

行政中心的经济收益

——来自中国政府驻地迁移的证据

卢盛峰, 王靖, 陈思霞

[摘要] 地方行政中心作为一种特殊的稀缺性政治资源,其空间选址对城市的整体资源布局以及整个区域经济发展具有重要意义。正是基于此,近年来一些城市开始通过政府行政中心迁移来给核心地区“降温”,旨在通过政府驻地迁移转变城市现有资源配置格局,谋求地区经济的持续健康发展。本文基于1999—2012年中国地方政府驻地迁移的经纬度坐标信息,匹配DMSP/OLS迁入地周边区域内夜间灯光影像数据,在纯空间视角和更小地理尺度上构造双重差分模型,以此评估行政中心的经济收益。实证结果表明:①政府驻地的迁入显著促进了区域内的经济发展,即行政中心的经济收益显著存在;同时,地方行政中心的经济收益在地理上存在衰减效应,距离迁入点更近的区域获得的经济收益更大。②政府驻地迁移促进了迁入地经济发展的同时,一定程度上抑制了迁出地经济发展,但是影响效应存在非对称性。③在影响的动态趋势上,政府驻地迁移促进了迁入地经济发展,其作用在短期内不断增强后趋于平缓。④政府行政中心的迁入,会给区域内带来经济集聚效应和公共资源空间再配置效应,最终促进区域内经济发展。本研究对中国城市公共资源的空间分布和优化配置及如何更大效能地发挥行政中心的经济带动作用具有政策借鉴意义。

[关键词] 政府驻地迁移; 行政中心; 经济收益; 双重差分模型

[中图分类号]F294 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1006-480X(2019)11-0024-18

一、问题提出

改革开放四十多年来,中国经历着人类历史上速度最快、规模最大的城市化进程。但与此同时,中国城市交通拥堵、环境污染、住房紧张等“城市病”日益凸显,成为阻碍中国进一步推进现代化进程的重要制约因素。近几年党和政府的政策文件及2019年政府工作报告中都指出,要进一步提高新型城镇化质量、提升城市规划和治理能力。正是基于此,一些城市开始通过政府行政中心迁

[收稿日期] 2019-04-15

[基金项目] 国家自然科学基金青年项目“收入不平等代际传递与财政支出干预设计:评估技术及应用”(批准号71503187);国家自然科学基金青年项目“政府投资激励政策的效应评估及优化设计:基于准自然实验与微观计量技术分析”(批准号71503270);武汉大学人文社会科学青年学术团队建设项目“发展经济学研究的新思路:理论设计、实验检验与政策评估”(批准号2019-12)。

[作者简介] 卢盛峰,武汉大学经济发展研究中心、经济与管理学院副教授,经济学博士;王靖,武汉大学经济与管理学院硕士研究生;陈思霞,中南财经政法大学财政税务学院副教授,经济学博士。通讯作者:陈思霞,电子邮箱:sixia_chen@zuel.edu.cn。感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见,当然文责自负。

移来给“核心”地区“降温”,如北京市政府迁往通州,旨在通过政府驻地迁移“腾笼换鸟”,转变城市现有资源配置格局,来谋求地区经济的持续健康发展。

地方性行政中心作为一种特殊的政治资源,其空间选址对城市的整体资源布局以及地区平衡发展至关重要。一般来说,行政中心具有集聚效应,政府所在地会吸引产业和资本的流入。因此,政府驻地的搬迁也会带动迁入地房价上涨,拉动一方经济增长。许多城市都想靠政府搬迁拉动新区发展,但是关于政府驻地搬迁,中央政府出台过多项文件规定其需要严格审批。已经废止的《国务院关于行政区划管理的规定》(1985)以及2019年1月1日最新颁布的《行政区划管理条例》均规定,县级(包括县级)以上的政府驻地搬迁需由国务院审批。此外,《民政部关于加强政府驻地迁移管理工作的通知》更是指出,政府驻地迁移乱象丛生,要从严控制政府驻地迁移,严格遵循相应的审批权限和规定程序逐级上报审批,同时规定“各地政府驻地迁移,在未经批准前,不得擅自搬迁,对未报批已搬迁或先搬迁后申报的,我部将一律不予报批,并视情节予以通报”。2013年印发的《关于党政机关停止新建楼堂馆所和清理办公用房的通知》更是规定5年内全面停止新建党政机关楼堂馆所,这一“通知”进一步加大了政府驻地搬迁的难度。然而,与此同时,各级地方政府驻地迁移改革依然时有发生。一方面,政府驻地迁移很可能是为了配合土地财政,驻地迁移可以带动迁入地区的土地价格和房价增长,从而增加财政收入;另一方面,地方官员在“唯GDP增长论”的驱动下,认为政府驻地迁移可以带动新区发展,促进辖区经济增长,从而推动驻地迁移。然而,也并不是所有政府的搬迁都能够达到其成效。那么,这种行政中心迁移改革对地区经济发展所产生的真实经济效应究竟如何?一方面,行政中心作为一种稀缺性资源,理论上能够为迁入地区带来经济集聚效应或更多配套性设施,从而有利于促进地区经济发展;但是另一方面,除了迁移成本本身以外,伴随着行政中心迁入而出现的各种拥堵、污染等经济成本问题也同时推高了这项政策的经济代价。因此,这一问题依然有待进一步深入的研究。

本文基于1999—2012年中国地方政府驻地迁移的精确地理信息来匹配DMSP/OLS夜间灯光影像数据,在更小地理尺度上评估地方行政中心的经济效应。在研究方法上,本文构造双重差分模型通过对比政府驻地迁移前后城市经济发展状况,以及同一城市不同影响半径范围的差异性影响来识别因果效应。研究发现:行政中心迁移确实会促进迁入地经济发展,并且地方行政中心的经济收益在地理上存在衰减效应,距离迁入点更近的区域获得的经济收益更大。与此同时,政府驻地迁移促进了迁入地经济发展的同时,一定程度上抑制了迁出地经济发展,但是就城市整体而言这种正向效应大于抑制效应,即这种影响效应存在一定的非对称性。在影响的动态趋势上,政府驻地迁移促进了迁入地经济发展,其作用在短期内不断增强后趋于平缓。本文结合规模以上工业企业地理分布信息和相关案例,进一步识别了行政中心带来经济效应的影响机制。研究表明,政府行政中心的迁入通过经济集聚效应和公共资源空间再配置效应,最终促进区域经济发展。因此,本研究对城市空间格局的优化配置及如何更大效能地发挥行政中心的经济带动作用具有借鉴作用。

相对于既有研究而言,本文可能的边际贡献在于:①首次对政府驻地迁移改革的经济收益进行评估,并识别了行政中心对经济发展影响的因果效应;②运用夜间灯光亮度数据作为经济发展的指示变量,消除使用GDP度量经济发展可能产生的误差,使得研究结论更加客观准确;③超越了现有区县统计数据限制,基于精确的政府驻地迁移地理坐标,从纯空间视角和更小地理尺度开展研究,保证了研究更加深入精细。

余下部分安排如下:第二部分文献评述和理论假说;第三部分研究设计及指标选取;第四部分是实证结果分析;第五部分稳健性检验;第六部分为影响机制分析,最后为文章结论及政策性建议。

二、文献评述和理论假说

1. 文献评述

近年来,不少地方出现了政府行政中心驻地迁移的案例。地方官员希望通过行政中心驻地迁移将经济资源在空间布局上进行再配置,以期通过形成新城区、拉动多级城市群的建造,来带动地方经济增长。在理论研究上,直接关注政府行政中心迁移经济效应的研究并不多见。关于这一主题的相关研究主要聚焦在三个方面,下面将分类评述。

(1)地理距离的经济影响。近年来,越来越多的研究考察了企业与股东、债权人、中介机构和监管部门等利益相关者之间的地理距离对利益相关者行为的影响。大量证据都表明,与企业之间的距离越近,利益相关者的信息搜寻成本越低,其行为也越容易受到影响。在国外研究方面,Agarwal and Hauswald(2010)使用小公司向大型银行的贷款申请信息,分析发现与借款人地理距离更近有助于收集软信息,从而更容易获得贷款。与此同时,在其他条件不变情况下这些企业获得的贷款利率也相对较高。John et al.(2011)研究了地理位置对代理成本和公司股息政策的影响,发现与企业之间的地理距离会增加股东监督和管理投资决策的成本。在国内研究方面,一些研究关注了地理距离对风险资本投资决策的影响。黄福广等(2014)研究发现,风险资本投资存在明显的本地偏好。董静等(2017)进一步分析发现随着投资距离的增加,风险投资机构倾向于选择联合投资策略与分阶段投资策略,并且联合投资伙伴数变多、分阶段平均投资规模变小。

