

行政区扩张、土地出让依赖与城市发展质量 ——基于卫星灯光数据的准实验研究

梁若冰 蓝 天*

摘要：撤县设区是我国城市地方政府利用行政手段推动城市化的重要手段，但目前较少研究关注该政策对城市发展质量的影响。本文基于夜间卫星灯光数据测算了城市蔓延与平均灯光亮度指标，并以此探讨了通过土地出让进行城市扩张的政策对城市发展质量的影响。实证结果发现，撤县设区总体上导致了城市蔓延面积的增加与平均灯光亮度的下降，其原因在于地方政府过于关注通过土地出让获取财政收入与进行引资竞争，从而导致了扩张效率与质量的下降。

关键词：行政区扩张；城市发展质量；土地出让依赖

DOI：10.13821/j.cnki.ceq.2023.03.12

一、引言

近年来，我国宏观经济出现了增速持续放缓，并面临贸易战与新冠疫情的严峻挑战。在此背景下，提升经济发展质量，平稳且快速地完成产业结构转型与升级，就成为今后经济工作的重中之重。众多城市地方政府开始利用土地政策在供给端创造新的经济增长点，包括引进高科技制造业、现代服务业，吸引高端外来人才进入，以及利用行政区划调整推动城市化进程的加速进行。对于中国而言，城市化进程中的产业集聚与规模经济为工业化创造了前提条件，同时资本、人才与知识的不断积累也为产业结构进一步升级奠定了必要基础。为驱动城市化快速发展，我国自 20 世纪 90 年代中后期开始利用撤县设区政策，以土地出让为主要手段实施了大规模的土地城市化。1995—2018 年，共有 113 个地级市撤并了 164 个县或县级市。

城市化发展路径从撤县设市调整为撤县设区，代表着中国城市化由初期的发展小城镇转向了发展大中型中心城市。这一转变符合新经济地理学理论对大城市特征的描述：相对于小城市而言，大城市在资本、人才和知识等生产要素上更容易形成集聚与溢出，在产品销售上拥有更大的市场规模，从而在集聚经济、规模经济与多样化经济三个方面都具有更大优势。不过，地方政府在实施撤县设区的过程中，是否能够切实推进区域市场整合，有效扩大市场规模并形成产业集聚，最终实现人口与土地城市化的协调发展，

* 梁若冰，厦门大学经济学院财政系；蓝天，鹏华基金管理有限公司。通信作者及地址：梁若冰，福建省厦门市思明南路 422 号厦门大学经济学院财政系，361005；电话：18950055028；E-mail：ruobingliang@xmu.edu.cn。作者感谢国家自然科学基金项目（72074185）的资助，并且感谢三位匿名审稿人的意见与建议，当然文责自负。

仍然值得深入讨论。尽管目前已有相当数量的研究对相关问题，包括人口城市化（唐为和王媛，2015；卢盛峰等，2017）、经济增长（邵朝对等，2018）以及财政收支（范子英和赵仁杰，2020）等进行了细致分析，但较少探讨城市扩张效率与发展质量。

作为推动城市行政区面积扩张的政策，撤县设区对城市发展有着直接且广泛的影响，在当前倡导高质量发展的背景下，探讨城市发展质量在行政区扩张过程中的表现就具有很强的现实政策意义。作为城市化扩张的一种低质量、低效率形态，城市蔓延(urban sprawl) 在西方发达国家存在已久，围绕该问题展开的研究也相当丰富。而在我国，尽管这一问题最近几年才引起经济学家的重视，但目前已取得众多高质量研究成果，部分研究讨论了城市蔓延现象的成因（刘修岩等，2016），更多的研究分析了城市蔓延的经济后果，包括对经济增长（秦蒙等，2019）、企业生产效率（秦蒙和刘修岩，2015）、地方财政（毛文峰和陆军，2020）等指标的影响。

不过，很少有研究探讨政策因素对城市蔓延的影响，为此本文利用卫星灯光数据作为城市蔓延的代理变量，考察了我国当前推动城市化的主要政策——撤县设区对城市发展质量的影响。通过实证分析，我们发现该政策在短期内会导致城市发展质量与扩张效率下降，表现为城市蔓延面积出现快速增长而平均灯光亮度出现下降。对此，本文从城市扩张中的土地出让行为出发，分析了地方政府为促进经济总量与财政收入增长而实施的粗放式扩张方式，通过识别城市化过程中土地利用的低效率，来说明行政主导型城市规模扩张在促进经济总量与财政收入增加的同时，有可能牺牲城市发展效率和质量。本文的主要贡献包括三个方面：第一，较全面地考察了撤县设区政策对城市发展质量的影响，利用夜间卫星灯光数据识别出城市蔓延的程度，并以此作为城市发展质量的代理变量；第二，从城市土地出让方面分析了土地城市化对城市发展质量的影响机制，探讨了由政府利用土地市场主导的城市化可能产生的问题；第三，在政策层面，对政府通过撤县设区进行城市扩张的最终目标进行了考察，通过分析这种粗放型扩张模式的不利影响，帮助地方政府改善当前的政策实践效果。

