

管理分权与地区经济增长： 县(市)“扩权”改革的经济绩效

江笑云¹ 汪冲²

(1. 南京审计学院审计与会计学院,江苏南京 211815;2. 南京财经大学财政与税务学院,江苏南京 210023)

[摘要] 基于管理分权理论和网络分析方法,提出评估扩权改革的实证思路,并运用动态面板数据模型和两步 sys-GMM 方法,实证揭示扩权改革的经济增长机制及其潜在的改进余地。研究发现改革仍然缺乏“空间分权”和“市场分权”的有效机制,但通过 FDI 和新增建设用地对城市经济增长率产生显著积极影响。管理分权是否通过扩张城市建成区规模、吸引规模工业企业以及信贷融资影响经济增长在不同类型城市之间存在差异,前二者主要体现在改革的中小城市,而后者是高行政等级城市的特有属性。需要调整、完善现有的扩权改革内容,并改变局限在政府层级之间进行放权的思路,实施更深刻的扩权改革。

[关键词] 管理分权;政府层级改革;县(市)扩权改革;地区经济增长

[中图分类号] F812.7

[文献标识码] A

[文章编号] 2095-3410(2014)03-0152-10

一、引言

为了减少行政层级,强化县域发展自主权,提高城镇化战略实施成效,我国东中部省区陆续实施了县(市)“扩权”改革,核心是将归属于地级市的经济社会管理权限直接赋予县(市)政府,涉及计划、经贸、进出口、交通、投资、人口、户籍、市场管理等领域,使得县(市)政府在地方经济发展、项目投资、招商引资和财政税收等方面,有了更大的自主选择权力和发展动力。

作为“省直管县”改革,或者说政府层级改革的一个核心部分,“扩权强县”问题一直是理论关注的热点。基于对改革的大量理论阐述,最近,许多研究开始从实证角度检验这一改革的经济增长绩效。才国伟、黄亮雄(2010)^[1]的实证研究发现“强县扩权”和财政“省直管县”均能促进县域经济增长,“强县扩权”改革的促进作用相对较大,而同时展开两种改革的效果会更好;才国伟等(2011)^[2]的进一步研

究则发现,“强县扩权”虽然降低了地级市经济增长速度,却提高了其第三产业比重。郑新业等(2011)^[3]也持肯定观点,其通过双重差分方法(DID)发现改革提高了经济增长率 1.3 个百分点,并且认为是经济分权(即经济管理权力下放)而不是财政分权构成了增长的源泉。李猛(2012)^[4]发现只有在县乡财政状况得到明显缓解时改革才有利于经济平稳较快的增长。

现有研究尽管取得了一些很有意义的成果,但大多是在论证改革是否具有经济绩效,而不是揭示扩权改革经济绩效的因果机制。如果考虑这一问题,首先需要建立一个明确的关于“扩权”改革,特别是“扩权”变量本身的实证框架。事实上,对变量指标本身展开深入研究已是分权实证领域一个迫切需要完善的问题。正如陈硕、高琳(2012)^[5]所言,现有分权研究在解释实证结果时仅回应了一般性分权理论而没有给出分权指标发挥作用的具体因果机

[基金项目] 本文是国家自然科学基金项目“西部地区省直管县财政体制改革风险与风险防范路径研究”(项目编号:71063023)和国家自然科学基金项目“耕地保护财政激励契约设计与最优转移支付政策”(项目编号:71203089)的阶段性成果,并受到江苏高校“青蓝工程”人才资助项目和江苏高校优势学科建设工程项目(PAPD)的资助。

[作者简介] 江笑云(1979-),女,云南楚雄人,南京审计学院审计与会计学院讲师,管理学博士。主要研究方向:政府审计、公共管理。

制,这使得县(市)扩权增长机制方面的研究难以深入。

为此,本文创新研究思路,从管理分权角度入手,根据非平行设置的管理分权组织架构和按照行政等级与规格配置经济社会事务管理权限的模式,创新性地使用政府层级网络分析,提出了评估管理分权和扩权效应的实证思路,进而运用动态面板数据模型和两步系统 GMM 方法,实证揭示扩权改革的经济增长机制及其潜在的改进余地,以期为现有理论提供有益补充。

二、理论分析与研究设计

一般意义上,管理分权是指“将规划、管理责任,以及资源配置、收入分配等职能从中央政府和机构向总部外单位、下属单位或各级地方政府、公共团体和组织以及非政府组织、私人组织转移”(Rondinelli et al., 1986)^[6]。扩权改革中将经济、社会管理方面的行政审批权限向县(市)政府进行权力下放(devolution)、委托(delagation)和分散化管理(deconcentration),这种政府层级之间的分权是最主要的管理分权形式。改革主要通过以下三种方式进行:一是省、地(市)级政府通过明令取消、暂停执行和改变管理方式撤销行政审批项目;二是通过下放、授权和委托方式将行政审批权限完整赋予县(市)政府;三是部分下放行政审批权限,省级政府职能部门保留审批或核准。以吉林省为例,2005年这三种形式的改革分别占到14.5%、62.6%和22.7%(李寅权,2010)^①。

已有文献对管理分权进行了理论建构。Treisman(2002)^[7]定义的管理分权包括纵向分权、决策分权、人员的权力下放。其中,纵向分权反映的是政府层级的数量,满足以下三个条件下的政府治理结构意味着“政府层级”的存在,即(1)有相应的公共预算作为依托;(2)拥有管理一定范围公共事务的权限;(3)拥有区划上的管辖。根据这一标准,中国拥有五级政府(中央、省、市、县和乡镇),而新加坡只有一个政府层级。基于中国管理分权所具有的独特属性,我们创新研究思路,从以下三方面考察县(市)扩权改革的经济绩效。

