我们发现财政分权对直管县本身的经济增长有利,而对周边县产生的负外部性可能对整个地级市的发展不利。这一发现为政策制定者提供了重要的参考。

本文的结构安排如下:第二部分回顾和总结以往关于分权与经济增长的文献;第三部分重点介绍分权的制度背景,阐明强县扩权和省直管县政策的内容和不同点;第四部分描述本文使用的数据、变量和模型;第五部分汇报检验结果和稳健性检验;第六部分进一步探讨分权的影响,讨论分权政策影响经济增长的渠道,对经济增长

模式的作用并且检验分权的外部性;最后为结论和政策建议。

二 文献综述

研究分权与经济增长关系的文献大多关注财政分权与经济增长之间的关系,发现两者正相关。近些年来试点的强县扩权和省直管县分权改革政策为考察分权对经济增长的影响提供了难得的契机,大多数文献认为这一改革措施对经济增长有利。

我们重点关注对县分权改革效果的文献。才国伟和黄亮雄(2010)从政府层级的角度讨论了分权改革的效果,研究了成为财政分权试点县的因素(人口规模、经济水平、信息化水平、财政赤字、教育负担、金融发展水平),并且发现权力的下放显著提高了政府支出和经济增长的速度,同时发现财政权力下放对于财政支出和经济增长的促进作用比行政权力下放更大。袁渊和左翔(2011)通过对浙江、福建两省规模以上工业企业的考察得到了新的证据,他们发现分权通过对县辖企业的促进而带动经济的发展,且对辖区内非国有企业的影响要高于国有企业,说明分权试点不仅促进了县域经济增长,而且推动了市场化改革。郑新业等(2011)单独考虑了在河南省实施的省直管县财政分权改革试点,发现这一政策使得试点县的经济增长率上升了1.3个百分点,但省直管县却是通过行政上的分权作用而非财政分权作用促进经济增长的。高军和王晓丹(2012)使用空间面板数据模型分析了江苏省51个县的省直管县财政体制改革对经济增长的作用,发现这一正面效果主要是通过对县进行分权而产生的政府竞争效应实现的。樊勇和王蔚(2013)运用倍差法和个体固定效应模型研究了浙江省的县域分权改革,发现分权有力地促进了试点县的经济增长和财政收入,且对强县的促进作用比弱县更为显著,强县的发展更依赖固定资产投资和地方财政支出,弱县则更倚重于二、三产业。与此相对,赵海利(2011)使用倍差法研究浙江第三轮分权实践对于经济增长的影响,发现这一政策的经济绩效并不好,分权显著增加了固定资产投资。县域经济增长依然对传统要素保持较高的依赖,分权需要相应配套的改革措施才能发挥作用。

还有一些文献讨论了对县分权政策在其他方面的影响。才国伟等(2011)考察了分权是否会损害地市的利益,他们使用1999~2008年的数据和系统GMM法,发现强县扩权提高了城市财政收入,抑制了城市财政支出增长,促进了经济增长,而财政省直管县的作用恰好相反,两项改革措施都抑制了城市规模的扩大,但有利于改善城市的环境质量。贾俊雪等(2013)考察了省直管县改革对县级财政的解困作用,他们利用

处置效应模型和动态面板数据模型,发现省直管县财政体制改革有助于增强县级财政的自给能力,实现县级财政解困,但也显著抑制了县域经济的增长。

目前还没有文献在一个统一的框架内讨论行政和财政分权的作用,并且对两种分权的改革方式进行区分。另外,分权对经济增长的影响机制以及分权的外部性还需要进一步探讨。本文将在这几个方面对以往文献进行补充,为分权与经济增长提供一个更加完整的分析框架,区分和比较两种不同的分权模式对经济增长的影响和作用渠道,并且考察分权的外部性。

三 制度背景:强县扩权和省直管县

(一)分权的背景和原因

为推进城市化而实行的市管县体制已经不能满足当前县域经济发展的需要,主要表现在以下几个方面:

第一,在市管县体制下,县级政府的自主权较小,大部分的经济社会管理、财政方面的权限掌握在市一级政府手中,县级政府无法因地制宜履行政府职能,财政方面也受到多方面的掣肘。与此同时,县级政府的职能日益扩大,但在行政权力、人事权力、财政权力方面都受到市级政府的限制,缺乏应有的区域内公共事务的决策权,难以提供优质、高效的公共产品与公共服务。另外,分税制明确规定了中央和省之间的财力分配,但没有说明一个省内部(省、市、县)的财政权力应该如何划分,因此县一级政府需要承担较大的财政压力。

第二,在市管县体制下,经济实力较弱的地级市辐射带动作用有限,无法对所辖县的经济产生促进作用,进而难以带动整个区域经济协调发展,因此产生了“小马拉大车”的现象。现行市管县体制的一个目标是通过城市的优势地位来拉动所辖县乡的经济,但是现实中综合经济实力较弱的城市也被安排管辖自身无法带动的县,比如中西部一些工业基础薄弱以及后来升级的地级市。

第三,在市管县体制下,县成为地级市的附属单位,因此地市一级政府可以通过其行政手段对县进行挤压,造成了市县冲突。在执行分配计划中,地级市也可能出于自身利益的考虑,对上级下达的资金、物资等采取中间截留的办法,打压和制约县域经济发展。另外,地级市为加快城市化发展,依靠其行政权力,将财政权力上收,行政权力下移,比如将其所辖县内发展较好的企业注册地迁移到市区以带动市区经济的发展、将税源充分的企业划归市领导等,造成县级财政困难(贾俊雪等,2013)。

第四,在市管县体制下,城乡差距不断拉大。除了地级市依靠行政权力截留资金、挤压县级财政使得城乡差距不断拉大之外,它们还会利用资源配置的权力将各种人力、物力资源向市区集中,区域发展政策向城市偏移。在现行的考核体制下,政府官员更看重城市建设和区域经济总量的提高,把大部分资金、人员和精力投入到城市的发展上,而忽略农村的发展,甚至把用于农村发展的资金挪用到市区建设当中,使城乡发展难以兼顾,加剧了“城乡二元结构”的矛盾,使得“市带县、工农互补”演变成“重工抑农、厚工薄农”的情形。

