

DOI: 10.19361/j.er.2019.02.12

撤县设市、行政扩权与经济增长

——基于断点回归方法的估计

刘晨晖 陈长石*

摘要：本文将中国20世纪80、90年代的撤县设市政策作为准自然实验，使用断点回归方法系统评价了撤县设市政策对县级地区经济增长的影响，并且从财政收入、固定资产投资和人口等角度进一步分析了撤县设市对经济增长影响的传导路径。研究发现：从影响效果来看，县升为县级市所隐含的行政扩权有助于促进相关地区的名义经济增长，但无助于效率的改善和内生增长动力的形成；从传导路径来看，其对增长的带动力主要是通过固定资产投资扩张与资本的增长所产生的，对吸引人口流入与促进技术进步等方面影响并不明显。这表明上一轮撤县设市政策促进增长的方式比较粗放，考虑到自2017年起我国新一轮撤县设市政策所处的外部经济环境，应更好地借鉴上一轮撤县设市政策周期的经验教训，更加重视提升发展质量与发展效率。

关键词：撤县设市；财政分权；行政分权；断点回归；经济增长

一、引言

改革开放之后，我国逐渐形成了省管市、市管县的分级行政管理体制。对于一些发展较快的县级地区来说，现有的行政模式层级较多，无论在行政管理还是财力方面都构成了束缚其发展的体制性约束。为探索更有利于经济增长的财政分权和行政分权水平，自20世纪80年代开始，我国展开了包括撤县设市、强县扩权、省直管县在内的一系列改革和试点方案，旨在破除一些经济发达县域在体制上的束缚，释放经济活力。但是，这些措施能否有效地促进经济增长，仍有待检验。在很长一段时间里，由于对财政分权和行政分权与经济增长进行计量分析时的内生性难以解决，在学术界，两者之间的因果关系成为一个备受争议的问题。针对上述问题，由于采用的数据来源、计量方法、工具变量等方面存在差异，学者们所得到的研究结论并不一致（林毅夫、刘志强，2000；陈抗等，2002；张晏、龚六堂，2005；袁渊、左翔，2011；

* 刘晨晖，东北财经大学经济与社会发展研究院，邮政编码：116025，电子信箱：lchabcdef@163.com；陈长石，东北财经大学产业组织与企业组织研究中心，邮政编码：116025，电子信箱：denzel3970@163.com。

本文感谢国家自然科学基金青年项目“中国式‘投机资本过剩-投资资本短缺’配置失衡研究”（项目编号：71503032）、国家自然科学基金青年项目“‘中国式’银行信贷配置失衡对制造业转型影响研究”（项目编号：71603043）、辽宁省教育厅科研平台项目“房地产市场与区域经济协调发展研究”（项目编号：LN2016JD019）的资助。非常感谢匿名审稿人提出的宝贵修改建议，文责自负。

刘冲等,2014)。

正是由于对政策的影响无法准确估计且效果难以评价,在实践中,各级政府对类似政策效果的质疑和争论体现更为明显。以省直管县为例,2014年起开始在河南试点的省直管县被认为能够有效地打破县级财政体制约束,但在政策实施三年后,省政府却宣布自2018年起结束10个县(市)的省直管县试点;同样,河北省在2015年初开始的第二批省直管县试点,仅半年时间就已宣告取消。类似地,撤县设市政策也几经波折,在20世纪80年代开始实施的撤县设市政策在1997年曾被中央紧急叫停,而时隔二十年之后,随着2017年3月的《政府工作报告》重新提出“推动一批具备条件的县和特大镇有序设市”,撤县设市工作再度重启^①。上述事实表明,迄今为止,我国仍然处在对基层最优分权水平和体制安排的不断探索过程中,尚未达到稳定状态。

与此同时,近年来准自然实验方法在应用计量领域的兴起,为研究此类政策效果提供了新的研究工具。我们发现,撤县设市政策恰好满足采用准自然实验方法进行因果识别的条件。与大多数政策措施不同的是,由于在增进经济效率的同时还需考虑促进城市化发展的要求,撤县设市政策破例放开了“县升级为县级市”以及“县级市升级为地级市”的通道,允许在体制上对原有的分级管理模式进行突破,这使得在1980-1997年间,部分经济发达地区的县级政府能够通过发展经济而争取得到财政分权和行政分权水平的大幅跃升。该项特殊政策与中央所颁布的外生的撤县设市标准一起,共同构成了断点回归分析的前提,使得我们可以利用识别随机化样本的准自然实验方法解决内生性问题。

通过借鉴刘冲等(2014)使用“行政扩权”一词来涵盖“财政分权”和“行政分权”的表述方式^②,本文将中国20世纪80、90年代实施的撤县设市政策作为准自然实验,使用断点回归方法研究了由撤县设市政策引发的行政扩权对经济增长的影响。与已有文献相比,本文的贡献主要体现在以下两个方面:其一,近期我国新一轮撤县设市工作已经启动,但截至目前,深入讨论撤县设市政策的实证文献还比较少,政策有效性亟待论证,本文的研究希望通过揭示上一轮撤县设市政策的效果及传导机制,为新一轮政策实施提供理论支撑与政策启示。其二,上级政府在选择政策试点时往往带有经济或政治偏好,而断点回归方法通过外生性标准来主动识别随机化样本,能够较好地解决行政扩权与经济增长之间的内生性问题,从而更加准确地探讨两者之间的因果关系。

本文其余部分的结构安排如下:第二部分是理论与文献,主要是基于已有文献提出理论假设;第三部分介绍断点回归方法在本研究中的适用性;第四部分是数据、指标与识别过程;第五部分是实证结果分析;最后进行总结并提出简要的政策建议。

①2017年4月10日,经国务院批准,民政部同意撤销神木县,设立县级神木市,由陕西省直辖,榆林市代管;4月11日,经国务院批准,同意撤销玉环县,设立县级玉环市,由浙江省直辖,台州市代管;4月12日,经国务院批准,同意撤销宁乡县,设立县级宁乡市,由湖南省直辖,长沙市代管;同日,同意撤销隆昌县,设立县级隆昌市,由四川省直辖,内江市代管。

②本文采用“行政扩权”(简称“扩权”)一词来指代“财政分权”和“行政分权”的双重含义,这是因为经典文献常用“分权”指代“财政分权”范畴,因此,为避免混淆,使用“行政扩权”一词来界定,下同。

二、理论与文献

截至目前,基于撤县设市政策利用断点回归方法进行实证分析的文献尚不多见。在国内外关于撤县设市的研究文献中,仅有 Fan 等(2012)、余吉祥和沈坤荣(2015)等少数学者从城市化等视角分析了撤县设市政策对经济增长、教育、健康、人口等方面的后续影响。在1997年撤县设市政策叫停之后,以城市化为导向的县级行政区划变迁政策由撤县设区取代,所以此类研究更多地是基于撤县设区政策展开的(高琳,2011;唐为、王媛,2015)。但实际上,部分经济发达的县可以升级为县级市,而部分县级市可以升级为地级市,使得撤县设市政策与通常的行政区划变迁政策呈现明显的区别。这里,“县级市升级为地级市”直接突破了五级行政管理体制,而县与县级市虽在行政关系上隶属同级,但相比之下,“县升级为县级市”也可能实现财政分权和行政分权水平的双重提升。