(一)县(市)扩权改革是基于政治集权的政府层级网络中的管理分权

政治集权下的经济分权是转型期中国的基本制度背景。中央政府对地方保持权威领导,并且凭借官僚科层制路径履行这种权威。政治激励下的经济分权(现有文献主要关注财政分权)向地方政府和企业提供的经济激励所产生的种种影响,不仅是理解中央与地方关系的逻辑基础,也构成了中国经济发展的内在动力之一(周黎安,2004^[8],2007^[9];傅勇,2007^[10])。县(市)扩权改革同样是政治集权下的一种分权,但是,现有理论在分析县(市)扩权改革时面临一个困境:由于理论假设分权构造了类似于多部门平行的M型组织结构,这无法对扩权带来的政府层级之间的关系变更问题展开研究。

县(市)扩权改革涉及行政隶属、财政和经济管理方面的关系变更,三者相互交错,并不是平行、完全对应的组织结构。在行政隶属关系方面,改革大多是明确“行政区划、机构规格及司法管理体制维持不变”,或者是在“市管县体制不变的前提下”进行,这意味着“中央—省—地(市)—县(市)”政治和行政管理体制没有实质改变,只有直辖市和少数省份(如海南省大部分地区)实行了“中央—省—县(市)”三级管理体制。在经济、社会管理方面,大多数省份赋予改革县(市)“与省辖市相同的经济管理权限和部分社会管理权限”,在行政管理程序上采用权力下放,或者是省级政府审批并对地级市备案,取消了地级市的核准和审批。同样,在财政关系方面,除了少数省份仅实行财政“省直管县”之外,大部分改革地区同时扩大县(市)经济社会管理权限和实行财政“省直管县”,这不仅改变了经济管理隶属关系,同时也改变了原有体制下县(市)与地级市在预算内外财政收支、转移支付等方面确立的双向关系。

这就要求对扩权改革中的组织架构和关系变化作进一步阐述,特别是需要对关系的结构与属性进行量化分析,以便为相应的理论建构和实证命题检验提供量化的工具。在第三部分,我们创新性地使用了网络分析方法来阐述政治集权下的管理分权架构。网络分析的核心命题是特定“行动者”(本文中是指各级行政单位)之间关系的量化表征。本文使用网络分析方法中的“特征向量中心度”(Eigenvector Centrality)指标,其直观含义是某一结点在整个

网络中的重要程度。假如某一结点的层次越高(在本文是指政府层级越高)、拥有的“邻居”越多(指管辖单位越多)和越强大(指经济管理权限越大),那么重要性越突出。通过测度这一相对重要性,可以对管理分权程度进行标准化的定量分析。居于核心地位的仍然是垂直的政府层级和纵向的行政隶属关系,这是构造有向网络(Weighted Network)及其表达形式——邻接矩阵(Adjacency Matrix)的基础。辐射状的网络结构意味着中央政府与所有的结点具有最大的接近性(closeness),是这一网络的中心点,具有最高的权威。离中心点越远的级别越低,相应的,省和市也是各自子网络的中心点。管理分权程度及其变化则通过权重参数赋值的方式加以刻画。

(二)县(市)扩权改革具有明确的管理分权标准

中国的管理分权具有森严的行政级别与规格方面的等级划分,反映的是基于行政等级配置经济社会事务管理权力的政府主导模式。在现有的体制下,各个层级的政府拥有不同的公共事务决策权,而行政等级对经济和区域发展至关重要。在中国的城市,尤其在地级市以上的城市中,市政设施水平、公共服务质量、人口规模与城市级别直接相关。城市的行政级别、产业级别、基础设施以及教育医疗等的公共服务水平都明显高过其他城市。

目前,我国政府层级中的级别与规格包括行政区划层次(即事实上的省、自治区——地级市——县、自治县、县级市、市辖区——乡、民族乡、镇四级制)、城市级别(如副省级市)、法律地位(如“较大的市”)、机构行政规格(如副地级市并非行政区,但却拥有相应级别经济管理权限和行政权限的行政管理区,如各种管委会)和行政授权(如计划单列市)。县(市)扩权改革同样是按照行政等级与规格来配置经济社会管理权限。例如,黑龙江、湖北、河北、辽宁、安徽、福建、河南、四川和陕西等地,以及辽宁省2011年第二轮扩权改革都明确赋予相当于地级市的经济社会管理权限。少数省份的扩权范围和程度已经超过设区地级市,具备了一些省级政府才具有的管理权限。吉林省在2005年和2008年两轮改革中,针对全省所有县(市)通过取消、下放、暂停、授权、委托和分级管理方式分别减少了超过50%的省

直部门行政审批、核准和年审年检项目,涉及建设项目和建设用地审批、税收抵扣、技术改造以及省级共享和分成收入等(李寅权,2010)。而浙江省在2006年调整了义乌市行政管理体制和机构规格,不仅赋予了海关、出入境检验检疫、外汇管理等职能,义乌市还获得了调整优化政府机构设置和人员编制、对现有机构及其职能进行整合的权限^②。随后,浙江在2008年第五轮扩权改革中面向全省所有县(市)和部分市辖区进行了推广。

