

省直管县改革促进了地方经济增长吗?

叶 兵 黄少卿 何振宇

内容提要: 城市化背景下,中国的省直管县改革在什么层面、通过何种途径促进了经济增长? 利用中国1997年-2010年的省级面板数据,本文对省直管县改革的经济增长效应进行了评估。结果显示,财政省直管县改革对省经济增长有负面影响,但不具有统计显著性;向县下放经济社会管理权限改革显著促进了省经济增长。研究表明,省直管县改革是通过提高行政效率、发挥县政府的信息优势促进了省经济增长;改革不利于市发挥集聚效应,但有利于县发挥辐射效应,二者对经济增长的作用大致抵消了。我们建议,赋予市政府发行市政债的权利,以减轻省直管县改革给市政府在推进城市化建设方面带来的财力上的负面影响。

关键词: 省直管县改革; 经济增长; 省级面板数据

一、引 言

省直管县改革是中国近年来完善省以下财政管理体制、深化行政改革的重要举措。本质上,省直管县改革是放权,按照放权内容的不同,改革分为财政省直管县改革和向县下放经济社会管理权限改革。所谓财政省直管县,就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,省财政与市、县财政直接联系,开展相关业务工作^①。向县下放经济社会管理权限有两种形式:第一,原来由地级市审批或管理的经济社会事项,改革后下放县审批、管理;第二,原来由地级市审核、报省审批的经济社会事项,改革后由县直接报省审批。

省直管县改革的目标,一方面是缓解日益严重的县级财政困境,另一方面是减少行政层级,提高地方政府行政效率。在二者基础上促进县域经济发展,推进城乡一体化和维护社会稳定(贾康和于长革,2010; Shen et al., 2012; Wang et al., 2012)。该项改革实施已有多年,实际效果到底如何,特别是,它是否在整体上增强了地方经济增长的潜力? 对这个问题的讨论不仅可以丰富现有财政分权的文献,还有助于对相关政策进行评价并提出改进建议。

对于省直管县改革产生了什么样的实际效果,学者们看法不一。庞明礼和马晴(2012)认为,改革可以提升行政效率,缓解县乡财政困难,但无法从根本上解决县乡财政困难。也有人认为,省政府对县政府财政转移支付力度的加大,对于缩小县与县之间财力不平等作用有限(Tsui, 2005; 尹恒和朱虹, 2009)。还有人认为,改革减少了中间管理环节,简化了工作程序,降低了行政管理成本,提高了办

收稿日期: 2014-05-18

作者简介: 叶兵,上海交通大学安泰经济与管理学院,博士研究生; 黄少卿,上海交通大学安泰经济与管理学院,副教授; 何振宇,上海交通大学安泰经济与管理学院,副教授,博士生导师。

^① 参见财政部2009年颁发的《关于推进省直接管理县财政改革的意见》。

事效率和资金使用效率^①。

最近,越来越多的文献关注省直管县改革的经济增长效应。才国伟和黄亮雄(2010)、郑新业等(2011)关注省直管县改革对县域经济增长的影响,发现改革促进了县域经济增长。才国伟等(2011)关注省直管县改革对市区经济增长的影响,发现财政“省直管县”抑制了市区经济增长,而“强县扩权”促进了市区经济增长。问题在于,知道省直管县改革对于市区经济增长和县域经济增长各自的影响,但仍然无法准确地把握改革产生的整体经济增长效应。如果省直管县改革对市区经济增长的抑制作用超过了对县域经济增长的促进作用,那么整体来看,改革对经济增长是不利的。另一个问题在于,现有的研究并没有分析省直管县改革影响市区或县域经济增长的具体路径,这也就难以从微观上把握改革的作用机制。

当前中国正在加快推进城市化进程,城市化带来的规模经济、定域化经济与城市经济(Eberts & Mcmillen, 1999),以及对农村地区的辐射作用,正在成为中国经济新的增长动力,因此,讨论省直管县改革的经济增长效应,应该放到城市化的大背景下。甚至可以说,政府推动这一改革本身就有改变中国城市化水平偏低状况的考虑(李力行, 2010)^②。不过,尽管人们对于地级市抽取辖县财力来发展市区经济颇有诤词,发达地区的一些地级市随着城市规模的扩大和经济实力的增强,集聚效应和对周边地区经济增长的带动作用正不断发挥出来。在这种情况下,是“市县分治”还是“撤县设区”值得探讨。

我们知道,财政省直管县改革重新划分了省、市、县三级政府的财权。财权的重划增强了县政府的财力,削弱了市政府的财力,因此,改革带有明显的再分配性质。县政府财力增强以后,如果加大对基础设施和教育医疗的投入,则无论是在短期还是在长期,都将对本县的经济增长起到促进作用。而市政府财力的削弱则很可能逆向作用于市区经济增长。这意味着,在进一步推进城市化的语境下,中央政府推进财政省直管县改革,从最有利于经济增长的目标出发,必须在发挥大中城市的集聚效应和发挥县城对农村的辐射效应之间进行权衡取舍。2012年,中央政府提出,“协调推进城镇化是实现现代化的重大战略选择”^③。那么,在政策实施上,如何协调推进城镇化?大城市、中等城市和小城市,哪一类城市更应该放到优先发展的位置?通过估算财政省直管县改革的经济增长效应,也许可以为政府现阶段在发展大中城市和小城市的权衡取舍上提供经验依据。