与此同时,企业与政府机构等的地理距离也会直接影响企业的政策获得及其发展。Kim et al.(2012)使用美国各州主要政治家与执政政党的政治联盟指数来代表当地公司与政治权力的接近程度,发现总部位于高指数州的企业具有更高的股票回报,主要原因在于企业距离政治权力中心越近,其所面临的政治风险越大,股东要求的风险回报越高。与此同时,也有研究关注了地理距离对政府监管的影响。Kedia and Rajgopal(2011)研究发现,美国证监会更倾向于调查与其距离较近的企业,因此这些企业具有质量更高的会计信息。来自中国的经验研究也支持了上述观点。马晨等(2015)分析了中国上市公司所在地与当地证监部门的地理距离对公司发生会计错报的影响,研究发现两者间地理距离会正向地影响公司发生错报的概率。此外,地理距离也被认为能够对企业税收筹划产生影响。Kubick et al.(2017)发现美国企业与地区税务局之间的距离越近,越有能力在纳税申报过程中筹划避税。张敏等(2018)基于中国上市公司数据研究发现,与基层主管税务局之间距离越近,企业的寻租成本更低,越有能力通过寻租获取避税收益。

由此可见,地理距离也是影响政策实施效果的一个重要因素。相对于以上文献而言,本研究侧重于从宏观层面检验与政府机构地理距离相关的经济收益,具体关注了地方政府驻地这一地理性政治资源的经济效益。因此,本研究拓展了分析空间,也将为“地理距离经济影响”这支文献提供新的经验证据。

(2)城市集聚的经济效应评估。城市集聚效应会产生要素市场和产品市场的规模经济、吸引生产要素流入、形成知识外溢和信息分享网络,有利于企业生产率的提高并促进城市经济发展(Combes et al.,2012)。Davis and Weinstein(2002)利用“二战”期间日本城市受到随机轰炸这一历史事件检验了带来城市经济集聚的成因,发现在战争结束后的15年内,各个城市纷纷恢复到了战前的相对规模,当年的战略轰炸没有对日本城市的相对规模产生长期影响,这表明除了规模经济外,区位的初始禀赋是城市集聚的重要原因。Ahlfeldt et al.(2015)基于“柏林墙”建立和倒塌这一历史事件构造了城市内部结构分析模型,研究发现城市密度与生产率之间存在显著的正向关系。

与此同时,大量研究都支持经济集聚将有利于整体经济发展的结论。Ciccone(2002)的研究表明,经济活动密度越高,生产者能够获得的技术外溢效应越明显,越有助于促进生产率的提高。刘修岩(2014)的研究也发现,产业的空间集聚对企业发展有利,从而可以促进地区经济增长。上述结论也得到了城市层面经济证据的支持。陈强远等(2016)基于中国工业企业数据研究发现,城市的企业生产率溢价是集聚效应、选择效应、分类效应和竞争效应共同作用的结果,集聚效应提高了大部分行业的企业生产率溢价。然而,也有研究指出,由于“拥挤效应”的存在,城市带来集聚效应也有可能不利于地方经济增长(Henderson,2003;Brülhart and Mathys,2008)。

本文的研究拟从行政中心迁移形成城市集聚效应这个角度,对城市集聚的经济效应进行再评估,并将对这支文献起到良好的补充作用。另外,既有文献在对城市集聚效应进行评估时,更多是从静态、存量的角度进行的经济效应评估,而本研究将基于“地方政府驻地迁移”这一外生政策事件,从动态和增量的角度测度行政中心带来的经济效应,为城市经济集聚评估领域的研究提供更加准确、科学的经验证据。

(3)资源配置方式与经济增长。资源错配可以解释发达国家和欠发达国家的全要素生产率差异,当中国的资源配置达到美国边际产品相同水平的情况下,中国的TFP将提升30%—50%(Banerjee and Moll,2010;Hsieh and Klenow,2009)。因此,近年来如何通过资源再配置来促进经济发展这一问题引起了国内外学者的广泛关注。

行政中心迁移作为一项稀缺性政治资源在空间上的再配置,将对地区经济发展产生重要影响。针对这一问题,Marshall et al.(2005)的研究认为,公共部门搬迁中的主要重点仍然是减少成本和实现效率节约,公共部门迁移可以通过给首都地区降温和增加其他地区的基础设施和人力资源的利用来达到平衡地区间经济的目的。与此同时,一些研究也关注了政府驻地迁移后的经济效应。Pellenbarg et al.(2002)研究表明,政府驻地迁移能促进落后地区繁荣、缓解核心区域拥挤、降低劳动力市场及经济发展空间约束。同样,也有学者基于巴西和韩国进行案例研究发现,政府迁址有助于提高迁入地的人口密度,改变人口地理中心(Richardson,2003;Jun,2007)。在相关研究方面,王海和尹俊雅(2018)关注于政府驻地搬迁的资源配置效应,发现政府驻地迁移有利于降低辖区TFP离散度,进而缓解资源错配。还有文献关注了政府公共政策所产生的乘数效应。Faggio(2013)以及Faggio and Overman(2014)的研究指出,公共部门的就业给迁移地产品和服务带来了更大的需求,从而可以引致乘数效应促进地区经济发展。就中国这一具体国别而言,李明和李德刚(2018)研究发现,地方财政支出乘数约在1.15—1.46之间,这表明中国财政支出效果总体上较好。陈登科和陈诗一(2017)将金融摩擦与“超低利率”这两个经济运行特征纳入中国财政问题研究框架,测算了财政支出的产出乘数、就业乘数、消费乘数和投资乘数。研究发现,中国财政支出的产出乘数、就业乘数、消费乘数和投资乘数分别为3.44、2.13、0.73和5.74。这表明中国经济增长主要以投资驱动为主。

2. 理论假说

1994年至今,全国已有三十多座城市行政中心发生了迁移:包括上海、长春、哈尔滨、深圳、西安以及北京等。相比之下,省政府搬迁数量相对较少:2005年至今共有五个,全部是中西部省份。而在地方政府迁府原因方面,主要涉及两点:一是老城区人口稠密、商业云集,既降低办事效率,又加剧了老城区的拥堵;二是现有办公楼大多年代久远,影响了行政安全和日常工作开展。与此同时,一些地方政府也期待通过政府驻地迁移来带动区域经济发展;政府搬迁有利于调整城市空间结构,并带动周边发展。以湖南省政府驻地迁移为例,2004年为实现长株潭融城目标,湖南省府直接迁移到三地的核心地带。

中国各级地方政府掌握了重要经济资源和行政资源的配置权,这一特征使得政府在地区经济发展过程中扮演了重要的角色。因此,地域性政治资源往往成为企业等微观市场主体乃至地方政府争夺的关注点之一。而一级地方政府的政府驻地往往代表着区域内的行政中心,天然地带着一定的资源号召力;同时行政中心迁移作为一项稀缺性政治资源,其在空间上的再配置也势必将对地区经济发展产生重要影响。在理论上,通常而言,地方行政中心迁入到某一区域,将有利于这一区域成为经济新增长点,并带动本区域经济的整体发展。与此同时,伴随着与行政中心地理距离的不断拉大,这种资源的号召力及影响效应会逐渐减弱,这必然导致在空间上政府行政中心迁入带来的经济效应也会存在异质性,即距离行政中心更近的区域获得的经济收益将更大。

基于上述理论分析,本文提出:

H1:地方行政中心迁入将有利于促进区域内经济发展。

H2:地方行政中心的经济收益在地理上存在衰减效应,距离迁入点更近的区域获得的经济收益更大。

此外从城市规划的角度看,行政中心迁移的实质是政府使用行政手段迁移城市中心,进而通过政府经营新的城区和经济发展新增长点,盘活城市和区域内的资源,同时吸引外部产业进入,最终实现优化城市布局并带动区域的全局发展。因此,政府行政中心迁入将对区域经济带来两种不同的影响效应:一是经济集聚效应,即通过吸引资本和劳动力等生产要素进入,增加迁入地的市场需求,刺激当地不同产业发展的市场性渠道,带动辖区内经济发展。而这也同大量研究文献所指出的“经济集聚能够推动区域经济发展”的内在逻辑是一致的。因此,经济集聚效应是行政中心迁入带来经济收益的一种市场性潜在影响渠道。二是政府驻地迁移本身就是一种政府主导的投资,驻地迁移意味着配套的基础设施和住宅建设,这些政府主导型固定资产投资可能会拉动当地的经济,这种效应即为公共资源的空间再配置效应。通常而言,伴随着政治中心的迁入,诸如交通、教育、医疗等优质资源也会伴随着政府驻地的迁移进行资源重新配置,此时,政府掌握的各项公共资源将从一个区域转移和配置到新的区域,并表现为迁出地和迁入地公共资源配置状况的此消彼长。因此,行政中心驻地迁移的实质是这种特殊的政治资源在空间布局上的再配置过程,而当资源更加稀缺状况下,这种公共资源的空间再配置效应将更加明显。同样,大量的研究都表明,资源配置方式将对经济发展有着重要的作用,这也构成行政中心经济收益的另一条潜在的影响渠道。

基于上述分析,本文进一步提出:

H3:政府行政中心的迁入会给空间区域内带来经济集聚效应和公共资源空间再配置效应,最终促进区域内经济发展。

三、研究设计及指标选取

1. 研究设计

政府驻地迁移改革为本研究提供了一项准自然实验的证据,因此,本部分首先构建双重差分估计思路,实现城市行政中心迁移经济效应评估分析。在本研究中,并未将从未发生过政府驻地迁移的地区纳入进来,而是只采用进行过驻地迁移改革的地区样本。同时考虑到不同城市在推行迁府改革的时间选取上存在差异,不存在一个统一的政策实施时点,本文采取渐进 DID 的方法,某一城市在未进行政府驻地迁移时为对照组,迁移后为实验组。同时为了估计行政中心带来的经济收益在距离上的异质性,本文同时加入了改革前后变量与影响距离的交乘项,重点关注政府驻地迁移改革的影响。具体模型设定如下:

$$light_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 Reform_{it} + \beta_2 Distance_j \times Reform_{it} + \beta_3 Distance_j + \sigma_i + \delta_t + \xi_{ijt} \quad (1)$$

其中, $light_{ijt}$ 为第 i 个发生政府驻地迁移改革城市第 t 年份, 在距新迁入地理点不同距离的 j 个环形区域内的经济发展状况, 这里用校准后的环形区域内的平均夜间灯光亮度水平度量。 $Reform_{it}$ 是城市 i 第 t 年是否受到政府驻地迁移政策影响的虚拟变量, 受到政策影响取值 1, 否则为 0; $Distance_j$ 为某一城市第 j 块环形区域与驻地迁入点的距离, 即影响半径。理论上而言, 距离更近, 则受到政策冲击的影响更大。因此, 这里的 β_1 和 β_2 是参数估计的关注重点。 σ_i 、 δ_t 分别用于控制驻地迁移城市的固定效应以及年份固定效应。

需要特别指出的是, 在地方政府驻地选址过程中, 地理、行政单元及经济发展程度等因素都会直接影响其是否适合作为城市新行政中心迁入, 因此, 这一实验设计中处理组的选择可能会受到各种因素的影响, 而这一问题需要在研究设计中予以考虑。具体而言, 本研究将进一步在模型中控制一系列潜在的影响选址的因素。最终的估计方程如下式:

$$light_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 Reform_{it} + \beta_2 Distance_j \times Reform_{it} + \beta_3 Distance_j + (S \times f(t))' \theta + \sigma_i + \delta_t + \xi_{ijt} \quad (2)$$

其中, S 为影响潜在迁移选址的变量组, 包括环域内平均海拔、河流总长度、河流数量、湖泊面积、行政单位数以及 1992 年灯光亮度等变量。同时参考 Li et al.(2016)的做法, 通过引入上述潜在因素各种不同形式的高阶时变效应(具体通过引入与年份 t 、 t^2 、 t^3 等不同层次交互效应), 来实现更加准确的 β 系数估计。其他变量含义不再赘述。

2. 数据处理与指标选取

为了对上述方程的参数进行估计, 本文进一步对各种变量指标的具体度量方式及相应的数据来源和处理情况作如下说明:

(1)政府驻地迁移改革。本文搜集了 1999—2012 年进行政府驻地迁移改革的省市两级政府数据。这些数据均来自“中国行政区划网”, 覆盖了迁移时间、政府迁出地以及迁入地等信息。本文所采用的驻地迁移时间均为政府驻地迁移的批示时间。一方面, 采用批示时间能够更有效地识别整个政策效果; 另一方面, 政府驻地迁移批示时间也相对更为准确, 均有国务院公文显示具体的批准日期, 而实际搬迁日期则较难确定也存在争议。在整个样本分析期间内, 共计有 1 个省级政府以及 19 个地级市政府发生了驻地迁移。从分布区域看, 整个驻地迁移改革基本覆盖了中国东中西部及东北地区, 具有广泛的代表性。

为了阐述清楚政府驻地迁移改革及不同影响距离下的识别思路, 进一步通过图 1 来进行直观呈现。为了便于表述, 这里一般化地假定发生行政中心驻地迁移的 i 个城市分别标记以 i_1, i_2, \dots, i_n 。以城市 i_1 迁入的 A 点为例, 以 A 点为圆心, 基于相同的半径 r 可以将迁入地周边区域划定为不同的环形区域, 而行政中心的经济影响会随着半径的拉长而衰减, 因此, 根据不同距离的环形区域来刻画受到政策冲击影响的异质性(如图中①、②和③受到行政中心迁移的影响程度不同)。具体以长沙市政府和湘潭市政府迁移为例, 以政府驻地迁入点为原点, 3km 为半径划定环形区域, 并可以据此得到环形区域内的平均灯光亮度信息以及地形地貌地理信息。此外, 在进行模型估计时, 以每层圆环的中心点到圆心的距离作为不同组别影响半径的表示变量, 即以 3km 为影响半径时, 则三层圆环内与行政中心迁入地之间的平均距离分别为 1.5km、4.5km 和 7.5km。

(2)环形域经济发展水平。为了更加真实客观地度量经济发展水平, 近年来地区灯光强度被作为度量地区经济发展的有效指标(Hodler and Raschky, 2014; 卢盛峰等, 2017)。在本研究中, 同样以提取得到的环形区域内的平均夜间灯光亮度作为衡量狭小地理区域内经济发展水平的指标。

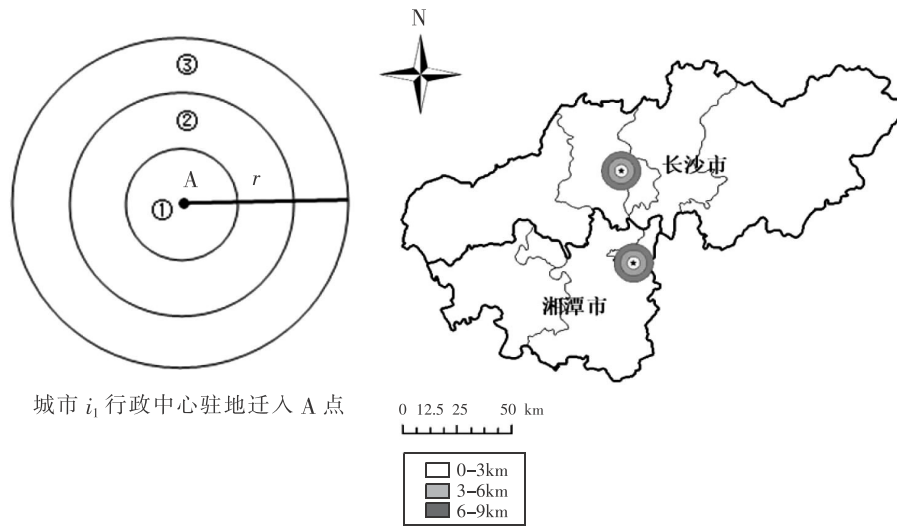


图 1 政府驻地迁移改革识别思路

夜间灯光影像原始数据(DMSP/OLS 数据)来自美国国家海洋和大气管理局(NOAA)。本研究也需要对夜间灯光影像数据校正处理,在此基础上实现上述研究设计中的环形区域内平均灯光亮度的地理提取和分析。由于本部分完全基于纯空间地理区域分析,而长时间序列的 DMSP/OLS 夜间灯光影像数据集在校正过程中需要解决两个难题:原始影像数据集中的影像是非连续性的;影像中表征灯光强度的像元亮度值存在饱和现象。针对这两个问题,本文基于一种不变目标区域法的影像校正方法,对提取出来的每一期区域夜间灯光影像进行校正,该方法被广泛用于长时间序列夜间灯光影像数据集的校正处理(Wu et al., 2013)。基于校准后的夜间灯光影像数据,本文使用 ArcGIS 软件获取各环形区域内平均灯光亮度的面板数据,作为衡量环形区域内经济发展水平的指标。

