

城市空间结构与地区经济效率*

——兼论中国城镇化发展道路的模式选择

□刘修岩 李松林 秦 蒙

摘要: 什么样的空间结构更有利于地区经济效率的提升? 其效应在不同地理尺度上是否存在差异? 本文运用校正后的夜间灯光数据度量了地区经济效率, 并对城市内部、市域以及省域3个地理尺度上的城市空间结构进行了测度, 进而考察了城市空间结构对经济效率的影响及其尺度差异。研究发现, 在城市内部和市域等较小的地理尺度上, 单中心的空间结构能够提高城市经济效率, 而在省域这一较大的地理尺度上, 多中心的空间结构更能促进本地经济效率的提升。上述发现对 Glaeser 等(2015)提出的“中国到底应选择单中心巨型城市, 还是多中心城市网络占主导的发展模式”这一问题给予了经验回答。其政策启示是, 在城市层面上, 应强调要素的空间集聚, 坚持空间紧凑式发展模式, 而在全国或省域层面上, 则应更多地发展多中心城市网络, 以形成分布合理的城市体系。

关键词: 单中心 多中心 空间结构 经济效率

一、引言

改革开放以来, 尽管中国的城镇化率已从1978年的17.9%提高到了2015年的56.1%, 但中国的城镇化进程依然还有很长的路要走。《国家新型城镇化规划(2014~2020)》预测, 2020年我国的城镇化率将达到60%左右。国际经验表明, 城镇化率在30%到70%之间是城市快速发展阶段, 这意味着未来中国还有更多的人口会进入到城市。伴随这一进程, 摆在面前的一个非常理论和现实的问题是: 中国到底应该走大城市占主导, 还是中小城市为重点的发展道路? 这一论题早在10年前就已被提及, 但至今学界尚未达成共识(梁琦等, 2013)。

事实上, 国家层面的一些政策文件已经明确指出, 中国未来的城镇化发展模式是限制大城市人口进一步集聚的同时重点发展中小城市。这一业已被指明的中国式城镇化道路, 其确切的政策导向就是将中小城市作为未来吸纳农村转移人口的首选之地。可以预见的是, 限制大城市、鼓励中小城市发展必将改变现有的人口空间分布格局, 从而对中国未来的城市体系带来深远影响。虽然现有的政策具有明确的含义, 但还缺乏相应的空间指向, 即大、中、小城市在空间上的组织方式并没有被提及。最近出现了一种与“中国应该重点发展大城市, 还是中小城市”相类似, 但带有更加明确的空间指向的观点: “中国到底应选择单中心巨型城市(mega-cities), 还是中等规模、多中心城市网络为主的发展模式(Glaeser et al., 2015)”。这种带有空间组织概念的城市发展政策具有更强的理论和现实意义。然而, 国内学术界对城市空间结构如何影响中国地区经济效率这一问题研究得还不是十分充分。近年来, 一些国际文献研究表明, 城市空间结构对地区经济效率的影响在不同地理尺度上存在差异(Brezzi and Veneri, 2014), 这给我们很大的启示, 也促使我们去思考如下问题: 到底怎样的空间结构

*本文得到国家社科基金重大招标项目“新型城镇化背景下城市边界调整与城市综合承载力提升路径研究”(14&ZD138)、国家社科基金一般项目“转型背景下我国城市蔓延的形成机理与经济效率影响研究”(15BJL107)、国家自然科学基金青年项目“基于实物期权视角的我国新型城镇化下农地非农化驱动机制与趋势模拟研究”(71403048)、江苏省社科研究基地项目(13JDB024)和中央高校基本科研业务费专项资金(2242014R30015)的资助, 特此感谢。文责自负。李松林为本文通讯作者。

更适合中国未来的城镇化发展模式?因此,本文在考察中国城市空间结构对经济效率的影响时,将遵循 Brezzi 和 Veneri (2014) 的研究视角并结合中国的现实情况,将地理尺度细分为城市内部(地级及地级以上城市市辖区)、市域(地级及地级以上城市的地区)以及省域(省级行政区),以考察空间结构对经济效率的影响在我国是否也存在尺度差异。

精确的研究不同地理尺度上空间结构对经济效率的影响,一个主要的困难就是相关数据的获得问题。因为在对不同地理尺度上的空间结构进行测度时,往往需要用到城市层面上精确的人口空间分布数据。然而,从《中国城市统计年鉴》等公开统计资料上获得的都是人口总量数据,而且这些数据大都报告的是户籍人口。使用这些数据来测度不同地理尺度上的城市空间结构时会面临两个方面的问题:一是难以对城市内部的空间结构进行精确的测度;二是由于户籍人口并不能反映城市的真实人口规模,仅用户籍人口来测度城市空间结构,往往会出现偏误。

鉴于上述问题,本文在以下3个方面对已有文献进行了拓展:第一,尽管夜间灯光数据在经济学领域的应用得到了越来越多学者的认可(Henderson et al., 2012; 徐康宁等, 2015),但灯光数据本身还存在诸多缺陷,如不同卫星灯光数据的不可比性、同一颗卫星长时间序列不可比性以及灯光亮度值饱和等问题。范子英等(2016)对灯光数据进行了校正,将其应用于增长影响因素方面的经济学研究,但并未进行灯光亮度的饱和校正。本文将借鉴遥感学者的研究方法,对灯光数据进行饱和校正,以其作为本文的数据基础。第二,虽然近年来国内有文献开始关注空间结构与经济效率之间的关系,但大都将地理尺度局限在区域或城市群内部,其原因在于区域或城市群内部的空间结构更容易测度(张浩然、衣保中, 2012; 谢小平、王贤彬, 2012)。为了弥补数据上的缺陷从而较精确地测度不同地理尺度上的空间结构,本文创新地应用校正后的夜间灯光数据分别对城市、市域及省域3个地理尺度上的空间结构进行测度,进而考察空间结构对经济效率的影响及其尺度差异。第三,以往的研究在回答中国城镇化发展模式的争论中,多是孤立地考察单个城市的集聚经济与集聚不经济,即检验当前中国

的大城市是否存在超过最优规模的问题(陆铭等, 2011; Au and Henderson, 2006),并没有考虑城市之间在空间结构上的组织问题,以至于缺乏空间内涵。本文的一个创新之处就在于从空间结构组织内涵的角度讨论中国城镇化发展道路的模式选择问题。

本文余下内容安排如下:第二部分对文献进行回顾,并在此基础上提出研究假说;第三部分对夜间灯光数据进行校正;第四部分设定经验模型以及测度不同地理尺度上的空间结构;第五部分用面板数据模型分析空间结构对经济效率的影响;第六部分是结语。

二、文献述评及研究假说

在不同的地理尺度上,空间结构都是要素和经济活动在空间上组织方式的一种反映。纵观现有文献,集聚经济理论为解释要素空间分布对经济效率的影响提供了一个重要的研究视角。现有的集聚经济理论与经验研究文献大多围绕微观—产业(Micro-industry)的视角而展开(Camagni et al., 2015),即通常将集聚经济的范围限定在一个城市或更小的地理单元内部。Duranton 和 Puga (2004)对城市集聚经济的微观基础进行了综述,将其归纳为共享、匹配与学习3种机制,指出在城市层面,集聚效应来源于不可分的设施共享或市场上的风险分担、劳动力市场的匹配以及个人或厂商之间面对面的交流学习。集聚与增长是相伴而生的过程(Baldwin and Martin, 2004),因此要素在城市层面的集聚有利于效率提升和经济增长。大量的经验文献也支持城市层面的收益递增,并且指明集聚经济通常存在地理边界,即集聚经济会随着距离的增加而减弱(Rosenthal and Strange, 2004; Combes and Gobillon, 2015)。尽管经典的集聚经济理论没有具体说明城市内部空间结构对经济效率的影响,但其内涵已指明要素在城市层面的空间组织方式——集聚能够提高经济效率,即在城市层面上单中心的空间结构可以促进经济效率提升。因为要素在某一空间点的不断集聚就等同于单中心空间结构的产生。尽管这一关键点在集聚经济理论中没有被过多地强调,但在新经济地理学理论中,两区域甚至三区域模型都会演化出稳定的单中心空间结

构。而且,动态集聚经济理论认为,当一个城市的人口规模较小时,人口向城市的进一步集聚有利于提高经济效率,但当人口规模超过一定的阈值时,集聚不经济则会占主导进而对经济效率造成不利影响(Fujita and Ogawa, 1982)。经济发展理论从历史发展的角度出发同样认为在经济发展的初期,人口向大城市的集聚有利于经济增长,而在增长的后期,人口进一步向大城市的集聚则不利于经济增长(Williamson, 1965)。城市层面的集聚经济与集聚不经济如果表述为以要素的空间组织方式——空间结构为基础的理论,则认为单中心的空间结构在早期有利于效率提升,而在增长的后期对经济效率可能会产生负效应。在集聚经济理论的实证检验方面,大部分经验文献并没有直接从空间结构的角度出发来验证城市内部空间结构与经济效率的关系,多是从集聚经济视角检验要素空间集聚对经济效率的影响。如大量文献实证考察了城市经济密度对生产效率的影响,证实经济密度的提高的确对生产率具有显著的促进作用(Ciccone and Hall, 1996; Andersson et al., 2014; 范剑勇, 2006; 陈良文等, 2008; 郭琪、贺灿飞, 2012; 苏红键、魏后凯, 2013)。但人口或就业密度只是城市空间结构的一种粗略反映,它无法捕捉城市内部人口或就业的空间分布状况。近年来,一些学者构造了郊区化指数(Yang and Jargowsky, 2006; Jargowsky and Park, 2008)、蔓延指数(Fallah et al., 2011)、中心化指数和分散化指数(Lee and Gordon, 2011)等精细化指标来刻画城市内部的经济活动空间分布模式。作为例外,也有少数学者对城市内部空间结构的经济绩效进行了考察,如 Glaeser 和 Khan (2004)使用美国 MSA 层面的数据考察了以城市中心 3 英里以外就业比重衡量的就业分散化对城市经济绩效的影响,发现城市就业分散化每提高 10 个百分点反而带来城市人均 GDP 增加 2.7%。Fallah 等(2011)基于美国城市街区尺度上的人口数据构造了一个反映城市空间结构的蔓延指数,研究发现城市蔓延水平与其劳动生产率显著负相关,且这一负向关联在小城市更为突出。郭腾云、董冠鹏(2009)利用 GIS 分析方法、数据包络分析法和 Malmquist 模型探究了国内特大城市空间紧凑度对技术进步及技术效率的影响,发现城市空间紧凑度的提高显著地提升了