本文要做的另一个工作是评估向县下放经济社会管理权限改革对地方经济增长的影响。根据Oates(1972)的分权理论,地方性公共物品由地方政府分散供给,比起中央政府统一供给更有效率,因为地方政府更了解当地的成本信息和当地选民的偏好。此后,他进一步把这一“财政分权能提高经济效率”的命题扩展为“财政分权能促进经济增长”(Oates, 1993)。我们知道,财政省直管县改革调整的主要是财权,事权改革前后变化不大。实际上,从财政支出的角度讲,中国是高度分权的,县政府在财政省直管县改革之前已经承担起了供给地方性公共物品的责任。因此,财政省直管县改革不太可能通过发挥县政府的信息优势促进经济增长。但是,基于相似的逻辑,向县下放经济社会管理权限改革能够利用县政府对当地工商业的了解,提高审批的合理性。同时,向县下放经济社会管理权限改革减少了行政层级,提高了行政效率。这些都有利于经济增长。

本文余下部分内容安排如下:第二部分简要介绍省直管县改革的进程;第三部分分析省直管县改革影响经济增长的各种途径;第四部分介绍研究方法,并对变量和数据进行说明;第五部分给出经验

① 参见《经济参考报》2009年7月10日的报道《省直管县财政改革可避免重复建设和无序竞争》。

② 1982年中央政府推行“市管县”体制,其本意是打破城乡二元分割、促进要素集聚、发展中小城市。然而,事与愿违,多数地级市抽取县财力来发展市区经济,“市管县”演变成“市吃县”、“市卡县”、“市挤县”,城乡差距拉大了,县城对农村地区的辐射作用难以发挥,参见叶敏(2012)。

③ 参见李克强(2012)。

结果;最后是结论。

二、省直管县改革的进程

省直管县早已有之。浙江建国以来一直实行省直管县财政体制。山西 1987 年在雁北地区试点省直接对县财政包干。海南 80 年代建省以及重庆 90 年代建市以后都对县实行了直管。浙江省 1992 年、1997 年又先后两次向部分县(市)下放经济管理权限。2002 年,浙江向绍兴、温岭等 17 县(市)下放 313 项经济管理权限,拉开了新世纪省直管县改革的序幕。此后,多省先后进行了省直管县改革。

各省的改革路径不尽相同。例如,江苏仅实施了财政省直管县改革,福建仅实施了向县下放经济社会管理权限改革,而吉林同时实施了两项改革。又如,同样是财政省直管县,江西和山西率先在贫困县试点,河南率先在经济强县试点,江苏和安徽则是一次性在全省推行改革。

各省启动省直管县改革的时间、改革覆盖过半辖县的时间如表 1 所示。观察表 1,我们有以下几点发现:第一,财政直管县改革与向县下放经济社会管理权限改革没有必然的先后顺序。广东、辽宁、福建、山东、黑龙江、河北、湖北、湖南、宁夏、广西、云南和甘肃率先进行了向县下放经济社会管理权限改革,而江苏、江西、安徽和贵州率先进行财政省直管县改革。第二,财政省直管县改革的推进速度快于向县下放经济社会管理权限改革。截止 2013 年 6 月底,共有 18 个省在过半辖县实施了财政省直管县改革,而向过半辖县下放了经济社会管理权限的省只有 13 个。第三,2013 年 6 月底,仍有 3 个省未启动两项改革中任何一种,它们是内蒙古、西藏和新疆。

表 1 省直管县改革进程一览表

地区	财政省直管县改革启动时间	财政省直管县改革覆盖过半辖县时间	向县下放经济社会管理权限改革启动时间	向县下放经济社会管理权限改革覆盖过半辖县时间
安徽省	2004	2004	2006	2009
福建省	NA	NA	2003	2003
甘肃省	2007	2009	2005	NA
广东省	2010	NA	2005	2005
广西壮族自治区	2010	2011	2004	2004
贵州省	2009	2013	NA	NA
河北省	2009	2009	2005	NA
河南省	2004	NA	2004	NA
黑龙江省	2007	2007	2004	NA
湖北省	2004	2004	2003	2005
湖南省	2010	2010	2005	2005
吉林省	2005	2005	2005	2005
江苏省	2007	2007	2012	NA
江西省	2005	2007	NA	NA
辽宁省	2010	NA	2006	NA
内蒙古自治区	NA	NA	NA	NA
宁夏回族自治区	NA	NA	2009	NA
青海省	2007	NA	NA	NA
山东省	2009	NA	2003	NA

续表

地区	财政省直管县改革启动时间	财政省直管县改革覆盖过半辖县时间	向县下放经济社会管理权限改革启动时间	向县下放经济社会管理权限改革覆盖过半辖县时间
山西省	1987	2010	NA	NA
陕西省	2007	NA	2007	NA
四川省	NA	NA	2007	NA
西藏自治区	NA	NA	NA	NA
新疆维吾尔自治区	NA	NA	NA	NA
云南省	2010	NA	2009	NA
浙江省	-	-	1992	2002
重庆市	1998	1999	1998	1999

注:1. 本表未列入1997年以前已经实行省直管县的北京市、天津市、上海市和海南省;2. “NA”表示未启动改革或改革未覆盖过半辖县;3. 浙江省建国以来一直实行省直管县财政体制。