(3)控制变量。政府驻地的选择会受到地形地貌的影响,一般来说,政府驻地不会选择建立在地形海拔高、行政区划边界处。同时,地理因素和地形地貌特征也是影响经济发展的一个重要方面,例如,地势高低、水源情况等自然条件都对经济发展产生重要影响。因此,为了识别驻地迁移的经济效益,本文将控制这些潜在的影响政府迁移位置选择的因素。具体而言,包括环形区域海拔、河流数量、河流长度、平均湖泊面积以及行政区划数量等。通过控制上述这些变量,有效地弱化遗漏变量问题实现因果识别。上述数据均来源于中国国家基础地理信息中心,并根据本研究需要进一步处理和空间信息提取。具体获取方式如下:

环形区域海拔。环形区域海拔通过全国高程 DEM 数据获取,数据精度为 1km。该数据描述的是地面高程信息,可以通过该数据获取地面海拔、坡度、坡向等信息。一般来说,其每个测量值即为海拔。因此,先计算出环形区域内的测量值总和,再除以环形区域内测量点的数量,即可得到环形区域内的平均海拔。

环形区域河流数量及行政单位数量。环形区域河流数量数据来源于主要河流矢量数据,其中包括了全国一至五级河流信息。在确认环形区域河流数量时,只要河流其中一段流经该环形区域内,均计为一条河流,一条河流的多段流经该区域,仍计为一条河流。行政单位数量来源于 2005 年中国县界矢量图层。行政区划最小单位到县(不包括区)。确认环形区域行政单位数量时,不考虑该环形区域包含某行政单位全部面积,而是只要部分面积被该区域所覆盖,即计为一个行政单位。

环形区域河流总长度及平均湖泊面积。环形区域河流长度数据同样来源于主要河流矢量图层。河流总长度为流经该区域的河流长度之和,需要特别注意的是,这里并不计算整条河流长度,只计算在该区域范围内的某一段或多段河流长度。具体获取方法为,在 ArcGIS 中可以将环形区域范围内的某段河流赋予表示某个环形区域要素的属性,从而可以单独将某条河流包含在该区域内的其中一段截取出来,进而计算环形区域内河流总长度。平均湖泊面积数据来源于中国湖泊矢量图层。其获取方法与环形区域河流总长度类似,计算出环形区域范围内的湖泊总面积,除以该区域总面积,即得到平均湖泊面积数据。

此外,迁入地在政府驻地迁移之前的经济发展水平也会对改革产生影响。例如,政府驻地的迁移会有意选择在经济发展水平较好或者较差的环形区域,更好地带动区域发展。因此,本文还加入了 1992 年的区域平均灯光亮度这一控制变量,以消除此部分因素的影响。模型中各个变量的描述性统计如表 1 所示。

表 1 变量的描述性统计

变量符号	变量名称	均值	标准差	最小值	最大值
<i>light</i>	平均灯光亮度	67.3122	31.6400	8.6620	122.9286
<i>Distance</i>	距离圆心距离	4.5000	2.4509	1.5000	7.5000
<i>high</i>	海拔	0.3884	0.5370	0.0001	1.9968
<i>rlength</i>	河流总长度	4.7210	5.7997	0.0000	24.3263
<i>rqual</i>	河流数量	0.9000	1.2214	0.0000	5.0000
<i>dqual</i>	行政单位数量	2.0167	0.9579	1.0000	5.0000
<i>larea</i>	平均湖泊面积	0.0062	0.0349	0.0000	0.2417
<i>mean92</i>	1992 年灯光亮度	29.9669	22.2711	3.4966	94.8276

四、实证结果分析

1. 平衡性检验

为了处理样本选择性偏误问题,同时有效地识别政府行政中心迁移的因果效应,本研究进一步从以下两个方面进行了处理:①分析样本只限定在整个样本期间内发生了政府驻地迁移的城市,而不是发生迁移改革和未发生迁移改革的城市比较,从而规避了研究样本选择所导致的参数估计偏误问题;②不同批次驻地迁移改革的城市之间也可能存在一定的选择性,本文进一步对不同改革批次的城市之间的平衡性进行了检验^①。

分析结果显示,在控制这些前定因素之前,前后发生驻地迁移改革城市实际上存在一定的差异性,具体表现在前 50%分位和后 50%分位改革城市的经济发展差异显著性 T 值。但是控制这些因素后,先后改革城市本身的差异性不再显著,这意味着通过前文中的控制变量选取和设计,改革时间层面的潜在选择性偏误问题也将得到有效处理,这将有利于后续实现因果效应的检验分析。

2. 基准回归结果分析

在平衡性检验基础上,本文进一步对基准回归模型(1)、(2)的参数进行估计。得到的回归结果如表 2 所示。表 2 考察了政策改革对不同环形区域内的经济效应。第(1)列控制了城市固定效应以及年份固定效应;第(2)列则控制了城市固定效应、年份固定效应以及城市时间趋势效应;第(3)列在第(2)列的基础上,控制了控制变量与时间趋势 t 的时变效应;第(4)列则进一步加入了控制变量

① 本部分分析结果可在《中国工业经济》网站(<http://www.ciejjournal.org>)下载。

表 2 基准回归结果

模型	(1)	(2)	(3)	(4)
被解释变量	<i>light</i>	<i>light</i>	<i>light</i>	<i>light</i>
<i>Reform</i>	10.8305*** (2.4204)	10.4819*** (2.4469)	5.6635** (2.3105)	9.2204*** (2.4787)
<i>Reform</i> × <i>Distance</i>	-2.1895*** (0.3897)	-2.1895*** (0.3743)	-1.1187*** (0.3552)	-1.8228*** (0.3739)
<i>Distance</i>	-4.4529*** (0.3182)	-4.4529*** (0.2991)	-4.2647*** (0.2957)	-3.1862*** (0.3321)
<i>Control</i> <i>t</i>	否	否	是	是
<i>Control</i> <i>t</i> ²	否	否	否	是
<i>Control</i> <i>t</i> ³	否	否	否	是
<i>City FE</i>	是	是	是	是
<i>Year FE</i>	是	是	是	是
<i>City time trend</i>	否	是	是	是
Observations	840	840	840	840
R-squared	0.8713	0.8831	0.9034	0.9157

注:括号中为稳健标准误,***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平。以下各表同。

与 t^2 以及 t^3 的非线性多项式时变效应。从回归结果可以看出,在上述各回归方程中,*Reform* 的系数均为正且通过了显著性检验,表明上述模型的估计结果非常稳健。以上回归结果表明,行政中心的迁入使得本区域的平均夜间灯光亮度明显增强,即行政中心给迁入地周边地区带来了经济收益。因此前文提出的 H1 得到支持。

另外,*Reform* 和 *Distance* 交乘项系数在各个回归方程中均显著为负,这表明距离政府驻地迁入点越远,迁府后环形区域内的平均夜间灯光亮度相对提高更少。这也证明了地方行政中心的经济收益在地理上存在衰减效应,距离迁入点更近的环形区域获得的经济收益更大,因此,H2 也得到了证明。在其他因素方面,影响半径 *Distance* 系数显著为负,这表明环形区域因素对经济发展具有影响,整体而言距离政府驻地迁入地位置越远的环形区域,经济发展水平相对更低。

3. 平行趋势及动态效应检验

双重差分模型设计要求保证政策实施之前实验组和控制组满足平行趋势条件。为了保证回归结果的有效性,本部分进一步对政府行政中心迁移经济效应在年度之间的动态趋势进行了分解和分析。具体而言,*current* 代表城市政府驻地迁移当年,即受到政策改革影响当年该变量取值为 1,否则为 0;*post* 代表发生政府驻地迁移之后各年份的效应,如受到政策改革影响后的第一年,*post1* 为 1,否则为 0。同样的处理思路,*pre* 表示发生政府驻地迁移改革之前各年份的经济效应,赋值方式同上。表 3 中呈现了平行趋势及动态效应检验分析的结果。