城市效率。程开明、李金昌(2007)利用回归模型、典型相关分析等方法对城市紧凑度与可持续发展之间的关联性进行实证研究,结果发现城市越紧凑越有利于经济、环境和社会的可持续发展。这些文献都表明,要素在城市内部的空间分布模式对经济效率存在重要影响。基于已有的理论和经验研究结论,考虑当下中国的城镇化进程尚处起步阶段,本文认为在城市这个地理尺度上集聚经济依然占主导地位,从而提出如下假说。

假说 1: 在城市以及市域等较小的地理尺度上,要素的集聚化空间分布模式——单中心的空间结构有利于经济效率的提升。

近年来一些国外学者,尤其是欧洲的经济地理学者开始考虑集聚经济的地理基础(Camagni et al., 2015; Burger et al., 2015)。他们认为,集聚效应不仅仅限于某个城市的内部,其对周围的小城市也产生影响。其理论机制主要引用 Alonso (1973) 所提出的“借用规模”(Borrowed size)假说。其中“借用规模”是指靠近大城市周边的小城市会呈现出与大城市类似的一些经济特征,这意味着小城市可以“借用”其邻近大城市的集聚经济效益,同时避免集聚的成本。因为,相对于集聚收益的地理溢出,集聚成本则更多地被限定在城市边界之内(Parr, 2002)。Meijers 和 Hoogerbrugge (2016)对“借用规模”思想进行了延伸和验证,指出“借用规模”产生于多个空间规模上城市网络之间的互动,而这种城市网络可以作为集聚经济收益的一种替代。Camagni 等(2015)进一步梳理和比较了集聚经济理论和“借用规模”思想,并基于 136 个欧洲城市数据进行了相应的实证检验,发现“借用规模”现象在静态和动态层面都存在。为了更好地刻画“借用规模”的形成机制,我们引入图 1 加以直观的说明。在图 1 中,最大的圆圈代表了一个区域(如省域),其内部的小圆圈代表小城市,大圆圈则代表大城市,借用规模是指在虚线内的小城市在享受到邻近大城市

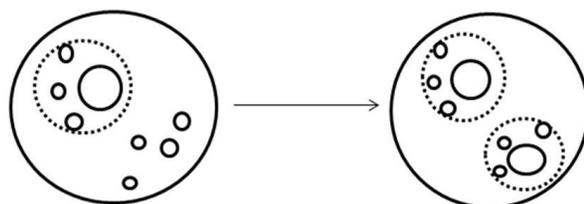


图1 “借用规模”形成机制的简单示意

集聚经济溢出的同时避免大城市内部存在的拥挤成本。图1左边展示了单中心空间结构的都市体系,可以看出虚线外的其他城市,因独立于由多层级城市形成的城市网络之外,并不能享受大城市集聚经济的益处。图1右边描绘了多中心空间结构的都市体系,这种空间结构可以使得整个都市体系内部的所有城市都能享受到其邻近大城市集聚经济益处。基于“借用规模”的思想,一些欧洲学者将空间结构作为影响经济效率的重要因素。欧洲在选择城市化的发展模式时,也更多地从空间的角度来加以考虑。“欧洲空间发展战略”指出多中心、网络化的城市发展更加有利于欧洲的区域平衡以及缩小其内部的区域差异(ESDP, 1997)。自从“欧洲空间发展战略”首次提出多中心发展的政策目标以来,欧洲学者们对多中心的空间结构是否有利于经济增长做了大量研究。Phelps和Ozawa(2003)认为,城市之间的邻近可以有效地分享集聚经济,但对于单个城市而言,一旦规模变得很大,拥挤效应则会出现,而通常来说拥挤效应往往局限在一个城市内部,因而多中心的空间结构有利于经济增长。多中心的都市网络,不仅可以让其内部的城市共享集聚经济,而且随着交通的日益完善,多中心城市网络在不损失集聚经济效益的前提下完全可以代替巨型的单中心城市空间结构(Jahansson and Quigley, 2004)。Meijers和Burger(2010)实证检验了美国多中心的空间结构对生产效率的影响,发现多中心的空间结构有利于生产效率的提高。Veneri和Burgalassi(2012)则发现一个国家的多中心对其劳动生产率存在负效应。Brezzi和Veneri(2014)对OECD国家不同地理尺度上空间结构经济绩效的影响做了实证研究,发现在区域层面上单中心的空间结构有利于提高地区人均GDP水平;而在国家层面,多中心的空间结构能够提高人均GDP。近年来,国内学者也开始关注空间结构对经济增长的影响。张浩然、衣保中(2012)实证考察了城市群空间结构对经济绩效的影响,发现单中心的空间结构对全要素生产率具有明显的促进作用。

上述经验研究表明,多中心是否有利于区域经济效率提升的结论是模糊的。欧洲从空间开发的角度说明多中心的城市发展是有利的,不同于以往对于集聚经济的研究仅限于单个城市的内部,网络

化的多中心空间结构将集聚经济的范围扩大到了城市网络或区域内部。因此,本文认为经济要素在省域层面上向极少数大城市的集聚会有损于其经济效率,即多中心的空间结构更有利于提升经济效率。这对重新理解集聚经济理论的地理基础以及对我国城镇化发展道路模式的选择具有重要的意义。因而本文提出如下假说。

假说2:因“借用规模”现象的存在,在较大的地理尺度上(如省域),要素的相对分散化空间组织模式——多中心的空间结构有利于提高经济效率。

三、夜间灯光数据

夜间灯光数据由美国国家海洋大气管理局(National Oceanic and Atmospheric Administration, NOAA)下属的美国国家地球物理数据中心(National Geophysical Data Center, NGDC)从1992年开始定期发布,截至2013年,目前共有1992~2013年共22年的34期影像。这34期影像是由美国国防气象卫星(Defense Meteorological Satellite Program, DMSP)所搭载的业务型扫描传感器(Operational Linescan System, OLS)所拍摄,为了叙述方便,我们之后称为DMSP/OLS夜间灯光数据。它们在不同的年份被不同的卫星分别拍摄,具体包括F10卫星(1992~1994)、F12卫星(1994~1999)、F14卫星(1997~2003)、F15卫星(2000~2007)、F16卫星(2004~2009)以及F18卫星(2010~2013),其中括号内代表拍摄的年份。这些灯光数据在NGDC的网站可以免费下载^①。但是值得注意的是,NGDC的网站上提供了3种夜间灯光的影像:无云观测频数影像、平均灯光影像和稳定灯光影像。其中,稳定灯光影像所拍摄的灯光不仅包含城市、乡镇的灯光及其他存在持久光源的场所,而且去除了月光云、光火以及油气燃烧等偶然噪声的影响,其像元DN(灯光亮度)值在0~63之间,当像元DN值为0时代表该区域为无光区域,像元DN值为63时代表该区域的灯光最亮。稳定灯光影像由于以上诸多优点,因此常被作为应用的基础,因而本文选用这34期的稳定灯光影像来进行分析。尽管这34期稳定灯光影像去除了一些月光云、光火以及油气燃烧这些噪声,但是依然存在如下3方面的问题。第一,从上面表述可以看出,这34期影像中有些年

份的影像来自两颗不同的卫星,然而在同一年份中两颗卫星拍摄所得到灯光影像是存在差异的,具体可以见图2a。图2a给出了所有年份所有卫星的影像像元DN值的总和(TDN)的波动变化图。可以看出,不同卫星获取的同一年度的影像是存在差异的,主要表现为影像中同一年份两颗不同卫星所拍摄的影像亮值像元的DN值总和TDN不相等。第二,同一颗卫星连续不同年份所拍摄的影像不可比,图2b画出了所有年份所有卫星影像亮值像元总数量(TLP),对于某一颗卫星而言,其卫星影像亮值像元总数量在不同的年份存在剧烈的波动,例如F16卫星,其影像亮值像元总数量在2004~2009年之间就经历先下降再上升又下降的剧烈的波动。第三,稳定灯光影像像元的DN值范围是0~63,NGDC在将原始图片整理为数据时,对数据的右端截断了,即影像中灯光的最大值一直保持在63,这被称为“天花板”效应,即像元DN值在所有公布的卫星中都出现了饱和的现象。对于许多城市而言,其中心区域都出现了大量的像元DN值等于63的饱和现象(Elvidge et al., 2009),这会导致某一区域尤其是城市中经济活动非常强的区域的灯光亮度DN值低于真实值。