资料来源:根据政府公文整理。

三、省直管县改革影响经济增长的途径

财政省直管县改革带有明显的财力再分配性质,改革实施后财力增强的县政府有多种途径促进经济增长。第一,增加包括基础设施在内的各部门投资,提高本地区的物质资本存量;第二,增加教育、医疗、社保支出,积累本地区的人力资本。基本建设支出,以及教育、医疗、社保支出是中国县政府支出责任的两个主要方面。不过,正如许多文献指出的那样,受政绩考核影响的省政府更加偏好有利于短期经济增长的第一个方面(周黎安,2007;乔宝云等,2005;傅勇和张晏,2007);尹恒和朱虹(2012)发现,县政府也同样如此。由此,我们可以推测,县政府财力增强以后,主要通过以下途径来促进本地区的经济增长:增加基本建设支出,以增加农业和工业部门的公共资本存量,吸引私人资本,带动农业和农村发展;同时吸引更多的农村居民到县城的工业部门就业,使得工业部门的扩张成为县域经济增长的重要引擎。

与此同时,市政府财力的减弱又会给市区经济增长带来负面影响。对此,我们可以做一个反事实推理,即假如市政府有更多的财力,它会如何支出?显然,面对政绩考核的竞争压力,市政府同样会偏好生产性支出。市政府的支出责任不包括对农村和农业生产的投入,它能将更大比例的财政收入投入城市化建设。过去二十年是中国城市化速度最快的一个时期,同时也是市管县体制下市财力不断增强、对城市基础设施投入不断增加的一个时期。基础设施的改善有助于提高其他投入的生产率(Eberts & Mcmillen, 1999),形成对私人投资的挤入效应。城市规模的扩大还有利于集聚经济效应的发挥,形成市域工资、生产率和城市规模之间的正向关联(Helsley & Strange, 1990)。尽管城市规模的扩大也会产生诸如拥挤、高工资、高房价、污染和犯罪等问题,但是对当前中国绝大多数城市而言,集聚经济带来的好处是主要的,城市规模与人均GDP还处在同步增长的阶段^①。Au & Henderson (2006)估计了中国城市的最优规模,发现中国多数地级市的规模小于最优规模。基于这一反事实推理,如果财政省直管县改革导致市财力减弱,而短期内又无法得到弥补,那么市区经济增长就会收到

^① 很多文献都指出,同时考虑集聚经济的好处以及城市规模扩大带来的问题,人均GDP随城市的规模先升后降(e.g., Duranton & Puga, 2001; Au & Henderson, 2006)。

严重抑制。

命题一:同时考虑财政省直管县改革对县财政和市财政的影响,该项改革对全省经济增长的影响的方向不确定。如果现阶段县域扩张的辐射效应大于市域扩张的集聚效应,那么财政省直管县改革将促进全省经济增长;反之,财政省直管县改革将抑制全省经济增长。

向县下放经济社会管理权限改革通过利用地方政府的信息优势、提高行政效率促进经济增长。财政联邦主义强调地方政府相比中央政府具有信息优势,通过财政分权发挥地方政府的信息优势,能够促进经济增长(Oates,1972,1993)。我们知道,从财政支出的角度讲,中国已经实现了高度分权,县政府在财政省直管县改革之前已承担起供给地方性公共物品的责任。财政省直管县改革虽然调整了省、市、县三级政府的财权,但是,改革基本未改变县的事权。因此,财政省直管县改革不可能通过财政联邦主义强调的途径促进经济增长。但是,我们可以将这一逻辑加以引申。县政府相比上级政府更了解当地的工商业,更加清楚项目的前景以及危害。因而,由县政府代替市政府审批项目能够提高审批的合理性,促进经济增长。

另外,向县下放经济社会管理权限改革能够减少政府行政层级,缩短政府行政程序,提高行政效率,降低本地区的交易成本(孙国民,2013),带来更多的交易和生产活动,间接促进县域经济增长。兹举例如下,以阐明此逻辑:

2006年11月,浙江启动第四轮强县扩权试点,赋予义乌市与设区市同等的经济社会管理权限。扩权减少了审批环节,为当地的企业带来了商机。浪莎针织有限公司董事长翁荣金这样评价道“经济扩权,企业是主导。简化了程序,企业当然受益。程序简化了,效率提高了,原来一个月才能办的手续一周就办好,企业当然能更好地抓住商机”^①。

被赋予更多经济社会管理权限的县政府,面对政绩考核的竞争压力,自然会利用自身的信息优势,加快对私人部门的投资审批,俾使工商业企业家更好地利用工商业机会。

命题二:向县下放经济社会管理权限改革对于全省经济增长有促进作用。

四、模型设置、变量与数据

(一) 模型设置

各省省直管县改革的进度不尽相同,我们用双重差分法(DID)来评估省直管县改革的经济增长效应。参照Jayaratne & Strahan(1996),设置如下的模型:

$$gy_{it} = \alpha_1 D_1 + \alpha_2 D_2 + \beta X_{it} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中*i*表示个体,*t*表示时间,*gy*是经济增长率,*D*₁是财政省直管县改革虚拟变量,*D*₂是向县下放经济社会管理权限改革虚拟变量,*X*是控制变量,*μ*是个体效应(用以代表对经济增长有影响、但不随时间变化的省特征),*γ*是时间效应(用以代表经济周期),*ε*是残差项。

*D*_{*i*}(*i*=1,2)的赋值是一个费踌躇的问题。简单将启动省直管县改革以后的年份赋值为1,以前的年份赋值为0不合适,因为改革有的时候是一次性在全省铺开,而有的时候则是采取先试点、后推广的办法。将仅有少数县试点了改革的省与全部县实施了改革的省等量齐观显失妥当。更为可取的方法是,当且仅当改革覆盖辖县的比例超过某一临界值时,将*D*_{*i*}(*i*=1,2)赋值为1。临界值的一个很自然的选择是1/2,具体采取如下的赋值办法:省直管县改革覆盖辖县的比例超过1/2的当年缺省,之后年份取1,之前年份取0。之所以将省直管县改革覆盖过半辖县的当年缺省,是因为改革往往在年中宣布,从宣布到落实,涉及到实施细则的制定、各部门的衔接,又需要一段时间。因此,更适宜将改革覆盖过半辖县的年份视为过渡期。