估计结果表明,不论是否加入各类控制变量,政府迁移实施前的一系列变量均不显著。同时,政府驻地迁移改革实施后的政策效应非常明显,这表明本文分析使用的倍差法模型满足平行趋势这一假设前提条件。估计结果同样也可以发现,政府驻地迁移改革对环形区域经济发展的提振作用在政策发生当年以及之后的几年均具有显著的效果。从不同期估计系数的相对大小看,从政府驻地迁移当年开始,持续到改革后的第五年,整个影响系数在不断增大;而之后效应逐渐趋于平缓,即政府驻地迁移促进了迁入地经济发展,其作用在短期内不断增强后趋于平缓。

表 3 平行趋势及动态效应检验

模型	(1)	(2)	(3)	(4)
被解释变量	<i>light</i>	<i>light</i>	<i>light</i>	<i>light</i>
<i>pre4and_more</i>	-3.1607 (2.4656)	-3.4665 (2.6092)	-3.4665 (2.3527)	-0.9729 (2.0887)
<i>pre3</i>	2.4272 (2.7086)	2.9170 (2.6823)	2.9170 (2.4377)	2.9150 (2.2085)
<i>pre2</i>	2.4246 (2.7054)	3.6669 (2.8017)	3.6669 (2.4972)	3.5656 (2.3480)
<i>pre1</i>	2.3780 (2.7123)	4.3197 (3.0491)	4.3197 (2.7058)	4.0746 (2.6446)
<i>current</i>	12.2766*** (3.4195)	14.6997*** (3.7964)	9.8813*** (3.4773)	12.6726*** (3.3642)
<i>post1</i>	13.3381*** (3.5415)	16.2533*** (4.0660)	11.4349*** (3.7119)	14.1064*** (3.6796)
<i>post2</i>	12.9557*** (3.7308)	16.9403*** (4.5114)	12.1219*** (4.0921)	14.9787*** (4.0215)
<i>post3</i>	13.2514*** (3.9667)	18.0037*** (4.9231)	13.1853*** (4.4892)	15.9496*** (4.4419)
<i>post4</i>	12.6862*** (4.1777)	18.1390*** (5.2437)	13.3206*** (4.8096)	16.0057*** (4.8381)
<i>post5</i>	13.0052*** (4.4227)	18.7373*** (5.6114)	13.9189*** (5.1459)	16.3750*** (5.2337)
<i>post6and_more</i>	12.0635** (5.1376)	19.0575*** (6.2656)	14.2392** (5.7833)	16.3326*** (6.0098)
<i>Reform×Distance</i>	-2.1895*** (0.3885)	-2.1895*** (0.3753)	-1.1187*** (0.3570)	-1.7978*** (0.3762)
<i>Distance</i>	-4.4529*** (0.3160)	-4.4529*** (0.2995)	-4.2647*** (0.2971)	-3.2089*** (0.3347)
<i>Control×T</i>	否	否	是	是
<i>Control×T²</i>	否	否	否	是
<i>Control×T³</i>	否	否	否	是
<i>City FE</i>	是	是	是	是
<i>Year FE</i>	是	是	是	是
<i>City time trend</i>	否	是	是	是
Observations	840	840	840	840
R-squared	0.8734	0.8840	0.9044	0.9162

本文进一步通过直观图形方式，对上述政府驻地迁移在不同年份之间的动态经济效应进行呈现(如图 2 所示)。图 2 显示，在政策实施之前估计系数在 0 附近波动，而政策实施后当年以及以后几年系数显著为正。这表明，实验组和控制组在政府驻地迁移改革发生之前差异不明显，是可以进行比较的，满足平行趋势的前提条件。同时，在政策改革发生之后，政策效应开始出现，这也证明了

这一改革确实推动了环形区域内的经济发展。从改革后不同年份之间的政策影响强度看,在驻地迁移后的五年内,改革对迁入地经济发展的促进作用不断增强。在第五年之后,其系数显著为正,并且系数值与第五年基本持平。

造成这种结果的原因可能是,迁入地在政府驻地迁移之前,其经济发展水平较低,服务业等各类产业尚未得到发展。政府驻地迁移后,短期内拉动资本、劳动力等生产要素在迁入地大量爆发式的增长与集聚,从而对经济发展的拉动作用立刻显现并逐渐增强。经过一段时间后,各类生产要素在迁入地集聚,使得迁入地的经济发展水平处于一个与其他地区的经济发展较为类似的阶段,此时,迁入地的经济不断发展但增速不再加快。另外,改革实施前后变量与影响半径的交乘项以及影响半径这一变量的系数均显著为负,与基准模型的结果相同。

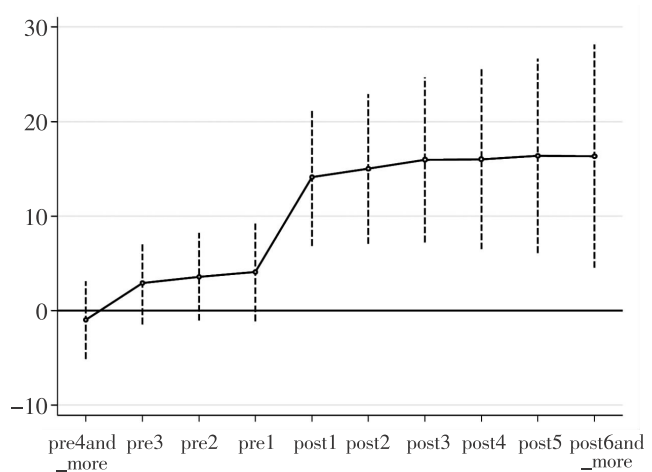


图2 平行趋势检验

4. 政府驻地迁移效应的对称性检验

上文结果可以看出,政府驻地的迁入会对迁入地区经济发展产生显著促进作用。那么,这种政府驻地迁移效应是否存在对称性,即政府驻地迁移是否会对迁出地的经济发展产生负向影响呢?为了检验政府驻地迁移是否存在这种对称效应,本部分采用与上文相同的模型设定,进一步对迁出地的经济发展进行研究。

表4的估计结果显示,当逐步引入城市固定效应、年份固定效应、城市的时期趋势效应以及控制变量的线性时变效应后,政府驻地迁移的经济效应显著存在。但是,当进一步控制住控制变量的非线性时变效应后,政策改革 *Reform* 项的系数不再显著,但其与距离交乘项显著为正。这表明政府驻地迁移对于迁出地经济发展的负向冲击也存在一定的衰减效应。因此,这部分的估计结果也意味着,政府驻地迁移的经济效应存在一定的对称性影响:在推动迁入地经济发展的同时,也在一定程度上给迁出地经济发展带来了负向影响。但是从估计结果中也不难看出,政府驻地迁移改革对迁出地的负向冲击效应明显小于其对迁入地的经济带动作用。

五、稳健性检验

1. 改变环形圈层数量

为了验证本文结论的稳健性,本文进一步通过改变3km环形圈层的数量来进行模型估计。在这里,分别以2圈、4圈和5圈的圈层数量进行检验^①。分析结果显示,以5圈、4圈和2圈分别对模型(2)进行估计,*Reform*的系数回归结果均为正,且通过了1%的显著性检验,并且以三层影响半径进行回归的结果大小处于4圈和2圈之间。这进一步佐证了本文结果的稳健性。同时,交乘项的系数均显著为负,这也表明,越靠近行政中心,得到的经济收益越大,即行政中心对周边区域经济发展具有促进作用。

① 稳健性检验各部分分析结果可在《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)下载。

表 4 政府驻地迁移对迁出地的影响

模型	(1)	(2)	(3)	(4)
被解释变量	<i>light</i>	<i>light</i>	<i>light</i>	<i>light</i>
<i>Reform</i>	-4.8440*** (1.5464)	-5.6363*** (1.6530)	-6.2088*** (1.6404)	-2.7366 (1.7040)
<i>Reform</i> × <i>Distance</i>	1.3011*** (0.2674)	1.3011*** (0.2601)	1.4283*** (0.2799)	0.7680*** (0.2902)
<i>Distance</i>	-9.3712*** (0.2327)	-9.3712*** (0.2241)	-9.2910*** (0.2434)	-7.8456*** (0.3287)
<i>Control</i> × <i>T</i>	否	否	是	是
<i>Control</i> × <i>T</i> ²	否	否	否	是
<i>Control</i> × <i>T</i> ³	否	否	否	是
<i>City FE</i>	是	是	是	是
<i>Year FE</i>	是	是	是	是
<i>City time trend</i>	否	是	是	是
Observations	672	672	672	672
R-squared	0.9775	0.9795	0.9826	0.9842