首先,撤县设市可能通过财政分权水平影响经济绩效。其一,在财税分成上,县级市比县的独立性更强,受上级约束更小,不仅容易留存更多的财税资金,也在资金的安排和使用方面具有更高的自主权。其二,成为县级市之后,地方政府的财政资金约束比县更加宽松。市的主要功能是工业发展与城市建设,在财政资金安排方面,市财政通常可以比县财政获得更多的专项资金,并且有相应配套的城市建设费用。其三,以农业工作为核心的县难以从城市土地出让模式中获得财政收益,而县级市可能更容易通过土地出让放松财政约束。综上,撤县设市可以看作是对所涉及地区在财政分权水平上的实质性提升。

其次,成功设市同样构成了县域在行政分权水平上的重大跃升和突破。自由裁量权的放松,可以看作是对地方管辖权限的一次重大提升。由于历史和制度原因,市管县体制存在着诸如行政层级过多、“小马拉大车”等弊端,虽然同属地级市管辖,但在进行部门、人员、经费等配置时,县级市按照市的规则进行配置,更易实现城市管理层面的自主权。另外,在市管县体制下,地级市为加快城市发展,往往或主动或被动地在行政上挤压下辖县的发展空间,如将其所辖县内发展较好的企业迁移到市区以带动市区经济发展、将税源充分的企业划归市领导等,对一些经济发达的县域形成了制约。放松地级市管辖的行政约束,不仅有助于处于信息优势的主体更好地行使职能,也更容易避免地级市对资源和发展空间的挤压。另外,对于地方官员个人而言,其在任的县级地区成功设市,也隐含了官员权力的实质性提升。

综合起来,撤县设市并不仅仅是一项以城市化为导向的行政区划变迁政策,更是与强县扩权、省直管县等改革和试点方案类似,形成了对基层地方政府的一次性行政扩权。而沿袭着 Tiebout(1956)和 Oates(1972)等关于财政分权的理论路径,大部分学者认为,财政分权具有改进资源配置效率,促进经济增长的影响机制。Musgrave(1959)、Qian 和 Weingast(1997)等学者也认为,财政分权有利于解决困扰中央政府面临的信息缺损问题,能够促进地方政府竞争,进而有助于资源配置效率的改进。任志成等(2015)在进行理论分析和总结时也曾提到,财政分权能够在市场机制发展、乡镇企业发展、城市化和基础设施建设、吸引外商直接投资等方面起到促进经济增长的作用。相比之下,在行政分权的影响方面,姚东旻和张诗琪(2017)发现,行政分权能够在不改变社会福利水平的情况下,减少中央政府的信息成本,提升经济运行效率,但同时也可能引致下级政府“寻租”的隐患。才国伟和黄亮雄(2010)的实

证分析结果则支持行政分权促进经济增长的假设,他们发现,政府层级改革显著提高了地方财政支出和经济增长速度。刘冲等(2014)更加具体地研究了行政分权和财政分权的影响差异,发现虽然行政分权通过吸引新企业、提升企业平均利润率等途径对经济发展起到了促进作用,但行政扩权政策只是粗放地拉动了投资,并没有从本质上改善资源配置效率。

在实证研究中,由于经济发达地区的政府很可能倾向于更高的分权水平,因此,经济增长和分权水平存在明显的双向关系,而这会导致利用现有的宏观数据很难对政策影响进行准确判断。另外,在评估政策效果时还难以避免政府在选择试点上的经济或政治偏好。比如,强县扩权政策试点选择了经济发展较快的浙江省县级地区;而财政体制上的省直管县试点,一个主要用意是缓解现行财政体制下的县级财政困难,因此,率先进行的试点大部分集中在县级财政比较困难的省份,这显然都会影响样本的随机化,引起计量结果的偏误。同样是针对经济发达县域的扩权措施,撤县设市政策的总样本也并不符合随机性假设,因此,就需要通过断点回归方法来筛选样本,将扩权选择外生化以解决行政扩权与经济增长之间的内生性问题。

三、断点回归方法及其在撤县设市研究中的适用性

断点回归作为一种进行因果推断的准自然实验方法,近年来被广泛应用于社会学、经济学领域。通过找到合适的分界变量和断点,它能较好地解决政策效果评价时的样本选择偏误以及内生性难题,并已被广泛应用于教育、财政、环境、选举等各个方面(Edmonds, 2004; Card and Shore-Sheppard, 2004; Bayer et al., 2007; Imbens and Lemieux, 2008; Goodman, 2008; Almond et al., 2009)。本部分率先对断点回归方法进行简要描述(Hahn et al., 2001; Battistin et al., 2009)。

(一) 模型设定

参考 Hahn 等(2001)和 Battistin 等(2009),本文断点回归的基础模型设定如下:

$$Y = \alpha + \beta \times S + \sigma \times D + \varepsilon \quad (1)$$

(1)式中: Y 是结果变量,也称为产出变量, S 为分界变量, D 为处置变量。从本文研究的问题出发,处置变量 D 代表一个县是否获批设市的0-1变量,其中, $D=1$ 表示升级为县级市的地区, $D=0$ 表示未升级的地区;而分界变量 S 则代表中央颁布的撤县设市标准。断点回归方法包括清晰断点和模糊断点两种情况。由于实际操作中的撤县设市存在着一些特殊区域和无法度量的标准,加之其判断标准涉及到的指标也不是单一的,所以,本文的情况属于模糊断点, S 在判断标准 $\bar{S}$ 处,获批的概率应存在跳跃式断点,即:

$$\Pr\{D=1|\bar{S}^+\} \neq \Pr\{D=1|\bar{S}^-\} \quad (2)$$

(2)式中: $\bar{S}^+$ 和 $\bar{S}^-$ 分别代表在外生标准的两端,从正向和负向无限趋近于 $\bar{S}$ 的两种情况。在本文中,这就要求,县级区域能否成功获批设市,应或多或少地取决于是否达到中央所颁布的撤县设市标准。事实上,自撤县设市的通道打开之后,中央不断地对实施标准进行探索和修订,制定了非常详尽的指标细节,我们认为,按照是否达标作为分界变量,现实中完全能够保证门限值的达标会对获批与否产生影响。关于标准的取值和指标情况,我们将在下文数据描述与识别策略部分进行详细说明。

断点回归的成立还需满足几个前提条件:一是不含处置效应的结果变量在 S 接近门限值 $\bar{S}$ 时是连续的,不存在断点处的跳跃。这就要求,假如不存在撤县设市政策,一个区域无论本身属于县还是市,它们在断点处不会有明显的区别。二是模糊断点回归要求在断点两侧带宽内的样本具有不同的处置概率。从实际情况看,自20世纪80年代起,中央几次出台条例,规定了越来越详细的判断标准,尤其是1993年颁布的撤县设市标准(以下称1993标准)已经具体到人口、产值、财政等指标的数值和百分比,只要中央在进行审批时确实以这些标准为依据,那么理论上,以判断指标为断点,未达到设市条件的县获批的概率必然小于达到设市条件的县。三是要求样本是否接受处置不能被主观操纵。我们认为,虽然各个县级政府对此都有较高的积极性,可实际操作是由县申请,由中央进行审批,总体上县级政府仍是难以直接干预中央决策的,所以,被主观操纵应不属于普遍情况。