^① 引自《人民日报》2009年11月25日的报道《权力下放之后——从义乌样本看浙江‘省直管县’改革》。

α_i ($i=1, 2$) 的符号是我们关注的焦点。 α_i 为正,表示省直管县改革促进了省经济增长;反之,则表示改革抑制了省经济增长。我们预计 α_2 为正,而 α_1 的符号不确定(见第三部分)。

另外,我们关心,省直管县改革对经济增长是否存在长期影响。改革对经济增长有有利的一面。第一,由于理性的限制,地方官员在省直管县改革前不可能预料到改革实施过程中出现的所有问题。当未预料到的问题暴露出来以后,地方官员可能会进行旨在解决问题的配套改革,这构成省直管县改革在长期中促进经济增长的一个原因。第二,省直管县改革实施的过程同时也是官员学习的过程。官员需要一段时间来了解、适应新的体制,了解和适应后可能会摸索出行之有效的办事方法。这种“干中学”构成省直管县改革在长期中促进经济增长的另一个原因。第三,如果省直管县改革促使官员增加人力资本投资,改革也有利于长期经济增长。

但是,也存在不利于长期经济增长的因素。我们知道,财政省直管县改革是所谓的增量改革^①,这意味着市利益受损的程度会随着改革的深化而增大,市级官员对于改革的抵触情绪会随之增强。市级官员可能会利用仍然保有的人事权利间接干预县级官员的行为,以谋求自身利益的最大化;他们也可能减少对县的转移支付。这些都不利于长期经济增长。向县下放经济社会管理权限改革面临类似的问题。向县下放经济社会管理权限往往逐步深入的:一开始试探性地下放部分经济社会管理权限,观察、总结放权过程中的经验教训,制定相应的对策(如果有必要的话),再逐步下放其他经济社会管理权限。市管理县的权力在这个过程中丧失地越来越多,其抵触情绪会越来越大,抵抗行为会越来越明显。因此,综合来看,省直管县改革对经济增长是否存在长期影响并不清楚。

评估省直管县改革对经济增长是否存在长期影响的模型如下:

$$gy_{it} = \alpha_1 D_1 + \alpha_2 D_2 + \alpha_3 D_{1a} + \alpha_4 D_{2a} + \beta X_{it} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中 D_{ia} ($i=1, 2$) 是省直管县改革逾实施两年的虚拟变量,具体赋值办法如下:改革实施超过两年记为 1,否则记为 0。 D_{ia} ($i=1, 2$) 的符号为正,表示省直管县改革有利于长期经济增长;反之,则表示省直管县改革不利于长期经济增长。

我们还想知道,省直管县改革是否促进了地区经济收敛,省直管县改革对经济增长的影响是否与县域经济的相对规模相关。新世纪以来的第一次改革发生在 2002 年,因此,我们用 2002 年的人均 GDP(记为 y_{2002}) 来度量经济发展水平,用 2002 年县域 GDP 占全省 GDP 的比重(记为 $y\gamma_{2002}$) 来度量县域经济的相对规模。设置如下的模型:

$$gy_{it} = \alpha_1 D_1 + \alpha_2 D_2 + \alpha_3 D_1^* y_{2002} + \alpha_4 D_2^* y_{2002} + \beta X_{it} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$gy_{it} = \alpha_1 D_1 + \alpha_2 D_2 + \alpha_3 D_1^* y\gamma_{2002} + \alpha_4 D_2^* y\gamma_{2002} + \beta X_{it} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

我们关心交叉项的符号。模型(3)中交叉项的系数为正,表示省直管县改革不利于地区经济收敛;反之,则表示改革有利于地区经济收敛。模型(4)中交叉项的系数为正,表示省直管县改革对于县域经济相对规模更大的省经济增长的促进作用更大;反之,则表示改革对于县域经济相对规模更小的省经济增长的促进作用越大。

利用固定效应模型估计模型(1)-(4)。根据 Hsiao(2003),当样本就是总体本身,而不是从总体中随机抽取的时候,固定效应模型更为适宜。我们的样本包含了中国大陆所有省份,就是总体本身。

用固定效应估计模型(1)-(4)有一个隐含的假设:改革是外生的。如果改革是内生的,譬如,历史经济增长率低的省更早推动改革,那么,对于模型(1)-(4)的估计就不是一致的。在第五部分中,

^① 各地强调:保证各级财政原有体制和政策规定范围内的既得财力不受影响,促进市、县财政平稳运行。安徽、青海、贵州、河北、河南、黑龙江、湖南、山西、陕西在推进财政省直管县改革的公文中明确表述了这一原则。贯彻这一原则的办法就是实行增量改革。例如,湖南和山西省提出,在确保各级政府既得财力的基础上,调整新增财政收入的分享比例;河北省提出实行省直管县财政体制后设区市原则上不再分享直管县的财政收入,但允许设区市保留上年度财政收入分享基数。

