



上海新金融研究院工作论文系列

No. SFIWP0033

**行政放权 VS 财政放权：来自中国县域的证据**

刘冲 乔坤元 周黎安

2014年6月3日

说明：上海新金融研究院是为支持上海国际金融中心建设而成立的非营利性金融类专业学术研究机构，由中国金融四十人论坛举办，并与上海市黄浦区人民政府展开战略合作。

本工作论文是上海新金融研究院研究人员在工作期间形成的、尚未公开发表的研究成果，文中观点仅代表作者本人，不代表本研究院。未经书面同意，谢绝任何形式的转载和复制。

# 行政放权 vs 财政放权：来自中国县域的证据

刘冲 乔坤元 周黎安\*

## 摘要

本文利用我国“强县扩权”和“省直管县”两种政策试点，首次区分了行政放权和财政放权对县域经济增长影响的不同效果。研究表明：行政放权（“强县扩权”）通过吸引更多的新企业、提高企业平均利润率来促进增长，财政放权（“省直管县”）则通过增加财政收入来刺激经济，但两种放权的方式依旧是粗放地依靠投资拉动经济，并没有从本质上提升企业的生产率和资源的配置效率。实证结果进一步表明，行政放权会产生正的外部性而财政放权的外部性为负，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盘剥加剧。因此政府可以尝试扩大行政放权的试点范围，而在实施财政放权时需注意其对周边县产生的负面影响。

**关键词：**行政放权；财政放权；经济增长；渠道；外部性

## 一、引言

为了推进城市化运动，我国从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（才国伟等，2010、2011；袁渊和左翔，2011；郑新业等，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。此后，2008年10月召开的党的十七届三中全会审议通过了《中共中央关于推进农村改革发展若干重大问题的决定》（以下简称《决定》），提出“扩大县域发展自主权，增加对县的一般性转移支付、促进财力与行政权力相匹配，增强县域经济活力和实力。推进省直接管理县（市）财政体制改革，优先将农业大县纳入改革范围。有条件的地方可依法探索省直接管理县（市）的体制。”2009年中央一号文件也明确指出，“推进省直接管理县（市）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。稳步推进扩权强县改革试点，鼓励有条件的省份率先减少行政层次，依法探索省直接管理县（市）的体制。”2008年的《决定》和2009年的中央一号文件将对县政府进行放权的改革推向了高潮。

在我国，对县放权的改革主要有两种形式，一种是经济管理权限上的“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“省直管县”<sup>①</sup>，

---

\*刘冲：清华大学经济管理学院，100084，电子邮箱：[pkuliuchong@foxmail.com](mailto:pkuliuchong@foxmail.com)；乔坤元，上海新金融研究院/金融四十人论坛，北京大学光华管理学院，200001，100871，电子邮箱：[qiaokunyu@126.com](mailto:qiaokunyu@126.com)；周黎安，北京大学光华管理学院，100871，电子邮箱：[zhouli@pku.edu.cn](mailto:zhouli@pku.edu.cn)，周黎安感谢国家自然科学基金面上项目（项目批准号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。

<sup>①</sup>将“省直管县”当作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，p35）通过总结过去几年的实践经验，说明“中国的‘省直管县’构成的‘自然实验（natural experiment）’为我们研究财政分权与经济增长的关系提供了独特机会”；高军和王晓丹（2012，p4）提出“‘省直管县’作为一种在省、市、县三级政府之间财政分权的模式，其实质在于通过‘扩权强县’增加县级政府的财政自主权”；贾俊雪等（2013，p23）指出“省直管县财政体制改革是我国省以下财政体制的一次探索性实践创新，但并没有从根本上改变1994年分税制改革以来所形

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财政与地级市、县财政直接联系，扩大了县域财政的自主权。不少文献认为放权有利于经济增长，但大多数文献讨论的是财政放权对经济增长的作用，而行政放权作为另一种重要的放权改革却少有人问津。

在本文中，我们将回答如下的问题。第一，下放行政权力和财政权力对经济的影响有什么区别，各自可能的渠道有哪些？第二，放权改革的外部性是正的还是负的，即放权改革带动了还是阻碍了周边县的发展？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，可以让我们区分行政和财政放权的不同效果，并且考察放权带来的外部性。

我们重点研究行政和财政权力的下放对县域经济增长影响的差别，发现行政放权吸引了更多的新企业并提高了企业的平均利润率，而财政放权则给县政府增加了更多的财政收入。然而，两种放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，我们进一步探讨了放权的外部性，这一视角往往被文献忽略。实证结果表明，行政放权对周边县有正的外部性，而财政放权对周边县产生了负的外部性，一个可能的解释是财政放权使得地级市对非省直管县的财政盘剥加剧。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，但“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，本文有如下的特点。第一，我们首次在文献中区分了行政放权和财政放权对经济的影响，补充了现有文献对行政放权影响经济增长的讨论和放权影响经济增长的渠道的考察，为“放权和经济增长”提供了更加全面、完整的分析框架。第二，我们不仅关注放权对县域经济发展本身的影响，还进一步讨论了以往文献很少涉及的外部性，即考虑放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我国所有县的财政、经济统计资料，而且为了深入考察影响渠道，我们还结合了中国工业企业数据得到了加总到县级/地市级企业的信息。最后，从政策评估的角度来看，本研究为“放权促进经济增长”增添了新的经验证据，尤其是我们发现财政放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。

本文接下来的部分安排如下。第二部分回顾和总结以往关于放权与经济增长的文献；第三部分重点介绍放权的制度背景，阐明经济管理上的“强县扩权”和财政体制上“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；第五部分汇报实证结果和稳健性检验；第六部分进一步探讨放权的影响，讨论放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放权的外部性；最后一部分给出结论和政策建议。