第五,在市管县体制下,政府层级增多,行政成本上升,行政效率降低。原来作为省级政府派出机构的地区行署变成了地级市政府,地方行政管理层次由过去的三级变为四级,需要增设机构、扩大编制,容易产生机构臃肿、人浮于事的现象,增加了行政事业费用。与此同时,信息成本也更高,并容易造成信息在传递过程中的失真,其结果不仅是导致政府行政管理效率的降低,而且影响对上级政策的贯彻执行。

基于以上情况,中央政府陆续出台文件,要求各个省政府对其管辖的县政府放权。

(二)分权的措施

各省在经济管理方面进行了强县扩权试点,改革内容大同小异,都是按照“能放则放、责权统一”的原则,减少审批事项,简化审批程序,下放管理权限,扩大县自主权,把一些原属于地市的部分经济、社会管理权限直接下放给县一级政府,赋予其和地市等等的建设项目管理、土地审批、证照发放、价格管理、计划上报、税收管理、项目申报、用地报批和资质认证等权力。

相比之下,省直管县财政改革则是在政府间收支划分、转移支付、资金往来、预决算、年终结算等方面,实现省财政与市、县财政直接联系,开展相关业务工作,继而扩大县域财政权力。具体包括:(1)确定市、县财政各自的支出范围,市、县不得要求对方分担应属自身行政权力范围内的支出责任;(2)转移支付、税收返还、所得税返还等由省直接核定并补助到市、县,专项拨款补助由各市、县直接向省级财政等有关部门申请,由省级财政部门直接下达到市、县,同时市级财政可通过省级财政继续对县给予转移支付;(3)在编制财政预决算方面,市、县统一按照省级财政部门的有关要求,各自编制本级财政收支预算和年终决算;(4)资金往来方面,省与市、县之间建立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。

以浙江省为例,其强县扩权方面的改革举措有:1992年,对13个经济发展较快的县进行分权,内容主要涉及扩大建设、技术改造和外商投资项目的审批权等经济管理权限。1997和2002年又两次扩大改革的规模和范围,涵盖了对外经贸、国土资源、交

通、建设等 12 大类分权事项。在扩大行政权力的同时,也对人事权力进行了改革,省管县的党政班子一把手享受副厅级待遇,其升降调配由省直接管理,市里备案。2006 年浙江省启动了第四轮分权试点,使得义乌市政府基本上具备了地市政府的全部经济管理权限以及部分社会管理权限。省直管县方面的改革举措为:省财政对地市与所辖县采取一视同仁的财政政策,财政体制结算、各个专项资金的分配、资金的调度等都是由省直接到县,无需经过市级财政。市、县分别与省财政发生收支往来关系,地市预算内财政收入仅来自所有的市辖区,与所辖县没有财政隶属关系,只在预算外各种行政规费方面存在结算关系。在收入分成方面,浙江省采取了固定上缴、增量分成和税收返还三种形式。其中,固定上缴是指以 2002 年决算数为基数,作为市、县原体制上缴以及分税制增收上缴省级财政部分;增量分成是指 2003 年后,省财政将原属于省级预算收入的省属企事业各项税收全部下划市、县,实行分税、分享;增收部分,省分成 20%,市、县共分成 80%,对少数欠发达县做适当照顾;税收返还是指对于市、县上划中央的消费税和增值税,省财政给予税收返还,以 1993 年为基数逐年递增,递增率参照中央对省的办法,与本地地上划中央的收入增长率挂钩,挂钩比例按 1 比 0.3 确定,在省内建立规范化的转移支付制度。其他省的做法与浙江省类似,可以通过各个省的政府文件获得相关的资料。^①

附表 1 和附表 2 给出了各省强县扩权和省直管县政策试点县的时间进度情况,从中可以看到,从 2004 年开始各省加快了对县分权的步伐。

四 数据、变量和模型

我们使用的数据源主要有 4 个:《中国县市社会经济统计年鉴》、政府文件、《全国地市县财政统计资料》和中国工业企业数据库,最终整合为 1997~2010 年县级面板数据。其中《中国县市社会经济统计年鉴》为我们提供了关于各个县经济情况的数据,包括 GDP、人口、总投资额、电话普及率、医院/卫生院床位数、农业人口比重。才国伟和黄亮雄(2010)使用这些变量考察了分权的作用并且使用人口、总投资额、电话普及率、医院/卫生院床位数、农业人口比重分析成为财政分权试点县的可能性,我们使用

^① 如《安徽省人民政府关于实行省直管县财政体制改革的通知》、《甘肃省人民政府关于 2009 年扩大省直管县财政管理体制试点范围的意见》和《黑龙江省人民政府关于进一步完善省管县财政管理体制的实施意见》等,一些省份甚至以浙江省为榜样进行模仿,见《辽宁日报》2010 年 12 月 1 日刊登的“关注辽宁扩权强县改革:缓中要为全省县域发展探路”一文。

各个省的统计年鉴补充了 1997 ~ 1998 年的数据,并且验证了《中国县市社会经济统计年鉴》和各省的统计年鉴 1999 ~ 2010 年数据的一致性;关于某个县是否为行政或者财政上的扩权县来自于各个省政府的文件,如《云南省人民政府关于印发云南省开展扩权强县试点实施意见等 4 个文件的通知》等政府公文。财政方面的数据来自于《全国地市县财政统计资料》,包括各个县的财政收入、支出、转移支付等变量;而新企业数量、^①利润率(资产回报率,记作 ROA)、全要素生产率(TFP)均值、资源错配程度则基于我们对中国工业企业数据的计算(限于篇幅,备索),^②我们将企业层面的变量加总到各县级行政单位。

本文使用倍差法估计分权的效果,面板数据模型如下:

$$y_{i,t} = \alpha + \beta_1 kuoquan_{i,t} + \beta_2 zhiguan_{i,t} + \delta control_{i,t} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t}$$