(二)断点回归在本研究中的适用性和内生性处理

在对撤县设市与经济增长之间因果关系的实证分析中,最严重的内生性问题是选择性偏误和遗漏变量引起的。其一,这类政策本身的一个主要目标是破除市管县体制对经济强县束缚,所以,它并未采取随机试点的方式,而是主观地筛选了经济发展水平和各项发展指标较高的县升级为县级市。此时,普通分组回归或设定虚拟变量的方式必然会得出政策实施能够提高县级市产出水平的结论,但这很可能是由政策的自选择引起的。其二,在对经济增长影响因素的计量分析中,遗漏变量是另一个无法避免的问题,很多反映历史与政策的变量都无法在统计指标中体现。

断点回归方法则能够很大程度上帮助我们解决内生性问题。在1980—1997年间,能否撤县设市可以通过发展地方经济而争取到,在中央出台条例全面放开县域升级可能性之后,为达到设市标准,部分有可能达标的地区,就各项考核指标展开了目标明确的切实行动,落实相关政策并争取达标。对特定县级区域而言,由于升级意味着地方政府管辖权属范围的大幅提升,各地都表现出了非常高的积极性。在这一套类似于“经济竞赛”的流程下,每年都有越来越多的县域达标。直到1997年政策叫停为止,有近200个县成功获批。事实上,这不仅是因为各级政府做出了大量努力,更是由于20世纪90年代本身也是中国释放改革红利引致的经济高速增长期,尤其是1991—1995年国内生产总值的平均增长速度高达12.28%。^①在政策颁布当年看似很严格的标准,实际上几年之后就变得非常容易达成,因此,在大量县域获批设市的同时,更多的县域正处于即将达标但尚未获批的阶段。

正是由于中央制定了设市的详细标准,且又出现了撤县设市政策在1997年被直接叫停这一历史事实,它为我们运用准自然实验方法分析撤县设市政策与经济增长之间的因果关系提供了进行随机化识别的可行性。由于政策是被突然叫停的,事先无法预料,所以,政策叫停时间的外生性导致很多经济发展水平相类似的县域样本同时出现了成功升级和未成功升级两种状态。以县域经济指标的达标程度为断点,上述政策的突然变化使得断点两端的两种状态完全取决于外生标准的达成情况和达成时间。这主要体现为,在

^①数据来源:根据国家统计局数据计算。

1996年和此前达标的县有资格升级为县级市,而即将在1997年或1998年达标的县则失去了升级资格。基于上述历史事实,详尽的判断标准和政策的突然叫停,共同为断点回归提供了识别策略。

对于事先并未预料到政策叫停的各县级区域而言,它们所能做的就是积极发展经济和争取尽早达标,除了一些经济发展水平远高于其他地区的县域早早达标以外,更多的县都是在中国经济高速增长的浪潮中前行。假设政策从未叫停过,那么,某个特定的县是在1996年达标还是在1997年达标,对其影响并不会太大。因此,越趋近于断点两端的县域地区也就越相似,除了处置效应之外并无其他的区别,这样,也就构成了满足断点回归的主要条件,能够实现样本的近似随机化。此时,选择性偏误和遗漏变量等内生性问题就会得到极大缓解。

四、数据描述与识别策略

本文实证分析采用的是1994–2012年的中国县域经济数据。之所以要进行筛选和识别,是由于1993标准涉及指标较多,难以从历史资料中明确某个标准的有效性,所以,在进行实证分析之前,要先对有效指标进行筛选。接下来,我们将着重介绍数据处理以及变量的识别方式。需说明的是,本文在识别指标这个步骤中用到的基础数据为1994–1997年的面板数据,但对于进行断点识别所需的分界变量来说,只需要得到符合随机化要求的截面样本,因此,实证分析实际用到的是经过处理后的县域混合截面数据。其中,用于识别的变量来源于1995–1998年分省统计年鉴中的县市数据部分,在删除地级市以后,共得到了1 619个县级区域的截面数据^①。

(一) 结果变量

为了得到撤县设市与经济增长之间的因果关系及其影响机制,本文选择了三个层面的结果变量:一是总产出水平指标,其数值为2001–2012年间各县级区域的国内生产总值的对数增长率均值,来源于2002–2013年的《中国县(市)社会经济统计年鉴》^②。二是为了衡量经济增长内生动力和效率的全要素生产率指标。事实上,经济增长效率并不仅体现为GDP的增长,还包括资源配置效率的提高,因此,本文测算了代表社会总体生产率的工业企业全要素生产率,用以从发展效率和技术进步方面衡量经济增长。在数据和方法上,我们选择了控制内生性和选择性偏误的OP模型(Olley and Pakes, 1996),借鉴了鲁晓东和连玉君(2012)以及陈斌开等(2015)等学者的测算方法,计算得到了基于中国工业企业数据库的县级口径的全要素生产率。其样本范围为全国所有国有企业以及规模以上非国有工业企业。另外,考虑到该数据库存在的样本匹配混乱、指标缺失等问题(聂辉华等, 2012),本文在对数据库进行初步整理的基础上,删除了2008年及其后的数据,测算得到了2001–2007年的全要素生产率并计算了各县域均值,在剔除部分无效样本之后,将其作为衡量发展效率的结果变量。三是可能成为经济增长传导机制的中间变量,包含财政、投资和人口几个层面,其中,相关的变

①因“县级市升地级市”的样本数不足,所以本文未包含对地级市的分析。

②本文使用2001年之后的产出数据作为结果变量,主要是受数据搜集成本和可得性的限制。

量均来源于《中国县(市)社会经济统计年鉴》。描述性统计见表 1。

表 1 结果变量的描述性统计

变量	指标说明	最大值	最小值	均值	标准差	样本数
lngdp	平均对数增长率(2001-2012 年均值)	16.537	9.045	12.903	1.066	1 491
TFP	全要素生产率(2001-2007 年均值)	2.039	0.004	0.453	0.266	1 448
pop	总人口数(2001-2012 年均值)	218	0.964	49.115	34.313	1 492
pop_c	非农业人口数(2001-2012 年均值)	58.258	0.009	7.639	6.382	1 483
pop_r	非农业人口占比(2001-2012 年均值)	0.904	0.003	0.166	0.099	1 483
lnind	工业总产值对数(2001-2012 年均值)	17.406	4.324	12.527	1.709	1 492
lninvest	固定资产投资对数(2001-2012 年均值)	14.704	9.353	12.144	0.910	1 492
lnfis	财政收入对数(2001-2012 年均值)	13.761	5.632	9.742	1.074	1 492
N	企业数量(2001-2012 年均值)	1389.583	1	80.291	138.263	1 492