2. 消除政策外溢性的影响

由于环形区域之间具有连续性,那么,政策可能外溢到其相邻区域,从而对模型的估计结果产生影响。因此,这里将 6km 影响半径的环形区域去掉,使用 3km 和 9km 影响半径的环形区域进行估计,以此消除政策外溢性带来的影响。估计结果中可以看出,改革前后变量的系数均为正且均通过了 5% 的显著性检验,交乘项的系数均为负且通过了 1% 的显著性检验。这与前文的回归结果基本一致,进一步佐证了本文基本结论的稳健性。

3. 改变环形区域半径

在文中之前的模型估计中,均以 3km 作为环形区域影响半径来进行分析,在本部分变换环形区域的分析半径再进行检验。具体而言,本部分进一步分别划定了以 5km 和 8km 为影响半径的圆环区域,对上述分析结论进行再检验。特别说明的是,为了防止不同圆环区域之间产生重叠,以 8km 为影响半径的估计中只包含了两层圆环区域,即 8km 和 16km 圆环区域。回归得到的结果中可以看出,这里所关心的 *Reform* 变量以及交乘项的系数仍然是显著的,并且符号也与前文一致。这表明,即便在改变环形区域影响半径后,本文的结论依旧是稳健的。

4. 剔除省级政府驻地迁移改革

在样本期内,仅有一个省政府驻地发生了迁移。为了降低更高层次的政府驻地迁移改革的异质性影响,这一部分去除了省级政府驻地迁移改革之后再次对模型进行回归。估计结果显示,样本内是否包含省份数据对结果并不存在较大影响。在不包含省级数据的情况下,*Reform* 的系数仍然显著为正,这表明,政府驻地的迁移会显著促进地级市迁入地的经济发展。同时,交乘项的系数仍显著为负,表明驻地迁移影响在距离上的异质性也仍然存在,进而佐证了本文结论的稳健性。

5. 安慰剂检验

虽然前文已经采用了多种方式进行稳健性检验,但为了继续检验结果在多大程度上受到遗漏变量、随机因素等的影响,本文通过随机产生改革时间、改革个体的安慰剂方法再进行验证(Li et al., 2016)。此外,这里还将影响半径随机化处理,据此构造了改革时间—城市—影响半径三个层面

随机实验,具体做法如下:1999—2012年,有11个年份发生了政府驻地迁移,每年的城市数量分别为{3,2,2,2,1,5,1,1,1,1,1}。那么,本文在1999—2012年内随机抽取11年,并且每一年发生政府驻地迁移和未发生政府驻地迁移的城市也通过随机选取产生。①在1999—2012年之间随机抽取年份 t_1, \dots, t_{11} 。就 t_1 年份而言,从改革个体中随机抽取3个个体视为当年发生驻地迁移;就 t_2 年份而言,从改革个体中随机抽取2个个体视为当年发生驻地迁移;直至 t_{11} 年份,抽取1个个体视为当年发生改革。这样即生成虚假的改革个体 *False* 和这一改革发生的年份 *Reform*, 进一步计算交乘项 *False_Reform*。②对影响半径进行随机分配,实现第三个维度的随机处理并计算 *False_Reform* 与 *Distance* 的交乘项。③按照表2的第(4)列进行回归,得到交乘项系数分布是否接近于均值为零的正态分布;同时根据“偶然”得到基准回归估计系数的概率来判断结论的可靠性。为了使分组更为随机,增强安慰剂检验的效力,将上述实验过程重复了500次。

图3和图4分别显示了500次估计中交乘项 *False_Reform* 和 *False_Reform_Distance* 的估计值的分布图。可以看出安慰剂检验中,两项估计系数分布的均值均接近0。与此同时,由于其他因素碰巧得到基准回归估计结果属于非常小概率事件,因此,总体而言,本文的估计模型中不存在遗漏重要变量的问题,同时,观测到的政策效果确实是由于政府驻地迁移改革带来的经济影响,进一步佐证了结论的稳健性。

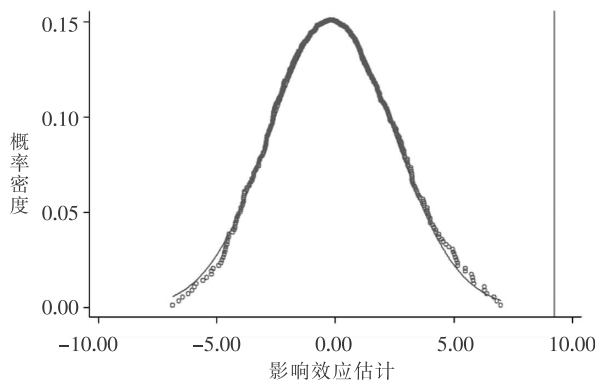


图3 *False_Reform* 估计系数效应

注:正态分布;均值为-0.1587,标准差为2.6404。

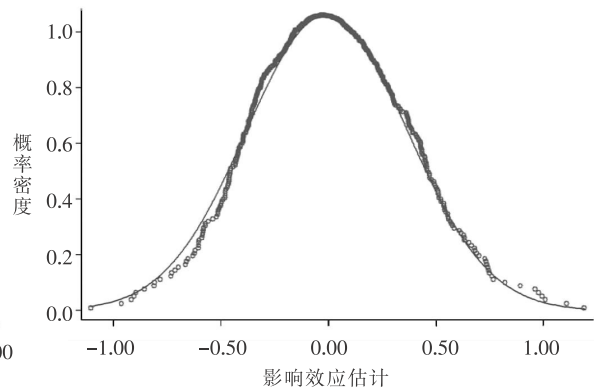


图4 *False_Reform_Distance* 估计系数效应

注:正态分布;均值为-0.0072,标准差为0.3761。

六、影响机制分析

前文的研究表明,政府驻地迁移会对迁入地带来经济收益,即存在行政中心的经济效应。那么这种经济效应是如何产生的,换言之,行政中心的迁入会通过哪些影响机制来最终促进空间上小区域的经济发展呢?本文认为,政府行政中心的迁入会给该地区带来经济集聚效应和公共资源空间再配置效应,最终促进区域内经济发展。

1. 经济集聚效应

行政中心迁移的经济效应一种潜在的影响渠道是经济集聚效应,即通过吸引资本和劳动力等生产要素进入增加迁入地的市场需求,刺激当地不同产业发展的市场性渠道带动辖区内经济发展。对此,本文利用中国工业企业数据库2000—2013年的数据进行检验。具体而言,基于工业企业的经纬度坐标确定其在地图中的具体位置,进而利用迁入地环形区域内的规模以上工业企业数量检验

政府驻地的迁入是否带来了经济集聚效应。如果这种集聚效应是存在的,那么,政府驻地迁入之后,迁入点周围区域的工业企业数量应该会显著增加,并且这种增加的趋势会随着距行政中心的距离的增加而衰减。同样,利用模型(1)和模型(2)进行检验,模型的因变量为环形区域内工业企业的数量,得到的结果如表 5 所示。

由表 5 可以看出,第(3)列中 *Reform* 的系数显著为正,交乘项的系数显著为负。第(1)列和第(2)列中虽然 *Reform* 的系数不显著为正,但是交乘项的系数仍然显著为负。总体而言,回归结果符合上文的预测,即政府驻地迁移显著提升了迁入点的规模以上工业企业数量,产生了经济集聚效应,带动迁入地周围的产业发展。同时,这种集聚作用随着距迁入点距离的拉远而减弱。这一检验表明,政府驻地迁移会对迁入点周围带来经济集聚效应从而促进经济发展。

此外,本文根据所处行业污染强度将规模以上工业企业划分为高污染企业和低污染企业,进一步检验驻地迁移具体推动了哪一类企业的发展。这里的高污染行业具体包括:煤炭开采(06)、黑色金属矿采选(08)、有色金属矿采选(09)、纺织业(17)、造纸业(22)、石油加工(25)、化学原料与制品(26)、化学纤维制造(28)、非金属矿物制品(31)、黑色金属冶炼(32)、有色金属冶炼(33)、电力生产(44)。低污染行业是除了高污染行业之外的其他行业。研究表明,政府驻地迁入主要是通过推动周边区域内的污染企业发展壮大而推动了区域发展。一个可能的解释是,新的行政中心形成之后,随之而来的大量基础设施建设在短期内显著拉动了诸如钢材、电力等相关污染行业的发展。