我们将详细讨论这个问题。结果表明,改革是外生的。

另一个问题是 DID 是否适用。常用来检验 DID 适用性的方法是,比较改革前实验组与对照组因变量的时间趋势。如果二者具有相同的时间趋势,则 DID 适用;反之,则不适用。由于因变量受到控制变量的影响,也可以先剔除控制变量的影响,再进行比较。如果样本期间只进行了一次改革,上述方法容易实施,只需比较改革前实验组与对照组因变量均值的时间趋势即可。但是,如果样本期间改革交叉进行,上述方法就很难实施。大概是因为这个原因,研究省直管县改革对经济增长的影响的绝大多数文献没有检验 DID 的适用性。我们采取了与他们相同的分析框架,研究了他们没有研究的问题,在这个意义上,本文有贡献。

(二) 变量与数据

参考 Barro(1990)、Xie et al.(1999)、Levine & Renelt(1992)、Alesina & Rodrik(1994)、Persson & Tabellini(1991)、Akai & Skata(2002)、郑新业等(2011),我们控制了如下一些变量:政府规模、投资率、经济开放程度、人口自然增长率和通货膨胀率。

存在一个最优的政府规模,过与不及都不好。先验地,我们不能确定政府规模的系数的符号。投资对经济增长具有短期和长期的影响。短期作为有效需求,构成 GDP 的一部分;长期增加了资本存量,提高了生产能力。长期以来,中国的经济增长很大程度上是靠投资拉动的,因此,我们预计,投资率的系数为正。开放程度提高,扩大了市场规模,促进分工的深化和规模经济的发挥,因此,我们预计,开放程度的系数为正。人口自然增长率的系数估计值在文献中通常为负。温和的通胀对经济增长有利,因此,我们预计,通货膨胀率的系数为正。各变量的定义见表 2,数据来源及各变量的简单统计量见附录。

表 2 解释变量和被解释变量一览表

变量名	定义	单位
G_y	省人均 GDP 指数/100-1	1
D_1	财政省直管县改革虚拟变量,省辖县实施改革的比例超过 1/2 的当年缺省,之后年份取 1,之前年份取 0	1
D_2	向县下放经济社会管理权限改革虚拟变量,省辖县实施改革的比例超过 1/2 的当年缺省,之后年份取 1,之前年份取 0	1
D_{1a}	财政省直管县改革实施两年后取 1,否则取 0	1
D_{2a}	向县下放经济社会管理权限改革实施两年后取 1,否则取 0	1
y_{2002}	2002 年真实的人均 GDP	元/人,1997 年价格
y_{r2002}	2002 年县域 GDP 占全省 GDP 的比重	1
Government scale	(一般预算支出+预算外支出)/GDP	1
Investment rate	全社会固定资产投资与 GDP 的比值	1
Openness	经营单位所在地进出口与 GDP 的比值	1
Popu growth rate	人口自然增长率	%
Inflation rate	居民消费价格指数	上年为 100

五、经验结果

(一) 经验结果

模型(1)的估计结果如表 3 列(1)所示。所有变量的系数估计值的符号均与预期一致。财政省直管县改革虚拟变量的系数估计值为负,但不具有统计显著性,表明财政省直管县改革对省经济影响

经济增长的正负影响——下放财权促进了县域经济增长,抑制了市区经济增长——大致抵消掉了^①。换言之,从经济增长的角度讲,现阶段地级市的集聚效应和县城的辐射效应大体上是相当的。向县下放经济社会管理权限改革虚拟变量的系数估计值为0.0117,在1%的水平显著,表明向县下放经济社会管理权限改革通过提高行政效率、发挥县级政府的信息优势促进了省经济增长。数量上,向县下放经济社会管理权限改革使省人均GDP增长率提高了1.17个百分点。控制变量方面,投资率的系数估计值为正,在1%的水平显著,表明提高投资率能够促进省经济增长;人口自然增长率的系数估计值为负,在1%的水平显著,表明降低人口自然增长率能够促进省经济增长;政府规模、经济开放程度和通货膨胀率的系数均不显著。

模型(2)的估计结果如表3列(2)所示。财政省直管县改革虚拟变量的系数仍然不显著;向县下放经济社会管理权限改革的系数仍然为正,在5%的水平显著。 D_{1a} 和 D_{2a} 的系数均不显著,表明省直管县改革对长期经济增长无显著影响。可能的原因是,省直管县改革影响长期经济增长的各种途径均不显著,或者各种途径的作用大致抵消了。

模型(3)的估计结果如表3列(3)所示。省直管县改革虚拟变量的符号和显著程度同模型(1)。 $D_1^* y_{2002}$ 的系数不显著。 $D_2^* y_{2002}$ 的系数为负,在1%的水平显著,表明向县下放经济社会管理权限改革促进了地区经济收敛。在地区经济差距明显的当下,向县下放经济社会管理权限改革具有重要意义。

模型(4)的估计结果如表3列(4)所示。财政省直管县改革虚拟变量和向县下放经济社会管理权限改革虚拟变量的系数均不显著。 $D_1^* yr_{2002}$ 的系数不显著。 $D_2^* yr_{2002}$ 的系数为正,在5%的水平显著,表明向县下放经济社会管理权限改革对于县域经济相对规模更大的省份经济增长的促进作用更大。这容易理解。既然向县下放经济社会管理权限改革是通过提高行政效率、发挥县级官员的信息优势促进了县经济增长,很自然地,县域经济相对规模更大,该项改革对于省经济增长的促进作用也就越大。