按照行政等级与规格配置经济社会事务管理权限的模式,与非平行设置的管理分权组织架构相结合,构成了一种“不平衡”的管理分权,造成地区间存在巨大的行政资源配置差距;同时,也使得扩权改革具有明确、可供量化评价的管理分权标准。在第三部分构建中心度指标时,我们综合参考行政区划建制、机构行政规格、法律规定和政策规章,以及扩权内容对样本城市进行分类赋值,以反映改革带来的经济社会管理权限变化。

(三)县(市)扩权改革具有独特的管理分权增长机制

从现有情况来看,县(市)扩权改革的经济增长影响机制可能会表现为城市规划、税收和投资管理、土地管理、融资机制等方面。

城市规划。县(市)扩权改革中普遍将城乡建设和城区规划权力予以下放,各地也都重新编修城市和经济发展规划,通过打造中心城市、新城区、工业园区和产业园等形式积极扩张城市。针对这种制度环境的变化,我们特别关注县(市)扩权后的城市规模扩张对经济增长的影响。

税收、投资管理。县(市)扩权改革中下放了营业税、资源税、企业所得税等减免税审批事项,包括外商投资企业税收优惠的确认、延长减免和利润再投资退税方面的审批。因此,管理分权是否因增加FDI和工业企业而获得了经济增长绩效也是本文实证检验的一个命题。

土地管理。扩权改革中普遍通过授权方式下放了农用地转用、补充耕地、征收土地和供地方案审批权限。对于地方政府而言,土地出让收益构成了地方财政收入的重要来源,同时,扩权带来的新增建设用地不仅构成了经济增长的要素,也是发展工业经

济、信贷融资、招商引资和城区扩张方面的保障与依靠。我们将检验扩权是否提高土地供应进而有助于经济增长。

融资机制。扩权改革中普遍提出“改善金融服务”，强化县(市)金融机构职能。理论上，随着融资权力的扩大，政府可以借道融资平台从金融机构或资本市场融资，投资基础建设和公共事业的能力得到增强，从而有利于经济增长。但是，地方融资平台的风险实质，在于把地方政府基础建设和公共事业产生的债务证券化，可能造成金融资源并不是基于市场竞争进行有效配置，而是以低利率资金支持地方建设，甚至是一些超前投资的市政项目、“形象工程”和产能过剩的工业行业，这种行为不仅超越政府与市场的边界，也会引发效率低下和风险累积，从而降低经济增长绩效。因此，扩权在政府融资方面的经济影响也构成了一个研究命题。

除了上述潜在机制，还有必要从以下两方面展开进一步研究。根据 Prud'homme (1995)^[11] 等人的理论，除了政府层级之间的分权之外，管理分权还涉及两个内容：第一种是空间分权，即“城市人口和活动空间上从大的集聚不断扩散的进程”；第二种是市场分权，即“创造条件以使商品与服务可以由市场机制提供而不再是政府决策的进程”。在下放经济、社会管理权限的过程中，县(市)政府是否藉此改善人口流动、提高城镇化质量，并通过经济集聚和市场化获得经济增长绩效？

人口流动与城镇化。当前中国，大城市吸纳资本、人才、技术、人口的能力，远超过中小城市和城镇。这造成小城市和城镇的人口外流现象严重^③，使得城镇化仍然表现为区域单级中心，而不是向城市群这一多极化的趋势发展。同时，中国的分权以及基于政绩考核的政府竞争，使得地方政府行为高度依赖于各种分权增长政策的相对经济绩效(李永友和沈坤荣，2008)^[12]，造就了地方政府“重基本建设、轻人力资本投资和公共服务”的支出结构扭曲(傅勇和张晏，2007)，因此，现有人口、户籍和劳动力市场方面的管理分权未必能够产生足够的经济激励，以驱使地方政府提高公共服务水平和城镇化质量。我们构造人口集聚与管理分权的交互变量来实证检验这一命题。

市场化。从分权理论来看，“联邦主义市场保护理论”(Weingast, 2006)^[13]认为中国式分权改革为地方政府发展经济和展开竞争提供激励的同时，也产生了一种市场保护作用，对政府的经济攫取和其他非正规资源配置能力施加了一种限制。改革产生的一个可检验的命题是：扩权是否造成基层政府有更大的动力去争取或发展国有企业和国有经济？或是通过放松市场管制和准入，积极培育、扶植新兴市场和民营经济进而获得相应的经济增长绩效？

三、计量模型、方法与数据

建立如下形式的管理分权动态增长方程：

$$g_t = \alpha_t + \delta g_{t-1} + Z_t \varphi + \varepsilon_t \quad (1)$$

其中， t 代表时间， g_t 是各地区经济增长率的 $N \times 1$ 维向量， α_t 是 $N \times 1$ 维常数项向量， Z_t 是 $N \times K$ 维解释变量矩阵， φ 是 $K \times 1$ 维参数向量， N 代表地区。解释变量矩阵 Z_t 中 K 个元素都是 $N \times 1$ 维向量， n 和 sk 表示劳动力供给和物质资本投资水平，其他解释变量包括城市建成区规模、规模以上内资工业企业数量、FDI、新增建设用地、金融机构信贷规模、人口集聚、民营经济与管理分权的交互项，以评价管理分权通过经济增长要素和制度环境对地区经济增长的影响机制。