---

成的财力层层集中事权逐级下放的省以下财政收支责任安排的总体格局”，“这些都势必会对省直管县财政体制改革成效产生重要影响，因而我们并不能单纯孤立地看待省直管县财政体制改革，应将其纳入到省以下财政分权化改革和政府机构改革的总体框架内加以综合考察。”因此，我们认为省直管县是对县进行财政分权的一种重要的形式。与此同时，我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（比如县级政府）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“十个直接”：（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，按照2003年为基础，逐年增加；（4）税收返还方面，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）财政结算方面，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解比例，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，可以直接向省直有关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“十个直接”扩大了县域财政的收支两个方面的自主权。综上所述，我们将“省直管县”改革当作财政放权是合理的。

## 二、 文献综述

研究放权与经济增长关系的文献汗牛充栋,大多数文献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”放权改革政策为考察放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。

才国伟和黄亮雄(2010)从政府层级的角度讨论了放权改革的效果,研究了成为财政放权试点县的因素(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的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,他们发现放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都要高于国有企业,说明放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”财政放权改革试点,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”却是通过经济上的放权作用而非财政放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,发现这一正面的效果主要是通过通过对县进行放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放权改革,发现放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放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,放权显著的增加了固定资产投资,但县域经济增长依然对传统要素保持较高的依赖,放权需要相应配套的改革措施发挥作用。

还有一些文献讨论了对县进行放权的政策其他方面的影响。才国伟等(2011)考察了放权是否会损害到地市的利益,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。

然而,目前还没有文献在一个统一的框架内讨论行政和财政放权的作用,并且对两种放权的改革方式进行区分。另外,放权对经济增长的影响机制也并不明朗。最后,放权的外部性还需要进一步探讨,“放权促进经济增长”可能是由于它的负外部性带来的。本文将在这几个方面对以往文献进行补充,为放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放权模式对经济增长影响和作用渠道的不同,并且考察放权的外部性。

## 三、 制度背景：“强县扩权”和“省直管县”

### (一) 放权的背景和原因

为推进城市化运动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，这样县级政府无法因地制宜的履行政府职能，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更多的财政压力。

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。现行的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的发展，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，比如中西部的一些工业基础薄弱或者后来升级的地级市。

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盘剥，造成了市县的冲突。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，打压了县的积极性，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的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，进而挤压县级财政，造成县级财政困难（贾俊雪等，2013）。这些做法就是所谓的“市吃县”、“市卡县”、“市刮县”、“市压县”的现象。

第四，在市管县体制下，城乡差距的不断拉大。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利将各种人力、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，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”演变成了“重工抑农、厚工薄农”。

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，结果不仅导致政府行政管理效率的降低，而且影响到上级政策的贯彻执行。

基于以上的情况，中央陆续出台文件，要求各个省政府向其管辖的县政府进行扩权。

## （二）放权的措施

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，扩大县自主权的思路，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，赋予其和地市等同样的建设项目管理、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、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，继而扩大县域财政的权力。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放权，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年和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大类放权事项。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放权试点，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于所有的市辖区，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、县都分成80%，对少数欠发达县做适当照顾；税收返还还是指对于市、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<sup>②</sup>。

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图，可以看到，从2004年开始各省加快了对县放权的步伐。

## 四、 数据、变量和模型

我们使用的数据源主要有四个，《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，最终整合成为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的经济情况的数据，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放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放权试点县的可能性，我们使用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（市、自治区）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》《陕西省人民政府关于实行省直管县财政体制改革试点的通知》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<sup>③</sup>、利润率（资产回报率，Return on Asset，记作ROA）、全要素生产率

<sup>②</sup>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》《黑龙江省人民政府关于进一步完善省直管县财政管理体制的实施意见》《江西省人民政府关于进一步扩大省直管县财政体制改革试点范围的通知》《吉林省人民政府关于实行省直管县财政体制改革的通知》等等，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：绥中要为全省县域发展探路》。

<sup>③</sup>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），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）给出的关于样本的建

(Total Factor Productivity, 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 (详见附录 2 和附录 4), 我们将企业层面的变量加总到个县级行政单位。

本文使用倍差法估计放权的效果, 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, 在渠道考察当中还代表新企业数量、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、基建投资、全要素生产率和资源错配程度。  $kuoquan_{i,t}$  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 (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, 在研究财政放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)。  $\mu_i$  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、自然资源禀赋等等, 从而避免一些县固有不变的特征与我们关心的放权哑变量相关使得估计产生偏误,  $\lambda_t$  是不随着个体的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于估计的干扰, 我们按照Bertrand等 (2004) 的做法, 将面板倍差法的残差进行聚合到县级层面 (standard error clustered at county level), 从而得到更加稳健和可信的估计<sup>④</sup>。

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 (%)	24501	12.321	11.016	-18.917	53.347
是否为经济上的扩权县	27624	0.084	0.278	0	1
是否是财政上的直管县	27624	0.082	0.274	0	1
第二产业比重 (%)	26604	0.369	0.16	0.055	0.784
人均 GDP (对数)	26656	8.753	0.828	5.246	12.597
储蓄率 (%)	26489	58.225	28.843	6.479	161.465
新企业数量 (对数)	14823	1.468	1.16	0	5.805
企业 ROA 均值	20242	0.057	0.108	-1.071	0.89
财政收入/GDP	26796	0.124	0.109	0.015	0.610
转移支付 (对数)	18862	6.897	1.487	2.079	9.997
农业人口比重	27074	0.817	0.147	0.167	1
人均医院床位数	27035	2.907	0.481	1.827	4.189
电话普及率 (每万户电话数)	20968	0.456	0.324	0.012	1.792
人口增长率 (%)	24788	0.736	3.025	-10.811	16.667