其中, $y_{i,t}$ 是因变量,在基准回归中表示使用省级 CPI 进行通货膨胀调整的 GDP 增长率;在进一步渠道考察中,我们采用了新企业数量、财政收入/GDP、转移支付的实际值(同样使用省级 CPI 调整)、企业利润率、投资、全要素生产率和资源错配程度作为因变量。 $kuoquan_{i,t}$ 代表是否进行行政权力下放的哑变量(是则取 1,我们用“扩权县”来表示), $zhiguan_{i,t}$ 指代是否进行财政权力下放的哑变量(是则取 1,我们用“直管县”来表示)。 $control_{i,t}$ 是一组控制变量,包含储蓄率、第二产业比重和人均 GDP 的对数值,在研究财政分权影响经济增长的渠道方面,我们还控制了人口增长率、人均医院床位数、农业人口比重、电话普及率以及财政收入的对数值,因为这些变量与财政联系紧密(才国伟和黄亮雄,2010)。 μ_i 刻画了不随时间变化的县级政府个体固定效应,比如各个县的文化、自然资源禀赋等,从而避免一些县固有不变的特征与我们关心的分权哑变量相关而使得估计产生偏误, λ_t 是不随个体变化的时间固定效应。 $\varepsilon_{i,t}$ 是残差项,为了避免残差的异方差和序列自相关对估计的干扰,我们按照 Bertrand 等(2004)的做法,将面板倍差法的残差聚合到县级层面,从而得到更加稳健和可信的估计。^③

① 新企业并不完全是新增的样本,因为考虑企业的注册时间,也有新创建的企业被遗漏。根据聂辉华等(2012)的研究,工业企业数据会出现错误登记企业成立时间现象,因此我们按照聂辉华等(2012)给出的关于样本建议,将注册前后一年的企业都作为新企业计入。

② 我们按照文献普遍做法对工业企业数据库进行了处理,并利用 Olley 和 Pakes(1996)的方法计算了全要素生产率,以及按照 Hsieh 和 Klenow(2009)的方法计算了资源错配程度,备索。

③ 一般而言,使用倍差法是为了得到稳健的估计,标准误可以聚合到上一层级(这里的地市级)或者观测当前的层级(这里的县级)。Cameron 和 Miller(2011)的研究表明两种方法都是可行的。Bertrand 等(2004)将残差聚合到当前的层级,并且说明在倍差法的框架下这样做会得到稳健可信的估计,因此我们将残差聚合到县级。我们同时将残差聚合到地市级得到了类似的结果,限于篇幅,结果没有汇报。

表 1

描述性统计量

变量	观测数量	均值	标准差	最小值	最大值
GDP 增长率(%)	24 501	12.321	11.016	-18.917	53.347
是否为行政上的扩权县	27 624	0.084	0.278	0	1
是否是财政上的直管县	27 624	0.082	0.274	0	1
第二产业比重(%)	26 604	0.369	0.16	0.055	0.784
log(人均 GDP)	26 656	8.753	0.828	5.246	12.597
储蓄率(%)	26 489	58.225	28.843	6.479	161.465
新企业数量(对数)	14 823	1.468	1.16	0	5.805
企业 ROA 均值	20 242	0.057	0.108	-1.071	0.89
财政收入/GDP	26 796	0.124	0.109	0.015	0.610
转移支付(对数)	18 862	6.897	1.487	2.079	9.997
农业人口比重	27 074	0.817	0.147	0.167	1
人均医院床位数	27 035	2.907	0.481	1.827	4.189
电话普及率(每万户电话数)	20 968	0.456	0.324	0.012	1.792
人口增长率(%)	24 788	0.736	3.025	-10.811	16.667
财政收入(对数)	27 553	9.847	1.021	6.936	12.391
总投资额(对数)	21 056	10.817	1.583	7.329	14.346
TFP 均值(Olley 和 Pakes, 1996)	18 270	6.167	1.005	-0.532	10.658
资源错配程度(Hsieh 和 Klenow, 2009)	14 666	16.606	25.041	0	541.849

数据来源:《中国县市社会经济统计年鉴》、政府文件、《全国地市县财政统计资料》和中国工业企业数据库。

我们为了更好区分两个政策带来的不同效果,避免行政和财政分权协同作用的干扰,将强县扩权和省直管县政策共同试点的县删去。全样本和我们使用的删节样本得到的估计结果基本一致,刻画强县扩权和省直管县政策的虚拟变量均会正向影响经济增长,而两者的协同作用也是正的但系数不显著,说明两个政策在一定程度上互相促进和补充。

表 1 给出了描述性统计量,需要强调的是异常值现象在县级数据中非常明显,这主要是由统计数据的错误和少数地区行政区划的调整带来的。因此为了避免结果被异常值驱动,我们使用缩尾法(winsorize)将最高和最低 1% 的观测赋上 1% 和 99% 分位点的数值,按这种方法处理了 GDP 增长率、转移支付、人口增长率、财政收入、总投资、电话普及率、农业人口比重、财政收入、财政收入/GDP 以及人均医院床位数。对

于是否使用缩尾法以及缩尾法分位数的选择(2.5%、5%)并不影响估计效果。

从表1可以看到中国县域经济增长率较高,在1998~2010年间GDP增长率达到了12.321%。经历单一分权的县有1/6,其中强县扩权和省直管县试点的县分别有8.4%和8.2%。第二产业比重平均达到了36.9%,反映了中国县域经济较高的工业化水平。而人均GDP的平均值达到6329.64元。与此同时,中国的居民储蓄率较高,平均值达到了58.225%。每年新企业数量有将近5个,而整个县企业的平均利润率可以达到5.7%。县财政收入/GDP平均为12.4%,最高的1%和最低的1%分别为61%和1.5%。农业人口在县域经济中占据重要地位,平均有81.7%,部分县全部为农业人口。在福利方面,人均医院病床数将近3个,而平均将近两家拥有一部电话。