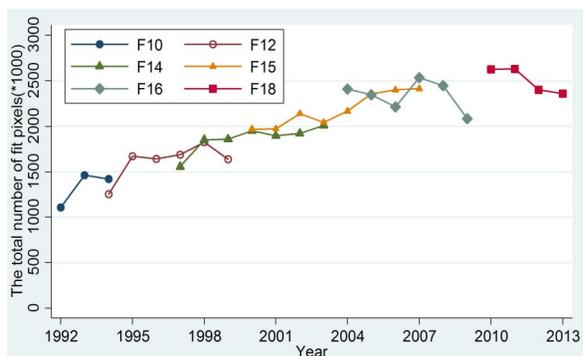


图2a 校正前TDN的波动变化

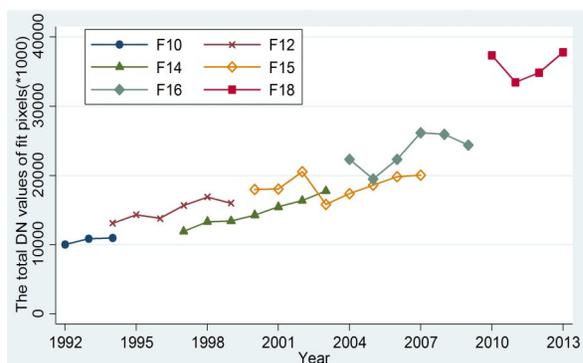


图2b 校正前TLP的波动变化

由此可见,NGDC所公布的长时间序列灯光数据必须进行适当的校正才能使用。灯光数据的校正经济学领域的应用虽然得到了重视(范子英等,2016),但现有研究并未考虑灯光数据的饱和问题,该问题同样是灯光数据校正中的重要考量(Wu et al., 2013)。针对以上原始灯光数据存在的3个方面问题,参考Elvidge等(2009)、Wu等(2013)以及曹子阳等(2015)的研究,本文基于三步法对研究所用的原始灯光数据进行校正,使得这些不同年份不同卫星的数据可比的同时解决像元DN值的饱和问题。

(一)饱和校正和相互校正

在解决灯光数据影像像元DN值的饱和问题时,需要选择非饱和值的卫星灯光影像作为参考影像。NGDC在发布稳定灯光影像数据的同时,还发布了8期辐射定标的夜间灯光影像。与稳定灯光影像不同的是,辐射定标的灯光影像能够解决像元DN值饱和的问题,其像元DN值的取值没有类似“天花板”的上限。依据Wu等(2013)和曹子阳等(2015)的研究,本文选用辐射定标的F16卫星2006年的夜间灯光影像作为饱和校正的参考影像。与此同时,在进行灯光数据的相互校正时,需要在灯光影像中寻找一个相对稳定像元的目标区域,作为原始数据的参考影像来进行相互校正。借鉴文献中的方法(曹子阳等,2015),本文选择了黑龙江省鹤岗市作为参考地区,该地区的灯光亮度与GDP呈现出了非常平稳的随时间变化的趋势,其光亮面积变化很小。在选择了辐射定标F16卫星2006年的夜间灯光影像以及鹤岗市作为不变目标区域之后,便可以对稳定夜间灯光影像进行饱和以及相互校正。具体步骤如下:首先,我们把参考区域(鹤岗市)于1992~2013年期间、所有卫星的栅格灯光数据提取出来。借鉴曹子阳等(2015)的思路,将稳定夜间灯光影像像元DN值作为被解释变量,辐射定标的影像中鹤岗市夜间灯光影像的像元DN值作为解释变量,进行如下幂数回归^②。

$$DN_{r,hg,s-t} = a \times DN_{r,hg,16-2006}^b + \epsilon \quad (1)$$

方程(1)中的a、b是待估计参数,由于样本期间鹤岗市共有34组灯光数据,所以需要进行34次栅格层面上的灯光亮度回归,得到34组a、b参数值^③,其他城市的灯光调整将以这34组参数作为参考依

据。以鹤岗以外的城市*i*为例,以辐射定标F16-2006的栅格亮度DN值作为解释变量,代入对应“年份—卫星组合”的a、b参数估计值,即可得到城市*i*的所有栅格在这一“年份—卫星组合”下的亮度拟合值DN。

$$DN_{r,i,s-t} = a \times DN_{r,i,16-2006}^b + \epsilon \quad (2)$$

方程(2)的数据处理,相当于重新计算了稳定夜间灯光影像中各城市所有“年份—卫星组合”的灯光亮度值。这样,修正后的稳定夜间灯光影像的像元DN值既解决了同一卫星不同年份不可比的问题,又解决了其饱和值的问题。

(二)“同一年度、两颗卫星”的数据校正

由于样本期内的某些年份有两颗卫星同时拍摄,因此有些年份产生了两组灯光观测值。所以需要对其整合,得到统一年度的灯光数据。对于有两颗卫星A和B的年份,用下面的公式计算该年度各栅格的DN值。

$$DN_{r,t} = \begin{cases} 0 & DN_{r,t}^A = 0 \text{ 或 } DN_{r,t}^B = 0 \\ (DN_{r,t}^A + DN_{r,t}^B) / 2, & \text{其他} \end{cases} \quad (3)$$

其中, $DN_{r,t}^A$ 和 $DN_{r,t}^B$ 都是经过饱和以及相互校正的栅格灯光DN值。若在某一年中,两颗卫星只要有一颗卫星未检出某栅格的可见光,即A、B卫星对应的像元DN值只要有一个为0,那么在该年度这一栅格的DN值为0。对于不为0的栅格,将A、B两卫星记录下的DN值取平均数,就得到当年的灯光亮度值。

(三)影像间的连续性校正

经过饱和校正、相互校正以及“同一年度、两颗卫星”的数据校正,虽然解决了夜间灯光影像之间的可比性、像元DN值的饱和以及同一年度两颗卫星数据等问题。但是并没有解决多卫星获取的不同年度的影像间相同位置的像元值“异常波动”的问题,使得多卫星的数据不具有连续性。所谓“异常波动”是指这两种情况:一是*t*年度的有光栅格在*t+1*年成为了“无光栅格”;二是*t*年度的有光栅格在*t+1*年的DN值不为零,但小于*t*年。这两种“异常波动”在现实世界来说是反常的,这是考虑到在进入21世纪后,我国经济一直快速增长,城镇人口在不断增加。如果有光栅格在下一年的亮度下降或者变成无光栅格,都是不符合常理,可能是出现了测量误差。不过,这两种异常情况的成因并不一样。

从有光到无光,很可能是因为DN值大于0的时候,存在灯光溢出或两个卫星测量不一致的干扰,而该栅格区确实是无光的;栅格亮度的减弱,则很可能是因为之后年份的亮度值被低估,或是因为个别特殊情况而出现短暂地下降(比如地震、火灾或者厂区的废弃)。所以,对这两种不同的“异常波动”采取不同的处理方法:对于从有光到无光的栅格,全部视为无光栅格;对于在*t+1*期亮度减弱的栅格,则用*t*期的DN值替换*t+1*期的DN值。其他不存在“异常”的栅格,则不加处理。具体校正的数学表达见下式:

$$DN_{r,t} = \begin{cases} 0 & DN_{r,t+1} = 0 \\ DN_{r,t-1}, & \text{当 } DN_{r,t+1} > 0 \text{ 且 } DN_{r,t-1} > DN_{r,t} \\ DN_{r,t} & \text{其他} \end{cases} \quad (4)$$

经过以上3个步骤的数据校正,稳定夜间灯光影像的数据既解决了不同年度不同卫星在长时间序列上的不可比性,又解决了本文所重点关注的像元DN值的饱和问题^④。校正后的TDN的波动变化以及TLP的波动变化分别在图3a以及图3b中显示。从图3可以看出,校正后的稳定夜间灯光影像具有较好的连续性,因此可以用来作为经济学研究的基础样本。需要说明的是,相关数据的提取、校

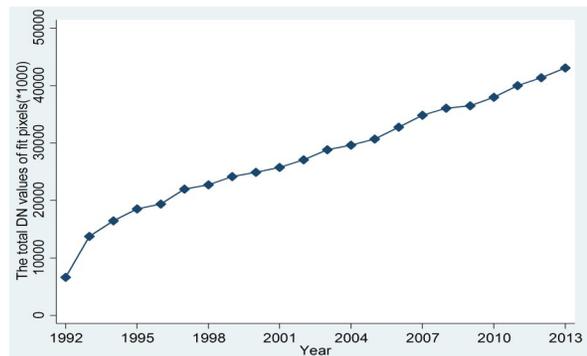


图 3a 校正后 TDN 波动变化

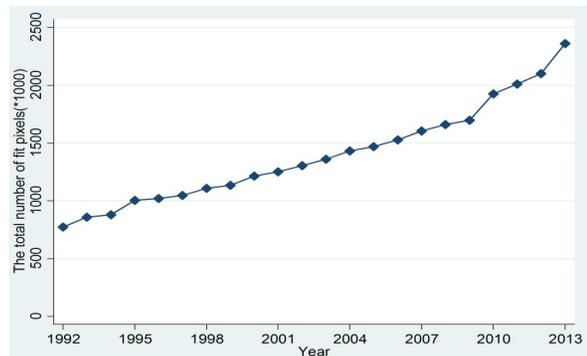


图 3b 校正后 TLP 波动变化

正与计算,均借助 Arcgis9.2和 stata11完成。

四、空间结构测度与经验模型

(一)空间结构的测度

现有文献对空间结构的测度主要采用以下几种方法:郊区化指数(Glaeser and Khan, 2004; Jargowsky and Park, 2008)、城市首位度(Henderson, 2003)、Zipf法则系数法(Meijers and Burger, 2010; 谢小平、王贤彬, 2012; 张浩然、衣保中, 2012)、赫芬达尔指数方法(谢小平、王贤彬, 2012)等。其测度的地理尺度包括:大都市区、区域以及国家。本文将在城市、市域以及省域这3个地理尺度上对城市空间结构进行测度。需要说明的是,在不同的地理尺度上,内部空间结构的涵义和表现形式存在较大的差别,找到完全一致的指标来测度不同地理尺度的空间结构非常困难,鉴于此,我们将从经济活动空间集聚的角度构造一个在3个地理尺度上尽可能具有可比性的指标。同时,依据 Meijers 和 Burger (2010)的做法,本文在对不同的地理尺度上的空间结构进行测度时,都是按照其“形态”(morphology)而不是其“功能”(functional)来进行测度^⑤。详细的测度方法如下。