议, 认为企业在注册的前后一年都算作新企业, 计算到新企业的数量当中。

<sup>④</sup>一般而言, 使用倍差法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) 做了综述, 说明两种方法都是可行的。Bertrand 等 (2004) 将残差聚合到了当前的层级, 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, 碍于篇幅, 结果没有汇报。

财政收入（对数）	27553	9.847	1.021	6.936	12.391
总投资额（对数）	21056	10.817	1.583	7.329	14.346
TFP 均值（Olley 和 Pakes,1996）	18270	6.167	1.005	-0.532	10.658
资源错配程度（Hsieh 和 Klenow,2009）	14666	16.606	25.041	-0.00001	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。

我们为了更好的区分两个政策带来的不同的效果,避免行政和财政放权的协同作用的干扰,将“强县扩权”和“省直管县”政策共同试点的县删去,总共包含了 6.2%的样本。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,可以看到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。是否使用缩尾法以及缩尾法分位数的选择(2.5%、5%等)并不影响估计效果。

从表 1 中可以看到我国县域经济增长率较高,在 1998-2010 年间 GDP 增长率达到了 12.321%。经历单一放权的县有六分之一,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%,反映了我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,我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 平均来看有 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当中占据着重要的地位,平均有 81.7%,部分县全部为农业人口。福利方面,人均医院病床数为 3,而电话普及率平均而言有 45.6%。人口平均增长率为 0.736%,说明了计划生育政策 1997-2010 年间在县域落实的效果。财政收入和总投资额平均而言有 1.89 亿和 5 亿左右。

## 五、实证结果

### (一) 基准回归

表 2 基准回归

变量	(1)	(2)	(3)
		实际GDP增长率	
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R <sup>2</sup>	0.226	0.226	0.227

注：标准误差聚集在县域（clustered at county level, Bertrand 等，2004），汇报于系数下的括号内。\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1。

表 2 汇报了基准回归的结果，考虑到放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，碍于篇幅，结果没有汇报。

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）列给出了最稳健的估计值，经济管理放权的县 GDP 增长率要比没有被放权的县高出超过 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，这一效果不仅仅在统计意义上显著，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：储蓄率显著负向的影响经济增长率，按照古典增长理论的观点，这说明我国的储蓄率过高，超过了均衡状态的储蓄率；工业化水平越高，经济增长越快，但估计系数不显著；人均 GDP 正向影响 GDP 的增长率，这说明我国县域经济在 1998 至 2010 年间出现了一定的发散现象，贫富差距在不断的被拉大（Qiao 等，2008）。

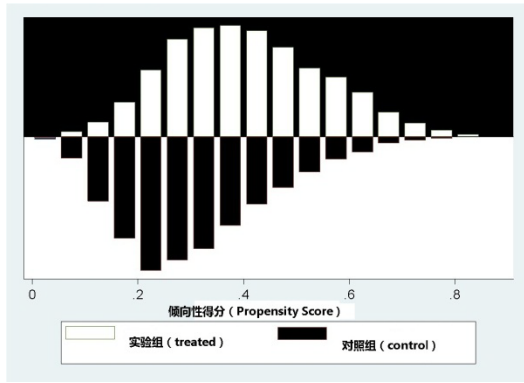
以上的结果说明，对县进行放权可以促进经济的发展，给定其他条件不变的情况下，行政和财政放权为县域经济注入了新的活力，带来了超过 1% 的经济增长率。

我们的结果与 Barro（1996）的跨国样本以及刘小勇（2008）等国内跨省样本得到的结果并不完全一致。跨国样本的结果很可能是由于不同国家的制度和分权形式的差异造成的，Barro 一系列使用跨国数据进行的经验研究（1）很多利用的是横截面数据，没有考虑到国家的固定效应，如国家的文化、自然资源禀赋等，得到的结果存疑；（2）即使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的使用固定效应解决。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。因此，我们的实证结果为放权与经济增长提供了新的证据。

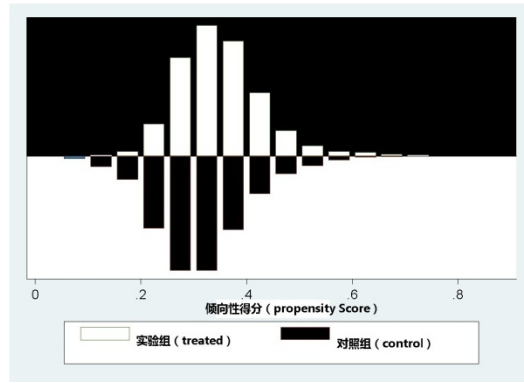
## （二）内生性的讨论：倾向得分配对

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，试点的对象侧重于发达的县，因此我们需要注意样本选择对于估计结果的影响。这里，我们使用倾向得分配对法（propensity score matching）对基准结果进行进一步的验证。

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



“放权”匹配效果



“直管”匹配效果

图 1 匹配的效果

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出倾向性得分，在依据得分进行核匹配<sup>⑤</sup>，回归中应该尽可能的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，我们逐步（stepwise）回归配对，最终使用投资比率、人口增长率、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，投资比率，人口增长率、人均医院床位数和电话普及率都正面影响成为“扩权县”或者“直管县”的概率，说明试点还是主要集中在投资率较高、电话普及率（经济情况）较好的地区，而农业人口越多（城市化率更低），则越不可能成为试点县，获得更多的权力。显著的估计值也说明使用这些变量进行打分是合适的。图 1 给出了配对的结果，大多数观测落在支集（support）上，并且放权组（这里的实验组）和未放权组（这里的对照组）成一定的比例，说明了配对会在一定的程度上缓解可能的由于样本选择带来的内生性问题。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，这里用到了将近 20000 个观测，样本减小了不到 20%。给定其他不变，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使得GDP增长率加速 0.854 个百分点，同样在 1%水平下显著。从倾向得分配对的结果来看，尽管放权与否的内生性我们不能从根本上解决，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。