二、文献综述

理论上，撤县设区能够打破行政壁垒与市场分割，从而做大区域市场。该政策的直接影响是通过规模经济形成本地市场效应，促进城市产生更高的经济集聚度(Krugman, 1991)。规模经济与集聚经济能够促进产业分工专业化与多样化，不仅吸引生产要素与知识集聚，而且还进一步鼓励创新，从而提高全要素生产率(Glaeser et al., 1992)。除此之外，根据企业异质性贸易理论，市场规模扩大还能够产生主动选择与被动选择效应：主动选择指高效率企业更倾向选择大城市以获得更大的市场份额，而低效率企业会选择定位于小市场地区以规避激烈的市场竞争(Baldwin and Okubo, 2006)；被动选择指市场规模越大竞争越激烈，低效率企业在优胜劣汰的市场机制下将被驱逐出市场(Melitz and Ottaviano, 2008)。上述两类理论均认为区域市场扩大能够促进生产率提升并有利于地方经济增长（邵朝对等，2018）。

对于中国而言，撤县设区还可以优化土地要素的利用，通过吸引资本、劳动等生产

要素进入而促进经济增长。在土地国有制背景下，地方政府往往将土地出让视为干预经济活动与产业布局的重要工具，因此实施撤县设区能够为地市政府刺激经济增长提供契机（邵朝对等，2018）：一是撤县设区可以改变土地利用结构上的制度性偏差，弥补县域地区土地低效利用与城市地区有钱无地的矛盾，从而提高土地作为生产要素的使用效率；二是地方政府可以利用“以地生财”或“以地引资”来分别提升财政能力与刺激经济增长，不仅为撤并城市开展大规模的城市基础建设提供了雄厚的资金支持，同时也能通过低价出让工业用地进行广泛的招商引资（杨其静等，2014）。以地生财和以地引资带来了撤并城市资本、劳动等生产要素的快速扩张和不断积累，显然并非市场力量作用的结果，更多体现了地方政府利用土地要素来经营城市的理性经济人角色。客观上，地方政府能够通过撤县设区来扩张城市土地出让规模并吸引工业企业进入，从而促进地方经济增长。然而，对于撤县设区这类政策驱动的城市化，亟需回答的问题是新设区人口与产业能否顺利融入原有市区，会不会造成土地资源的浪费？换言之，城市经济规模扩张能否提升城市发展质量？

目前，围绕撤县设区对城市化影响的研究主要包括人口与经济增长两个方面。第一，撤县设区在促进城市市辖区面积扩张的同时，也将撤并县市的人口纳入城市之中，因此城市人口必然会随之相应扩张。不过，这些新增人口能否顺利成为城市人口，还需要根据他们从事的职业进行判断。目前，多数研究一般采用非农就业人口数量来表示城市人口的规模，但对于撤县设区的影响并未取得定论。例如，唐为和王媛（2015）发现撤县设区促进了外部人口迁入从而提高市辖区常住人口增长率，而卢盛峰等（2017）则发现尽管名义城市人口增长了，但实际的城市非农人口比重并未出现显著增长。第二，在促进经济增长方面，学者们也未能取得共识。例如，唐为和王媛（2015）、卢盛峰等（2017）发现撤县设区促进了经济增长，而邵朝对等（2018）则发现撤县设区对城市经济增长产生了先升后降的倒U形影响，这主要是由于政府引入低效率企业导致了总体生产率下降与资源错配加剧。

由上述研究可知，尽管撤县设区正向促进了城市经济发展与人口增长，但基于土地市场推进的城市化与工业化可能会造成城市的低效率和低质量扩张。因此，针对我国当前面临宏观经济增速放缓的现状，我们更应关注土地城市化对城市扩张质量的影响。一般而言，当城市土地面积扩张速度远高于人口增长时，我们称这种城市边缘低密度、低质量向外扩张的形态为城市蔓延现象。根据新经济地理学，我们能够推断出城市蔓延是与城市化发展中的集聚经济相悖的（Ciccone and Hall, 1996；秦蒙和刘修岩，2015）。尽管城市过度集聚会导致拥堵或规模不经济，但总体上城市蔓延更可能造成城市发展质量的下降。这一结论在对我国的相关研究中获得了验证：例如，秦蒙和刘修岩（2015）发现我国的城市蔓延不利于生产率提高，其原因在于我国仍处于存在空间集聚经济效应的阶段；秦蒙等（2019）还发现城市蔓延对我国城市经济增长存在明显的负效应，而且这种效应在规模较小、第二产业比重较高的城市更加明显。由此可见，上述研究都发现城市蔓延对经济发展速度与质量均存在负向影响。

三、模型设定与数据分析

(一) 计量模型设定

基于两方面原因,本文使用的计量方法为倾向得分匹配(propensity score matching, PSM)与倍差法(differences-in-difference, DID)相结合的PSM-DID方法:第一,存在某些无法观测到的因素会同时影响处理组和控制组,从而对城市相关产出的发展趋势产生影响,造成估计偏误,使用DID可以一定程度上消除这种影响;第二,撤县设区政策的实施并非随机发生的,一些发展水平较好的地区可能更倾向实施该政策,通过PSM为处理组找到合适的对照组可在一定程度上消除这种自选择性导致的估计偏差。具体而言,由于在样本区间内(2000—2013年)几乎每年都有城市推行撤县设区,我们逐年进行了PSM匹配,将各年匹配到的城市均视为其他年份的对照组,同时对多次被匹配的对照组城市以匹配次数作为权重进行相应调整,因此最终样本保留了所有发生过撤县设区的处理组城市和曾经被匹配上的对照组城市。在此基础上,我们采用增广多期倍差法(augmented multi-period DID),通过控制固定的特征变量与时间趋势交乘项,以及相应的固定效应,来进一步控制可能导致样本选择的因素影响,从而客观上形成处理变量近似条件随机的DID模型:

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 Merger_i \times Post_{it} + \lambda Merger_i \times t + \Gamma X + \theta(S \times f(t)) + \sigma_i + \gamma_t + \epsilon_{it}. \quad (1)$$

式(1)中,我们主要关心撤县设区处理效应的估计系数 β_1 。 Y_{it} 代表城市*i*在第*t*期的被解释变量; $Merger_i$ 表示是否实施撤县设区政策的虚拟变量,若城市*i*实施过撤县设区取1,未实施则取0; $Post_{it}$ 表示政策实施的时间虚拟变量,若城市*i*在第*t*期实施撤县设区政策则为1,否则为0。同时,式中加入了撤县设区虚拟变量和时间的交乘项 $Merger_i \times t$,目的是为控制处理组与控制组之间时间变化的线性趋势差异,其中 λ 为该交乘项的系数,*t*代表不同年份。此外,*X*表示一系列可能对因变量 Y_{it} 产生影响的控制变量; $S \times f(t)$ 表示城市个体固定特征量与多种时间趋势项的交乘项,其中*S*表示地理位置、地形、初始财政收支平衡状况和初始人口结构等多个城市个体固定特征量, $f(t)$ 一共包含两种不同形式的时间趋势项:第一种是*t*的多项式 $t + t^2 + t^3$,*t*为年份变量,假定*S*对因变量 Y_{it} 的影响遵循特定形式的时间趋势;第二种是年份的虚拟变量 γ_t ,该项假定随着时间的推移这些固定特征量对被解释变量的影响是会发生动态变化的。最后, σ_i 为城市固定效应, ϵ_{it} 为误差项。

(二) 数据分析

本文关注的核心问题是撤县设区对地级市城市扩张质量的影响,分别采用夜间卫星灯光面积与平均亮度来表示城市扩张规模与扩张质量。之所以使用卫星灯光数据,主要有两方面考虑。第一,灯光数据可以相对准确地刻画出城市蔓延的实际情况,目前采用较多的城市建成区面积存在两方面问题:一是无法判断新开发地区是否有人居住,二是缺乏县级地区的建成区面积数据;第二,灯光数据能够弥补当前GDP统计数据上的缺陷:一是部分地区统计数据质量较差,而灯光数据相对客观真实,二是比较不同年份或

地区之间的 GDP 数据，需要进行价格平减，而卫星灯光数据无需平减就可以进行跨时或跨区比较。此外，卫星灯光数据能够同时体现城市扩张面积与人口密度两类指标的影响，为相关研究提供另一角度的数据支持。

在城市经济学领域，秦蒙等（2019）使用卫星灯光数据来刻画城市蔓延，研究了城市扩张和鬼城现象。与之类似地，本文中的城市蔓延测度也利用了城市灯光亮度的栅格数据作为测算依据，一方面不需要相对较难获得的人口数据进行估算，另一方面利用灯光亮度能够同时体现城市人口密度大小与特定人口密度下的面积扩张，从而通过将灯光与面积相结合体现出城市人口的规模或密度特征。目前，美国国家海洋和大气管理局（NOAA）公布了 1992—2013 年的 DMSP/OLS 全球卫星灯光数据，OLS 传感器能够准确探测并区分夜间城市灯光与乡村背景，可作为城市发展状况监测和研究的良好数据源。¹本文使用的是 DMSP/OLS 稳定灯光栅格数据，能够消除一系列包括云及火光等的噪声影响，并对全年可见光进行了平均化处理，获得了强度值（DN 值）范围在 0—63 的灯光数据，其中 0 代表无可见光，饱和值是 63。然后，我们利用 2016 年全国行政区划矢量地图²，匹配剪裁获得 2000—2013 年空间分辨率为 1 千米的各城市夜间灯光数据。

参照 Yi et al. (2014)、秦蒙等（2019）的做法，本文利用灯光数据将城市空间划分为四类灯光区域：城市核心区域、郊区、蔓延区域和人口稀疏区域，并分别定义下列度量城市扩张质量的指标。首先，灯光强度值 10 作为区分城市区域和非城市区域的灯光阈值，城市蔓延面积定义为灯光强度值大于 10 且小于等于 25 的城市区域面积；其次，

城市蔓延比率 = $\frac{\text{蔓延区域面积}}{\text{蔓延区域面积} + \text{郊区面积} + \text{核心区域面积}}$ ；最后，城市市辖区范围包括灯光亮度为 $0 < DN \leq 63$ 的区域，郊区与城区范围包括灯光亮度为 $25 < DN \leq 63$ 的区域，核心城区范围包括灯光亮度为 $45 < DN \leq 63$ 的区域，灯光亮度为 $0 < DN \leq 10$ 的区域界定为人口稀疏区。在这些变量中，我们主要关注城市蔓延面积及其比率，因其体现了城市边界持续无序并且低密度向外扩张的低质量城市扩张形态。