注:本表中的 pop 和 pop_c 单位为万人,N 的统计口径为规模以上的工业企业数,单位为个。

(二) 撤县设市标准

1980-1997 年是上一轮撤县设市政策的实施期,其政策标准逐渐经历了从混乱到有序的阶段。起初,中央放松限制并允许经济发达地区撤县设市,但没有明确界定如何判断经济发达与否,很难实现政策公平性。为避免这种情况,中央分别在 1986 年和 1993 年出台了相关条例,具体地规定了县能否升级为市的判断标准。此后,随着越来越多的县升级为市,假性城市化、占用耕地等问题也越来越严重,最终国务院于 1997 年下半年正式冻结撤县设市。

为了保证识别标准的外生性,本文所用到的分界变量主要取自中央 1993 年出台的撤县设市标准。之所以使用这组标准,是由于以下两个原因:一是与 1993 标准相比,1986 标准显得主观和模糊,由于口径过于宽松,能否真正获批越来越多地取决于上级政府的主观意愿而不是经济发展情况,寻租问题比较严重。二是 1990 年之前相关统计数据缺失较严重,即使 1986 标准本身涉及的考核指标数量较少,但数据的可得性却比较差。这里,我们率先对涉及到的识别指标进行列表说明(见表 2)。

表 2 撤县设市标准所涉及的识别变量

变量说明	数据来源	指标说明
总人口/人口密度	分省统计年鉴	分组变量
县人民政府驻地所在镇非农业人口数	数据缺失	1986 标准
县总人口中从事非农产业的人口	分省统计年鉴	1986/1993 标准
县总人口中从事非农产业的人口占比	分省统计年鉴	1993 标准
国民生产总值/国内生产总值	分省统计年鉴	1986/1993 标准
第三产业产值占比	分省统计年鉴	1993 标准
工业总产值	分省统计年鉴	1993 标准
工业产值在工农业总产值中的占比	分省统计年鉴	1993 标准
地方本级预算财政收入	分省统计年鉴	1993 标准
地方本级预算人均财政收入	分省统计年鉴	1993 标准
财政上解情况	分省统计年鉴	1993 标准

注:由于上述指标仅用于初步筛选,所以为节约篇幅,正文中未报告这些变量的描述性统计结果。

在数据方面,各地 90 年代后期的宏观经济指标普遍高于前期,越是临近 1997 年政策叫停阶段的数据,越容易满足断点回归的要求。不过基于数据可得性的考虑,本文并未直接选用 1996 年的截面数据,而是选用了 1994-1996 年的混合截面数据。具体地,以 1995 年数据

为基准,采用1994和1996两年的数据补充了1995年的缺失值。对于1997年上半年政策叫停^①前成功获批的部分样本,又采用此前一年的数据进行了替代。为了保证一致性,对于不同年份的数值,我们将所有总量数据都利用价格指数调整为了以1995年为基期的数值。另外,政策实施标准也提及了部分特殊情况,即具有政治、军事、外交等特殊需要的地方,标准可适当放宽。根据对数据的初步分析,可以基本判断出仁怀市、芒市、灵武市等几个样本属于特殊情况。它们的共同之处在于,具有特殊地缘或政治意义,即使这些地区与正常的设市标准相差甚远,但也顺利获批。为了控制非经济因素的影响,接下来的实证分析删除了这类特殊区域。

(三) 分界变量与筛选

撤县设市政策的实施标准涉及指标包含很多层面,所以,根据实施标准和数据情况,我们基于1993标准对分界变量选择及其有效性进行逐一探讨。具体地,1993标准将人口密度作为分组依据,实际标准包括前文表2所描述的县总人口中从事非农产业的人口、县总人口中从事非农产业的人口占比、国内生产总值、第三产业占比、工业总产值、工业产值在工农业总产值中的占比、地方本级预算财政收入、地方本级预算人均财政收入、财政上解情况等一系列指标。对于每一个特定指标而言,0都不属于清晰断点而属于模糊断点。

根据1993标准,特定的县应全部符合要求才可以获批设市,然而,在实际操作中,很少有地区是每一项都恰好合格才获批设市的。对此,通过计算每个指标与判断标准之间的离散情况^②发现,上述判断标准有可执行和不可执行两类。其中,涉及到人口的标准就不太具备操作可行性,比如,从事非农产业的总人口数这个指标过于宽松,几乎无法起到考核作用,而非农业人口比重以及财政上解情况又过于严格,完全无法成为实际审批标准。另外,还存在着包括人均财政收入在内的断点两侧无明显区别的几个无效指标。对此,我们将这类无效指标进行了剔除处理。实际上,出现上述情况的原因可能有两个:一是实际值和名义值的区别。1993标准要求各经济指标均以1990年不变价格为准,在将名义值转换为实际值的过程中可能存在一些计算方法上的差异,导致门限值不够准确。二是在实际执行中,可能存在部分指标并未被按规则执行的情况。

(四) 分界变量检验

此处进行断点有效性检验的指标为通过筛选的几个变量。在带宽的选择上,为了避免主观带宽的认定对计量结果产生过大的影响,本文分别选择了5%、10%、15%三个标准。根据断点回归的有效性理论,越是接近断点的样本,其识别就越随机化,但带宽过窄会造成有效样本不足的问题,降低计量结果的稳健性,反之,过宽则会降低样本的随机性和处置的外生性。也就是说,所有断点回归选择带宽时都面临着样本数量和随机化之间的两难选择。针对这一问题,Imbens和Kalyanaraman(2012)提出了一种最优带宽的判别方法。但由于所研究的问题各不相同,也有学者并未完全按照上述规则进行判定(Battistin et al., 2009),而是结合研究问题的实际情况和数据可得性选择不同带宽进行判断和检验。据此,我们将在

^①撤县设市政策正式发文冻结是在1997年下半年,但1997年3月是事实上的截止时间。

^②本文所有分界变量离散值的计算公式为:(实际指标-1993标准)/1993标准。

检验中给出最优带宽规则的值作为参考,但实际仍以样本情况和检验结果为准。

对于指标的检验结果显示,1993 标准的第三产业产值占比这个指标(命名为 s93)通过了所有的检验(见图 1)。为了节约篇幅,我们仅报告了通过检验的分界变量 s93 的有效性。