表 3 倾向得分配对

子表 A: Logit 回归	扩权县	直管县
储蓄率	0.0027*** (0.0009)	0.0087*** (0.0009)
Log(人均 GDP)	1.19 (0.0550)	0.168*** (0.0560)
第二产业比重	-0.296* (0.175)	0.786*** (0.193)
人均医院床位数	-0.741***	-0.837***

<sup>⑤</sup>我们匹配采用文献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）得到的结果类似，碍于篇幅结果没有报出。

	(0.057)	(0.062)
电话普及率	-0.197**	0.237**
	(0.095)	(0.103)
农业人口比重	2.336***	-1.800***
	(0.193)	(0.185)
常数项	-10.7228***	0.7911
	(0.509)	(0.513)
观测数量	11576	9672
伪R <sup>2</sup>	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***	(0.352)
	R <sup>2</sup> =0.03	观测数量：19878
直管县	0.854**	(0.352)
	R <sup>2</sup> =0.04	观测数量：20295

标准误汇报于系数下的括号内。\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1。

## 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进入和经营，因此我们借助企业层面的数据来刻画行政放权影响经济的渠道。

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	
扩权县	0.185***		0.196***	0.038***		0.038***
	(0.041)		(0.042)	(0.005)		(0.005)
直管县		0.033	0.070		-0.009**	-0.003
		(0.042)	(0.043)		(0.004)	(0.004)
储蓄率	-0.000	-0.001	-0.001	-0.000***	-0.000***	-0.000**

	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
第二产业比重	0.466***	0.477***	0.472***	0.098***	0.099***	0.098***
	(0.147)	(0.146)	(0.147)	(0.013)	(0.014)	(0.013)
Log(人均GDP)	0.195**	0.159**	0.192**	0.012*	0.006	0.012*
	(0.079)	(0.079)	(0.079)	(0.007)	(0.007)	(0.007)
常数项	-1.359*	-0.952	-1.342*	-0.104*	-0.061	-0.105*
	(0.772)	(0.769)	(0.771)	(0.058)	(0.059)	(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R <sup>2</sup>	0.625	0.624	0.625	0.614	0.609	0.614

注：标准误差聚集在县域（clustered at county level, Bertrand 等，2004），汇报于系数下的括号内。\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1。

表4给出了行政权力下放对于企业的影响，而企业的数量和经营也影响到经济的运行。前3列给出了行政权力下放对于企业数量的影响，同时也控制了财政权力下放的影响。可以看到，经济管理权限的下放会使得更多的新企业，估计系数在1%水平下显著，被放权的县平均而言要比没有被放权的县多吸引20%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一个规模以上的工业企业，这在经济意义上是不可忽视的。后3列给出了行政权力和财政权力的下放对企业平均利润率的影响，放权变量的估计系数均在统计意义上显著：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5.6%的一半，效果在经济意义上显著。然而，财政权力的下放则对企业的平均利润率有负面的影响，使得企业的利润率下降了0.9个百分点。我们猜测财政被省政府直接管辖的县可能会对成为企业的攫取之手（grabbing hand），如果县政府获得了更多的财政权力和财政收支的分成，那么它们可能会对高利润的企业征收更高的税，进而打压企业经营的积极性，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

财政放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”的政策文件中提到的转移支付进行考察。

表5展示了财政权力下放影响经济的渠道。前3列的估计结果显示，如果对县政府进行财政放权，给定其他条件不变，这些财政省直管县的财政收入/GDP的比例要高出0.8%，估计系数在10%水平下显著，但是在经济意义上不显著，这一数值与12.4%的均值相比，这一影响是有限的，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%，与财政放权相比，这一效果在经济意义上更加明显。表5的后三列给出了放权对于转移支付的影响，在控制了财政收入避免我们的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。在现行的“市管县”体制下，财政放权依然面临不少制度方面的掣肘，我们认为可能是由于放权之后管辖县的市政府的支持力度减少，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的增加。与此同时，我们还使用转移支付占财政收入的比重作因变量进行考察，得到了类似的结果，碍于篇幅，我们没有汇报相关结果。

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

注：标准误差聚集在县域（clustered at county level, Bertrand 等，2004），汇报于系数下的括号内。\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1。

## （二）经济增长模式的变化

大多数研究中国的文献认为放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很难长期持续，因此我们希望检验这两种放权模式是否从本质上提升了企业的效率并降低了区域资源错配的程度。

表 6 的（1）至（3）列给出了放权对于投资总额的影响，可以看到行政放权和财政放权都会拉动投资，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 18-25%，这一效果是不可忽视的，与郑新业等（2011）的发现类似。

第（4）至（6）列汇报了放权对于一个县内企业的平均全要素生产率的影响。全要素生产率主要使用的是 Olley 和 Pakes（1996）的半参数方法得到<sup>⑥</sup>，我们发现财政放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，甚至有负面的影响，但是估计系数在经济意义上不显著，平均值为 -0.075，相比于全要素生产率的

<sup>⑥</sup>这一方法已经被很多学者广泛使用，具体计算方法见附录 3。使用索罗残差的最小二乘法和固定效应法、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类似，碍于篇幅，结果没有汇报出。