目前，除了灯光数据外，考察城市蔓延的经济学研究还包括另外两种测度策略：一是利用城市人口密度随面积扩张而下降的程度作为量化指标（Fulton et al., 2002；毛文峰和陆军，2020）；二是利用城市灯光面积配合人口密度数据进行识别，将城市中人口密度低于全国平均水平的街区占比作为城市蔓延的测度指标（刘修岩等，2016；秦蒙和刘修岩，2015；王娇等，2021）。不过，这两类测度指标均需要城市人口数据支持，而第二类还需要更细致的街区数据。目前，最常见的人口分布数据来源于 LandScan 全球人口数据集³，该数据使用地理信息系统和遥感信息分析方法，基于各国人口普查数据并结合地理遥感信息，计算出 1 千米分辨率的人口栅格数据。因此，该数据的测算依据与灯光数据有着密切联系，可以作为替代性指标来测度城市蔓延面积及其比率。具体的构造方式如下：首先，本文将人口密度低于 1 000 人/平方千米的地区划为低密度城市蔓延区（秦蒙等，2019）；然后，计算出低密度蔓延区面积，并结合市辖区面积计算出城市

¹ DMSP/OLS 灯光数据来自 NOAA 网站：<http://ngdc.noaa.gov/eog/download.html>，访问时间：2020 年 5 月 20 日。

² 地图来自国家基础地理信息中心网站：<http://www.ngcc.cn/>，访问时间：2020 年 5 月 20 日。

³ <https://landscan.ornl.gov/>，访问时间：2021 年 7 月 24 日。

蔓延区面积比重。

此外，本文还采用了一系列统计指标作为稳健性检验与机制分析的被解释变量，其中包括城市化指标、土地出让指标以及城市经济发展指标等。首先，城市化指标包括土地及人口城市化水平与城市化协调度等变量，作为替代变量来验证灯光数据估计结果的稳健性。其中，土地城市化以建成区面积来度量，人口城市化采用非农业人口数量衡量，数据均来源于《中国城市统计年鉴》；城市化协调度使用非农业人口增长率与建成区面积增长率的比值来衡量，计算相应增速时均选取 2000 年作为基准。其次，作为重要的影响机制，本文考察了撤县设区对地方政府土地出让行为的影响，具体分析了对土地出让面积与收入以及土地财政依赖度等变量的影响。其中，土地出让数据来源于《中国国土资源统计年鉴》，土地财政依赖度则选取土地出让收入占地方政府财政收入比重来衡量。最后，城市经济发展指标包括辖区 GDP、人均 GDP、地均 GDP 以及城市工业企业数量、总产值与全要素生产率 (TFP) 等，数据分别来源于《中国城市统计年鉴》和中国工业企业数据库。此外，本文的核心解释变量为撤县设区虚拟变量，相关信息来源于行政区划网⁴。样本区间选为 2000—2013 年，剔除了 2000 年之前实施过撤县设区的城市样本。

本文的控制变量一共分为三组：第一组是反映城市整体经济发展的变量，包括市辖区的 GDP、人口规模、产业结构、财政收入、工资水平；第二组是衡量城市公共服务水平和基础设施建设情况的变量，包括市辖区小学数量、医院数量、固定资产投资额；第三组是城市的个体特征变量，包括市辖区面积、地形、地理位置、初始人口比例、初始财政收支结构等。地理因素较好地控制了城市建设用地规划等因素，地形变量使用城市的平均海拔与坡度进行衡量，地理位置用地理坐标经、纬度表示，初始人口比例使用 2000 年非农业人口占比表示，初始财政收支结构使用 2000 年财政支出与财政收入的比值表示。地级市层面的数据来源于《中国城市统计年鉴》《中国城市建设统计年鉴》等。

四、回归结果分析

(一) PSM 样本处理与检验

在利用 PSM 为处理组寻找对照组时，本文主要依据 2003 年的《市辖区设置标准》和 2014 年的《市辖区设置标准》，上述文件均对城市的产业结构、人口规模、财政收入与支出、经济总量等方面做出相关规定。同时，考虑到地理位置以及地形因素可能会对撤县设区的实施有一定影响，因此选取上述变量作为 PSM 的协变量。为准确估计撤县设区政策效应，PSM-DID 需要满足平衡性检验和共同支撑检验。平衡性检验要求参与 PSM 的协变量在处理组和控制组之间是平衡的，同时处理组和控制组的倾向得分分布不存在系统性差异。在完成 PSM 匹配后，本文对一系列协变量匹配前后的差异进行检验，从表 1 可知匹配前除第三产业比重、经度和坡度等地形因素外，其他协变量在处理组和控制组均存在显著的组间差异，匹配之后这些差异大幅下降且变得不显著。结果显示，

⁴ <http://www.xzqh.org/html/>，访问时间：2020 年 5 月 20 日。

匹配后已无法根据协变量区分是否实施过撤县设区政策，表明 PSM 后两组样本较好地满足了平衡性假设。

表 1 协变量平衡检验结果

变量	匹配前			匹配后		
	处理组	控制组	差异	处理组	控制组	差异
ln(GDP)	16.525	15.294	1.231***	16.271	16.120	0.151
ln(市辖区面积)	7.791	7.259	0.531***	7.696	7.595	0.101
ln(市辖区财政收入)	14.088	12.817	1.271***	13.819	13.705	0.114
ln(市辖区财政支出)	14.457	13.469	0.988***	14.241	14.154	0.087
市辖区第二产业比重	41.634	34.855	6.779***	39.278	38.992	0.286
市辖区第三产业比重	49.931	51.398	-1.467	51.386	51.022	0.364
ln(市辖区人口总量)	6.177	5.789	0.388***	6.128	6.224	-0.096
ln(市辖区小学数)	3.415	3.034	0.381***	3.380	3.435	-0.055
市辖区经度	114.880	113.880	1.000	115.270	116.280	-1.010
市辖区纬度	30.077	33.520	3.443***	30.628	30.880	-0.252
市辖区平均坡度	0.795	0.742	0.054	0.821	0.894	-0.074
市辖区平均海拔	353.990	559.140	-205.150**	367.220	359.640	7.580