1. 城市(市辖区)内部空间结构的测度

城市内部空间结构测度的困难在于:一是细分尺度上人口分布数据难以获得,二是虽然可以使用城市内部细分地理单元的人口数据计算赫芬达尔指数或者 Zipf 系数来衡量其空间结构,但这种细分没有太多经济意义,因为城市各下辖区并不是孤立存在的经济体。我们借鉴 Glaeser 和 Khan (2004)及 Jargowsky 和 Park (2008)的思路,构造了一个度量城市内部空间结构的指标^⑥,具体构造步骤如下:借助校正后的夜间灯光数据,用 Arcgis 软件提取出以灯光阈值为判断标准的、较为粗略的城市区域轮廓,并进一步提取出城市内灯光亮度最高的点作为其 CBD,进而构造了离 CBD 区域 3 公里以内的缓冲区。然后,基于灯光数据提取出来的较粗略的城市区域,结合另一个人口细分尺度的数据库 Landscan 全球人口动态统计分析数据库^⑦,提取同时满足灯光和人口密度标准的、较精确的城市区域^⑧。在确定了城市的轮廓以及 CBD 3 公里的缓冲区以后,本文用离 CBD 3 公里以内人口占整个城市人口的比重

来衡量其空间结构,即城市的单中心程度,具体计算公式如下:

$$mono_{sq} = \frac{CBD3公里以内人口总数}{城市人口总数} \quad (5)$$

从(5)式可以看出, $mono_{sq}$ 的取值范围在 0 到 1 之间, $mono_{sq}$ 越大表明人口和经济活动在空间上的组织方式越呈现出单中心化。如果 $mono_{sq}$ 指数越低,表明经济和人口分布越分散,城市的空间结构呈现出多中心格局。

2. 市域(地级市)空间结构的测度

在测算市域的空间结构时,我们采取以下的方法:基于校正后的夜间灯光数据,提取出各市域内所有城市(包括县、县级市和市辖区)灯光亮度总值,然后用城市市辖区灯光亮度总和占整个市域灯光亮度总和的比重,来反映市域层面的空间结构,具体计算公式如下^⑨:

$$mono_{ds} = \frac{城市(市辖区)灯光亮度总和}{市域灯光亮度总和} \quad (6)$$

公式(6)计算的市域层面单中心指数也在 0 到 1 之间,其数值越大,单中心程度越高。

3. 省域内空间结构的测度

本文采用以下 3 个指数对省域内部的空间结构进行测度。一是使用首位城市规模占比,即省域内规模最大城市的灯光亮度总和占省域灯光亮度总和的比重,这一指标类似于城市首位度,与城市和市域层面上的指标也具有一定的可比性:

$$mono_{pro} = \frac{规模最大城市灯光亮度总和}{省域灯光亮度总和} \quad (7)$$

二是使用 Zipf 法则系数法,其具体计算公式为:

$$\ln P_i = C - q \ln R_i \quad (8)$$

其中, P_i 是第 i 位城市的夜间灯光亮度总值, C 为常数, R_i 代表城市 i 的夜间灯光亮度总值在省域内的排序。对省域内每个城市的灯光亮度总值进行由大到小的排序之后,进行(8)式的回归,可以得到系数 q 。称 q 为单中心指数,是因为当 $q > 1$ 时,表明省域内的中心城市占主导,进而呈现单中心的空间结构;当 $q < 1$ 时,省域内的人口则比较分散,呈现典型的多中心空间结构分布。需要强调的是,为使测度的指数在不同的省份之间具有可比性,本文在计算单中心指数 q 时,采用了 Meijers 和 Burger (2010)的方法,将省域内排名前二位、前三位以及

前四位的城市分别进行(8)式回归,将这3个回归得到的单中心指数 q 取平均即得到省域内的单中心指数 q_{pro} 。在计算省域内的空间结构时,本文剔除了北京、上海、天津以及重庆4个直辖市。此外由于西藏、青海、新疆、海南、台湾数据缺失,也予以剔除。

最后,借鉴Al-Marhubi(2000)的做法,本文计算了标准化的赫芬达尔指数用以测度省域的人口空间分布状况,具体的计算公式如下:

$$H = \frac{\sqrt{\sum_{i=1}^n \left(\frac{p_i}{P_t}\right)^2} - \sqrt{\frac{1}{n}}}{1 - \sqrt{\frac{1}{n}}} \quad (9)$$

其中, p_i 代表城市 i 在 t 年的夜间灯光亮度总值, P_t 代表城市 i 所在省份 t 年有夜间灯光亮度总值, n 代表省内地级市的数量。该指数取值在0到1之间,越接近于1则说明要素在空间的组织方式越呈现单中心的空间结构,反之则呈现多中心。

(二)经验模型的设定

利用区域生产函数研究特定因素对区域效率的影响是一种常用的方法(Evans and Kerras, 1994; 史宇鹏、周黎安, 2007),本文采用柯布一道格拉斯生产函数(简称C-D函数)作为分析的起点和理论模型框架:

$$Y = AK^\alpha L^\beta H^{1-\alpha-\beta} \quad (10)$$

其中, Y 代表总产出(用GDP代表), K 、 L 以及 H 分别代表资本、劳动力以及人力资本的总投入, A 代表生产的效率因子。将(10)式写成紧约的形式可以得到:

$$y = Ak^\alpha h^{1-\alpha-\beta} \quad (11)$$

其中 y 代表人均产出,用来反映区域的经济效率, k 和 h 分别代表人均物质资本以及人均资本存量。上式表明,人均产出取决于技术进步、物质资本以及人力资本。对于其他影响经济效率的因素,我们按照Glaeser等(1992)的做法,将其纳入到影响全要素生产率 A 中,包括空间结构($struc$)、对外开放程度($pfdi$)、政府支出占比($pfisc$)以及其他不可观测因素(ε),具体表达方式为:

$$A = f(struc, pfdi, pfisc, \varepsilon) \quad (12)$$

依据本文第二部分的文献综述及研究假说,这里不再赘述不同地理尺度上的空间结构对生产效率的影响机理。对外开放程度对效率的影响是显而易见的,当一个国家处于快速发展时期时,其与

发达国家之间的技术差距较大,通过对外贸易,进而对先进的生产设备进行进口将有利于技术进步(舒元、才国伟, 2007)。政府干预同样会影响一个地区的生产效率。依据上文的理论框架以及前文的研究假说,本文设定如下的经验模型:

$$\begin{aligned} \ln y_{it} = & C + \beta_1 pinvest_{it-1} + \beta_2 edu_{it-1} + \beta_3 struc_{it-1} \\ & + \beta_4 pfdi_{it-1} + \beta_5 pfisc_{it-1} + u_i + v_t + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (13)$$

其中,被解释变量 y 是劳均实际收入,遵循范子英等(2016)的工作,用有光栅格平均亮度作为劳均实际收入的替代变量。 C 是常数项, u_i 和 v_t 分别代表个体不可观测的异质性和随时间变化的不可观测因素, ε_{it} 代表随机误差项。在理论模型中影响劳均产出的有人均物质资本和人均人力资本,我们用固定资产投资占GDP的比重 $pinvest$ 来反映地区的物资资本投入,用在校大学生人数占总人口的比例 edu 来替代人均人力资本。此外,经济开放度 $pfdi$ 用外商直接投资占当年GDP的比重来衡量,政府对经济活动的干预程度 $pfisc$ 用政府支出占GDP的比重来衡量。为了消除潜在的内生性,我们将所有解释变量都滞后一期。除空间结构指标外,解释变量的数据都来自于各年度的《中国统计年鉴》和《中国城市统计年鉴》^⑧。

五、实证结果及稳健性检验

(一)城市(市辖区)内部空间结构对经济效率的影响

在对表1的回归结果进行解释之前,需要作如下说明。第一,为消除解释变量可能存在的内生性,本文还将所有解释变量滞后两期进行了回归。其中,所有解释变量滞后二期的结果在表1的第3列以及第4列所示。第二,一些城市的行政区划在2000~2013年间进行了调整,为了克服这种调整所造成的测度偏差,本文以2001年的行政区划为基准,对之后年份面积产生较大变动的城市在回归时予以剔除。因为城市辖区面积的较大变化,多是由县改区或者其他的行政区划调整所致,一旦将这些行政区划变动较大的样本包含在内,可能会导致估计结果的不精确^⑨。剔除辖区面积变化较大城市样本的回归结果如表1的第5、6列所示。另外,在估计方法的选择上,我们同时采用了固定效应和随机效应模型,由于Hausman检验都拒绝随机效应模