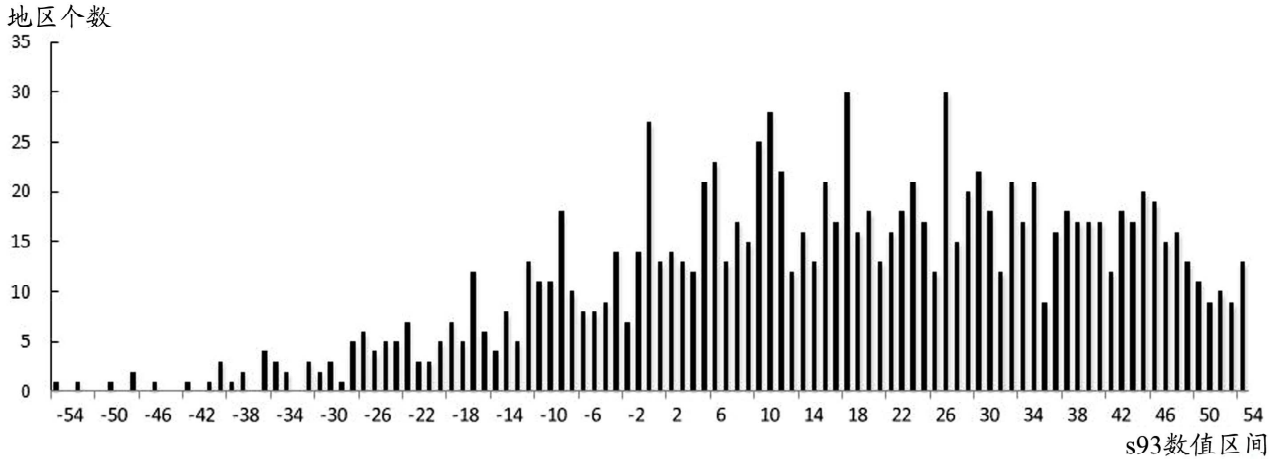


图 1 分界变量 s93 的频数分布情况

1. 分界变量 s93 的有效性检验结果

根据前文的分析,在有效断点的两端,样本接受处置的概率应有不同,因此,我们首先从分界变量在断点处接受处置的情况来明确断点的存在性,也就是从技术上证明,1993 标准中所包含的 s93 指标对中央批准设市时具有决定或参考意义。基于被解释变量的 0-1 变量特征,这里在控制特殊情况(变量名: *special*)^①的基础上,采用 Logit 和 Probit 模型检验了在不同带宽范围内,不同样本数量下处置变量与分界变量的相关性。结果发现, s93 变量在三种带宽选择方式下均与处置变量高度相关。

表 3 采用 Logit 和 Probit 模型的断点有效性检验(被解释变量为 D)

带宽	全样本		带宽为 5		带宽为 10		带宽为 15	
模型	Logit	Probit	Logit	Probit	Logit	Probit	Logit	Probit
s93	0.012 *** (4.736)	0.006 *** (4.551)	0.346 ** (2.572)	0.185 *** (2.614)	0.092 ** (2.430)	0.050 ** (2.561)	0.055 ** (2.398)	0.028 ** (2.419)
special	2.969 *** (15.693)	1.744 *** (15.778)	1.465 * (1.802)	0.793 * (1.672)	1.732 *** (3.461)	0.978 *** (3.381)	2.155 *** (5.441)	1.214 *** (5.197)
截距项	-2.688 *** (-19.667)	-1.529 *** (-22.521)	-2.772 *** (-6.442)	-1.566 *** (-7.563)	-2.593 *** (-10.103)	-1.487 *** (-11.786)	-2.740 *** (-12.052)	-1.550 *** (-14.305)
样本数	1 435	1 435	133	133	288	288	430	430

注:***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 水平下显著,括号内为 *t* 值,下同。

2. 分界变量的连续性检验

分界变量的连续性是另一个需要满足的前提假设。在有效断点的两端,分界变量自身不应出现跳跃,否则,如果分界变量自身在断点两端存在跳跃性变化,就无法区分产出的变化是由分界变量还是由处置效应引起的。这里,我们将带宽分别设为 5 和 10,并给出了以 s93 为分界变量的断点连续性检验。从图 2 中容易看出, s93 标准自身在断点处并无跳跃。

^①此处的特殊情况源于 1993 标准中关于适当放宽条件的规定。

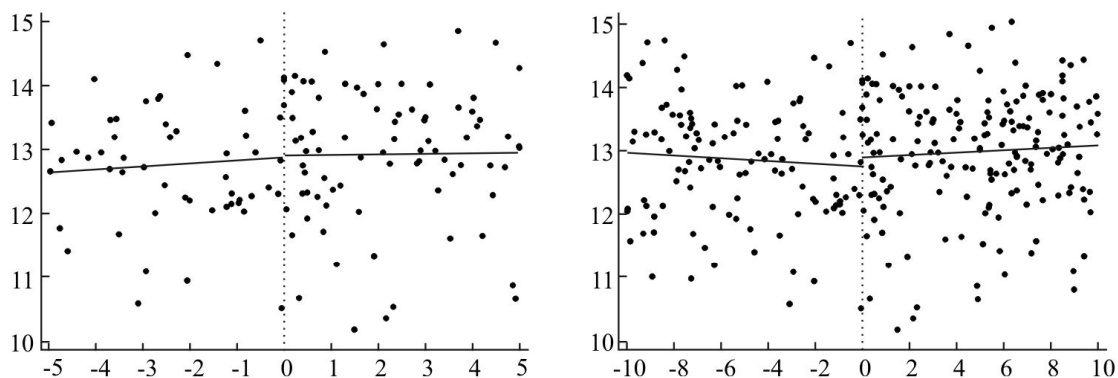


图2 带宽分别为5和10的断点连续性(y轴为结果变量:lnGDP)

事实上,除s93之外的1993标准所涉及的其他多项指标均未能完全通过上述两组检验。我们认为其原因在于,一是前文提到的实际值和名义值的区别,将名义值转换为实际值的过程中可能存在一些计算方法差异,使得诸如生产总值、工业总产值这类绝对指标所构建的断点并不清晰;二是1993标准是按照人口密度进行分组的,对于大部分标准来说,它将原本就数量不足的样本分为三组,减小了每组的样本数;三是在政策实际执行中,也确实存在一些诸如标准过严或过宽的情况,使部分指标接近无效。而s93指标为第三产业产值占比,是个一刀切的标准,不仅不需要分组,而且比例指标也避免了名义值和实际值的换算误差,所以,从数据上该指标能够通过检验也较符合实际情况。

五、实证结果分析

(一) 撤县设市对GDP具有明显的正向影响

利用前文通过检验的分界变量s93,这里给出了断点回归的实证结果。图3中的产出变量是2001–2012年各县或县级市国内生产总值的平均对数增长率。容易发现,以1993标准中的第三产业产值占比作为分界变量,在断点的两侧能够清晰地看到处置效应的存在。