五 检验结果

(一)基准回归

表2汇报了基准回归结果,考虑到分权之后有时间趋势效应,我们同时将这两个哑变量与时间趋势进行交互,得到了类似的估计值,限于篇幅,结果没有汇报,备索。

可以看到,无论是行政权力还是财政权力,下放之后都对经济增长产生正面的作用,指代强县扩权和省直管县的哑变量估计系数都是显著的。第(3)列给出了稳健的估计值,行政分权的县GDP增长率要比没有分权的县高出1.067个百分点,而财政权力下放为财政省直管的县带来了1.432个百分点的经济增长率,与经济增长率的均值(12.321%)相比,这一效果不仅在统计意义上显著,而且在经济意义上也是不可忽视的。

控制变量的估计系数符合直觉:储蓄率对经济增长率的影响显著为负,按照古典增长理论的观点,说明中国的储蓄率过高,超过了均衡状态;工业化水平越高,经济增长就越快,但估计系数不显著;人均GDP正向影响GDP的增长率,说明县域经济在1998~2010年间出现了一定的发散现象,贫富差距不断被拉大(Qiao等,2008)。

以上的结果说明,对县进行分权可以促进经济发展,给定其他条件不变的情况,行政和财政分权为县域经济注入了新的活力,带来了超过1%的经济增长率。

我们的结果与Barro(1996)用跨国样本以及刘小勇(2008)等用国内跨省样本得到的结果并不完全一致。首先,跨国样本的结果很可能是由于不同国家制度和分权形式差异造成的。Barro(1996)使用跨国数据进行的经验研究利用的是横截面数据,没有考虑国家的固定效应,如国家的文化、自然资源禀赋等,得到的结果存疑。此外,即

使他考虑到国家不随时间变化而变化的因素,考察分权与经济增长时国与国的分权形式差异也不能简单使用固定效应解决。其次,国内跨省样本的结果与我们的结果不同点在于,国家与各省以及省政府与县政府之间的财政分权有所不同,包括税收分配比例、转移支付力度等。1994 年的分税制改革规范的是中央与各省之间的财政分配关系,对省以下的财政分税并没有做出具体规定,各省财政是由内部决定的,甚至各个县的情况都不完全一致。从以上两个方面的差别来看,我们的结果为分权与经济增长提供了新的证据。

表 2

基准回归

变量	(1)	(2) 实际 GDP 增长率	(3)
扩权县	0.843 ** (0.342)		1.067 *** (0.344)
直管县		1.262 *** (0.398)	1.432 *** (0.401)
储蓄率	-0.042 *** (0.009)	-0.044 *** (0.009)	-0.043 *** (0.009)
第二产业比重	2.335 (1.593)	2.539 (1.589)	2.500 (1.590)
log(人均 GDP)	12.915 *** (0.885)	12.748 *** (0.873)	12.880 *** (0.881)
常数项	-108.148 *** (8.645)	-106.631 *** (8.501)	-108.195 *** (8.598)
年固定效应	有	有	有
观测数	24 064	24 064	24 064
调整后的 R ²	0.226	0.226	0.227

说明:括号内的标准误聚集在县级水平(Bertrand 等,2004)。***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 显著水平。下表同。

(二)内生性的讨论:倾向得分分配对

一个需要注意的问题是,无论是强县扩权还是省直管县政策,试点的对象侧重于经济发达县,因此我们需要注意样本选择对于估计结果的影响。这里,我们使用倾向得分分配对法对基准结果进行进一步验证。

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

表 3

倾向得分配对

子表 A logit 回归	扩权县	直管县
储蓄率	0.003 *** (0.001)	0.009 *** (0.001)
log(人均 GDP)	1.19 (0.055)	0.168 *** (0.056)
第二产业比重	-0.296 * (0.175)	0.786 *** (0.193)
人均医院床位数	-0.741 *** (0.057)	-0.837 *** (0.062)
电话普及率	-0.197 ** (0.095)	0.237 ** (0.103)
农业人口比重	2.336 *** (0.193)	-1.800 *** (0.185)
常数项	-10.723 *** (0.509)	0.791 (0.513)
观测数量	11576	9672
伪 R ²	0.0765	0.0301
子表 B	匹配效果:变量的平衡性检验	
变量	匹配前 t 检验的 p 值	匹配后 t 检验的 p 值
储蓄率	0.03	0.13
log(人均 GDP)	0.05	0.10
第二产业比重	0.04	0.11
人均医院床位数	0.03	0.16
电话普及率	0.06	0.14
农业人口比重	0.03	0.15
子表 C	配对估计结果	
扩权县	1.379 *** R ² =0.03	(0.352) 观测数量:19 878
直管县	0.854 ** R ² =0.04	(0.352) 观测数量:20 295

说明:括号内为标准误。

这一方法最早由 Rosenbaum 和 Rubin(1983)提出,通过对一些可以观测到的变量进行打分,可得到相应的倾向得分,从而按照得分进行配对,再进行比较分析。

我们按照倾向得分配对的一般步骤,首先使用 logit 模型进行回归,得到的估计值用于计算倾向性得分,再依据得分进行核匹配,^①回归中应该尽可能地控制潜在影响县成为强县扩权或者省直管县政策试点县的变量。我们使用才国伟和黄亮雄(2010)的变量列表进行回归,然而该列表中的变量较多,匹配效果并不理想。我们又逐步进行回归配对,最终使用储蓄率、人均 GDP 对数、第二产业比重、人均医院床位数、电话普及率和农业人口比重进行打分配对。从表 3 的子表 A 可以看到,储蓄率、人均 GDP 对数、第二产业比重、人均医院床位数和电话普及率会影响成为扩权县或者直管县的概率,^②但影响的效果不尽相同,与才国伟和黄亮雄(2010)的发现类似。我们同时考察配对前后变量系统性差别的情况以进一步考察配对的效果,结果汇报于表 3 的子表 B,可以看到各变量的系统性差别有所降低,原本在 10% 水平下有显著差异的变量在匹配之后无显著差异了,这些结果确认了配对的效果。表 3 的子表 C 给出了估计结果,可以看到使用倾向得分配对的估计结果与基准回归类似,并且观测数量并没有因为匹配而损失过多,与基准回归相比,这里用了近 20 000 个观测样本,样本减小了将近 20%。给定其他条件不变,对县下放行政权力使得 GDP 增长率增加 1.379%,估计系数在 1% 水平下显著,对县下放财政权力会使得 GDP 增长率增加 0.854 个百分点,在 5% 水平下显著。从倾向得分配对的结果来看,尽管我们不能从根本上解决分权与否的内生性,但我们通过对样本选择问题的处理,得到一个较为稳健的结果,使得我们的结论更加可信。