(一) 核心自变量——特征向量中心度指标

特征向量中心度指标的最初形式为：

$$\lambda x = A'x \quad (2)$$

式(2)中，特征向量 x 反映了中心度指标， A 为邻接矩阵，是整个相互联系的有向网络的矩阵表达形式， λ 是相应的特征值。本文使用的特征向量中心度(Bonacich, 2001)的显著特征是在(2)式中引入一个外生参数向量 β ，中心度指标变为下列方程的解：

$$x = A'x + \beta \quad (3)$$

其中， β 是不同结点之间“距离”的具体权重，反映特定结点之间的经济、社会属性的联系紧密程度，是一个可随不同结点发生变化的外生因素向量。

指标具体构造如下：按照行政隶属关系，将中央本级、省(直辖市)本级、地(市)本级和县(市)和区级四级财政单位作为不同结点^④，建立双向网络和邻接矩阵。四个直辖市和海南省大部按照三级体制构造，大部分省区，包括县(市)改革地区的政府层

级双向网络仍然构造为四级。双向网络中的中央、省、地(市)和县(区)四级 β 分别赋值为 $\{10, 8, 4, 1\}$,而直辖市、计划单列市和国家级新区^⑤、非计划单列的副省级市、计划单列市或副省级市之外的“较大的市”(即除计划单列市和副省级市以外的部分经济特区城市与省会城市,以及少数地级市)、副地级市、县级市的 β 值分别为 $\{9, 7, 6, 5, 3, 2\}$,以反映这些区划在纵向的政府层级中的特殊地位。

随着改革的推进, β 赋值涵盖了各县(市)扩权改革的不同做法,具体分为三种情况:大多数省份明确赋予改革县(市)“与省辖市相同的经济管理权限和部分社会管理权限”, β 值提升为4;个别省份甚至大幅下放了税收优惠核定、城市规划、建设用地和限额以上固定资产投资项目审批等省一级政府重要权限, β 值提升为5;少数省份在改革初期仅下放了部分地级市权限, β 值为2或3。^⑥我们根据改革进展,在样本期内逐年调整双向网络和权重参数,基于(3)式计算得到县区、城市本级、省区本级和中央本级的特征向量中心度指标。但为了匹配城市数据,又按照行政隶属关系将县区指标归并到相应城市本级,建立了一个针对城市的管理分权指标。

(二)数据说明与估计方法

理论部分所梳理的增长机制已经界定了本文所选取的其他变量。表1报告了变量指标的名称、口径定义和计算方法,表2是相应的描述性统计结果。

根据县(市)扩权改革进展和数据可行性,实证样本为2003-2009年22个省区,包括实行改革的辽宁、吉林、黑龙江、河北、河南、山东、浙江、安徽、福建、湖北、湖南、广东、陕西和四川,共计14个省。为了体现政府层级网络中的相对重要性,也保留了实行“三级”管理体制的四个直辖市和海南省,以及样本期内仅实行财政“省直管县”的江苏、江西、山西三省。剔除缺失严重的样本,一共保留了218个地级及以上级别的城市。按照是否实行了县(市)扩权改革,以及 β 值是否在4以上,又筛选了改革子样本和高行政等级子样本。数据来源于《城市统计年鉴》,国有土地供应方面的数据来自于《国土资源统计年鉴》。

回归模型中明显存在内生性问题,这是因为管理分权与建成区规模等经济变量之间理论上存在互

表1 变量及其定义

变量	符号	变量定义与计算
地区增长率(%)	g	地区生产总值增长率(%)
物质资本投资	sk	当年全社会固定资产投资总额(万元)的自然对数值
劳动力供给	n	全社会从业人员总数(万人)的自然对数值
建成区规模(%)	bulidr	各地区建成区面积占行政区划面积比重(%)
新增建设用地	ls	国有建设用地供应(公顷)的自然对数值
信贷规模	lbfi	年末金融机构各项贷款余额(万元)的自然对数值
工业企业	num	限额以上内资工业企业数(个)的自然对数值
外商直接投资	fdi	当年实际使用外资金额(万美元)的自然对数值
人口集聚	den	各地区人口密度(人/平方公里)的自然对数值
民营经济(%)	market	各地区私营和个体从业人员占总从业人口比重(%)
管理分权	ec	政府层级网络特征向量中心度指标值 $\times 100$
交互项1	ecbulidr	管理分权 \times 建成区规模(%)
交互项2	ecnum	管理分权 \times 工业企业
交互项3	ecfdi	管理分权 \times 外商直接投资
交互项4	ecls	管理分权 \times 新增建设用地
交互项5	ecbfi	管理分权 \times 信贷规模
交互项6	ecden	管理分权 \times 人口集聚
交互项7	ecmarket	管理分权 \times 民营经济(%)

表2 主要变量描述性统计

变量符号	均值	标准差	最小值	最大值
g	13.828	3.19	-3.4	37.69
sk	14.794	1.047	12.018	17.789
n	3.461	0.723	1.703	6.778
bulidr	1.43	3.032	0.023	40.813
ls	6.263	1.172	0.963	9.478
lbfi	15.171	1.127	12.983	19.509
num	6.354	1.032	2.708	9.397
fdi	9.31	1.903	2.485	13.868
urbanr	35.652	17.948	9.905	100
den	5.928	0.754	3.054	7.887
market	40.191	13.052	5.692	85.891
ec	2.359	3.183	0.226	30.539

为因果的联立关系,管理分权可能会通过影响这些经济与制度变量进而促进经济增长,但另一方面,按照行政等级与规格配置经济社会事务管理权限时往往也取决于各个地区的经济禀赋与发展潜力,同时,遗漏变量情况和交互变量之间的高度相关性也是内生性偏误的原因。为此,本文使用了两步系统广义矩(sys-GMM)回归方法,能够有效解决内生性问题,保证系数估计的一致与无偏。