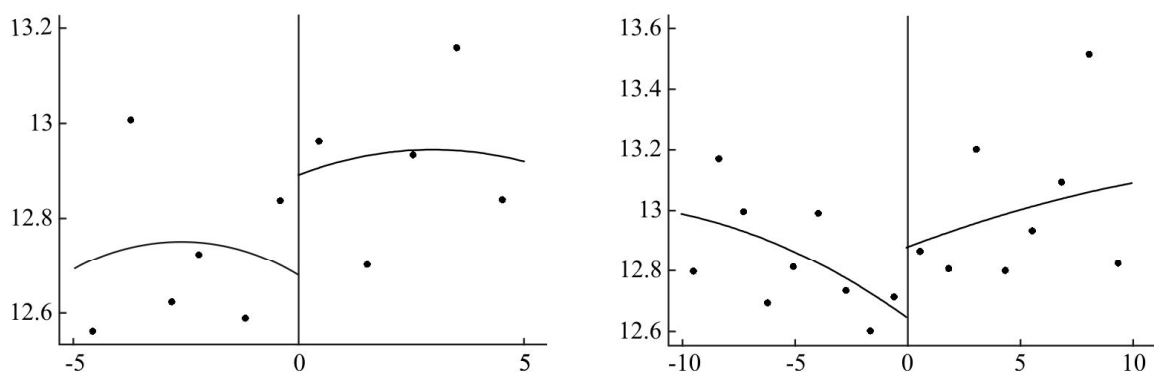


图3 结果变量为lnGDP、带宽分别为5和10时的断点回归估计结果

无论带宽取5还是10,撤县设市的正向处置效应都是比较明显的。实际上,对于上述基准模型,采用最优带宽规则进行计算,其判别结果为4.13,所以在下文中,我们更多地参考了带宽为5的计量结果。在对内生性进行处理之后,实证结果表明,处置组比对照组具有明显更高的平均对数增长率,这表明,从上一轮政策实践出发,我国在1997年之前推动的撤县设市工作确实起到了提升经济增长率的效果。

为了保证样本数量,基准模型保留了 1994 年之前成功设市的部分样本。接下来,我们将尽可能地去除基准回归中可能存在干扰的部分数据,以更好地观察处置效应。由于在 1997 年出现了政策叫停这一外生冲击,理论上,时间也能够成为进一步构造随机样本组的断点,所以,以 1997 年为断点的划分,在图 4 的左图中,我们去除了所有 1994 年之前成功设市的地区,由于样本数量足够多,只报告了带宽为 5 的情况。而图 4 的右图则在去除上述数据的同时,还删去了样本右侧所有未接受处置的县域地区。此时,如果仍然取带宽为 5,那么处置组的样本非常少,所以报告了带宽为 10 的情况。但综合来看,无论是基准模型,还是去除所有干扰的情况,都能够看出正向处置效应的存在。

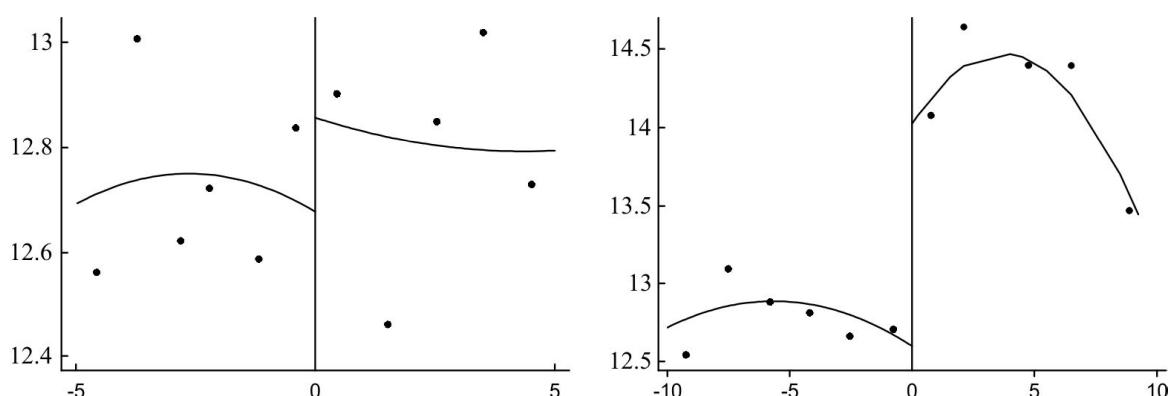


图 4 排除所有可能产生干扰的数据后的计量结果比较(结果变量为 $\ln gdp$)

(二) 撤县设市对发展效率并无明显改善

还有一种观点认为,以 GDP 为代表的名义增长率只能反映经济体当期的情况,却无法反映经济体的内生增长动力以及发展效率。尤其是在地方政府普遍追求高速增长的前提下,通过政府投资扩张等方式能够实现对经济增长率的直接拉动,并不能证明实际发展效率得到了改善。因此,很多学者认为,微观口径的全要素生产率是比生产总值更好地反映真实经济增长效率的指标。虽然前文的计量分析得到了撤县设市有助于促进名义增长率的结论,但对于其能否表明内生发展动力的提升和效率的改善,仍然难以明确。基于上述考虑,本文以全要素生产率作为结果变量对撤县设市的影响做出了进一步探讨。

通过借鉴 Olley 和 Pakes(1996)以及鲁晓东和连玉君(2012)等方法,我们基于微观企业层面数据,将衡量县域经济体工业企业发展的全要素生产率作为结果变量。在分界变量与处置变量不变的前提下,分别以 5 和 10 为带宽,得到了以县域微观 TFP 为结果变量的回归结果(见图 5)。

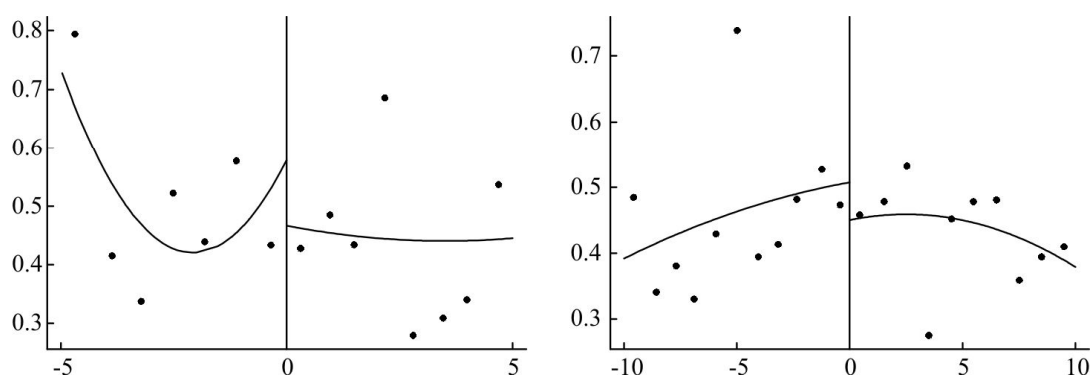


图 5 结果变量为 TFP、带宽分别为 5 和 10 时的断点回归估计结果

从图5中可以看到,与前文研究结论不同的是,当采用TFP替代原有的增长率之后,计量结果出现了较大变化,在断点两侧所观察到的处置效应不再是正向的。也就是说,虽然撤县设市政策对名义经济增长存在显著的正向影响,但却无法带来全要素生产率的提升,反而可能对全要素生产率产生负面影响。从两组计量结果比较来看,GDP更多地代表了经济增长的规模,而TFP则更接近于经济增长效率和发展潜力的含义。也就是说,城市化发展导向下的撤县设市政策只能起到拉动增长的规模效应,但并不能起到改善发展效率和增进内生动力的效果。这与刘冲等(2014)关于“省直管县”以及“强县扩权”政策的研究结论非常相似,即认为行政扩权政策只是粗放地带动经济发展,既没有从本质上提高企业的生产效率,也无法改善资源配置效率。