共同支撑检验是指 PSM 方法能够顺利实施的前提条件，要求处理组和控制组必须在共同支撑集内。因此，我们需要检验处理组和控制组倾向得分的重合区域，该重合区域越大则表明匹配的结果越好。为此，我们可以根据控制组与处理组的倾向得分分布情况，分别绘制出匹配前和匹配后的核函数密度图。从图 1A 和图 1B 可知，匹配后的样本改善了匹配前处理组与控制组样本分布的情况，较好地满足了共同支撑检验，但倾向得分较高的处理组城市无法匹配到合适的对照组，同时灯光数据可能存在更严重的取值封顶（topcoded）问题，为此本文剔除了北京市、上海市、重庆市、天津市等超大城市，最终得到 52 个处理组城市和 76 个对照组城市。

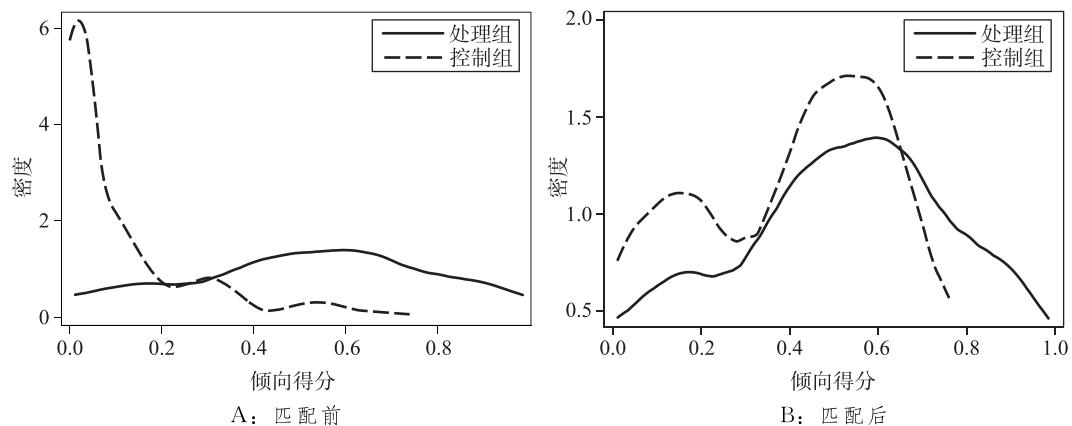


图 1 匹配后核函数密度图

(二) 基准回归结果分析

撤县设区最主要的目的就是为了提高城市化水平,本文将依据夜间灯光数据重点探讨撤县设区对城市蔓延的影响。根据计量模型(1),本文将对PSM方法匹配好的处理组与控制组样本进行DID回归分析。在PSM之后,由于处理组和控制组满足了平衡性假设和共同支撑假设,因此能够较好地处理因样本选择导致的内生性偏误。PSM-DID方法估计的结果如表2所示,其中第(1)、(2)列与第(3)、(4)列分别为以城市蔓延面积对数值和城市蔓延比率作为被解释变量的估计结果。其中,第(1)、(2)列的回归结果表明撤县设区导致城市蔓延面积显著增加了10.6%—15.1%,第(3)、(4)列的回归结果表明撤县设区政策使得城市蔓延比率显著增加了1.8—1.9个百分点。第(5)、(6)列为以城市平均灯光亮度作为被解释变量的估计结果,可知撤县设区使城市平均灯光亮度下降了0.956—1.092。由此可见,撤县设区在扩张城市面积的同时显著降低了平均灯光亮度,表明该政策推动的城市蔓延可能导致被撤并城市的低密度、低质量扩张。

表2 撤县设区与城市扩张质量

	ln(城市蔓延面积) (10 < DN ≤ 25)		城市蔓延比率 (10 < DN ≤ 25)		城市平均灯光亮度 (10 < DN ≤ 63)	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Merger _{it} × Post _{it}	0.141*** (3.858)	0.101*** (2.719)	0.018** (2.137)	0.019** (2.419)	-0.956*** (-2.983)	-1.092*** (-3.676)
第二产业比重	-0.393*** (-7.486)	-0.300*** (-5.941)	-0.257*** (-4.937)	-0.237*** (-4.524)	-0.294*** (-9.140)	-0.384*** (-11.695)
第三产业比重	0.057*** (15.381)	0.049*** (11.958)	0.038*** (10.434)	0.021*** (4.998)	-0.139*** (-4.042)	-0.313*** (-8.912)
ln(人口密度)	0.037*** (9.271)	0.039*** (8.829)	0.025*** (6.273)	0.013*** (2.937)	-2.565*** (-2.835)	-3.593*** (-4.253)
ln(行政区面积)	0.115 (1.113)	0.381*** (3.598)	-0.106 (-1.033)	0.091 (0.829)	-0.399** (-2.379)	-0.651*** (-4.317)
ln(工资水平)	0.039** (2.022)	0.058*** (3.052)	0.012 (0.636)	0.002 (0.091)	-0.493** (-2.098)	-0.182 (-0.873)
ln(财政收入)	0.058** (2.156)	0.065** (2.467)	0.003 (0.101)	0.045* (1.670)	-0.061 (-0.231)	0.500** (2.069)
ln(GDP)	0.098*** (3.229)	0.065** (2.130)	0.058* (1.908)	0.085*** (2.655)	3.807*** (8.300)	2.563*** (6.350)
ln(固定资产投资)	0.181*** (6.510)	0.170*** (6.010)	0.288*** (10.468)	0.351*** (11.998)	0.409* (1.685)	1.431*** (6.347)
ln(全市小学数)	-0.411*** (-8.805)	-0.431*** (-9.684)	-0.157*** (-3.401)	-0.240*** (-5.203)	2.789*** (6.838)	2.557*** (7.190)