表 5 规模以上工业企业数量检验

模型	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
被解释变量	全部企业数量	全部企业数量	全部企业数量	高污染企业数量	低污染企业数量
<i>Reform</i>	10.5457 (6.4640)	5.8180 (6.6237)	13.0361* (6.9625)	3.4408** (1.5248)	6.3400 (5.8978)
<i>Reform</i> × <i>Distance</i>	-3.4218*** (1.3315)	-3.5129** (1.3939)	-4.2897*** (1.5235)	-0.9698*** (0.2968)	-2.1834 (1.3527)
<i>Distance</i>	9.7361*** (1.0810)	10.3407*** (1.1532)	12.0342*** (1.4410)	1.8023*** (0.2735)	8.9564*** (1.2886)
<i>Control</i> × <i>T</i>	否	是	是	是	是
<i>Control</i> × <i>T</i> ²	否	否	是	是	是
<i>Control</i> × <i>T</i> ³	否	否	是	是	是
<i>City FE</i>	是	是	是	是	是
<i>Year FE</i>	是	是	是	是	是
Observations	840	840	840	840	840
R-squared	0.4922	0.5087	0.5424	0.4415	0.5284

2. 公共资源空间再配置效应

政府驻地迁移本身就是一种政府主导的投资,驻地迁移意味着配套的基础设施和住宅建设,这些政府主导型固定资产投资可能会拉动当地的经济,这种效应即为公共资源的空间再配置效应。由于政府所在地通常也代表着一个地区的行政中心,因此,政府驻地迁移实际上也意味着一项稀缺的政治资源的空间再配置。

在本文的研究数据中,将政府驻地迁移事件区分为省政府驻地迁移、省会城市驻地迁移以及其他一般性地级城市驻地迁移三类。从理论上讲,相对于省会城市(省政府驻地也在省会城市),一般

性地级城市的行政中心所在地的政治资源显得更加稀缺,因此,如果政府驻地迁移带来了公共资源空间再配置效应,那么,行政中心的经济效应应该在一般性城市中表现得更加明显。

为了对公共资源空间再配置效应进行检验,本部分进一步在基准方程中加入改革 $Reform$ 与城市层级变量的交乘项,即 $Reform_i \times Rank_i$,其中 $Rank_i$ 表示城市 i 的政治层级。同时在不同的模型中, $Rank$ 分别考虑 $Province$ 、 $Capital$ 、 $Other$ 三类,分别表示省政府驻地、省会城市政府驻地和其他地级城市政府驻地。若属于该类型的政府驻地迁移时, $Rank$ 值为 1,否则为 0。估计结果如表 6 所示。

表 6 公共资源空间再配置效应检验

模型	(1)	(2)	(3)
被解释变量	<i>light</i>	<i>light</i>	<i>light</i>
<i>Reform</i>	9.1229*** (2.5251)	11.2402*** (2.6866)	6.0499** (2.7927)
<i>Reform_Province</i>	1.9821 (3.7065)		
<i>Reform_Capital</i>		-5.8176** (2.7285)	
<i>Reform_Other</i>			5.2521* (2.7657)
<i>Reform×Distance</i>	-1.8241*** (0.3740)	-1.7835*** (0.3730)	-1.7838*** (0.3728)
<i>Distance</i>	-3.1854*** (0.3319)	-3.2195*** (0.3319)	-3.2183*** (0.3324)
<i>Control×T</i>	是	是	是
<i>Control×T²</i>	是	是	是
<i>Control×T³</i>	是	是	是
<i>City FE</i>	是	是	是
<i>Year FE</i>	是	是	是
<i>City time trend</i>	是	是	是
Observations	840	840	840
R-squared	0.9157	0.9161	0.9161

由表 6 可以看出,相对于位于省会地区的政府驻地迁移而言,一般性地级城市改革的交乘项系数显著为正,这也佐证了行政中心迁移也会通过优化公共资源空间再配置的方式促进区域经济发展。有趣的是,两种不同的高层级政府驻地迁移改革所带来的经济效应也不尽相同:相对而言,省政府的行政中心效应不明显,而省会城市行政中心甚至在一定程度上呈现负向效应。可能的原因在于,相对于一般性城市而言,省会城市由于稀缺性降低导致政府驻地的经济溢价效应不明显;在省会城市内部,省政府驻地相对于省会城市政府驻地而言,同样也具有一定的经济价值。因此,三种不同行政层级的政府驻地迁移改革所带来的经济效应不尽相同,这也恰好佐证了前文的理论分析,即:稀缺性政治资源在空间上的再配置也会带来经济收益,但是这种收益的相对大小也与这一政治资源的相对稀缺性程度相关。

事实上,上述检验实际上只提供了“公共资源空间再配置效应”的间接性证据。遗憾的是,本文无法将政府政策支持力度匹配到特定环形区域来进行检验分析。即便如此,这里依然可以通过一些

案例事件进行补充分析。以湖南省政府和西安市政府搬迁为例。湖南省政府搬迁到天心区之前,那里经济发展十分落后。湖南省政府迁址之后,新政府驻地附近就变得逐渐繁华起来,学校、医院等公共基础设施也变得比较齐全,人们生活便利性大大提高。另外,西安市政府的搬迁本意是为了缓解老城区的交通拥堵,缓解市中心的压力。搬迁到北郊之后,在政治资源的带动下,西安北郊的基础设施明显提升,学校、医院等都迁往北郊,提升了教育资源和医疗资源的配置。这表明,政府驻地搬迁会带来迁入地的公共资源再配置,从而有利于迁入地经济发展。此外,南昌市政府搬迁到红谷滩新区,华山医院、江西医学院第二附属医院、国际会展中心等均在新区设立办公点。政府投入近10亿元资金建设区域内基础设施,路灯、绿化、排水管网等设施齐全。

另一方面,政府驻地搬迁也会给迁入地带来更多的投资,从而促进迁入地的经济发展。这里以长沙市政府和南昌市政府搬迁为例。长沙市政府2001年搬迁岳麓区,2005年长沙城建重点项目投资约有90多亿元落户岳麓区,巨额的城建投入,使得河西呈现出“长沙浦东”的磁场效应。同时,岳麓区已确立西湖文化园、梅溪湖、溁湾镇商贸中心三大战略项目,建设总投资达200亿元,这极大地推进了河西的全面升级。4年来,岳麓区累计投资300亿元,腾地39940亩,新建各种住宅500多万平方米,城区面积扩大一倍多,接近40平方公里,绿化面积新增163万平方米。2006年在河西的房地产项目已超过30个,投资规模将近100亿元。

因此,上述影响机制的分析也证明了本文理论分析中提到的H3,即政府行政中心的迁入,会给空间区域内带来经济集聚效应和公共资源空间再配置效应,最终促进区域内经济发展。

七、结论与政策性建议

改革开放以来,中国的城市化进程取得了巨大的成就,然而交通拥堵、住房紧张、人口过多等“城市病”也随之出现。如何缓解“城市病”,是当前亟待解决的问题之一。一些城市开始通过政府行政中心迁移来给“核心”地区“降温”,旨在通过政府驻地迁移“腾笼换鸟”,转变城市现有资源配置格局,来谋求地区经济的持续健康发展。理论上,政府使用行政手段迁移城市中心,将有利于发挥城市的集聚经济效应、吸引资本和劳动力等生产要素进入,进而促进地方经济增长。但是,除了迁移成本本身以外,伴随着行政中心迁入而来的各种拥堵、污染等经济成本问题也同时推高了这项政策的经济代价。因此,行政中心迁移到底是否会带来经济收益呢?