四、结果与分析

我们使用几个有代表性的省级政府来说明管理

分权中心度指标的基本特征:(1)由于是相对度量指标,随着样本期内县(市)扩权改革的持续推进,管理权限普遍扩大,各省、市、县区在政府层级网络中的相对重要性都在缓慢下降。即便是在改革年份有一个跃升,随后又会进入下降趋势。中央政府的管理分权指标值也是如此,从2003年的67.126下降到2009年的67.034。(2)既定管理体制下,即便规格与等级一样,如果管辖单位数量(包括行政区和行政管理区)越多,指标得分越高。这也是图1中天津的指标得分高于北京、河北高于江西的原因。(3)既定管理体制下,如果扩权改革的对象越多,程度越大,则指标得分越高。样本期内浙江一直进行扩权改革,2008年又面向所有县市和部分市辖区进行了较大程度的扩权,而河北2005年仅对试点的部分县(市)进行有限扩权,导致浙江指标得分明显高于河北。

表3和表4共同报告了管理分权对于地区经济增长的影响。表3报告的是没有采用交互项,直接将管理分权变量代入模型的两步sys-GMM回归结果。对潜在的内生变量使用了Hayashi检验^⑦,发现

模型中解释变量(包括物质资本投资水平和劳动力供给)都不能通过严格外生变量检验。因此,管理分权与其他解释变量,包括后文的管理分权交互项均设定为内生变量,并通过其差分滞后项构造工具变量集。考虑到有限样本如果过度使用工具变量会造成严重偏误,又根据工具变量集进行冗余度LM检验,尽量删减工具变量数量。作为佐证,表3还报告了Pooled OLS估计量、同时考虑面板数据下时间序列自相关和集束异方差问题的PA估计量和组间模型估计量。^⑧

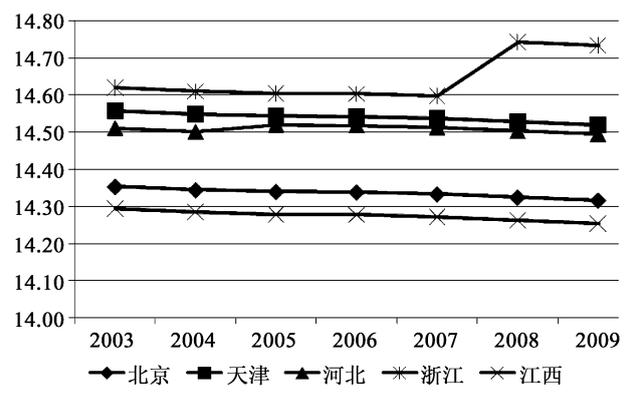


图1 管理分权特征向量中心度指标值(部分)

表3 管理分权对于地区经济增长的影响

解释变量	地区经济增长率g(%)			
	Pooled OLS估计	集束异方差稳健PA估计	集束异方差稳健组间模型估计	两步sys-GMM估计
Ll.g	0.573(0.050)***	0.226(0.058)***	0.190(0.063)***	0.666(0.056)***
sk	-0.303(0.181)	0.208(0.254)	0.143(0.432)***	-0.779(0.34)**
n	-0.235(0.245)	-0.824(0.350)**	0.039(0.93)	0.628(0.567)
num	-0.165(0.064)***	-0.279(0.089)***	-0.145(0.237)	-0.437(0.153)***
fdi	0.049(0.069)	0.178(0.099)*	-0.081(0.149)	0.102(0.202)
ls	0.673(0.114)***	0.622(0.113)***	0.579(0.136)***	1.465(0.237)***
lbfi	-0.405(0.232)*	-0.509(0.354)	-4.409(0.914)***	-0.996(0.392)***
bulidr	0.037(0.018)**	0.068(0.026)***	0.042(0.079)	0.083(0.048)*
market	-0.008(0.006)	-0.012(0.008)	-0.012(0.012)	0.016(0.021)
den	0.028(0.107)	-0.03(0.148)	0.497(0.303)	-0.042(0.245)
ec	0.048(0.015)***	0.054(0.024)**	0.686(0.663)	0.105(0.051)**
常数项	-	-	50.138(7.971)***	18.758(4.085)***
F/卡方值	39.10***	150.45***	16.15***	373.44***
Obs.	1256	1184	1256	1256
R ²	0.368	-	0.031	-

注:***、**和*表示在1%、5%和10%的水平上显著,括号内为标准差。PA估计量和sys-GMM报告的是Wald卡方统计量值。

表3结果表明,城市经济增长率回归方程中具有显著的个体效应,Hausman检验的卡方统计量值为284.27,P值为0,拒绝了这一个个体效应为随机变量的原假设,并且,这种个体效应与经济增长要素与管理分权具有明显的相关性,这说明了采用内生变量设置和sys-GMM回归方法的适宜性。从表3回

归结果来看,除了物资资本投资总量之外,内资工业企业数量、FDI、新增建设用地和管理分权程度都对城市经济增长率具有显著影响作用,其中,物质资本投资总量和信贷规模总量具有显著的负相关关系,内资工业企业数量的影响尽管为负,但是显著性水平只有10%;相反,管理分权和新增建设用地能够