六 进一步讨论

(一)影响机制

1. 行政权力下放影响经济的渠道。从各省人民政府关于推行强县扩权试点的文件中可以看出,行政权力的下放主要侧重于简化项目审批和投资方面的程序,宽松的投资环境有利于企业的创办和经营,因此我们借助企业层面的数据来刻画行政分权影响经济的渠道。

① 我们采用文献中最常用的基于非参数统计的核函数匹配方法作为稳健性检验,我们还使用其他的算法(备选的 Epanechnikov 核函数、双权重(biweight)核函数、余弦迹(cosine trace)核函数、高斯核函数、Parzen 核函数、长方形核函数以及三角形核函数)进行测算,得到的结果类似,限于篇幅结果没有给出,备索。

② 我们同时通过匹配图的方式检验了配对的效果,发现大多数观测落在支集(support)上,并且分权组(实验组)和未分权组(对照组)成一定的比例,说明配对会在一定的程度上缓解可能由于样本选择带来的内生性问题。限于篇幅没有汇报,感兴趣的读者可向作者索要。

表 4

行政权力下放影响经济的渠道

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	新企业数量		平均利润率(企业 ROA 均值)			
扩权县	0.185 *** (0.041)		0.196 *** (0.042)	0.038 *** (0.005)		0.038 *** (0.005)
直管县		0.033 (0.042)	0.070 (0.043)		-0.009 ** (0.004)	-0.003 (0.004)
储蓄率	-0.000 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.000 *** (0.000)	-0.000 *** (0.000)	-0.000 ** (0.000)
第二产业比重	0.466 *** (0.147)	0.477 *** (0.146)	0.472 *** (0.147)	0.098 *** (0.013)	0.099 *** (0.014)	0.098 *** (0.013)
log(人均 GDP)	0.195 ** (0.079)	0.159 ** (0.079)	0.192 ** (0.079)	0.012 * (0.007)	0.006 (0.007)	0.012 * (0.007)
常数项	-1.359 * (0.772)	-0.952 (0.769)	-1.342 * (0.771)	-0.104 * (0.058)	-0.061 (0.059)	-0.105 * (0.058)
年固定效应	有	有	有	有	有	有
观测数	14 260	14 260	14 260	19 483	19 483	19 483
调整后的 R ²	0.625	0.624	0.625	0.614	0.609	0.614

表 4 给出了行政权力下放对企业的影响,而企业的数量和经营也影响经济的运行。前(1)~(3)列给出了行政权力下放对于新企业数量的影响,同时控制了财政权力下放的影响。可以看到,行政权力的下放会吸引更多的新企业,估计系数在 1% 水平下显著,分权县平均比没有分权的县多吸引 20% 的新企业,考虑到新企业的平均值为 5,那么强县扩权的试点县可以多吸引 1 个规模以上的新工业企业,这在经济意义上是不可忽视的。后(4)~(6)列给出了行政权力和财政权力下放对企业平均利润率的影响,分权变量的估计系数基本在统计意义上显著:行政权力下放带来的宽松环境有利于企业经营,平均利润率增加了 3.8 个百分点,这一数值超过了均值 5.7% 的一半,效果在经济意义上显著。然而,财政权力的下放对企业的平均利润率有负面影响,使得企业利润率下降了 0.9 个百分点。我们猜测财政权下放可能使省政府直接管辖的县成为企业利润的攫取之手,即县政府为了获得更多的财政权力和财政收支分成,可能会对高利润的企业征收更高的税,使得企业的平均利润率下降。

2. 财政权力下放影响经济的渠道。财政分权影响经济的渠道很少被提及,我们同时使用财政收入/GDP 和省直管县政策文件中提到的转移支付进行考察。

表 5 财政权力下放影响经济的渠道

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	财政收入/GDP			转移支付		
扩权县	0.024 *** (0.002)		0.025 *** (0.002)	0.087 ** (0.041)		0.088 ** (0.041)
直管县		0.004 (0.004)	0.008 * (0.005)		0.020 (0.062)	0.033 (0.062)
储蓄率	0.000 *** (0.000)	0.000 *** (0.000)	0.000 *** (0.000)	-0.002 ** (0.001)	-0.002 ** (0.001)	-0.002 ** (0.001)
人口增长率	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.001 (0.002)	-0.001 (0.002)	-0.001 (0.002)
人均医院床位数	0.016 *** (0.004)	0.015 *** (0.004)	0.016 *** (0.004)	0.101 ** (0.044)	0.098 ** (0.044)	0.098 ** (0.044)
农业人口比重	0.010 (0.022)	0.012 (0.022)	0.012 (0.022)	-1.027 *** (0.262)	-1.029 *** (0.263)	-1.031 *** (0.263)
电话普及率	-0.020 *** (0.005)	-0.021 *** (0.004)	-0.021 *** (0.004)	0.199 *** (0.059)	0.190 *** (0.058)	0.190 *** (0.058)
财政收入				0.147 ** (0.059)	0.155 *** (0.059)	0.155 *** (0.059)
常数项	-0.028 (0.024)	-0.030 (0.024)	-0.033 (0.023)	6.357 *** (0.605)	6.288 *** (0.603)	6.292 *** (0.606)
年固定效应	有	有	有	有	有	有
观测数	20 145	20 145	20 145	12 062	12 062	12 062
调整后的 R ²	0.730	0.732	0.732	0.858	0.858	0.858