型,限于篇幅,本文接下来只汇报固定效应模型的回归结果。

表1的结果表明,不管是全样本还是剔除辖区面积变化较大城市的样本,单中心指数 $mono_{sq}$ 的系数总为正,且都在1%的水平下显著。这说明单中心的空间结构能够有效地提高城市经济效率。对比第1、3及第5列,可以看出不管是改变解释变量的滞后期,还是变换样本所得到的结果都相当稳健:单中心程度每增加0.01个单位,平均而言,经济效率提高0.27%~0.29%。动态集聚经济理论认为,单中心程度对经济效率的影响可能存在倒“U”型关系,即在经济发展初期,单中心的空间结构有利于提高经济效率,而在发展的后期由于过度拥挤,即集聚不经济占主导,单中心的空间结构对生产效率可能带来负面的影响。基于此,我们在表1的第2、4以及6列中加入了单中心指数的二次项。回归结

果显示,单中心指数一次项的系数为正,二次项的系数为负,且这两个系数都在1%的水平下显著。这个结果表明,单中心程度对经济效率的影响的确呈现倒“U”关系。为了进一步验证这种倒“U”型关系在样本期内是否真的存在,我们测算了这个拐点的值,其在0.6983~0.8617之间。此外,由于样本期中的基准结果都是以解释变量的滞后一期作为参照,因此解释变量的最新一期的数据是2012年,在允许测量误差存在的情况下,我们发现在2012年单中心指数大于0.6983的城市只有3个,在整个样本所占的比例非常小。以2012年为例,2012年剔除辖区面积变化较大城市的样本总量为100,可见样本中只有约3%的城市出现了过度拥挤。这意味着,在当前的中国,大部分城市的单中心空间结构可以提高本地的经济效率。由此可见,在经验上如果以城市作为衡量要素及经济活动分布的地理尺

表1 城市层面空间结构对经济效率的影响

	所有解释变量滞后一期		所有解释变量滞后二期		剔除辖区面积变化较大城市	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	FE	FE	FE	FE	FE	FE
$mono_{sq}$	0.2734*** (0.0279)	0.7738*** (0.0987)	0.2911*** (0.0286)	0.8414*** (0.0955)	0.2856*** (0.0495)	1.1441*** (0.1632)
$sqmono_{sq}$		-0.4490*** (0.0850)		-0.4901*** (0.0812)		-0.8192*** (0.1485)
$pinvest$	0.1219*** (0.0103)	0.1226*** (0.0103)	0.1160*** (0.0100)	0.1167*** (0.0100)	0.1062*** (0.0182)	0.1017 (0.0180)
edu	-3.88e-07*** (4.20e-08)	-3.82e-07*** (4.18e-08)	-3.34e-07*** (4.06e-08)	-3.28e-07*** (4.04e-08)	-8.95e-07*** (1.20e-07)	-8.75e-07*** (1.18e-07)
$pfdi$	0.0011** (0.0005)	0.0010** (0.0005)	0.0010** (0.0005)	0.0009** (0.0005)	0.0030** (0.0012)	0.0022* (0.0012)
$pfisc$	-0.0084 (0.0056)	-0.0081 (0.0055)	0.0008 (0.0051)	0.0010 (0.0051)	-0.0012 (0.0107)	0.0014 (0.0106)
年份效应	yes	yes	yes	yes	yes	yes
Within R ²	0.6842	0.6869	0.6741	0.6781	0.7151	0.7225
观测值	3483	3483	3208	3208	1251	1251
Hausman Test	Chi2(16)= 244.40	Chi2(17)= 246.14	Chi2(15)= 228.17	Chi2(15)= 230.42	Chi2(14)= 101.92	Chi2(15)= 102.86

注:***、**、*分别对应1%、5%和10%的显著性水平;括号内为标准误。下表同。

表2 城市层面空间结构对经济效率影响(分东、中、西样本)

	东部		中部		西部	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$mono_{sq}$	0.1389* (0.0765)	0.5088* (0.2779)	0.3314*** (0.0914)	0.6946** (0.2693)	0.2210*** (0.0844)	1.7281*** (0.3116)
$sqmono_{sq}$		-0.3277 (0.2366)		-0.3617 (0.2523)		-1.4045*** (0.2802)
$pinvest$	0.0544** (0.0242)	0.0584** (0.0244)	0.1961*** (0.0347)	0.1919*** (0.0348)	-0.0474 (0.0343)	-0.0476 (0.0333)
edu	-3.38e-07*** (1.24e-08)	-3.64e-07*** (1.25e-07)	-6.16e-07*** (2.46e-07)	-6.24e-07*** (2.46e-07)	-1.92e-06*** (2.56e-07)	-1.64e-06*** (2.54e-07)
$pfdi$	-0.0007 (0.0010)	-0.0008 (0.0010)	0.0088 (0.0053)	0.0086 (0.0053)	0.0021 (0.0028)	0.0011 (0.0027)
$pfisc$	0.0608*** (0.0226)	0.0619*** (0.0226)	0.0084 (0.0252)	0.0102 (0.0252)	-0.0007 (0.0166)	0.0050 (0.0161)
年份效应	yes	yes	yes	yes	yes	yes
Within R ²	0.7771	0.7784	0.7023	0.7038	0.7677	0.7825
观测值	386	386	440	440	425	425

度,那么单中心的空间结构的确有利于经济效率提升。表1中还控制了其他要素对经济效率的影响,这些变量大都符合我们的预期,但比较令人困惑的是,变量 edu 前面的系数显著为负,其原因可能在于采用大学生在校数量占人口比重来反映城市人力资本并不十分准确,但城市层面缺少劳动力受教育程度的调查数据,对人力资本的度量非常困难。

在我们测度的城市单中心指数中,中部或西部城市的单中心指数与东部一些城市单中心指数相同,甚至会出现中西部城市的单中心指数超过东部的情况。可见,东中西部城市的单中心指数可能存在不可比性。为了消除这一影响,本文将分别对东、中、西3个子样本进行回归,其好处是可以检验单中心程度在不同区域对经济效率影响的差异性^②。表2为分样本回归的结果,其中解释变量都滞后一期,且都为剔除辖区面积变化较大城市之后的样本。不考虑单中心指数二次项的估计结果表明,无论是东部、中部还是西部,单中心的空间结构对经济效率均有促进效应,且这一效应在中西部较强。一个可能的原因在于,相比于东部而言,中部和西部地区要素的分布在早期并没有那么集中,随着经济发展所造成的要素流动而形成的单中心空

间结构在其区域内部对经济效率提升的作用就变得尤为明显,这种由分散到集聚(单中心)的空间结构有利于人们的通勤以及制造业的发展,进而对经济效率产生较大影响。当加入单中心指数的二次项时,其系数只有在西部是显著的,这表明单中心空间结构对经济效率影响的非线性关系存在区域差异。尽管单中心的空间结构对经济效率的影响所展现出来的动态性并没有在所有区域中被观察到,但城市层面上单中心的空间结构在各个区域内部都有利于提高本地经济效率却是显而易见的。这一点足以以为我们的假说1提供经验上的证据。

为了说明以上结果的稳健性,我们将城市的人均GDP作为被解释变量进行回归(见表3)。从表3的估计结果可以看出,以人均GDP作为被解释变量的结果与以灯光密度作为被解释变量的结果基本相同。当单独考虑单中心程度对经济效率的影响时,单中心指数 $mono_{sq}$ 在全部样本中得到的估计系数为0.2055,而剔除辖区面积变化较大城市样本的估计结果为0.2564,它们都在1%的水平下显著。这表明以城市人均GDP作为被解释变量时,单中心的空间结构对城市经济效率的影响依然为正。从第2列和第4列中可以看到,二次项的系数为负,在5%的水平下显著,在剔除辖区面积变化较大城市作为样本时的显著性水平为10%。这说明我们上文得到的估计结果是稳健的。

(二)市域空间结构对经济效率的影响

经济概念上的城市,更多凸显的是人口在小范围的地理集聚。然而在中国,一个显然的事实是市域的地理范围要比城市市辖区大的多。尽管市域

在行政上是一体的,但其内部的城市(市辖区、县以及县级市)之间却存在明显的地理距离。由此可见,尽管市域人口规模众多,但其内部却存在着一定程度的地理分割。这种分割是否会影响集聚经济的地理边界?这需要实证检验来回答。表4报告了市域层面的单中心空间结构对经济效率影响的估计结果,被解释变量为灯光密度和人均GDP。可以看出,单中心空间结构在市域层面同样可以提高经济效率。以灯光密度作为被解释变量的回归结果表明,单中心指数前面的系数为正,且在1%的水平下显著。这表明单中心的空间结构在市域层面上同样有利于提升经济效率。以人均GDP作为被解释变量的结果也稳健地支持了上述发现。同样为了考察单中心空间结构的非线性效应,此处加入了单中心指数的二次项。以灯光密度作为被解释变量的回归结果表明,二次项 $sqmono_{ds}$ 的系数为负,且在1%的水平下显著,表明以灯光密度作为被解释变量时,市域层面单中心的空间结构对经济效率的影响呈现倒“U型”关系。然而,从表4的结果中可以看出,以人均GDP作为被解释变量的回归中二次项 $sqmono_{ds}$ 的系数却是正的,且在10%的水平下显著。这表明以人均GDP作为被解释变量时,单中心空间结构对市域层面的经济效率的影响却呈现“U”型关系。但计算后发现该“U”型的拐点值为负,表明现实中该拐点并不存在。这意味着样本期内单中心的空间结构对经济效率的影响始终为正。此外,以灯光密度所估计结果的拐点为1.3039,有趣的是,样本中大于这个拐点的市域在2012年的数量为0。这说明在当前中国的市域中,