显著地提高经济增长率,二者具有显著的增长效应。城市经济增长率均不存在显著的相关性。相比而言,劳动力总水平、人口集聚和市场化变量与

表4 管理分权对于地区经济增长的影响:基于交互项的两步 sys - GMM 估计

解释变量	地区经济增长率 g (%)				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
L1.g	0.682(0.046)***	0.684(0.067)***	0.685(0.043)***	0.678(0.043)***	0.655(0.044)***
sk	-0.998(0.153)***	-1.002(0.174)***	-0.958(0.17)***	-0.924(0.168)***	-0.832(0.17)***
n	-0.054(0.258)	0.024(0.267)	0.201(0.241)	0.198(0.257)	0.127(0.263)
ecnum	-0.129(0.057)**	-0.151(0.82)*	-0.15(0.07)**	-0.119(0.074)	-0.144(0.078)*
ecfdi	0.096(0.039)**	0.138(0.038)***	0.091(0.033)***	0.095(0.029)***	0.098(0.033)***
ecls	-	0.162(0.039)***	0.159(0.041)***	0.157(0.039)***	0.148(0.039)***
eclbfi	-	-0.095(0.048)*	-0.064(0.04)	-0.071(0.037)*	-0.09(0.041)**
ecbulidr	-	-	0.001(0.003)	-0.003(0.004)	-0.01(0.007)
ecmarket	-	-	-	-0.003(0.002)	-0.002(0.002)
ecden	-	-	-	-	0.09(0.066)
常数项	19.413(1.839)***	19.47(2.073)***	18.171(1.957)***	17.81(1.847)***	16.847(1.954)***
AR 检验	0.000 0.094	0.000 0.108	0.000 0.101	0.000 0.100	0.000 0.091
Instr.	137	185	213	241	262
Obs.	1283/218	1260/218	1259/218	1256/218	1256/218
Over.	0.027	0.184	0.598	0.817	0.947
GMM	0.901	0.997	0.997	0.942	0.996

注:***、**和*表示在1%、5%和10%的水平上显著,括号内为校正后的稳健标准差。AR 检验报告了残差一阶和二阶自相关 Arellano - Bond 检验的 P 值。Instr. 表示工具变量数量,Obs. 报告了总观测值数和组数,Over. 表示过度识别 Hansen 检验的 P 值,GMM 表示水平方程工具子集的 Hansen 检验的 P 值。

表3 结果无法直接反映管理分权的影响机制及其效应。按照前文理论阐述,通过设定管理分权与若干经济变量的交互乘积项,我们基于 sys - GMM 方法得到了表4 结果。模型采用了“逐步回归”思路,渐次考察投资和 FDI 管理、土地和信贷管理、规划和城市建成区规模扩张,以及人口管理和市场化。可以发现,管理分权的变化可以通过 FDI 和土地供应进而产生递增的经济收益。表4 模型(1) - (5) 中,交互变量 ecfdi 和 ecls 对于城市经济增长率具有显著的正面影响,二者的系数估计值水平分别在 0.1 和 0.16 左右,均在 1% 水平上显著。但是,管理分权是否通过扩张城市建成区规模、吸引规模工业企业以及信贷融资方式影响经济增长的作用并不确定,虽然三个交互变量的符号和系数估计值较为一致,但并不具有稳定的显著性水平。同时,如同前文理论预期一样,可以发现人口集聚、民营经济程度与管理分权的交互项都不显著,这不仅说明管理分权的经济增长机制仍是以政府行政权力为主导,依靠 FDI、土地和信贷驱动的增长方式,而且,目前的管理分权体制和县(市)扩权改革也没有在人口集聚和市场化改革方面产生足够的激励与效应。

比较表3 和表4 结果,表3 中变量 FDI 的系数

估计值普遍没有通过显著性检验,这是由于地区特定因素和累积性因果循环效应,FDI 大多集中在沿海发达地区,而与内陆地区相比,沿海发达城市由于庞大的增长基数导致经济增长率相对较低,因此从总体样本来看,二者不具有显著正相关,甚至如同物质资本投资水平、地区信贷规模一样表现出负相关关系。但是,表4 中交互变量 ecfdi 的估计值和显著性说明,管理分权和扩权带来的优惠政策确实可以通过吸引 FDI 并刺激经济增长,这与 Démurger S. (2001)^[14] 的结论相似。还可以发现,表3 中内资规模以上工业企业、新增建设用地和信贷规模尽管与表4 中管理分权分别与三者交互的回归结果具有一致的性质和显著性结果,但是表3 表现出来的影响明显大于表4。表3 中变量 ls 的系数估计值为 1.465,而在表4 中交互变量 ecls 的估计值仅在 0.148 - 0.162 之间,表3 中变量 num 和 lbfi 的系数估计值分别为 -0.437 和 -0.996,而表4 交互变量 ecnum 和 eclbfi 的估计值为 -0.12 和 -0.09 左右。这说明,管理分权除了能够创造经济增长机制(如 FDI 流入和改革城市样本中的建成区规模扩张),也在一定程度上发挥着现有经济增长要素和制度环境本身所具有的积极(或消极)影响。