表3 基本的估计结果

G_y	(1)	(2)	(3)	(4)
D_1	-0.0030 (0.0035)	-0.0030 (0.0038)	-0.0080 (0.0074)	0.0111 (0.0131)
D_2	0.0117*** (0.0034)	0.0107** (0.0043)	0.0346*** (0.0083)	-0.0161 (0.0145)
D_{1a}		0.0003 (0.0043)		
D_{2a}		0.0017 (0.0046)		
$D_1^* y_{2002}$			0.0033 (0.0066)	
$D_2^* y_{2002}$			-0.0216*** (0.0071)	
$D_1^* yr_{2002}$				-0.0276 (0.0260)

^① 仅就目前的信息而言,不能排除另外一种可能:财政省直管县改革对于经济增长的正负影响均不显著。但是,文献发现,财政省直管县改革促进了县域经济增长(才国伟、黄亮雄,2010;如郑新业等,2011;才国伟等,2011),抑制了市区经济增长(才国伟等,2011)。我们排除了这种可能。

续表

G_y	(1)	(2)	(3)	(4)
$D_2^* yr_{2002}$				0.0540** (0.0262)
Government scale	-0.0127 (0.0262)	-0.0118 (0.0264)	-0.0170 (0.0261)	-0.0169 (0.0261)
Investment rate	0.0964*** (0.0118)	0.0965*** (0.0118)	0.0916*** (0.0121)	0.0917*** (0.0125)
Openness	0.0029 (0.0083)	0.0029 (0.0082)	0.0059 (0.0083)	0.0018 (0.0083)
Popu growth rate	-0.0037*** (0.0008)	-0.0037*** (0.0008)	-0.0040*** (0.0008)	-0.0040*** (0.0009)
Inflation rate	0.0012 (0.0007)	0.0012 (0.0008)	0.0010 (0.0008)	0.0011 (0.0007)
Provincial dummies	Yes	Yes	Yes	Yes
Year dummies	Yes	Yes	Yes	Yes
Obs	415	415	415	415
Adj R ²	0.7246	0.7232	0.7285	0.7264

注: 括号内为稳健标准差; * 表示在 10% 的水平显著, ** 表示在 5% 的水平显著, *** 表示在 1% 的水平显著。下同。

以上只考虑了全国性经济周期对省经济增长的影响。但是,地区性经济周期也很重要。例如,美国金融危机对更依赖出口的沿海省份冲击更大,对内陆省份冲击更小。因此,有必要考虑地区性经济周期的影响,以检验结果的稳健性。将全国划分为东、中、西三个地区^①,每个地区每一年赋一个时间虚拟变量,重新回归,估计结果如表 4 所示。估计结果与表 3 相似,我们就不再赘述了。

表 4 稳健性检验 I: 考虑地区性经济周期

G_y	(1)	(2)	(3)	(4)
D_1	-0.0001 (0.0050)	0.0007 (0.0052)	-0.0075 (0.0099)	0.0088 (0.0188)
D_2	0.0114*** (0.0035)	0.0090** (0.0046)	0.0334*** (0.0094)	-0.0152 (0.0141)
D_{1a}		-0.0014 (0.0045)		
D_{2a}		0.0045 (0.0050)		
$D_1^* y_{2002}$			0.0071 (0.0077)	
$D_2^* y_{2002}$			-0.0205*** (0.0076)	

^① 东部地区包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南,中部地区包括山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北和湖南,西部地区包括四川、重庆、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆、广西和内蒙古。

续表

G_y	(1)	(2)	(3)	(4)
$D_1 * yr_{2002}$				-0.0156 (0.0350)
$D_2 * yr_{2002}$				0.0516** (0.0255)
Obs	415	415	415	415
Adj R ²	0.7373	0.7364	0.7405	0.7387

注:控制了 *Provincial dummies* 和 *Time dummies*。控制变量的系数估计值的符号同表 3,限于篇幅未予报告。

另外,我们剔除样本起始时间(1997年)以前已经实行省直管县的四省(北京、天津、上海和海南),重新回归,估计结果如表 5 所示。结果与表 3 保持一致,尽管一些变量的显著程度发生了变化。

表 5 稳健性检验 II:剔除北京、天津、上海和海南

G_y	(1)	(2)	(3)	(4)
D_1	-0.0032 (0.0035)	-0.0029 (0.0038)	-0.0050 (0.0080)	0.0115 (0.0128)
D_2	0.0115*** (0.0035)	0.0121*** (0.0044)	0.0374*** (0.0084)	-0.0137 (0.0148)
D_{1a}		-0.0010 (0.0043)		
D_{2a}		-0.0008 (0.0049)		
$D_1 * y_{2002}$			-0.0005 (0.0075)	
$D_2 * y_{2002}$			-0.0252*** (0.0078)	
$D_1 * yr_{2002}$				-0.0288 (0.0256)
$D_2 * yr_{2002}$				0.0492* (0.0263)
Obs	359	359	359	359
Adj R ²	0.7261	0.7244	0.7323	0.7276

注:控制了 *Provincial dummies* 和 *Year dummies*。控制变量的系数估计值的符号同表 3,限于篇幅未予报告。

也许有人会质疑省直管县改革虚拟变量赋值时临界值的选取具有一定的随意性。对于我们来说,1/2 是一个很自然的选择,它反映的是四舍五入的想法。我们也尝试了将临界值换成 1/3,重新估计模型(1)-(4),估计结果大同小异,如表 6 所示。各变量的系数估计值的符号同表 3;显著程度略有变化,但不影响结论。向县下放经济社会管理权限改革虚拟变量的系数估计值比表 3 小。这容易理解。显然,向县下放经济社会管理权限改革覆盖的县越多,对于省经济增长的促进作用越大。现在,我们放宽了向县下放经济社会管理权限改革的认定标准,估计的经济增长效应自然要小一些。