表3 城市层面空间结构对经济效率的影响
(以人均GDP作为被解释变量的稳健性检验)

	全部样本		剔除辖区面积变化较大城市	
	(1)	(2)	(3)	(4)
$mono_{sq}$	0.2055*** (0.0682)	0.7853*** (0.2417)	0.2564*** (0.0864)	0.7483*** (0.2888)
$sqmono_{sq}$		-0.5202** (0.2080)		-0.4689* (0.2626)
$pinvest$	0.0334 (0.0249)	0.0344 (0.0249)	-0.0303 (0.0311)	-0.0324 (0.0311)
edu	-5.27e-07*** (1.02e-07)	-5.20e-07*** (1.02e-07)	-1.02e-06*** (2.09e-07)	-1.01e-06*** (2.09e-07)
$pfdi$	0.0029** (0.0013)	0.0028 (0.0013)	-0.0008 (0.0021)	-0.0013 (0.0021)
$pfisc$	-0.0705*** (0.0135)	-0.0801*** (0.0135)	-0.0874*** (0.0186)	-0.0859*** (0.0186)
年份效应	yes	yes	yes	yes
Within R ²	0.7295	0.7300	0.8329	0.8323
观测值	3504	3504	1263	1263

表4 市域空间结构对经济效率的影响

	灯光密度作为被解释变量		人均GDP作为被解释	
	(1)	(2)	(3)	(4)
$mono_{ds}$	1.0563*** (0.0956)	1.5261*** (0.2430)	0.6083*** (0.1511)	0.5535 (0.3843)
$sqmono_{ds}$		-0.5852** (0.2783)		0.0682* (0.4401)
$pinvest$	0.1805*** (0.0133)	0.1838*** (0.0133)	0.1341*** (0.0210)	0.1337*** (0.0311)
edu	-3.16e-07*** (4.19e-08)	-3.32e-07*** (4.26e-08)	-4.47e-07*** (6.62e-08)	-4.45e-07*** (6.73e-08)
$pfdi$	0.0045** (0.0008)	0.0044*** (0.0008)	0.0073*** (0.0013)	0.0073*** (0.0013)
$pfisc$	0.2563*** (0.0426)	0.2557*** (0.0425)	-0.2621*** (0.0673)	-0.2620*** (0.0673)
年份效应	yes	yes	yes	yes
Within R ²	0.8217	0.8220	0.9063	0.9063
观测值	3057	3057	3057	3057

单中心空间结构对经济效率的促进作用仍占主导,同时也说明尽管市域存在城市(市辖区、县以及县级市)之间的地理分割,但集聚经济在该地理尺度上依然存在。这些证据同样为假说1提供了经验上的支持。

(三)省域内部空间结构对经济效率的影响

对于省域而言,内部的市域虽然都被其所管辖,但市域之间的地理分割要比市域内部的地理分割大的多。这种地理分割不仅会影响要素在空间上的组织方式,还会影响整个省域的经济效率。表5给出了地理尺度为省域时要素的空间组织形态对经济效率的影响。表5的第1列、第3列以及第5列的估计结果表明,3个反映单中心程度变量的系数都为负,且在1%的水平下显著。这些结果表明,在省域层面上单中心的空间组织形态即要素的分布过度集中于某个市域会有损于经济效率。城市经济学家通常把经济上的城市定义为在相对较小的面积里居住了大量人口的地理区域(阿瑟·奥沙利文,2015),即集聚经济通常局限在某个较小的地理区域内部。而省域是一个较大的地理尺度,显然不能从集聚经济的视角来解释要素在其内部的空间组织方式对经济效率的影响。省域内部单中心的空间结构为什么对经济效率产生负效应?一个可能的原因是,要素在其内部某个城市的集中虽然可以提高该城市的经济效率,其周围的小城市也可以通过借用规模来享受该城市集聚经济的溢出,但如果一个省域内只有极少数这样的中心城市,那么远离该城市的其他小城市并不能得到集聚经济的益处,从而有损整个省域经济效率。另一个可能的原因是,单中心的发展模式是低效率政府行政手段干预的结果。例如,对于一个省份而言,如果政府的政策重点支持了省域内极少数重要城市的发展,这种非市场的资源配置方式,尽管使该城市得以快速发展,但对于其他城市而言是有害的,从而使得单中心的空间结构整体上对省域经济效率的影响为负(丁从明等,2015)。在第2、4列以及第6列中,我们分别加入了3个单中心指数的二次项。其回归结果显示,以首位城市规模占比以及调整的赫芬达尔指数H衡量的单中心程度的二次项系数为正且在1%的水平下显著。这表明省域尺度上的单中心空间结构对经济效率的影响具有“U”型关系。然而基

于Zipf法则测度的单中心指数在加入二次项后并不显著。这种“U”型关系意味着,单中心程度对经济效率的影响是先下降后上升的趋势,这显然不符合动态集聚经济对经济效率影响的逻辑。但我们计算后发现这两个指数的拐点分别为0.5823和0.3579,在样本中超过拐点的省份数量分别为0和1,表明这种非线性关系在样本期内并不存在。综上,我们认为在样本期内单中心空间结构对省域经济效率的影响是线性的,且其效应为负,这也证实了假说2。

表5中其他控制变量的符号与显著性,与城市以及市域层面的估计结果大致相同。但在省域尺度上,人力资本 edu 的系数为正且分别在10%以及1%的水平下显著。在省级层面上,人力资本的度量较城市以及市域层面上要更为精确,大学生在某一个城市就学会出现异地就业的情况,但对于省域而言,尽管同样存在跨省就业,但相对于在省域内就业的学生而言这种比例较小,从而在省域层面上采用大学生在校人数占比反映人力资本状况更为合适^③。

作为稳健性检验,我们还以省域层面上的人均GDP作为被解释变量进行了估计。表6汇报了稳健性检验的结果,其表明,在单中心指数对经济效率的影响方面,以首位城市规模占比和Zipf法则为基础的单中心指数对经济效率的影响为负且分别在10%和5%的水平下显著,以调整的赫芬达尔指数测

表5 省域空间结构对经济效率的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$mono_{pro}$	-2.1990*** (0.2923)	-5.3712*** (0.8395)				
$sqmono_{pro}$		4.6122*** (1.1475)				
q_{pro}			-0.2331*** (0.0579)	-0.1791 (0.1576)		
sqq_{pro}				-0.0284 (0.0770)		
H_{pro}					-2.4458*** (0.2915)	-6.2338*** (0.6796)
sqH_{pro}						8.7090*** (1.4264)
$pinvest$	0.2463*** (0.0591)	0.2409*** (0.0579)	0.2516*** (0.0625)	0.2469*** (0.0638)	0.2363*** (0.0581)	0.2199*** (0.0553)
edu	0.8366** (0.3795)	0.5314 (0.3792)	0.7758* (0.4009)	0.7874* (0.4026)	0.9998*** (0.3734)	0.6154* (0.3609)
$pfidi$	0.0011*** (0.0003)	0.0009*** (0.0003)	0.0012*** (0.0003)	0.0012*** (0.0003)	0.0012*** (0.0003)	0.0012*** (0.0003)
$pfisc$	0.7521*** (0.2185)	0.8807*** (0.2163)	1.1028*** (0.2228)	1.0940*** (0.2243)	0.5759*** (0.2198)	0.4931** (0.2095)
年份效应	yes	yes	yes	yes	yes	yes
Within R ²	0.9340	0.9369	0.9266	0.9267	0.9362	0.9424
观测值	391	391	391	391	391	391

表 6 省域空间结构对经济效率的影响
(以人均 GDP 作为被解释变量的检验)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>mono_{pro}</i>	-0.5513* (0.3259)	-4.2851** (0.9335)				
<i>sqmono_{pro}</i>		5.4289*** (1.2761)				
<i>q_{pro}</i>			-0.1290** (0.0611)	-0.6521** (0.1636)		
<i>sq_{pro}</i>				0.2747*** (0.0799)		
<i>H_{pro}</i>					-0.0046 (0.3319)	-3.0886*** (0.7939)
<i>sqH_{pro}</i>						7.0905*** (1.6663)
<i>pinvest</i>	0.3109*** (0.0659)	0.3046*** (0.0644)	0.3182*** (0.0659)	0.3640*** (0.0663)	0.3072*** (0.0661)	0.2939*** (0.0646)
<i>edu</i>	0.7704** (0.4232)	0.4111 (0.4217)	0.7234* (0.4231)	0.6108 (0.4179)	0.7816* (0.4252)	0.4686 (0.4216)
<i>pf_{di}</i>	0.0008*** (0.0003)	0.0007*** (0.0003)	0.0008*** (0.0003)	0.0008*** (0.0003)	0.0009*** (0.0003)	0.0009*** (0.0003)
<i>pf_{isc}</i>	-0.3130 (0.2436)	-0.1615 (0.2405)	-0.2585 (0.2351)	-0.1729 (0.2229)	-0.1986 (0.2502)	-0.2660 (0.2448)
年份效应	yes	yes	yes	yes	yes	yes
Within R ²	0.9875	0.9881	0.9876	0.9880	0.9874	0.9880
观测值	391	391	391	391	391	391