表 5 管理分权对于地区经济增长的影响:子样本的两步 sys - GMM 估计

解释变量	地区经济增长率 g(%)					
	高等级子样本			改革子样本		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
LI.g	0.653(0.188)***	0.739(0.11)***	0.615(0.152)***	0.756(0.055)***	0.739(0.053)***	0.718(0.059)***
sk	-1.383(0.648)**	-1.703(0.824)**	-1.642(0.694)***	-0.591(-0.260)***	-0.467(0.280)**	-0.396(0.281)
n	0.133(1.175)	2.124(1.966)	1.648(1.587)	0.229(0.57)	-0.042(0.58)	-0.114(0.601)
ecnum	-0.005(0.018)**	-0.006(0.013)	-0.002(0.002)	-0.106(0.035)***	-0.081(0.047)**	-0.073(0.047)**
ecfdi	0.046(0.059)	0.014(0.047)	0.037(0.059)	0.188(0.084)**	0.159(0.081)**	0.153(0.073)**
ecls	0.174(0.069)***	0.214(0.076)***	0.196(0.072)***	0.598(0.123)***	0.553(0.111)***	0.503(0.107)***
eclbfi	-0.098(0.045)**	-0.091(0.034)***	-0.209(0.064)***	-0.116(0.059)*	-0.103(0.057)*	-0.050(0.051)
ecbulidr	0.022(0.012)**	0.001(0.01)	-0.004(0.012)	0.020(0.008)***	0.024(0.009)***	0.025(0.010)***
ecmarket	-	-0.005(0.003)	-0.001(0.003)	-	-0.010(0.011)	-0.016(0.011)
ecden	-	-	0.3(0.165)*	-	-	-0.070(0.118)
常数项	25.612(9.507)***	20.101(7.433)***	15.743(8.821)**	11.236(3.445)***	10.958(3.348)***	10.706(3.114)***
AR 检验	0.004 0.577	0.002 0.796	0.01 0.67	0.000 0.152	0.000 0.350	0.000 0.344
Instr.	35	40	45	117	135	149
Obs.	225/38	223/38	223/38	834/141	831/141	831/141
Over.	0.501	0.796	0.908	0.152	0.274	0.480
GMM	0.959	0.955	0.956	0.592	0.798	0.993

注:同表 4 注释。

表 5 报告了按照是否实行县(市)扩权改革及筛选出的改革子样本(141 个城市)和高行政等级子样本(38 个城市)的回归结果。与总体样本相比,高等级子样本回归结果的特殊性表现在:(1)交互变量 ecnum 和 ecfdi 均不具有稳定的显著性,这说明高行政等级样本中的城市(主要是特大型和大型城市)并不需要通过诸如税收优惠和投资审批方式吸引规模以上内资工业企业和 FDI 以提升城市经济增长率,这不仅与李永友和沈坤荣(2008)的结论相似,也佐证了空间经济学关于地区间税收和投资策略交互影响的理论观点(Haufler et al., 2009; Fenge et al., 2009)^⑨。(2)信贷融资是高等级样本中独特的管理分权影响机制。表 5 模型(1) - (3)中交互变量 eclbfi 均影响显著,这说明相对于改革样本中的中小城市,大型和特大型城市中管理分权与信贷融资规模之间的交互影响具有显著的经济影响。虽然最终仍不利于经济增长,但是大型城市能够凭借更高的政治权威和管理权限获得债务融资,并最终影响经济增长。(3)交互变量 ecls 对于经济增长率具有显著积极影响。大型城市获得新增建设用地指标方面的土地管理权限是一个重要的增长因素,当然,这一边际意义上的增长效应明显低于中小城市。表 5 模型(1) - (3)中, ecls 的系数估计值为 0.2 左右,而在模型(4) - (6)中, ecls 的系数估计值达到 0.5 - 0.6。

与之相比,改革样本的回归结果除了表明扩大土地管理权限是一个显著的增长机制之外,还有一些特殊表现:(1)显著存在投资、税收管理方面的经济增长影响机制。改革样本中,城市通过税收优惠和投资审批吸引规模以上内资工业企业和 FDI,进而对城市经济增长率产生了显著影响,其中,交互变量 ecfdi 对城市经济增长率有显著为正的影响,而交互变量 ecnum 的系数估计值为负,扩权通过内资工业企业和 FDI 具有不一致的效应。(2)管理分权下的建成区规模扩张是一个特有的影响机制。表 5 模型(4) - (6)交互变量 ecbulidr 的系数估计值在 0.02 - 0.025 之间,并在 1% 水平显著,而在表 3 和表 4 中,变量 bulidr 和 ecbulidr 均不显著,这说明对于实行县(市)改革的中小城市而言,下放城市规划方面管理权限,扩大城市建成区规模可以促进地区增长率的提高。

五、结论与启示

本文的主要结论如下:(1)我国政府层级之间的管理分权并没有激励城市政府改善人口、户籍和劳动力市场方面的有效管理与推进市场化以提高经济绩效,扩权改革中仍然缺乏“空间分权”和“市场分权”的有效机制。(2)管理分权下的县(市)扩权改革通过 FDI 和新增建设用地进而对城市经济增长率产生显著积极的影响,这一结论具有普遍性。(3)管理分权是否通过扩张城市建成区规模、吸引

规模工业企业以及信贷融资影响经济增长在不同类型城市之间存在差异。对于实行县(市)扩权改革的中小城市而言,前两者是显著的影响机制,而管理分权与信贷融资的交互影响则是高行政等级城市特有的属性。(4)管理分权的经济增长绩效表现不一。分权与FDI、新增建设用地和城市建成区规模的交互影响能够显著提高城市的经济增长率,而在内资大型工业企业、信贷规模方面,扩权产生的结果仍不利于城市经济增长率的提高。

总体来看,管理分权下的县(市)扩权改革存在明显的经济增长机制,其潜在的改进余地包括:一方面,需要调整、完善现有的扩权改革内容。放权给予基层政府更大的政策创新能力的同时,应避免产生地方政府行为的逆向选择和“逐底竞次”局面。