均值 6.167，这一影响可以忽略。

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	0.22*** (0.03)		0.25*** (0.03)	-0.04 (0.03)		-0.05 (0.03)	-0.44 (1.06)		-0.48 (1.06)
直管县		0.18*** (0.03)	0.22*** (0.03)		-0.07** (0.03)	-0.08*** (0.03)		-0.26 (1.25)	-0.33 (1.25)
储蓄率	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	-0.00 (0.00)	-0.00 (0.00)	-0.00 (0.00)	-0.00 (0.02)	-0.00 (0.02)	-0.00 (0.02)
第二产业 比重	1.17*** (0.12)	1.21*** (0.13)	1.18*** (0.12)	0.69*** (0.11)	0.68*** (0.11)	0.68*** (0.11)	-2.21 (4.47)	-2.23 (4.47)	-2.24 (4.47)
Log(人均 GDP)	0.66*** (0.06)	0.62*** (0.06)	0.66*** (0.06)	0.05 (0.06)	0.05 (0.06)	0.05 (0.06)	5.38*** (2.05)	5.45*** (2.05)	5.39*** (2.05)
常数项	5.59*** (0.58)	5.96*** (0.58)	5.55*** (0.58)	4.74*** (0.54)	4.67*** (0.54)	4.73*** (0.54)	-29.03* (17.16)	-29.61* (17.23)	-29.09* (17.18)
年固定效应	有	有	有	有	有	有	有	有	有
观测数	20,316	20,316	20,316	17,608	17,608	17,608	14,139	14,139	14,139
调整后R <sup>2</sup>	0.866	0.866	0.867	0.733	0.733	0.733	0.379	0.379	0.378

注：标准误差聚集在县域（clustered at county level, Bertrand 等，2004），汇报于系数下的括号内。\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1。

我们借助Hsieh和Klenow（2009）的方法计算出了资源错配程度<sup>①</sup>，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）至（9）列的结果说明资源配置效率并没有因为放权而显著提高。

表 6 的结果与赵海利（2011）的发现一致，放权还是通过进一步拉动投资来带动经济增长的，而经济的效率并没有提高。

### （三）外部性

需要注意的是，估计结果不可以被过度解读。可能放权并没有带来经济增长，而是因为政策带来的负外部性使得周边县（也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）的状况变差而形成了“放权有利于经济增长”的统计假象。

放权可能通过一些方式对周边的县产生负面的影响。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的财政收入，使得这些县的投资、财政转移支付都出现不足的现象。最后，放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

<sup>①</sup>这一方法的本质是用 TFP（全要素生产率）的损失来度量资源错配程度，具体算法详见附录 4。我们同样参考 Hsieh 和 Klenow（2009）的做法，对于资源错配程度采用了不同的函数形式作为稳健性检验，也得到了相似的结果，碍于篇幅，结果没有在此汇报。

的影响。

我们将被放权的县剔除，如果某一个地市有县被放权，那么这个地市的其他没有被放权的县，也即周边县的放权哑变量赋值为 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）至（3）可以看出行政放权产生了正的外部性而财政放权恰好相反，估计系数均在统计意义显著。行政放权使得周边县的经济增长率提高 0.94 个百分点，而财政放权则使得周边县的经济增长率下降 2.13 个百分点，相比于经济增长率均值的 12.321%，这一效果在经济意义上不可忽视。第（4）至（6）列说明放权对周边县投资的促进作用，估计系数在 1% 水平下显著，周边县会由于试点县的影响吸引超过 20% 的投资，这一影响是巨大的。第（7）至（9）列给出了放权对于新企业数量的影响，可以看到行政放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，那么非试点县也会吸引 18% 的企业，考虑到新企业的均值为 5，那么有大约 1 家大中型工业企业会进入。表 7 的最后三列给出了放权对于周边县财政转移支付的影响，可以看到财政放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，那么该地市的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，行政放权的影响在 10% 水平下不显著。

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全要素生产率和资源配置效率的影响，发现这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，行政放权和财政放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通过投资、吸引新企业和转移支付产生的。碍于篇幅，结果没有汇报。

表 7 的结果说明，行政放权可能真正的起到了带动经济发展的作用，而财政放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、挤压周边县的转移支付而造成的一个统计现象，从第（2）、（3）、（10）和（12）列可以看到估计系数在 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，财政放权带来的“经济增长”可能是由于行政放权带来的（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的行政放权措施，否则难以执行。

因此，可能以往文献记录的、财政放权对于经济影响的“正面效果”，由于没有细究财政放权的外部性，同时也忽略了相配套的行政放权措施，而得到了片面的结果。

那么为什么财政放权而不是行政放权会产生负的外部性呢？一个可能的解释是，财政放权使得地市警惕下一步的财政放权计划，在下一步财政放权政策出台之前变本加厉的对非财政省直管的县进行盘剥，使得它们在发展经济的时候财力不足：表 7 最后三列的估计结果说明，“省直管县”政策试点县的周边县转移支付的额度更低，而这一点也可以从一些文献的总结中看出（如才国伟等，2011；赵海利，2011；贾俊雪，2013）。