度的单中心指数前面的系数也为负,但不显著。加入二次项后的结果也都表明,虽然单中心空间结构对经济效率的影响呈现“U”型关系,但检验后发现这种“U”性关系在样本期内也并不存在。以上估计结果说明,表5的估计结果是稳健的。

六、结语

欧盟在进行空间开发时,强调了区域层面的多中心空间结构在经济效率和区域平衡中的作用。对于快速城镇化的中国而言,也同样面临着类似的空间发展模式问题。但是,究竟是单中心的空间结构,还是多中心的空间结构更利于中国的区域经济发展,现有研究鲜有涉及。经典的集聚经济理论从微观—产业的视角过多地强调了城市内部的集聚效应,近年来,基于区域视角的集聚经济理论则认为,集聚效应不仅局限于单个城市的内部,它对周围的小城市也会存在着空间外溢。该理论发展了 Alonso(1973)所提出的“借用规模”思想,即靠近大城市的小城市通常表现出与大城市类似的一些集聚经济特征,且可以有效地缓解大城市普遍出现的拥挤负外部性。基于上述理论的思路 and 观点,本文分别从城市、市域和省域 3 个不同地理尺度上检验城市空间结构对区域经济效率影响。研究结果表明,在城市和市域等较小的空间尺度上,单中心的空间结构更加有利于经济效率提升;在省域这一较

大的空间尺度上,多中心的空间结构则更能促进经济效率提升。

本文研究结论的主要政策含义表现在:对于中国城镇化发展道路的模式选择,并不是简单地优先发展大城市,还是重点发展小城市的矛盾和权衡,而是应该针对不同的地理尺度制定更加具有空间指向的城市发展政策。在较大的地理尺度上,如全国或省域层面,应该发展和培育多中心的城市空间结构,而不应片面发展少数超大规模的城市,从而形成区域内部唯一一两座城市独大的格局,这不仅不利于提高区域经济效率,也可能会造成区域发展差距的进一步扩大;而对于较小地理尺度上的空间经济组织,如城市或市域,则应该进一步促进要素的空间集聚,坚持紧凑式城市空间发展模式,从而最大程度上发挥集聚经济的好处。也就是说,中国未来的城镇化发展模式,应该是在严格控制大城市无序蔓延式发展的同时,鼓励农村转移人口进入到中小城市,以提高这些中小城市的规模,并通过便利的基础设施(高铁、高速公路等)将这些中小城市与大城市相联接,进而形成多中心、网络化的城市空间结构。这不仅可以促进整个城市体系中的小城镇通过“借用规模”来享受临近中心城市的好处,也能充分发挥大城市的集聚经济收益,而且也增加了大城市之间的区域竞争,从而可以有效地减轻资源在区域内部的错配和低效率所带来的负面影响。

(作者单位:东南大学经济管理学院;责任编辑:蒋东生)

注释

①灯光数据的下载地址为: <http://ngdc.noaa.gov/eog/dmsp/downloadV4composites.html>。

②方程(1)中 DN 右下标的 r 代表不同的栅格, s-t 代表不同的卫星组合,比如 15-2002 代表 2002 年的 F15 卫星。选择幂数函数形式的回归,是因为与二次函数、三次函数、对数函数等其他形式相比,指数函数拟合的 R² 最大。

③详细的估计的系数见附表 1。

④考虑到连续性校正可能会遗漏区域人口外流或商业活动趋缓现象带来的影响(感谢匿名审稿人提供的这一启发),我们也采用未进行连续性校正的灯光数据进行了相应的测算和估计,回归结果显示,各变量系数的符号和显著性没有发生明显的变化,限于篇幅,最终报告了连续性校正后的结果,感兴趣的读者可来信索取。

⑤在对空间结构,特别是多中心的空间结构进行测度时,现有文献多是从形态多中心以及功能多中心的定义上来对其进行测度,其中形态多中心更多对要素在地理的上空间分布进行测度,而功能多中心强调某个区域内部城市之间不同功能“流”的强度(Meijers and Burger, 2010),因此功能上的多中

心由于数据的可获得性问题较形态上的多中心更难测度。

⑥一些学者用平均人口密度、密度梯度、中心区以外人口占比或平均通勤时间等指标来反映城市内部的空间结构(Jargowsky and Park, 2008)。在这里,我们借鉴中心区以外人口占比指标的构建思路,设计了一个与城市郊区化水平具有相反含义的单中心指数。

⑦Landsat全球人口动态统计分析数据是一个全球范围的30''分辨率人口数据集。它结合了地理信息系统、遥感影像与多元分区密度模型,使用人口普查数据、行政区划资料、整合了来源于Landsat TM的土地覆盖数据、道路、高程、坡度、海岸线数据和QuickBird、IKONOS等高分辨率卫星影像及夜间灯光影像,并对数据与模型算法进行年度更新,产生了前所未有的高质量、高精度全球人口数据。下载地址: <http://web.ornl.gov/sci/landsat/>。

⑧借鉴Yi等人(2014)的做法,将灯光阈值设定为10,即灯光亮度高于10的地区为城市化地区。人口密度方面,借鉴毛其智等人(2015)的研究,采用1000人/平方公里作为城市化地区人口密度的阈值。也就是说,判定城市化区域的阈值标准为:灯光灰度值高于10,同时人口密度大于1000人/平方公里。运用灯光亮度和常住人口密度相结合来确定城市空间范围,很大程度上避免了人口统计偏误、有楼无人的“鬼城”以及灯光溢出的干扰,无疑是比较准确、细致地刻画了真实的城市轮廓和面积,也可以了解其细分区域的人口密度状况。

⑨这里的计算并没有用到Landsat全球人口动态统计分析数据库,因为Landsat全球人口动态统计分析数据库中人口的分布包含城市以及乡村的人口,而我们的计算主要是基于城市人口,因此如果使用,则不能识别城市以及乡村人口从而造成偏差。在省级层面的计算时我们也不用该数据库。市辖区是地级市的城市主体在相关的研究中也得到说明(Desmet and Rossi-Hansberg, 2013)。

⑩本文的样本期在不同地理尺度上的测度是不同的,其中城市和市域的样本期为2000~2013年,省域的样本期为1996~2013年。

⑪为保证样本的一致性,我们此处剔除了市辖区面积变化超过5%的城市样本。

⑫本文只汇报了城市层面的东西部的划分,对市域以及省域层面我们同样做了东、中、西分样本检验,发现结果与本文的核心思想一致,限于篇幅并未在本文进行汇报。如有兴趣者,欢迎来信索取。

⑬我们还采用每万人中大专以上学历受教育人口比重作为人力资本的衡量进行了估计,发现估计结果中变量的显著性并没有发生变化,为了变量的前后一致性,我们仅报告了文中的结果。

参考文献

(1)阿瑟·奥沙利文:《城市经济学》(第八版),北京大学出版社,2015年。

(2)曹子阳、吴志峰、匡耀求、黄宁生:《DMSP/OLS夜间灯光影像中国区域的校正及应用》,《地球信息科学学报》,2015年第9期。

(3)陈良文、杨开忠、沈体雁、王伟:《经济集聚密度与劳动生产率差异——基于北京市微观数据的实证研究》,《经济学季刊》,2008年第1期。

(4)程开明、李金昌:《紧凑城市与可持续发展的中国实证》,《财经研究》,2007年第10期。

(5)丁从明、梁甄桥、常乐:《城市规模分布与区域经济增长——来自中国的证据》,《世界经济文汇》,2015年第5期。

(6)范剑勇:《产业集聚与地区间劳动生产率差异》,《经济

研究》,2006年第11期。

(7)范子英、彭飞、刘冲:《政治关联与经济增长——基于卫星灯光数据的研究》,《经济研究》,2016年第1期。

(8)郭琪、贺灿飞:《密度、距离、分割与城市劳动生产率——基于中国2004~2009年城市面板数据的经验研究》,《中国软科学》,2012年第11期。

(9)郭腾云、董冠鹏:《基于GIS和DEA的特大城市空间紧凑度与城市效率分析》,《地球信息科学学报》,2009年第11期。

(10)梁琦、陈强远、王如玉:《户籍改革、劳动力流动与城市层级体系优化》,《中国社会科学》,2013年第12期。

(11)陆铭、向宽虎、陈钊:《中国的城市化和城市体系调整:基于文献的评论》,《世界经济》,2011年第6期。

(12)毛其智、龙瀛、吴康:《中国人口密度时空演变与城镇化空间格局初探——从2000年到2010年》,《城市规划》,2015年第2期。

(13)史宇鹏、周黎安:《地区放权与经济效率:以计划单列为例》,《经济研究》,2007年第1期。

(14)苏红键、魏后凯:《密度效应、最优城市人口密度与集约型城镇化》,《中国工业经济》,2013年第10期。

(15)舒元、才国伟:《我国省级技术进步及其空间扩散分析》,《经济研究》,2007年第6期。

(16)谢小平、王贤彬:《城市规模分布演进与经济增长》,《南方经济》,2012年第6期。

(17)徐康宁、陈丰龙、刘修岩:《中国经济增长的真实性的检验》,《经济研究》,2015年第9期。

(18)张浩然、衣保中:《城市群空间结构特征与经济绩效——来自中国的经验证据》,《经济评论》,2012年第1期。

(19) Al-Marhubi, F., 2000, "Export Diversification and Growth: an Empirical Investigation", *Applied Economic Letters*, Vol.7, pp.559~562.