(续表)

	ln(城市蔓延面积) (10 < DN ≤ 25)		城市蔓延比率 (10 < DN ≤ 25)		城市平均灯光亮度 (10 < DN ≤ 63)	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
ln(全市医院数)	-0.098*** (-3.643)	-0.078** (-3.005)	-0.134*** (-5.023)	-0.114*** (-4.279)	0.060 (0.254)	0.161 (0.782)
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
$Merger_{it} \times t$		控制		控制		控制
$S \times f(t)$		控制		控制		控制
$S \times Post_{it}$		控制		控制		控制
$S \times \gamma_t$		控制		控制		控制
样本量	1 664	1 627	1 664	1 627	1 664	1 627
调整 R^2	0.706	0.781	0.437	0.646	0.507	0.700

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平上显著,括号内为t值;S为一系列城市固定特征变量,包括GPS维度、GPS经度、坡度、海拔、初始人口就业结构(2000年)和初始财政收支平衡情况(2000年); $f(t)=t+t^2+t^3$ 为满足S非线性时间趋势假定; γ_t 为年份的虚拟变量。

(三) 平行趋势检验和动态效应分析

顺利实施DID的前提是满足平行趋势条件,即政策实施前处理组和控制组的变动趋势不存在显著差异。由于撤县设区政策是逐年推行,政策实施时间和政策效果都是随时间而不断变化的,并且每年都会有新的处理组和对照组产生,因此为检验PSM后的样本是否满足平行趋势假设,本文利用事件分析法进行检验。由于基准回归主要分析撤县设区对城市扩张质量的影响,我们分别检验了城市蔓延面积和平均灯光强度值的平行趋势,回归模型拓展为下式(2):

$$Y_{it} = \beta_0 + \sum_{j=-7}^7 \beta_j Merger_i \times Post_{ij} + \rho Merger_i \times t + \theta(S \times f(t)) + \Gamma X + \sigma_i + \gamma_t + \varepsilon_{it}, \quad (2)$$

其中, $Post_{ij}$ 为虚拟变量,在撤并前后第j年赋值为1,其他均为0。式(2)中除了新定义的 $Post_{ij}$,其余变量同式(1)。本文通过绘制图2呈现了具体的回归结果,图2A与图2B分别为以城市蔓延面积对数值与城市平均灯光亮度为被解释变量的估计结果。为避免共线性问题,本文统一采用政策实施前后7期的虚拟变量进行回归,从图中可知政策实施前7年的回归系数均不显著异于0,说明在政策实施前对照组和处理组之间城市蔓延面积与平均灯光亮度的变化没有差异,从而满足平行趋势假设。

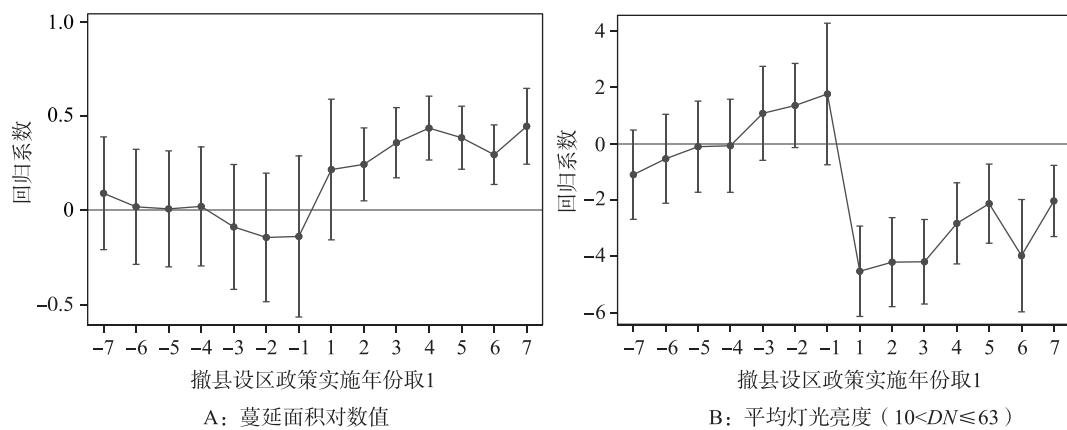


图 2 共同趋势与动态效应

同时，本文选取了撤并后的 7 年时间，用以捕捉撤县设区对城市蔓延现象的持续影响。从图 2A 可以看出，城市蔓延面积在撤县设区政策实施当年就出现增长，并在 1 年后出现进一步显著增长，表明撤县设区政策实施初期确实导致了被撤并城市低密度、低质量的扩张现象。图 2B 的结果表明撤县设区政策实施当年及之后年份，城市平均灯光亮度出现了显著降低。由此可见，撤县设区政策导致了城市无序低质量的扩张，造成平均灯光亮度相对较低的城市区域面积显著增加，从而降低了城市区域的平均灯光亮度。不过，伴随着城市化的逐渐深入，撤县设区对城市蔓延与灯光亮度的影响逐渐减弱，表明从撤县设区到新旧区融合需要较长的时间来进行整合与消化。