表 6 稳健性检验 III: 改变省直管县改革赋值办法

G_y	(1)	(2)	(3)	(4)
D_1	-0.0062 (0.0042)	-0.0041 (0.0042)	-0.0106 (0.0114)	-0.0081 (0.0188)
D_2	0.0087*** (0.0032)	0.0081** (0.0037)	0.0322*** (0.0080)	-0.0189* (0.0112)
D_{1a}		-0.0055 (0.0067)		
D_{2a}		0.0020 (0.0046)		
$D_1 * y_{2002}$			0.0022 (0.0104)	
$D_2 * y_{2002}$			-0.0223*** (0.0067)	
$D_1 * y\tau_{2002}$				0.0019 (0.0373)
$D_2 * y\tau_{2002}$				0.0543** (0.0212)
Obs	412	412	412	412
Adj R ²	0.7238	0.7231	0.7292	0.7272

注: 控制了 *Provincial dummies* 和 *Year dummies*。控制变量的系数估计值的符号同表 3, 限于篇幅未予报告。

我们的结论通过了上述三个稳健性检验, 说明结论是相当稳健的。

(二) 省直管县改革是外生的吗?

上述估计的一致性建立在省直管县改革是外生的假设上, 这个假设成立吗? 如果省政府利用省直管县改革来促进经济增长, 那么我们可以预期, 经济增长更慢的省份更有激励推动改革, 改革的时间也就更靠前。因此, 可以通过研究省直管县改革覆盖过半辖县的时间与历史经济增长率的关系来判断省政府是否有利用改革来促进经济增长的意图。

排除 2000 年以前已经实行省直管县的省份, 考虑其他省份省直管县改革的时间选择。由于新世纪改革的序幕是在 2002 年拉开的, 我们选取 1997 年-2002 年复合经济增长率作为历史经济增长率。以它作为纵坐标, 改革覆盖过半辖县的时间作为横坐标(未实施改革以及改革尚未覆盖过半辖县的省份横坐标赋值为 2014 年)。如果上述逻辑成立, 我们应当看到一条右上倾的曲线。但是, 实际并非如此(见图 1)。

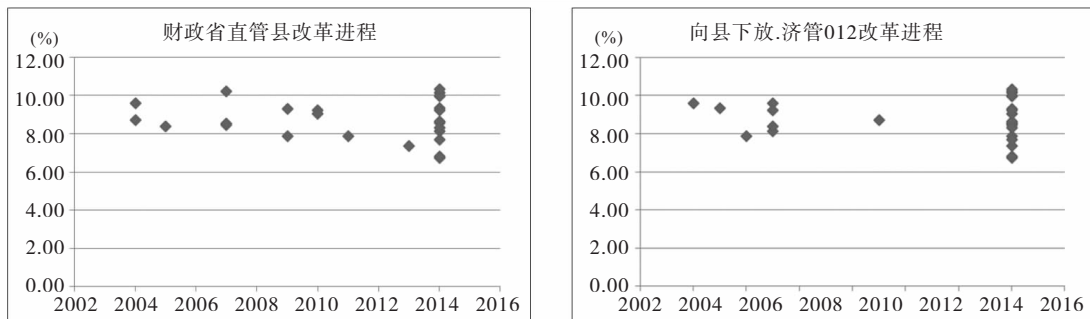


图 1 省直管县改革的时间选择

注: 两幅图均未包括 2000 年前已实行省直管县的省份。

我们还用 Tobit 模型来考察省直管县改革时间选择的影响因素。结果同样表明,历史经济增长率不是省政府考虑的因素。换言之,省直管县改革是外生的。

六、结 论

本文利用中国 1997 年-2010 年的省级面板数据对省直管县改革的经济增长效应进行了评估。结果表明:第一,财政省直管县改革对于省经济增长有负面影响,但不具有统计显著性;向县下放经济社会管理权限改革显著促进了省经济增长;第二,省直管县改革对于长期经济增长无显著影响;第三,向县下放经济社会管理权限改革促进了地区经济收敛;第四,向县下放经济社会管理权限改革对于县域经济相对规模更大的省份经济增长的促进作用更大。在城市化的语境下,结果意味着,省直管县改革是通过提高行政效率、发挥县政府的信息优势促进了经济增长;改革不利于市发挥集聚效应,但有利于县发挥辐射效应,两者对经济增长的作用大致抵消了。

财政省直管县改革对省经济增长没有显著影响,是否意味着该项改革不合时宜?我们认为不然。改革前,市通过攫取辖县财力来发展自身经济,造成了诸多经济、社会问题,这本身是不合理的。进行财政省直管县改革、重新划分各级政府的财权势在必行。但是,削减市政府的财权,而又不拓宽它的融资渠道,必然造成市财力减弱,不利于进一步推进地级市的城市化进程、发挥正在形成且不断强化的集聚经济效应。我们建议,赋予地级市政府发行市政债的权利。这既有利于加快城市基础设施建设,促进城市经济增长;又有利于提高市财政信息的透明度,增强上级政府和公众对市财政风险的监控能力。将赋予地级市政府发行市政债的权利作为省直管县改革的配套政策推行,能够最小化改革的负面影响。

参考文献:

- [1] Akai N , Sakata M. 2002. Fiscal Decentralization Contributes to Economic Growth: Evidence from State-level Cross-section Data for the United States [J]. *Journal of Urban Economics* , 52(1) : 93-108.
- [2] Alesina A , Rodrik D. 1994. Distributive Politics and Economic Growth [J]. *Quarterly Journal of Economics* , 109(2) : 465-90.
- [3] Au C , Henderson J V. 2006. Are Chinese Cities too Small? [J]. *Review of Economic Studies* , 73(3) : 549-76.
- [4] Barro R J. 1990. Government Spending in a Simple Model of Endogenous Growth [J]. *Journal of Political Economy* , 98(5) : S103-125.
- [5] Duranton G , Puga D. 2001. Nursery Cities: Urban Diversity , Process Innovation , and the Life Cycle of Products [J]. *American Economic Review* , 91(5) : 1454-77.
- [6] Helsley. 1990. Matching and Agglomeration Economies in a System of Cities [J]. *Regional Science and Urban Economics* , 20(2) : 189-212.
- [7] Hsiao C. 2003. *Analysis of panel data* [M]. Cambridge : Cambridge University Press.
- [8] Jayaratne J , Strahan P E. 1996. The Finance-growth Nexus: Evidence from Bank Branch Deregulation [J]. *Quarterly Journal of Economics* , 111(3) : 639-70.
- [9] Levine R , Renelt D. 1992. A Sensitivity Analysis of Cross-country Growth Regressions [J]. *American Economic Review* , 82(4) : 942-63.
- [10] Oates W E. 1972. *Fiscal federalism* [M]. New York: Harcourt Brace Jovanovich.
- [11] Oates W E. 1993. Fiscal Decentralization and Economic Development [J]. *National Tax Journal* , 46(2) : 237-243.
- [12] Eberts R W , McMillen D. P. 1999. Agglomeration Economies and Urban Public Infrastructure [M]. // Peter N. , Mills E. S. , Cheshire P. C. *Handbook of regional and urban economics* III. Amsterdam: North-Holland Press.
- [13] Shen C , Jin J , Zou H. 2012. Fiscal Decentralization in China: History , Impact , Challenges and Next Step [J]. *Annals of Economics and Finance* , 13(1) : 1-51.
- [14] Tsui K Y. 2005. Local Tax System , Intergovernmental Transfers and China's Local Fiscal Disparities [J]. *Journal of Comparative Economics* , 33(1) : 173-196.

- [15] Wang W ,Zheng X ,Zhao Z. 2012. Fiscal Reform and Public Education Spending: A Quasi-natural Experiment of Fiscal Decentralization in China [J]. *The Journal of Federalism* ,42(2) : 334-56.
- [16] Xie D ,Zou H ,Davoodi H. 1999. Fiscal Decentralization and Economic Growth in the United States [J]. *Journal of Urban Economics* ,45(2) : 228-39.
- [17] Persson T ,Tabellini G. 1994. Is Inequality Harmful for Growth? [J]. *The American Economic Review* ,84(3) : 600-621.
- [18] 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 [J]. *管理世界* ,(8) :73-83.
- [19] 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? [J]. *经济研究* ,(7) :65-77.
- [20] 傅勇,张晏. 2007. 中国式分权与财政支出结构偏向: 为增长而竞争的代价 [J]. *管理世界* ,(3) :4-22.
- [21] 贾康,于长革. 2010. 省直管县”财政改革的意义、内容及建议 [J]. *中国税务* ,(4) :27-29.
- [22] 李克强. 2012. 协调推进城镇化是实现现代化的重大战略选择 [J]. *行政管理改革* ,(11) :4-10.
- [23] 李力行. 2010. 中国的城市化水平: 现状,挑战和应对 [J]. *浙江社会科学* ,(12) :27-42.
- [24] 庞明礼,马晴. 2012. 省直管县”改革背景下的地级市: 定位、职能及其匹配 [J]. *中国行政管理* ,(4) :74-77.
- [25] 乔宝云,范剑勇,冯兴元. 2005. 中国的财政分权与小学义务教育 [J]. *中国社会科学* ,(6) :37-46.
- [26] 孙国民. 2013. 转型研究的三个层面——兼论政府再造 [J]. *中国经济问题* ,(5) :10-20.
- [27] 叶敏. 2012. 增长驱动,城市化战略与市管县体制变迁 [J]. *公共管理学报* ,(9) :33-41.
- [28] 尹恒,朱虹. 2011. 县级财政生产性支出偏向研究 [J]. *中国社会科学* ,(1) :88-101.
- [29] 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 [J]. *管理世界* ,(8) :34-44.
- [30] 周黎安. 2007. 中国地方官员的晋升锦标赛模式研究 [J]. *经济研究* ,(7) :36-50.

Does “Province Directly Governing County” Reform Promote Provincial Economic Growth?

Ye Bing , Huang Shaoqing , He Zhenyu

Shanghai Jiaotong University , Shanghai , 200052

Abstract: Under the background of urbanization ,how does “province directly governing county” reform (PDMC Reform) in China promote economic growth? Using provincial panel data from 1997 to 2010 ,this paper estimates the reform’s economic growth effect. The conclusion is that the influence of Fiscal PDMC Reform on provincial economic growth is not significant , while Decentralization PDMC Reform significantly promotes provincial economic growth. That means PDMC Reform promotes economic growth by promoting administrative efficiency and putting county government’s information advantage to good use. The reform is good for economic growth of counties but harmful to economic growth of urban area; the two opposite forces cancel each other. We suggest that cities be endowed with the right to issue bonds to mitigate fiscal pressure induced by PDMC Reform.

Key words “province directly governing county” reform; economic growth; provincial panel data

(责任编辑: 靳 涛)