另外,由于模糊断点回归还可以看作是以分界变量为依据构建外生工具变量的一种工具变量法,我们随后也报告了分别以GDP和TFP为被解释变量的工具变量法估计系数(见表4)。从系数大小来看,对实现GDP增长的目标来说,撤县设市的系数是正的;而以TFP为被解释变量的结果则相反,其中,带宽为10的估计系数几乎为零,而带宽为5的估计系数为负。这与图形判断的结果是比较一致的,足以说明此项政策仅对粗放式增长才能产生明显的正效应。

表4 利用工具变量法的估计系数比较

	被解释变量: $\ln gdp$				被解释变量: TFP			
	带宽为5	带宽为5	带宽为10	带宽为10	带宽为5	带宽为5	带宽为10	带宽为10
D	0.933 (0.787)	0.967 (0.793)	1.354 (1.463)	1.228 (1.230)	-0.582 (-1.191)	-0.585 (-1.200)	-0.007 (-0.021)	0.004 (0.012)
截距项	12.679*** (95.227)	12.739*** (88.093)	12.710*** (136.476)	12.800*** (109.690)	0.531*** (9.677)	0.525*** (9.074)	0.450*** (13.931)	0.443*** (11.346)
控制变量	有	无	有	无	有	无	有	无
样本数	131	131	277	277	131	131	277	277

(三) 撤县设市对增长的影响路径分析

从前文分析中发现,以行政扩权为中间机制,撤县设市政策所带来的是规模意义上的增长而非全要素生产率的提高。进一步地,从生产函数的一般形式 $Y=f(A,L,K)$ 出发,既然经济增长并非源于全要素生产率的提升,那么行政扩权就很可能通过劳动或资本等中间变量起作用的。据此,我们选取了几组中间变量,共同分析它们受影响的情况。

在识别出近似随机化的样本之后,为计算平均处置效应的大小,我们采用双重差分方法进行了估算,并将随机化的样本组与全样本组进行了比较。具体地,表5中的被解释变量分别为各个结果变量在政策实施前后的差分。从结果来看,经济增长率的计量结果与前文使用断点回归方法的结果完全吻合;以工业总产值作为产出的替代变量,其系数同样为正。另外,从中间变量财政收入、总人口、非农人口以及非农人口占比的计量结果看,设市地区的财政收入明显更高,但人口相关变量却并没有发生显著变化。从三组系数的大小和显著性中可以清晰地看出,大部分变量的估计系数都会随着带宽缩小而变小。这说明,对于类似撤县设市这样的政策来说,由于政策存在着自选择机制,所以,单纯使用全样本的双重差分方法有过高估计系数值和显著性的可能。

表 5 产出与部分中间变量的估计系数(RDD+DID 与 DID 结果比较)

ATT	组别	dlngdp	dlnind	dlnfis	dpop	dpop_c	dpop_r
截距项	第一组 (全样本 DID)	1.370 *** (7.217)	1.443 ** (2.408)	1.241 *** (14.991)	1.569 *** (5.494)	0.434 (1.06)	-0.564 (-0.959)
样本数		1 225	1 173	1 223	1 062	1 225	1 225
截距项	第二组 (带宽为 10)	1.167 *** (9.353)	1.346 *** (5.639)	0.952 *** (5.219)	0.435 (0.324)	-0.766 (-1.027)	-1.345 (-1.006)
样本数		233	222	232	233	233	233
截距项	第三组 (带宽为 5)	0.972 *** (5.217)	1.195 *** (3.713)	0.833 *** (3.415)	1.014 (0.553)	-0.638 (-0.614)	-0.843 (-0.402)
样本数		92	88	93	83	92	92

另一方面,90 年代数据缺失情况比较严重,还存在一些中间变量难以计算出政策实施前后的差分,对此,我们仍通过断点回归估计处置效应的图形来进行判断。根据表 5 的计量结果,人口相关变量的变化并不明显,那么,可以初步推断引致增长的机制可能源于资本的提升。接下来,我们从企业数量和固定资产投资两个角度,深入剖析撤县设市对增长的影响机制和路径(见图 6)。

图 6 的结果与表 5 得到了一致的结论,这些代表资本层面的指标均在断点两侧出现了跳跃式变化。企业数量明显增长,固定资产投资有所增加。结合前面的结论,撤县设市对经济增长的正向影响主要是规模上的,它通过增加投资的方式,比较粗放地实现了增长率提升。虽然撤县设市还没有对人口形成强大的吸引力,也无法改变人口结构,但在吸引企业方面还是起到了一定作用,并通过政府投资和民间投资的提升实现了对增长的带动。

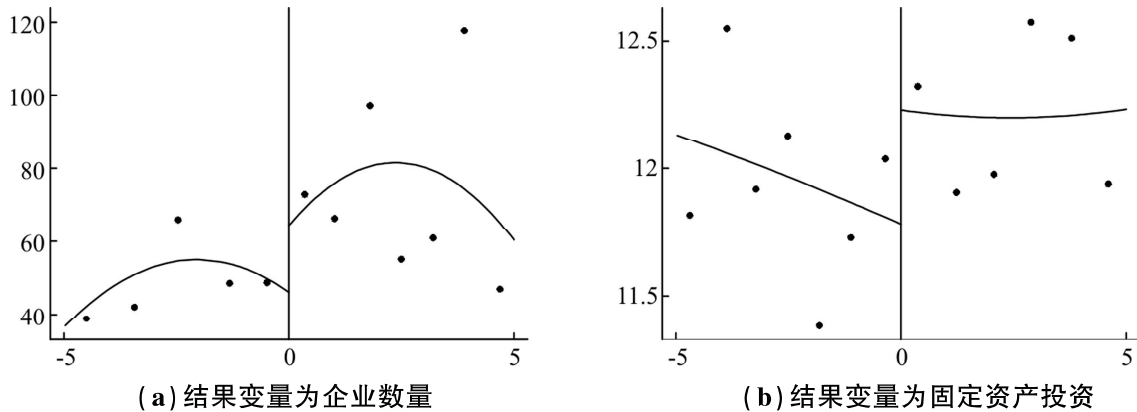


图 6 以不同的中间变量为产出、带宽为 5 的断点回归估计结果

更宽松的财力约束和更高的管辖权限并没有转换为辖区经济增长的内生动力,反而会对全要素生产率呈现微弱的负面影响。其中的原因可能在于:一是在当前发展导向下,争取到获批资格的县级市将资源更多地投放到城市建设、基础设施等方向,而用来培育发展基础、促进创新的资源仍然有限。二是本文的结论与 Fan 等(2012)以及李永涛和刘洪钟(2018)的研究结论也比较相似,他们发现此类政策对于教育等一些基础性变量的影响均不显著。很可能正是这些基础性变量没有发生实质性改善,才导致了政策在发展效率方面的无效性。三是此类政策可能引致资源配置受到粗放的外部干预,在形成投资带动名义增长的同时,也引起了资源的浪费与要素的错配。