(四) 稳健性检验

为检验基准回归结果的稳健性，本文改变了城市蔓延区域的划分标准，利用根据 LandScan 获得的地级市市辖区人口栅格数据，构造了城市内部不同密度等级的分布，并将密度低于 1 000 人/平方千米的地区划为低密度城市蔓延区，计算出该类地区的面积及其在市辖区总面积中的比重，从而获取城市蔓延面积比重。表 3 中第 (1)、(2) 列报告了上述设定的回归结果，可知利用人口密度数据构造的城市蔓延面积的估计结果显著为正，达到了 161 平方千米，城市蔓延比率显著增加了 5.4 个百分点。第 (3)、(4) 列结果展示了整个地级市市辖区所有有光区域 ($0 < DN \leq 63$) 以及郊区及以内城市区域 ($25 < DN \leq 63$) 的平均灯光亮度，可知撤县设区使整个地级市市辖区的平均灯光亮度降低了 0.532，郊区与城区的城市灯光亮度降低了 0.918。此外，由于灯光亮度数据取值范围为 0—63，可能存在取值封顶 (topcoded) 问题，从而扭曲真实的灯光亮度并降低该数据的应用价值。为此，本文采取了城市灯光高亮度地区面积占比来进行补充分析。从第 (5) 列的估计系数可知，撤县设区显著降低了城市高亮度地区面积占比 2.1 个百分点，表明城市扩张质量随政策实施有所下降。

表3 城市化质量替代变量估计

	低密度蔓延 面积	低密度蔓延 比率	平均灯光 亮度	平均灯光 亮度	城市高亮度 地区占比	ln(市 辖区建成 区面积)	ln(市辖 区非农业 人口)	市辖区 城市化 协调度
	0<人口密 度≤1 000	0<人口密 度≤1 000	0<DN ≤63	25<DN ≤63	45<DN ≤63			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>Merger_{it} × Post_{it}</i>	0.161** (0.073)	0.054* (0.029)	-0.532* (-1.923)	-0.918*** (-3.897)	-0.021*** (-3.546)	0.096*** (3.284)	0.036* (1.877)	-0.058* (-1.711)
样本量	1 350	1 350	1 627	1 618	1 627	1 638	1 048	1 040
调整 R ²	0.344	0.186	0.887	0.728	0.743	0.801	0.717	0.319

注：括号内为城市聚类稳健标准误，***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平上显著；回归中的控制变量、固定效应以及固定特征量与时间趋势的交乘项同表2。

撤县设区最主要的目的是为了提高城市化水平，促进城市范围扩大的同时吸引外部人口进入，为城市未来发展提供更大的空间。城市化可分为土地城市化和人口城市化，本文分别用市辖区建成区面积和非农业人口来衡量土地城市化和人口城市化，并将城市化协调度定义为人口城市化增速与土地城市化增速的比值。以土地城市化、人口城市化与城市化协调度作为被解释变量，我们检验了撤县设区导致的土地城市化速度与人口城市化速度，以此判断城市是否出现了低质量、低密度蔓延。从第(6)、(7)列的回归结果可知，撤县设区使得建成区面积显著增加了10.1%，非农业人口显著增加了3.7%；同时，第(8)列结果表明撤县设区使城市化协调度下降了5.8个百分点，说明人口城市化要滞后于土地城市化，导致城市扩张速度较快，而影响了城市发展质量。

五、机制分析

(一) 土地出让的财政需求

根据《招标拍卖挂牌出让国有土地使用权规范》，地市与县级政府同时具有国有建设用地招拍挂出让的权力。其中，县级政府在土地出让上具有很强的自主性，地级政府难以跨过所辖县级政府出让后者辖区内的土地，而撤县设区通过使市辖县变成市辖区，为地市政府提供大量新增的可出让建设用地。这种行政区调整带来的出让权变动，使地市政府的财政收支短期内在三个方面发生变化：一是可以通过出让商住用地获得土地出让收益；二是需要补贴工业用地出让来吸引外部资本进入；三是需要增加市政基建投资，为招商引资或新区融合创造条件。地市政府能够从建设用地出让中获得土地出让金收入，同时又能够拉动地方经济增长，因此存在很强的激励扩大土地出让面积。同时，撤县设区后市政建设投资的增加，导致地方政府存在相应的财政压力，需要通过增加土地供给获取收入。为了识别上述财政因素的影响，本文采用了两类指标分别对土地财政和基础设施变量进行估计。第一，本文使用2001—2013年地级市土地出让面积和出让收入进行回归分析，并定义了新的被解释变量土地财政依赖度（=土地出让收入/财政收入），以探讨撤县设区是否强化了地方政府对土地财政的依赖度。第二，本文利用市

辖区财政支出、固定资产投资与城市道路建设的相关数据进行估计，用以分析撤县设区对基础设施建设的影响。

根据计量模型式(1)，分别以土地出让面积对数值和出让收入对数值作为被解释变量进行回归。从表4第(1)、(2)列的回归结果可知，撤县设区使被撤并城市土地出让面积显著增加了25.4%，土地出让收入也显著增加了19.4%。第(3)列结果表明，撤县设区显著增加了该地区的土地财政依赖度，使土地财政收入与财政收入的比值提升了26.7个百分点。同时，第(4)—(6)列分别以辖区财政支出对数值、固定资产投资对数值和辖区道路面积对数值为被解释变量，分析了撤县设区对城市财政支出的影响。回归结果均显著为正，表明撤县设区政策实施后地方政府增加了财政支出，通过增加固定资产投资和交通基础设施建设的投入，来带动被撤并地区的经济发展。