表 7 对于周边县的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
	GDP增长率				投资总额		新企业数量			财政转移支付		
含扩权县	0.76** (0.37)		0.94** (0.37)	0.22*** (0.03)		0.20*** (0.03)	0.18*** (0.05)		0.18*** (0.05)		-0.05 (0.04)	-0.05 (0.04)
含直管县		-2.00*** (0.58)	-2.13*** (0.58)		0.30*** (0.05)	0.27*** (0.05)		-0.02 (0.06)	-0.03 (0.06)	-0.17*** (0.04)		-0.17*** (0.04)
人均GDP	15.14*** (1.15)	15.37*** (1.18)	15.45*** (1.18)	0.73*** (0.07)	0.68*** (0.06)	0.69*** (0.06)	0.15* (0.09)	0.12 (0.09)	0.16* (0.09)	0.66*** (0.09)	0.65*** (0.09)	0.65*** (0.09)
第二产业比重	1.69 (1.90)	1.31 (1.90)	1.29 (1.90)	1.18*** (0.14)	1.24*** (0.14)	1.24*** (0.14)	0.43** (0.17)	0.46*** (0.17)	0.43** (0.17)	0.29* (0.15)	0.28* (0.15)	0.28* (0.15)
储蓄率	-0.04*** (0.01)	-0.04*** (0.01)	-0.04*** (0.01)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	-0.00 (0.00)	-0.00 (0.00)	-0.00 (0.00)	0.00** (0.00)	0.00** (0.00)	0.00** (0.00)
人口增长率										0.00* (0.00)	0.00* (0.00)	0.00* (0.00)
人均医院床位										0.10** (0.05)	0.11** (0.05)	0.11** (0.05)
农业人口比重										-0.94*** (0.29)	-0.95*** (0.29)	-0.94*** (0.29)
电话普及率										0.05 (0.07)	0.05 (0.07)	0.05 (0.07)
常数项	-130.30*** (11.15)	-131.82*** (11.42)	-132.79*** (11.45)	4.71*** (0.65)	5.20*** (0.64)	5.03*** (0.64)	-0.77 (0.84)	-0.40 (0.85)	-0.79 (0.84)	0.47 (0.89)	0.61 (0.90)	0.58 (0.89)
观测数量	19,699	19,699	19,699	15,974	15,974	15,974	11,456	11,456	11,456	10,398	10,398	10,398
调整后R <sup>2</sup>	0.243	0.244	0.244	0.850	0.850	0.851	0.589	0.587	0.588	0.855	0.855	0.855

注：标准误差集中在县域（clustered at county level, Bertrand 等，2004），汇报于系数下的括号内。\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1。



## 七、 结论和政策建议

本文借助我国“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，区分了行政放权和财政放权对于经济增长影响的差异。我们发现，行政放权对经济增长有促进的作用，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，而财权力下放则主要通过增加财政收入来影响经济。但是，这两种放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，我们还发现行政放权会带来正外部性而财政放权会产生负的外部性，说明行政放权可能会真正对经济发展产生了正面的影响而财政放权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，尽可能的采取行政放权的方式以激活县域经济，与此同时注意财政放权潜在的负外部性，因为财政分权可能会引起地市政府的警觉从而对非省直管县的财政盘剥加剧。此外，放权的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我国投资型经济的面貌，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的解读。第一，放权可能会有长期的效果，尤其是财政放权，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。未来的研究需要首先关注政策的长期效果，使用更长的数据进行研究，并且更好的解决内生性的问题。

## 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] 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。
- [3] 樊勇、王蔚（2013）：《“放权强县”改革效果的比较研究——以浙江省县政放权为样本》，《公共管理学报》第1期。
- [4] 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。
- [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] 刘小勇（2008）：《省及省以下财政放权与省际经济增长》，《经济科学》第1期。
- [7] 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。
- [8] 袁渊、左翔（2011）：《“放权强县”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。
- [9] 赵海利（2011）：《基层放权改革的增长绩效——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。
- [10] 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。
- [11] 周业安、章泉（2008）：《财政放权、经济增长和波动》，《管理世界》第3期。

- [12] Barro, R. J. "Determinants of Economic Growth: A Cross-country Empirical Study." NBER Working Paper No. 5698, 1996.
- [13] 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.
- [14] 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), 339-351.
- [15] Cai, H. and Liu, Q. "Competition and Corporate Tax Avoidance: Evidence from Chinese Industrial Firms." *The Economic Journal*, 2009, 119(537), 764-795.
- [16] 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.
- [17] Chu, J. and Zheng, X. "China's Fiscal Decentralization and Regional Economic Growth." *Japanese Economic Review*, 2013, 64(4), pp. 537-549.
- [18] Hsieh, C. and Klenow, P. "Misallocation and Manufacturing TFP in China and India." *The Quarterly Journal of Economics*, 2009, 124(4), pp. 1403-1448.
- [19] 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.
- [20] Olley, G. S. and Pakes, A. "The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry." *Econometrica*, 1996, 64(6), pp.1263-1297.
- [21] 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.
- [22] 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.

## 附录

### 附录 1：各省放权县进度表

附表 1 各省“强县扩权”试点县时间进度表

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》等强县扩权试点的政策公文。

附表2 各省“强县扩权”试点县时间进度表

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》等各省人民政府关于实行省直管县试点的政策公文。

## 附录 2: 全要素生产率计算方法简介 (Olley 和 Pakes, 1996)

我们定义企业的生产函数有如下形式:

$$Y_{i,t} = A_{i,t} F(K_{i,t}, L_{i,t}) = A_{i,t} K_{i,t}^{\alpha_K} L_{i,t}^{\alpha_L}$$

这里的  $Y_{i,t}$ 、 $K_{i,t}$  和  $L_{i,t}$  分别表示产出 (通常采用增加值或者销售额)、资本和劳动,  $A_{i,t}$  表示全要素生产率。将上式两边取对数得到:

$$\ln Y_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_K \ln K_{i,t} + \alpha_L \ln L_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (\text{A1})$$