(20) Alonso, W., 1973, "Urban zero Population Growth", *Daedalus*, pp.191~206.

(21) Andersson, M., J. Klaesson and J. P. Larsson, 2014, "The Sources of the Urban Wage Premium by Worker Skills: Spatial Sorting or Agglomeration Economies?", *Papers in Regional Science*, Vol.93, pp. 727~747.

(22) Au, C. and J. V. Henderson, 2006, "Are Chinese Cities Too Small", *Review of Economic Studies*, Vol.73, pp.549~576.

(23) Baldwin, R. E. and P. Martin, 2004, "Agglomeration and Regional Growth", In *Handbook of Regional Science and Urban Economics*, eds by Henderson, J. V. and J. F. Thisse, Vol.4, pp.2671~2711.

(24) Brezzi, M. and P. Venerri, 2014, "Assessing Polycentric Urban Systems in the OECD: Country, Regional and Metropolitan Perspectives", OECD Regional Development Working Paper, OECD.

(25) Burger, M. J., E. J. Meijers, M. M. Hoogerbrugge and T. J. Masip, 2015, "Borrowed Size, Agglomeration Shadows and Cultural Amenities in North-West Europe", *European Planning Studies*, Vol.23, pp.1090~1109.

(26) Camagni, R., R. Capellà and A. Caragliu, 2015, "Static vs. Dynamic Agglomeration Economies. Spatial Context and Structural Evolution behind Urban Growth", *Papers in Regional Science*, Vol.95, pp.133~158.

(27) Ciccone, A. and R. Hall, 1996, "Productivity and the Density of Economic Activity", *American Economic Review*,

Vol.86, pp.54~70.

(28) Combes, P. P. and L. Gobillon, 2015, "The Empirics of Agglomeration Economies", In *Handbook of Regional Science and Urban Economics*, eds by Duranton, G., Henderson, J. V. and W. Strange, Vol.5, pp.248~341.

(29) Desmet, K. and E. Rossi-Hansberg, 2013, "Urban Accounting and Welfare", *American Economic Review*, Vol.103, pp.2296~2327.

(30) Duranton, G. and D. Puga, 2004, "Micro-foundations of Urban Agglomeration", In *Handbook of Regional Science and Urban Economics*, eds by Henderson, J. V. and J. F. Thisse, Vol.4, pp.2063~2117.

(31) ESPD, 1997, European Spatial Development Perspective. First Official Draft, Informal Meeting of Ministers Responsible for Spatial Planning of the Member States of the European Union, June 1997, Noorwijk, Luxembourg: Commission of the European Communities.

(32) Evans, P. and G. Karras, 1994, "Are Government Activities Productive? Evidence from A Panel of U. S. States", *Review of Economics and Statistics*, Vol.76, pp.1~11.

(33) Elvidge, C. D., D.Ziskin, K. E. Baugh, B. T. Tuttle, T. Ghosh, D. W. Pack, E. H. Erwin and M. A. Zhizhin, 2009, "A Fifteen Year Record of Global Natural Gas Flaring Derived from Satellite Data", *Energies*, Vol.2, pp.595~622.

(34) Fallah, B. N., M. D.Partridge and M. R. Olfert, 2011, "Urban Sprawl and Productivity: Evidence from US Metropolitan Areas", *Papers in Regional Science*, Vol.90, pp. 451~472.

(35) Fujita, M. and H. Ogawa, 1982, "Multiple Equilibria and Structural Transition of Non-monocentric Urban Configuration", *Regional Science and Urban Economic*, Vol.12, pp.161~196.

(36) Glaeser, E. L., H. D Kallal and J. A. Scheinkman, 1992, "Growth in Cities", *Journal of Political Economy*, Vol.100, pp.1126~1152.

(37) Glaeser, E. L. and M. E. Kahn, 2004, "Sprawl and Urban Growth", In *Handbook of Regional Science and Urban Economics*, eds by Henderson, J. V. and J. F. Thisse, Vol.4, pp. 2481~2527.

(38) Glaeser, E. L., G. A. Ponzetto and Y. M. Zou, 2015, "Urban Networks: Connecting Markets, People, Ideas", NBER Working Paper.

(39) Henderson, J. V., 2003, "The Urbanization Process and Economic Growth: The so-what Question", *Journal of Economic growth*, Vol.8, pp.47~71.

(40) Henderson, J. V., A. Storeygard and D.N. Well, 2012, "Measuring Economic Growth from Outer Space", *American Economic Review*, Vol.102, pp.994~1028.

(41) Jahansson, B. and J. M. Qiegley, 2004, "Agglomeration and Networks in Spatial Economies", *Papers in Regional Science*, Vol.83, pp.165~176.

(42) Jargowsky, P. A. and Y. Park, 2008, "Cause or Consequence? Suburbanization and Crime in US Metropolitan Areas", *Crime & Delinquency*, Vol.55, pp.28~50.

(43) Lee, B. and P. Gordon, 2011, "Urban Structure: Its Role in Urban Growth, Net New Business Formation and Industri-

al Churn", *Région et Développement*, Vol.33, pp.137~159.

(44) Meijers, E. J. and M. J. Burger, 2010, "Spatial Structure and Productivity in US Metropolitan Areas", *Environment and Planning A*, Vol.42, pp.1383~1402.

(45) Meijers, E. J. and M. M. Hoogerbrugge, 2016, "Borrowing Size in Networks of Cities: City Size, Network Connectivity and Metropolitan Functions in Europe", *Papers in Regional Science*, Vol.95, pp.181~198.

(46) Parr, J. B., 2002, "Agglomeration Economies: Ambiguities and Confusions", *Environment and Planning A*, Vol.34, pp.717~731.

(47) Phelps, N. A. and T. Ozawa, 2003, "Contrasts in Agglomeration: Proto-industrial, Industrial and Post-industrial Forms Compared", *Progress in Human Geography*, Vol.27, pp.583~604.

(48) Rosenthal, S. S. and W. C. Strange, 2004, "Evidence on the Nature and Sources of Agglomeration Economies", In *Handbook of Regional Science and Urban Economics*, eds by Henderson, J. V. and J. F. Thisse, Vol.4, pp.2119~2171.

(49) Veneri, P. and D. Buralgassi, 2012, "Questioning Polycentric Development and its Effects. Issues of Definition and Measurement for the Italian NUTS-2 Regions", *European Planning Studies*, Vol.20, pp.1017~1037.

(50) Wu, J. S., S. B He, J. Peng, W. F. Li and X. H. Zhong, 2013, "Inter-calibration of DMSP/OLS Night-time Light Data by the Invariant Region Method", *International Journal of Remote Sensing*, Vol.34, pp.7356~7368.

(51) Wiliamson, J., 1965, "Regional Inequality and the Process of National Development", *Economic Development and Cultural Change*, Vol.13, pp.3~47.

(52) Yang, R. and P. A. Jargowsky, 2006, "Suburban Development and Economic Segregation in the 1990s", *Journal of Urban Affairs*, Vol.28, pp.253~273.

(53) Yi, K. P., T. N. Hiroshi, Q. Li, J. Q. Zhang, M. Guo, Y. L. Bao, X. F. Wang and F. Li, 2014, "Mapping and Evaluating the Urbanization Process in Northeast China Using DMSP/OLS Nighttime Light Data", *Sensors*, Vol.14, pp.3207~3226.

附表1 各期影像的相互校正模型参数

卫星	年份	a	b	R ²	卫星	年份	a	b	R ²
F10	1992	1.1516	0.567622	0.8792	F15	2000	1.1526	0.936693	0.8621
	1993	1.2816	0.832019	0.9128		2001	1.2295	0.776002	0.8868
	1994	1.2491	0.897269	0.9290		2002	1.2353	0.704265	0.9173
F12	1994	1.2779	0.748788	0.9221	2003	1.1537	1.181282	0.9140	
	1995	1.1895	0.929415	0.9221	2004	1.0555	1.309179	0.9292	
	1996	1.1077	1.18566	0.8973	2005	0.9998	1.547901	0.8559	
	1997	1.2245	0.883557	0.8910	2006	1.0412	1.430466	0.9521	
	1998	1.1968	0.798995	0.8922	2007	1.0983	1.292787	0.9386	
	1999	1.1920	0.904837	0.8691	F16	2004	1.1254	0.861483	0.9373
	F14	1997	1.1460	1.561115		0.8696	2005	1.1400	1.047912
1998		1.1866	1.11773	0.8746		2006	1.1552	0.957337	0.9647
1999		1.1835	1.267695	0.9170		2007	1.1806	0.842063	0.9348
2000		1.1381	1.142364	0.9313		2008	1.1185	0.912105	0.9163
2001		1.1926	0.990545	0.9381	2009	1.1249	0.702156	0.8877	
F18	2002	1.1240	1.144422	0.9175	2010	1.1834	0.404947	0.8244	
	2003	1.1639	1.039978	0.9312	2011	1.0596	0.817422	0.8461	
					2012	1.1516	0.567622	0.8792	
					2013	1.1073	0.564057	0.8322	