另一方面,需要改变管理分权仍然局限在政府层级之间进行放权的基本思路,以市场分权和空间分权为导向,实施更深刻的县(市)扩权改革。例如,向基层政府放权的过程中,从理顺政府与市场关系角度出发,打破行政壁垒,减少对市场不必要的行政干预,鼓励与扶持新兴市场和组织的发展。改革目前的政绩评价机制,纳入城镇化质量方面的内容,强化立法、审计机关对于行政放权的监督与制约,以激励地方政府更多地关注公共服务和居民偏好。又如,考虑到新增建设用地是大型城市和中小城镇共同渴求的经济增长要素,可以考虑实施基于土地生产力评估的“投资换土地(指标)”的区域间补偿机制,改变目前严禁跨省耕地“占补平衡”的做法^①,通过行政授权建立面向辖区政府的耕地占补指标交易平台或“市场”。此外,还可以借鉴欧盟经验,通过权力下放促进区域间的政策和管理协调,以鼓励地区间良性合作,推动经济集聚扩散。显然,这些思路已不再是局限于政府层级间的权力分配,而是期望塑造一种注重公共服务和居民偏好,能够积极促进市场化改革,并实现区域协调发展的分权格局。

【注】

①李寅权. 吉林省扩权强县改革的探索与思考[EB/OL]. 中国改革论坛,2010-04-23.

②浙委办[2006]114号《关于开展扩大义乌市经济社会管理权限改革试点工作的若干意见》,2006-11-14.

③近年,北京尽管一直采取极为严厉的行政人口控制办法,其常住总人口远超其规划控制的人口数量。这一情形并非个案,2010—2012年,代表市场需求潜力的常住户籍人口比,一线城市均值为1.84,二线城市为1.21,三线城市仅是0.98(林波,2013)。这意味着,一二线城市为人口流入型,常住人口明显高于户籍人口,而三线城市则相反。

④这里的财政单位不仅包括行政区,也包括预算独立的行政管理区。

⑤在我们的样本期内只有一个,即上海浦东新区。

⑥黑龙江、湖北、河北、辽宁、安徽、福建、河南、四川和陕西等地改革县(市)的值为4;吉林2005—2007年赋值为4,2008年之后赋值为5;浙江在2008年之后赋值为5,之前为4;广东、辽宁等地在改革初期,以及河南省对部分改革县(市)仅下放少数经济管理权限,值为2或3。

⑦其原假设是模型设定的某一或多个内生变量应作为外生变量,检验的基本思路是将该变量分别作为内生或外生变量展开GMM/IV回归,根据两种回归模型下的工具变量有效性检验结果来比较判断。不同于Durbin-Wu-Hausman检验,Hayashi内生性检验在异方差下也能保持稳健。

⑧混合模型假定自变量都是外生变量,并且模型中不再含有个体效应和随机误差项这样的组合,而是集束稳健标准误差下的混合OLS回归。PA估计量不等同于Pooled OLS估计量,其通过Population-Averaged方式,在个体效应为随机变量的前提下,通过取均值方式消除这一随机效应,并使用FGLS算法以保证回归结果更具有效性。组间模型进行了均值-差分变换,当解释变量仅仅与固定效应相关,而与随机误差项不相关时,其能保证一致性估计结果。

⑨空间经济学理论使用报酬递增的垄断竞争框架下的一般均衡模型来研究集聚问题(Krugman,1991),这一框架很快就用以研究地区间税收和投资策略交互影响。研究表明,税收和投资的地区间策略影响受到“贸易成本”条件的影响,存在纳什均衡解、边角解和无解多种结局,其中之一是优势地区可以率先享受到集聚租或制定较高水平的税率,并不参与税收竞争;而弱势地区则仍然会通过降低税率水平,或者提供补贴以吸引资本或企业流入,从而产生地区间的策略替代关系。

⑩目前,政府层层分解了耕地保护任务指标。耕地异地“占补平衡”是指在满足本地新增建设用地的需求、实行耕地总量动态平衡的基础上,通过土地开发整理,将动态平衡有余的新增耕地,用于抵消其他地区因耕地后备资源匮乏、新增耕地数量不足而无法满足所占耕地的补偿数量(邵挺等,2011)。

参考文献:

[1] 才国伟,黄亮雄. 政府层级改革的影响因素及其经济绩效研究[J]. 管理世界,2010,(08).

[2] 才国伟,张学志,邓卫广.“省直管县”改革会损害地级市的利益吗?[J]. 经济研究,2011,(07).

[3] 郑新业,王晗,赵益卓.“省直管县”能促进经济增长吗?——双重差分方法[J]. 管理世界,2011,(08).

[4] 李猛.“省直管县”能否促进中国经济平稳较快增长?——理论模型和绩效评价[J]. 金融研究,2012,(01).

[5] 陈硕,高琳. 央地关系:财政分权度量及作用机制再评估[J]. 管理世界,2012,(06).

[6] Rondinelli, D. A. J. R. Nellis. Assessing Decentralization Policies in Developing Countries: The Case for Cautious Optimism[J]. Development Policy Review 1986,4 (1):3-23.

[7] Treisman D. Defining and measuring decentralization; a global perspective[J]. Unpublished manuscript, 2002.

[8] 周黎安. 晋升博弈中政府官员的激励与合作[J]. 经

济研究,2004,(06).

[9] 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,(07).

[10] 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,(03).

[11] Prud'homme, R. The dangers of decentralization[J]. The world bank research observer 1995,10 (2):201-220.

[12] 李永友,沈坤荣. 辖区间竞争,策略性财政政策与FDI增长绩效的区域特征[J]. 经济研究,2008,(05).

[13] Weingast B. Second generation fiscal federalism: implications for decentralized democratic governance and economic development[J]. Available at SSRN 1153440, 2006.

[14] Démurger S. Infrastructure development and economic growth: an explanation for regional disparities in China? [J]. Journal of Comparative economics, 2001, 29(1): 95-117.

(责任编辑:郝 涛)