按照索罗残差法, 上述 (A1) 中的常数项和残差项就是 TFP。当然, 这种估计方法可能会产生一定的偏差, 主要是因为这一估计会产生共时性 (simultaneity) 的问题, 即企业至少会提前一段时间观测到或者预测到自己的一部分 TFP, 这样企业就会调整其资本和劳动的投入, 于是这就意味着要素投入可能与残差项相关导致 OLS 的估计有偏。

为了方便说明这一问题, 可以将残差拆分成两个部分, 即  $\varepsilon_{i,t} = \omega_{i,t} + u_{i,t}$ , 其中  $\omega_{i,t}$  表示全要素生产率, 而  $u_{i,t}$  表示真正的误差项或者生产率的冲击。对于上述的 OLS 估计有偏的问题, 一种最为简单的处理办法是在估计时加入企业的固定效应, 通过索罗残差去除企业固定效应来做近似的 TFP 估计。但这一方法也有很大的不足, 因为企业的固定效应不随时间变化, 无法捕捉时间维度的变化。

除了共时性问题之外, 企业退出带来的样本选择问题也不容忽视。由于退出的企业大多是生产率低的, 因此仅仅用留在市场上的企业样本估计 TFP, 可能会造成高估。为了处理内生性问题带来的偏差, Olley 和 Pakes (1996) 给出了一个办法, 他们首先利用永续盘存法计算投资  $I_{i,t}$ , 然后假定企业的投资决策是生产率、资本和中间投入的函数, 于是可以把 (1) 写成一个半参数方程:

$$\ln Y_{i,t} = \varphi_t(I_{i,t}, M_{i,t}, K_{i,t}) + \alpha_L \ln L_{i,t} + u_{i,t} \quad (\text{A2})$$

(A2) 通过三阶或者四阶多项式进行估计, 在此基础上, 还需要估计企业生存概率方程, 并联立 (A2) 得到的估计, 通过最小化残差平方和估计  $\alpha_M$  和  $\alpha_K$ , 最后通过索罗残差法计算得到  $TFP_{i,t}^{OP} = \exp(\ln Y_{i,t} - \hat{\alpha}_L \ln L_{i,t} - \hat{\alpha}_M \ln M_{i,t} - \hat{\alpha}_K \ln K_{i,t})$ 。

## 附录 3: 工业企业数据库处理过程

我们首先按照 Brandt 等 (2012) 的处理方式, 将企业的 ID 匹配起来。我们充分地利用了企业的名称、地址、电话、法人代表姓名、6 位行政区划代码、邮编、行业代码以及企业的建立年份等信息。

接着, 参考现有文献, 如 Cai 和 Liu (2009)、聂辉华等 (2012)、Brandt 等 (2012) 的做法, 我们剔除了产值、销售额、固定资产、总资产等重要变量缺省的样本。以及职工人数小于 8 的样本。

然后, 我们剔除存在问题的样本, 比如当年折旧大于累计折旧、总资产小于流动资产、总资产小于固定资产净值的样本。

与此同时, 我们利用价格指数对产值、增加值和销售额进行了平减。

最后, 对每年购买的固定资产名义值进行消胀得到每年固定资产投资真实值, 基于永续

盘存法和折旧信息计算真实资本存量和真实投资。

## 附录 4：资源错配程度的计算方法

Hsieh 和 Klenow (2009) 研究框架的核心思想是用 TFP 损失来度量资源错配程度，他们引入寡头垄断的异质性企业，即各个企业的技术水平不同，可能面对的资产和产出价格扭曲也不同。

假定消费者所消费的最终产品  $Y$  由完全竞争的代表性厂商生产，该最终产品  $Y$  需由  $S$  个行业的中间品  $Y_s$  生产得到，假定柯布道格拉斯生产函数，即

$$Y = \prod_{s=1}^S Y_s^{\theta_s} \quad \text{其中,} \quad \sum_{s=1}^S \theta_s = 1$$

由企业成本最小化可以得到

$$P_s Y_s = \theta_s P Y$$

其中， $P_s$  为行业  $s$  的产品  $Y_s$  的价格， $P \equiv \prod_{s=1}^S (P_s / \theta_s)^{\theta_s}$ （我们将最终产品的价格标准化为 1），行业内  $M_s$  个异质产品生产得到产品  $Y_s$ ，我们假定 CES 生产函数， $\sigma > 1$  为替代弹性：

$$Y_s = \left( \sum_{i=1}^{M_s} Y_{si}^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right)^{\frac{\sigma}{\sigma-1}}$$

其中，每个企业的生产函数为：

$$Y_{si} = A_{si} K_{si}^{\alpha_s} L_{si}^{1-\alpha_s}$$

企业最大化如下利润函数：

$$\pi_{si} = (1 - \tau_{Ysi}) P_s Y_{si} - w L_{si} - (1 + \tau_{Ksi}) R K_{si}$$

其中， $\tau_Y$  表示企业在产品市场上面对的扭曲， $\tau_Y$  越大表示企业在产品市场上受到限制越大，反之，则补贴越大。 $\tau_K$  表示企业在资本市场上所面临的扭曲。 $\tau_K$  为正，表示企业在信贷市场受到限制，导致资本价格较高，如中小企业贷款难，反之，则表示企业比较容易获得贷款，如银行更倾向于向国有企业贷款。由企业利润最大化可以得到每个企业的定价：

$$P_{si} = \frac{\sigma}{\sigma-1} \left( \frac{R}{\alpha_s} \right)^{\alpha_s} \left( \frac{w}{1-\alpha_s} \right)^{1-\alpha_s} \frac{(1 + \tau_{Ksi})^{\alpha_s}}{A_{si} (1 - \tau_{Ysi})}$$