本文基于中国城市一级行政中心迁移的政策改革事件对此进行研究。具体而言,本文搜集了1999—2012年地方政府驻地迁移的数据,并结合夜间灯光数据构造双重差分模型对此进行研究。实证结果表明,行政中心迁移确实会促进迁入地经济发展,并且越靠近行政中心迁入点,其周边经济发展受到的促进作用越大。与此同时,政府驻地迁移促进了迁入地经济发展的同时,一定程度上抑制了迁出地经济发展,但是影响效应存在非对称性。进一步地,本文对行政中心影响的异质性进行了研究:①行政中心迁入显著促进了区域经济发展,同时距离迁入点更近的半径范围获得的经济收益更大;②在影响的动态趋势上,政府驻地迁移促进了迁入地经济发展,其作用在短期内不断增强后趋于平缓;③影响机制方面,政府行政中心的迁入通过经济集聚效应和公共资源空间再配置效应,最终促进区域经济发展。

本文的研究发现,行政中心确实可以促进其周边地区经济发展,产生经济收益。从这一角度讲,行政中心迁移在疏解主城区功能,改善“城市病”的情况下,还可以促使生产要素在迁入地集聚,从而缓解地区资源错配,推动经济发展。因此,在现有政策下,如何根据地区经济发展的实际情况,优化资源空间再配置结构、有效地发挥政府驻地行政中心的经济辐射效应,从而促进地方经济平稳健

康增长是有待进一步研究的问题。本研究对城市空间格局的优化配置及如何更大效能地发挥行政中心作用有政策借鉴价值。

[参考文献]

- [1]陈登科,陈诗一. 中国财政支出乘数研究——基于金融摩擦与“超低利率”的视角[J]. 金融研究, 2017,(12):17-32.
- [2]陈强远,钱学锋,李敬子. 中国大城市的企业生产率溢价之谜[J]. 经济研究, 2016,(3):110-122.
- [3]董静,汪立,吴友. 地理距离与风险投资策略选择——兼论市场环境与机构特质的调节作用[J]. 南开管理评论, 2017,(2):4-16.
- [4]黄福广,彭涛,邵艳. 地理距离如何影响风险资本对新企业的投资[J]. 南开管理评论, 2014,(6):83-95.
- [5]李明,李德刚. 中国地方政府财政支出乘数再评估[J]. 管理世界, 2018,(2):49-58.
- [6]刘修岩. 空间效率与区域平衡:对中国省级层面集聚效应的检验[J]. 世界经济, 2014,(1):55-80.
- [7]卢盛峰,陈思霞,杨子涵. “官出数字”:官员晋升激励下的 GDP 失真[J]. 中国工业经济, 2017,(7):118-136.
- [8]马晨,程茂勇,张俊瑞,曾振. 地理邻近对上市公司会计错报的影响——基于媒介环境调节效应的分析[J]. 投资研究, 2015,(9):46-60.
- [9]王海,尹俊雅. 政府驻地迁移的资源配置效应[J]. 管理世界, 2018,(6):60-71.
- [10]张敏,刘耀淞,王欣,何萱. 企业与税务局为邻:便利避税还是便利征税[J]. 管理世界, 2018,(5):150-164.
- [11]Agarwal, S., and R. Hauswald. Distance and Private Information in Lending [J]. *Review of Financial Studies*, 2010,23(7):2757-2788.
- [12]Ahlfeldt, G., S. Redding, D. Sturm, and N. Wolf. The Economics of Density: Evidence from the Berlin Wall[J]. *Econometrica*, 2015,83(6):2127-2189.
- [13]Banerjee, A. V., and B. Moll. Why does Misallocation Persist[J]. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2010,2(1):189-206.
- [14]Brühlhart, M., and N. A. Mathys. Sectoral Agglomeration Economics in a Panel of European Regions [J]. *Regional Science and Urban Economics*, 2008,38(4):348-362.
- [15]Ciccone, A. Agglomeration Effects in Europe[J]. *European Economic Review*, 2002,46(2):213-227.
- [16]Combes, P. P., G. Duranton, L. Gobillon, D. Puga, and S. Roux. The Productivity Advantages of Large Cities: Distinguishing Agglomeration from Firm Selection[J]. *Econometrica*, 2012,80(6):2543-2594.
- [17]Davis, D. R., and D. E. Weinstein. Bones, Bombs and Break Points: The Geography of Economic Activity[J]. *American Economic Review*, 2002,92(5):1269-1289.
- [18]Faggio, G. Relocation of Public Sector Workers: The Local Labour Market Impact of the Lyons Review[R]. Working Paper of ESSLE, 2013.
- [19]Faggio, G., and H. Overman. The Effect of Public Sector Employment on Local Labour Markets [J]. *Journal of Urban Economics*, 2014,79(1):91-107.
- [20]Henderson, J. V. Marshall's Scale Economies[J]. *Journal of Urban Economics*, 2003,53(1):1-28.
- [21]Hodler, R., and P. A. Raschky. Regional Favoritism[J]. *Quarterly Journal of Economics*, 2014,129(2):995-1033.
- [22]Hsieh, C., and P. J. Klenow. Misallocation and Manufacturing TFP in China and India[J]. *Quarterly Journal of Economics*, 2009,124(4):1403-1448.
- [23]John, K., A. Knyazeva, and D. Knyazeva. Does Geography Matter? Firm Location and Corporate Payout Policy[J]. *Journal of Financial Economics*, 2011,(101),533-551.
- [24]Jun, M. J. Korea's Public Sector Relocation: Is It a Viable Option for Balanced National Development[J]. *Regional Studies*, 2007,41,165-174.
- [25]Kedia, S., and S. Rajgopal. Do the SEC's Enforcement Preferences Affect Corporate Misconduct [J]. *Journal of*

- Accounting and Economics, 2011,51(3):259–278.
- [26]Kim, C., C. Pantzalis, and J. C. Park. Political Geography and Stock Returns: The Value and Risk Implications of Proximity to Political Power[J]. Journal of Financial Economics, 2012,106(1):196–228.
- [27]Kubick, T. R., G. B. Lockhart, L. F. Mills, and J. R. Robinson. IRS and Corporate Taxpayer Effects of Geographic Proximity[J]. Journal of Accounting and Economics, 2017,63(2):428–453.
- [28]Li, P., Y. Lu, and J. Wang. Does Flattening Government Improve Economic Performance? Evidence from China[J]. Journal of Development Economics, 2016,(123),18–37.
- [29]Marshall, J. N., C. Hodgson, and D. Bradley. Public Sector Relocation and Regional Disparities in Britain[J]. Environment and Planning C: Government and Policy, 2005,23(6):883–906.
- [30]Pellenbarg, P. H., L. J. G. van Wissen, and J. van Dijk. Firm Migration [A]. P. McCann. Industrial Location Economics[C]. Cheltenham: Edward Elgar, 2002.
- [31]Richardson, H. W. The Location and Relocation of National and State Capitals in North America and the Rest of the World[R]. Seoul: Korea Planners Association, 2003.
- [32]Wu, J., S. He, J. Peng, W. Li, and X. Zhong. Inter-calibration of DMSP-OLS Night-time Light Data by the Invariant Region Method[J]. International Journal of Remote Sensing, 2013,34(20):7356–7368.

The Economic Benefits of Administrative Center ——Evidence from the Government Relocation Reforms in China

LU Sheng-feng^{1,2}, WANG Jing², CHEN Si-xia³

- (1. Center for Economic Development Research, Wuhan University, Wuhan 430072, China;
2. Economics and Management School, Wuhan University, Wuhan 430072, China;
3. School of Public Finance and Taxation, Zhongnan University of Economics and Law, Wuhan 430073, China)

Abstract: As a special scarce resource, the spatial location of the local administrative center is of great significance to the overall resource layout of the city and the development of the regional economy. In this context, recently, some cities have begun to “cool down” the core urban areas through the relocation of government administrative centers, aiming to transform the existing resource allocation pattern of the city to seek the sustainably and healthily development. Based on the longitude and latitude coordinates of local government relocation reforms from 1999 to 2012 to match the DMSP/OLS satellite data, this paper constructs the DID model to evaluate the economic benefits of the administrative center from a purely spatial perspective and a smaller geographical scale. The empirical results show that: ①The relocation of administrative center has significantly promoted the economic development in the region, that is, the economic benefits of the administrative center are significant. ②The economic benefits of the local administrative center have a geographical attenuation effect, the impacts are greater in the radius range closer to the relocation point. ③On the dynamic trend of impact, government relocation reforms promote economic development in the short term and its role is increasing, but its role is weakening and gradually disappearing in the long term. ④In terms of impact mechanism, the move-in of administrative center will ultimately promote regional economic development through economic agglomeration effect and public resource space reallocation effect. Therefore, this study has policy implications for the optimal allocation of urban spatial patterns and how to play the economic driving role of administrative center more effectively.

Key Words: government relocation reforms; administrative center; economic benefits; difference-in-differences method

JEL Classification: H54 R11 R53

〔责任编辑:王燕梅〕