六、结论

基于我国行政区划变迁的历史视角,中央政府曾实施而后又叫停的撤县设市政策为采用断点回归方法对行政扩权与经济增长之间的关系进行因果判断提供了可行条件,基于此,本文依据1993年中央颁布的撤县设市标准,通过随机化来尝试解决行政扩权与经济增长之间的内生性问题,并得到了以下研究结论和政策建议。

实证结果表明,撤县设市政策以县级行政扩权为中间机制,对相关地区名义经济增长产生了显著的正向影响。然而,进一步分析表明,撤县设市只是粗放地通过拉动投资带动经济增长,并没有从本质上改善资源配置效率。从有效性来看,这种正向影响主要是通过增强地方财力以及投资扩张实现的,在政府投资和民间投资的双重拉动下,带动了经济增长率的提升。

从政策实施效果来看,这表明上一轮撤县设市政策促进经济增长的方式比较粗放。考虑到自2017年起我国已开始实施新一轮撤县设市政策,因此,应更好地借鉴上一轮撤县设市政策周期的经验教训,更加重视提升发展质量与发展效率,更加关注县域经济的发展动力和创新潜力等指标,最终实现内生增长动力的形成。

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. 陈斌开、金箫、欧阳涤非,2015:《住房价格、资源错配与中国工业企业生产率》,《世界经济》第4期。
3. 陈抗、Arye L. Hillman、顾清扬,2002:《财政集权与地方政府行为变化——从援助之手到攫取之手》,《经济学(季刊)》第2卷第1期。
4. 高琳,2011:《快速城市化进程中的“撤县设区”:主动适应与被动调整》,《经济地理》第4期。
5. 李永涛、刘洪钟,2018:《行政分权对公共支出的影响——基于“扩权强县”准实验分析》,《经济评论》第1期。
6. 林毅夫、刘志强,2000:《中国的财政分权与经济增长》,《北京大学学报(哲学社会科学版)》第4期。
7. 刘冲、乔坤元、周黎安,2014:《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》,《世界经济》第10期。
8. 鲁晓东、连玉君,2012:《中国工业企业全要素生产率估计:1999-2007》,《经济学(季刊)》第11卷第2期。
9. 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。
10. 任志成、巫强、崔欣欣,2015:《财政分权、地方政府竞争与省级出口增长》,《财贸经济》第7期。
11. 唐为、王媛,2015:《行政区划调整与人口城市化:来自撤县设区的经验证据》,《经济研究》第9期。
12. 姚东旻、张诗琪,2017:《如何最优地“放权”——行政事项集权与分权的最优边界》,《财经研究》第4期。
13. 余吉祥、沈坤荣,2015:《“地改市”推进了城市化进程吗?》,《经济科学》第6期。
14. 袁渊、左翔,2011:《“扩权强县”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。
15. 张晏、龚六堂,2005:《分税制改革、财政分权与中国经济增长》,《经济学(季刊)》第5卷第1期。
16. Almond, D., Y. Chen, M. Greenstone, and H. Li. 2009. “Winter Heating or Clean Air? Unintended Impacts of China’s Huai River Policy.” *The American Economic Review* 99(2): 184-190.
17. Battistin, Erich, A. Brugiavini, E. Rettore, and G. Weber. 2009. “The Retirement Consumption Puzzle: Evidence from a Regression Discontinuity Approach.” *The American Economic Review* 99(5): 2209-2226.
18. Bayer, Patrick, Fernando Ferreira, and Robert McMillan. 2007. “An Unified Framework for Measuring Preferences for Schools and Neighborhoods.” *Journal of Political Economy* 115(4): 588-638.
19. Card, David, and Lara D. Shore-Sheppard. 2004. “Using Discontinuous Eligibility Rules to Identify the Effects of the Federal Medicaid Expansions on Low-Income Children.” *Review of Economics and Statistics* 86(3): 752-

766.

20. Edmonds, Eric V. 2004. "Does Illiquidity Alter Child Labor and Schooling Decisions? Evidence from Household Responses to Anticipated Cash Transfers in South Africa." NBER Working Paper 10265.
21. Fan, Shenggen, Lixing Li, and Xiaobo Zhang. 2012. "Challenges of Creating Cities in China: Lessons from a Short-Lived County-to-City Upgrading Policy." *Journal of Comparative Economics* 40(3):476-491.
22. Goodman, Joshua. 2008. "Who Merits Financial Aid? Massachusetts' Adams Scholarship." *Journal of Public Economics* 92 (10-11):2121-2131.
23. Hahn, Petra Todd, and Wilbert Van der Klaauw. 2001. "Identification and Estimation of Treatment Effects with a Regression-Discontinuity Design." *Econometrica* 69 (1):201-209.
24. Imbens, Guido W., and K. Kalyanaraman. 2012. "Optimal Bandwidth Choice for the Regression Discontinuity Estimator." *The Review of Economic Studies* 79(3):933-959.
25. Imbens, Guido W., and Thomas Lemieux. 2008. "Regression Discontinuity Designs: A Guide to Practice." *Journal of Econometrics* 142(2):615-635.
26. Musgrave, R. A. 1959. *The Theory of Public Finance*. New York: McGraw Hill.
27. Oates, W. E. 1972. *Fiscal Federalism*. New York: Harcourt Brace Jovanovich.
28. Olley, S., and A. Pakes. 1996. "The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry." *Econometrica* 64 (6):1263-1297.
29. Qian, Yingyi, and Barry R. Weingast. 1997. "Federalism as a Commitment to Preserving Market Incentives." *Journal of Economic Perspectives* 11 (4):83-92.
30. Tiebout, Charles M. 1956. "A Pure Theory of Local Expenditures." *Journal of Political Economy* 64(5):416-424.

County-to-City Upgrading Policy, Administrative Decentralization and Economic Growth: Based on the Regression-Discontinuity Design

Liu Chenhui¹ and Chen Changshi²

(1: Institute of Economic & Social Development, Dongbei University of Finance & Economics;
2: Center for Industrial and Business Organization, Dongbei University of Finance & Economics)

Abstract: This paper regards the County-to-City upgrading policy around 1980 - 1990s as a quasi-natural experiment, uses a regression-discontinuity design to evaluate effects of the policy on economic growth of county-level regions. Furthermore, this paper analyzes theoretical mechanism of the effect from the perspective of fiscal income, fixed investment, population etc. The results show that: (1) Decentralization from the County-to-City upgrading policy has a significant positive influence on nominal economic growth of related areas but has insignificant effect on efficiency and endogenous growth; (2) The policy can only have its effect on growth rate through fixed investment expansion and capital increase, but it can't work through population influx and technical progress. This shows that last round of the policy to promote growth is relatively extensive. Considering the external economic environment of the new round County-to-City initiative since 2017, we should draw lessons from the last round and put more emphasis on improving both quality and efficiency of development.

Keywords: County-to-City Upgrading Policy, Fiscal Decentralization, Administrative Decentralization, Regression-Discontinuity Design, Economic Growth

JEL Classification: H7, H11, R11, O40

(责任编辑:惠利、陈永清)