表 5 展示了财政权力下放影响经济的渠道。前(1)~(3)列的估计结果显示,如果对县政府进行财政分权,给定其他条件不变,这些财政省直管县的财政收入占 GDP 比例要比对照组高出 0.8%,估计系数在 10% 统计水平下显著,但是在经济意义上不显著。这一数值与 12.3% 的均值相比,其影响是有限的,说明财政权力下放虽然提升了县政府的财政收入,但是效果并不明显。强县扩权政策的试点县也会因为行政的配套措施使得县政府获得更高的财政收入/GDP 的比例,估计系数在 1% 水平下显著,大约为 2.5%,与财政分权相比,这一效果在经济意义上更加明显。表 5 的后(4)~(6)列给出了分权对于转移支付的影响,在控制了财政收入避免估计受到干扰的情况下,可以看到财政省直管县的转移支付没有显著增加,估计系数不显著,说明省直管县并没有起到太好的效果,相反获得行政分权的县同时得到了更多的转移支付,估计系数

显著。在现行的“市管县”体制下,财政分权依然面临不少制度方面的掣肘,我们认为可能是由于分权之后管辖县从市政府获得的支持力度减少,市政府在转移支付方面进行了较多的截留,从而导致县政府财政权力扩大之后,转移支付的数量并没有显著增加。与此同时,我们还使用转移支付占财政收入的比重作为因变量进行考察,得到了类似的结论,限于篇幅,我们没有汇报相关结果,备索。

(二)经济增长模式的变化

大多数研究中国的文献认为分权通过拉动投资促进经济发展(周业安和章泉,2008;赵海利,2011;Chu 和 Zheng,2013;樊勇和王蔚,2013),但这一粗放式的发展模式可能难以持续,因此我们检验这两种分权模式是否从本质上提升企业的效率并降低区域资源错配程度。

表 6 对经济发展模式的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	投资总额			全要素生产率			资源错配程度		
扩权县	0.171 *** (0.029)		0.155 *** (0.029)	-0.089 *** (0.027)		-0.079 *** (0.026)	-0.439 (1.011)		-0.405 (1.003)
直管县		0.211 *** (0.032)	0.196 *** (0.032)		-0.115 *** (0.027)	-0.106 *** (0.026)		-0.400 (1.203)	-0.345 (1.193)
储蓄率	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	-0.000 (0.001)	-0.000 (0.001)	-0.000 (0.001)	-0.009 (0.021)	-0.009 (0.022)	-0.009 (0.022)
第二产业比重	0.254 *** (0.093)	0.266 *** (0.096)	0.262 *** (0.096)	0.220 (0.180)	0.211 (0.181)	0.210 (0.177)	0.616 (2.362)	0.583 (2.359)	0.581 (2.353)
log(人均 GDP)	0.829 *** (0.060)	0.809 *** (0.060)	0.838 *** (0.060)	0.154 ** (0.068)	0.165 ** (0.068)	0.153 ** (0.068)	5.286 *** (1.883)	5.339 *** (1.886)	5.280 *** (1.883)
常数项	4.383 *** (0.596)	4.568 *** (0.595)	4.235 *** (0.598)	4.016 *** (0.555)	3.921 *** (0.556)	4.027 *** (0.554)	-28.665 * (15.955)	-29.114 * (15.980)	-28.617 * (15.953)
年固定效应	有	有	有	有	有	有	有	有	有
观测数	21 650	21 650	21 650	18 048	18 048	18 048	14 555	14 555	14 555
调整后的 R ²	0.858	0.859	0.859	0.733	0.733	0.733	0.373	0.373	0.373

表 6 的(1)~(3)列给出了分权对于投资总额的影响,可以看到行政分权和财政分权都会拉动投资,估计系数在 1% 水平下显著。平均而言,强县扩权和省直管县政策试点县的投资额度要比没有试点的县高出 16%~21%,这一效果是不可忽视的,此观点与郑新业等(2011)的发现类似。

第(4)~(6)列汇报了分权对于一个县内企业平均全要素生产率的影响。全要素生产率主要使用 Olley 和 Pakes (1996) 的半参数方法得到,^①我们发现财政分权变量的估计系数在统计意义上负向显著,说明权力的下放并没有增加这些县的全要素生产率,甚至有负面影响。但是其估计系数在经济意义上不显著,平均值在-0.1 左右,相比于全要素生产率的均值 6.167,这一影响可以忽略。

我们借助 Hsieh 和 Klenow (2009) 的方法计算出了资源错配程度,^②这一数值越小说明配置效率越接近理想的资源配置程度,即资源配置就越有效。表 6 的第(7)~(9)列的结果说明资源配置效率并没有因为分权而显著提高,估计系数都不显著。

表 6 结果与赵海利 (2011) 的发现一致,分权是通过进一步拉动投资来带动经济增长,但经济效率并没有提高。

(三)外部性

需要注意的是,估计结果不可以被过度解读。分权政策有可能会带来负外部性使得周边县(即同一个地级市下辖县,因为当地政府出于自身利益的考虑,一般不会轻易让企业、投资等跨地市迁移)的状况变差,于是分权可能对整个地级市的发展不利(才国伟等,2011)。

分权可能会对周边县产生负面影响:首先,强县扩权和省直管县政策试点县的经营环境更加优越和宽松,因此它们可能会把周边县的一些企业吸引过来,从而“吸干”周边县的资源。其次,试点县与省政府直接分享财政账户,引起地市政府的警觉,市政府可能会变本加厉的挤压还没有进行政策试点的周边县财政收入,使得这些县的投资、财政转移支付都出现不足的现象。最后,分权可能产生税收竞争,使得那些拥有更大财政权力的县获得更多的优势,而没有获得财政权力的县由于市场分割、地方保护主义而受到负面影响。

我们将没有分权县剔除,如果某一个地市有分权县,那么这个地市的其他没有分权县,也即周边县的分权哑变量赋值为 1,否则为 0。我们使用含扩权县和含直管县来指代这两个新生成的变量。