资本-劳动之比、劳动力分配以及产出分别如下

$$\frac{K_{si}}{L_{si}} = \frac{\alpha_s}{1-\alpha_s} \cdot \frac{w}{R} \cdot \frac{1}{1 + \tau_{Ksi}}$$

$$Y_{si} \propto \frac{A_{si}^\sigma (1 - \tau_{Ysi})^\sigma}{(1 + \tau_{Ksi})^{\alpha_s \sigma}}$$

$$L_{si} \propto \frac{A_{si}^{\sigma-1} (1 - \tau_{Ysi})^\sigma}{(1 + \tau_{Ksi})^{\alpha_s (\sigma-1)}}$$

由此可见， $A_{si}$ ， $\tau_Y$  和  $\tau_K$  均会影响生产要素的分配。计算的劳动和资本的边际生产率：

$$MRPL_{si} = \frac{dP_{si} Y_{si}}{dL_i} = \frac{1 - \sigma}{\sigma} P_{si} \frac{dY_{si}}{dL_i} = w \frac{1}{1 - \tau_{Ysi}}$$

$$MRPK_{si} = \frac{dP_{si} Y_{si}}{dK_i} = \frac{1 - \sigma}{\sigma} P_{si} \frac{dY_{si}}{dK_i} = R \frac{1 + \tau_{Ksi}}{1 - \tau_{Ysi}}$$

均衡时各个行业之间要素的分配如下：

$$L_s \equiv \sum_{i=1}^{M_s} L_{si} = L \frac{(1 - \alpha_s) \theta_s / \overline{MRPL}_s}{\sum_{s'=1}^S (1 - \alpha_{s'}) \theta_{s'} / \overline{MRPL}_{s'}}$$

$$K_s \equiv \sum_{i=1}^{M_s} K_{si} = K \frac{\alpha_s \theta_s / \overline{MRPK}_s}{\sum_{s'=1}^S \alpha_{s'} \theta_{s'} / \overline{MRPK}_{s'}}$$

$$\overline{MRPL}_s = \frac{w}{\sum_{i=1}^{M_s} (1 - \tau_{Ysi}) \frac{P_{si} Y_{si}}{P_s Y_s}}$$

$$\overline{MRPK}_s = \frac{R}{\sum_{i=1}^{M_s} \frac{1 - \tau_{Ysi}}{1 + \tau_{Ksi}} \frac{P_{si} Y_{si}}{P_s Y_s}}$$

$$L \equiv \sum_{s=1}^S L_s \quad K \equiv \sum_{s=1}^S K_s$$

企业的  $TFPR_{si}$  和行业的平均  $TFPR$  定义和计算公式如下，

$$TFPR_{si} = \frac{P_{si} Y_{si}}{K_{si}^{\alpha_s} L_{si}^{1 - \alpha_s}} = \frac{\sigma}{1 - \sigma} \left( \frac{MRPK_{si}}{\alpha_s} \right)^{\alpha_s} \left( \frac{MRPL_{si}}{1 - \alpha_s} \right)^{1 - \alpha_s}$$

$$\overline{TFPR}_s \equiv \frac{P_s Y_s}{K_s^{\alpha_s} L_s^{1 - \alpha_s}} = \frac{\sigma}{1 - \sigma} \left( \frac{\overline{MRPK}_s}{\alpha_s} \right)^{\alpha_s} \left( \frac{\overline{MRPL}_s}{1 - \alpha_s} \right)^{1 - \alpha_s}$$

我们可以将行业  $S$  的加总 TFPs 表示为，

$$TFP_s = \left[ \sum_{i=1}^{M_s} \left( A_{si} \cdot \frac{\overline{TFPR}_s}{TFPR_{si}} \right)^{\sigma-1} \right]^{\frac{1}{\sigma-1}}$$

在没有扭曲的情况下，每个企业的  $TFPR$  均相等。由此可以计算各个行业最优的 TFPs

$$TFP_{s,efficient} \equiv \frac{Y_s}{K_s^{\alpha_s} L_s^{1-\alpha_s}} = \frac{\left[ \sum_i^{M_s} \left( A_{si} K_{si}^{\alpha_s} L_{si}^{1-\alpha_s} \right)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}}}{\left( \sum_i^{M_s} K_{si} \right)^{\alpha_s} \left( \sum_i^{M_s} L_{si} \right)^{1-\alpha_s}} = \left( \sum_{i=1}^{M_s} A_{si}^{\sigma-1} \right)^{\frac{1}{\sigma-1}}$$

假定在理想的市场经济中，此时每个企业都面对同样的要素价格，则  $TFPR_{si}$  均相同，相较于现实经济，同一行业的要素在各个企业间重新分配最大化总产出，由此可以得到各个行业的最大可能产出为  $Y_{efficient,s}$ 。现实经济中的产出与理想化的最大产量差别就可看作资源

错配的程度，即用资源配置无效率带来的损失来衡量资源错配程度， $\left( \frac{Y}{Y_{efficient}} \right)_s$  越小，资源错配程度越大，计算公式如下

$$\left( \frac{Y}{Y_{efficient}} \right)_s = \left( \sum_{i=1}^{M_s} \left( \frac{A_{si}}{TFP_{s,efficient}} \frac{\overline{TFPR}_s}{TFPR_{si}} \right)^{\sigma-1} \right)^{\frac{1}{\sigma-1}}$$

其中， $A_{si} = \frac{(P_{si} Y_{si})^{\frac{\sigma}{1-\sigma}}}{K_{si}^{\alpha_s} (wL_{si})^{1-\alpha_s}}$ ，同 Hsieh 和 Klenow (2009) 中的假设。