表 7 给出了外部性的检验结果,从(1)~(3)列可以看出行政分权产生了正的外部性而财政分权恰好相反,估计系数均在统计意义上显著。行政分权使得周边县的经

① 这一方法已经被很多学者广泛使用。使用索罗残差的最小二乘法 and 固定效应法、Levinsohn 和 Petrin (2003) 给出的方法计算的全要素生产率与我们汇报的结果相类似,限于篇幅,没有汇报。

② 这一方法的本质是用 TFP 的损失来度量资源错配程度。我们同样参考 Hsieh 和 Klenow (2009) 的做法,对资源错配程度采用了不同的函数形式作为稳健性检验,得到了相似的结果。限于篇幅,结果没有在此汇报,备索。

济增长率提高 0.94 个百分点,而财政分权则使得周边县的经济增长率下降 2.132 个百分点,相比于经济增长率均值 12.321%,这一效果在经济意义上不可忽视。第(4)~(6)列给出了分权对于新企业数量的影响,可以看到行政分权的外部性依旧明显,估计系数在 1% 水平下显著。如果同一个地市有强县扩权试点县,那么非试点县也会多吸引 18% 的新企业,考虑到新企业的均值为 5,那么大约会吸引 1 家新的大中型工业企业。表 7 的(7)~(9)列给出了分权对于周边县财政转移支付的影响,可以看到财政分权挤压了周边县的转移支付,估计系数在 1% 水平下负向显著:如果同一个地市有省直管县政策的试点县,那么该地市周边县的转移支付将降低 17%,这一效果是不可忽视的。

与此同时,我们考察了强县扩权和省直管县政策对于周边县的投资、全要素生产率和资源配置效率的影响,发现这两种政策使得周边县的投资增加超过 20%,这一影响不仅仅在统计上显著,在经济意义上也同样不可忽视。但是,两种政策都没有提升周边县的企业全要素生产率,也没有改善资源的配置效率。这同样说明,行政分权和财政分权都不会对周边县的经济效率起到带动作用,这两种政策对于周边县的影响主要是通过投资、吸引新企业和转移支付产生。限于篇幅,其结果没有汇报,备案。

表 7 对于周边县的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
变量	GDP 增长率			新企业数量			财政转移支付		
含扩权县	0.757 ** (0.370)		0.941 ** (0.373)	0.177 *** (0.049)		0.178 *** (0.049)	-0.053 (0.036)		-0.053 (0.036)
含直管县		-1.997 *** (0.580)	-2.132 *** (0.581)		-0.016 (0.058)	-0.027 (0.058)		-0.168 *** (0.041)	-0.167 *** (0.041)
控制变量	有	有	有	有	有	有	有	有	有
观测数	19 699	19 699	19 699	11 456	11 456	11 456	10 398	10 398	10 398
调整后的 R ²	0.243	0.244	0.244	0.589	0.587	0.588	0.855	0.855	0.855

说明:(1)~(6)列的控制变量有储蓄率、对数人均 GDP 和第二产业比重,(7)~(9)列的控制变量有人口增长率、人均医院床位数、农业人口比重和电话普及率。限于篇幅,控制变量的估计系数没有汇报,感兴趣的读者可以致函向作者索要。

表 7 的结果说明,行政分权可能真正起到了带动经济发展的作用,而财政分权的作用有可能是由于直管县对其周边县产生了负外部性、挤压周边县的发展而造成一个统计现象,第(2)、(3)、(8)和(9)列的估计系数在 1% 水平下显著为负,对于经济增

长率的估计数值大小甚至超过了表2基准回归中的1.432。一个猜测是,财政分权带来的“经济增长”可能是由于行政分权带来的(郑新业等,2011),通过对政府文件的解读也不难发现,省直管县政策在实施过程中需要配套行政分权措施,否则难以执行。

以往文献记录的财政分权对于经济影响的“正面效果”,可能是由于没有细究财政分权的外部性,同时也忽略了相关配套的行政分权措施而得到了片面的结果。

那么为什么财政分权而不是行政分权会产生负的外部性?一个可能的解释是,财政分权使得地市警惕下一步的财政分权计划,在下一步财政分权政策出台之前变本加厉的对非财政省直管县进行挤压,使得它们在发展经济时财力不足。表7(7)~(9)列的估计结果说明,省直管县政策试点县的周边县转移支付额度更低,而这一点也可以从一些文献的总结中看出(才国伟等,2011;赵海利,2011;贾俊雪,2013)。

七 结论和政策建议

本文借助中国强县扩权和省直管县两种政策试点,使用详细的县级面板数据,区分了行政分权和财政分权对于经济增长影响的差异。我们发现,行政分权对经济增长有促进作用,它通过吸引新企业、提升企业的平均利润率来促进经济发展,而财政权力的下放则主要通过增加财政收入来影响经济。但是,这两种分权政策依旧粗放地拉动投资带动经济发展,既没有从本质上提高企业的生产效率,也没有改善资源的配置效率。另外,通过分析政策对周边县的影响,我们还发现行政分权会带来正外部性而财政分权会产生负的外部性,说明行政分权可能真正对经济发展产生了正面影响,财政分权只对省直管县本身的经济增长有利,而对周边县产生的负外部性可能对整个地级市的发展不利。

政府下一步应该考虑扩大强县扩权的试点范围,尽可能采取行政分权的方式以激活县域经济,与此同时注意财政分权潜在的负外部性。此外,分权政策还是通过粗放地拉动投资来刺激经济,政府需要通过其他的辅助政策措施转变中国投资型经济增长模式,提升企业的研发能力和生产效率,改善资源的配置效率。

然而,本文的结果不可以被过度解读。第一,分权可能会有长期的效果,尤其是财政分权,由于数据可得性的原因,我们只能讨论短期的影响。第二,我们的估计结果可能还是会受到内生性问题的影响,政策试点之前的县可能存在一定的差异,导致估计的政策效果并不十分准确。未来的研究需要关注政策的长期效果,使用更长的数据样本进行研究,并且更好解决内生性的问题。

参考文献:

- 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。
- 才国伟、张学志、邓卫广(2011):《“省直管县”改革会损害地级市的利益吗?》,《经济研究》第7期。
- 樊勇、王蔚(2013):《“分权强县”改革效果的比较研究——以浙江省县政分权为样本》,《公共管理学报》第1期。
- 高军、王晓丹(2012):《“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》第3期。
- 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。
- 刘小勇(2008):《省及省以下财政分权与省际经济增长》,《经济科学》第1期。
- 聂辉华、江艇、杨汝岱(2012):《中国工业企业数据库的使用现状和潜在问题》,《世界经济》第5期。
- 袁渊、左翔(2011):《“分权强县”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。
- 赵海利(2011):《基层分权改革的增长绩效——基于浙江省强县扩权改革实践的经验考察》,《财贸经济》第8期。
- 郑新业、王晗、赵益卓(2011):《“省直管县”能促进经济增长吗?——双重差分方法》,《管理世界》第8期。
- 周业安、章泉(2008):《财政分权、经济增长和波动》,《管理世界》第3期。
- Barro, R. J. “Determinants of Economic Growth: A Cross-country Empirical Study.” *NBER Working Paper* No. 5698, 1996.
- Bertrand, M.; Duflo, E. and Mullainathan, S. “How Should We Trust Differences-in-differences Estimates?” *Quarterly Journal of Economics*, 2004, 119(1), pp.249-275.
- Brandt, L.; Van Biesebroeck, J. and Zhang, Y. “Creative Accounting or Creative Destruction: Firm Level Productivity Growth in Chinese Manufacturing.” *Journal of Development Economics*, 2012, 97 (2), pp.339-351.
- Cai, H. and Liu, Q. “Competition and Corporate Tax Avoidance: Evidence from Chinese Industrial Firms.” *The Economic Journal*, 2009, 119(537), pp.764-795.
- Cameron, A. C. and Miller, D. L. “Robust Inference with Clustered Data,” in A. Ullah and D. E. Giles eds., *Handbook of Empirical Economics and Finance*. CRC Press, 2011.
- Chu, J. and Zheng, X. “China’s Fiscal Decentralization and Regional Economic Growth.” *Japanese Economic Review*, 2013, 64(4), pp.537-549.
- Hsieh, C. and Klenow, P. “Misallocation and Manufacturing TFP in China and India.” *The Quarterly Journal of Economics*, 2009, 124(4), pp.1403-1448.
- Levinsohn, J. and Petrin, A. “Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables.” *The Review of Economic Studies*, 2003, 70(2), pp.317-341.
- Olley, G. S. and Pakes, A. “The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry.” *Econometrica*, 1996, 64(6), pp.1263-1297.
- Qiao, B.; Martinez-Vazquez, J. and Xu, Y. “The Tradeoff between Growth and Equity in Decentralization Policy: China’s Experience.” *Journal of Development Economics*, 2008, 86(1), pp.112-128.
- Rosenbaum, P. R. and Rubin, D. B. “The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects.” *Biometrika*, 1983, 70 (1), pp.41-55.

附表 1

各省强县扩权试点县时间进度

省份/年	97	98	99	00	01	02	03	04	05	06	07	08	09	10
河北	0	0	0	0	0	0	0	0	22	22	22	22	65	65
山西	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
内蒙古	0	0	0	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2
辽宁	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	15	15
吉林	0	0	0	0	0	0	0	0	33	33	33	33	33	33
黑龙江	0	0	0	0	0	0	0	10	10	10	10	10	10	10
江苏	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
浙江	0	0	0	0	0	19	19	19	19	19	19	62	62	62
安徽	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	12	30	30	30
福建	0	0	0	0	0	0	58	58	58	58	58	58	58	58
江西	0	0	0	0	0	0	0	0	1	1	1	1	1	1
山东	0	0	0	0	0	0	26	26	26	26	26	26	26	26
河南	0	0	0	1	1	1	1	36	36	36	36	36	50	50
湖北	0	0	0	0	0	0	20	20	32	42	61	61	61	61
湖南	0	0	0	0	0	0	0	0	88	88	88	88	88	88
广东	0	0	0	0	0	0	0	0	78	78	78	78	78	78
广西	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
海南	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	16	16	16
四川	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	27	27	59	59
贵州	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
云南	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	7	7
西藏	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
陕西	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	15	15	15	15
甘肃	0	0	0	0	0	0	0	0	15	15	15	15	15	15
青海	0	0	0	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
宁夏	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	2
新疆	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0

数据来源:各省政府文件,如《云南省人民政府关于印发云南省开展扩权强县试点实施意见等4个文件的通知》等。

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

附表 2

各省省直管县试点县时间进度

省份/年	97	98	99	00	01	02	03	04	05	06	07	08	09	10
河北	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	64	64
山西	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	35	35	35	35
内蒙古	0	0	1	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2
辽宁	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
吉林	0	0	0	0	0	0	0	0	33	33	33	33	33	27
黑龙江	0	0	3	0	0	0	0	0	0	0	64	66	66	66
江苏	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	57	57	57	63
浙江	62	62	62	62	62	62	62	62	62	62	62	62	62	62
安徽	0	0	0	0	0	0	0	57	57	57	57	57	57	57
福建	0	0	2	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
江西	0	2	2	0	0	0	0	0	21	21	59	59	75	81
山东	1	1	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	20	20
河南	1	1	1	1	1	1	1	6	6	6	7	7	22	22
湖北	0	5	5	0	0	0	0	58	58	58	58	59	59	59
湖南	1	1	3	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
广东	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	1
广西	1	1	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
海南	16	16	16	16	16	16	16	16	16	16	16	16	16	16
四川	0	1	2	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
贵州	2	2	2	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
云南	1	1	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
西藏	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
陕西	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	14	15	15	15
甘肃	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	17	17	41	41
青海	0	0	0	1	1	1	1	1	1	1	9	9	9	9
宁夏	0	2	2	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
新疆	0	0	0	1	1	1	1	4	4	4	4	4	4	4

数据来源:各省政府文件,如《陕西省人民政府关于实行省管县财政体制改革试点的通知》等。

(截稿:2014 年 7 月 责任编辑:李元玉)