表4 土地出让与财政需求

	ln(市辖区 土地出让 面积) (1)	ln(市辖区 土地出让 收入) (2)	市辖区土 地财政依 赖度 (3)	ln(市辖 区财政 支出) (4)	ln(市辖 区固定资 产投资) (5)	ln(市辖 区道路 面积) (6)
$Merger_{it} \times Post_{it}$	0.226** (2.546)	0.177* (1.813)	0.267*** (3.562)	0.065*** (3.189)	0.150*** (3.723)	0.070* (1.936)
样本量	1 473	1 473	1 255	1 626	1 625	1 622
调整 R^2	0.580	0.859	0.344	0.984	0.947	0.827

注：括号内为城市聚类稳健标准误，***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平上显著；回归中的控制变量、固定效应以及固定特征量与时间趋势的交乘项同表2。

(二) 土地出让的增长需求

除了通过土地出让获取财政收入，地方政府还可以通过撤县设区吸引外地资本进入，通过促进当地工业化发展带动经济增长。而且从长期看，工业化发展能够带动地方税收的增长，也有利于提升地方财政能力。但一般而言，这种引资行为短期内能快速提升地方经济的总体规模，但对人均或地均产出水平的提升效果有限。因此，本小节主要从规模和效率两个角度分析撤县设区对城市发展质量的影响。为此，本文采取两种策略：第一，考察撤县设区对GDP、人均GDP和地均GDP的影响，变量主要利用市辖区相关数据进行测算；第二，利用2000—2007年中国工业企业数据库的工商微观数据来分析撤县设区对工商数量及全要素生产率的影响，主要分析数量增长是否以牺牲质量作为代价（邵朝对等，2018）。此处的样本区间之所以未选择2000—2013年，主要因为2008年后的工商数据库质量较差，且统计口径在2010年之后发生大幅提高。工业企业全要素生产率的估计分别基于OP方法和LP方法，本文在计算出企业层面的全要素生产率基础上，对其进行加权平均来获得所在城市的生产率水平。本小节处理仍然使用PSM为处理组城市匹配到合适的对照组城市，最终得到30个处理组城市，79个对照组城市，剔除缺失值最终得到了826个有效样本值。

表5的第(1)—(3)列报告了撤县设区对城市市辖区GDP、人均GDP及地均GDP

的影响，从估计系数可以看出，撤县设区显著提升了GDP总量13.5%，但分别导致人均GDP和地均GDP降低了17.1%和57.4%。第(4)列以市辖区工业企业数对数值作为被解释变量，回归结果也表明撤县设区政策使辖区工业企业数增加了19.6%。不过，从第(5)、(6)列分别以OP法与LP测算的全要素生产率作为被解释变量的估计结果，可知撤县设区会导致辖区企业的平均全要素生产率分别下降1.307和2.04。从上述结果可以看出，撤县设区后政府通过招商引资政策优惠等来吸引更多企业入驻取得了一定的成果，但同时这种新进入企业的全要素生产率相对较低，从而拉低了总体企业的平均水平。由此可见，无论城市层面的宏观指标，还是企业层面的微观指标，都表明地方政府通过撤县设区进行土地出让的行为既存在财政动机，也存在增长动机，但这种短期内的快速扩张是以牺牲发展质量作为代价的。

表5 土地出让与增长需求

	ln(市辖区 GDP)	ln(市辖区 人均GDP)	ln(市辖区 地均GDP)	ln(市辖区 工企数)	TFP_OP	TFP_LP
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Merger_{it} × Post_{it}</i>	0.127*** (6.534)	-0.188*** (-9.006)	-0.854*** (-19.579)	0.179*** (3.874)	-1.307*** (-2.960)	-2.040*** (-2.886)
样本量	1 627	1 627	1 627	1 624	826	826
调整 R ²	0.977	0.957	0.772	0.744	0.220	0.199

注：括号内为城市聚类稳健标准误，***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平上显著；回归中的控制变量、固定效应以及固定特征量与时间趋势的交乘项同表2。

(三) 新区融合成本

除了地方政府自身激励造成的政策扭曲，还有可能因市县之间融合成本较高，导致被撤并地区因转型困难而降低增长质量。这种撤县设区的融合成本表现为两个方面：第一，多次进行撤县设区的城市可能面临较高的融合成本；第二，所撤并地区占全市行政区面积越多，可能也面临较高的融合成本。对此，我们通过两种方式定义撤县设区强度指标：一是撤县设区的累计次数，二是被撤县（或地级市）行政区域面积/全市行政区域面积。基于此，一个合理的推断是：撤县设区后新区融合成本越高，城市蔓延现象越严重。产生这样现象的原因包括两方面：一是为了使新区与老区更好地融合，地方政府需要在市政基础设施建设等方面增大投入，从而提升对土地财政的依赖度；二是地级市政府能够控制的土地面积迅速扩张，从而更有条件利用土地出让获取收入或招商引资。

表6展示了主要的回归结果，第(1)列结果表明撤县设区每增加1次，城市蔓延比率提高1.4个百分点；撤并县区面积占比每上升1个百分点，蔓延比率提高0.057个百分点。第(2)列回归结果显示，两种方式定义的撤县设区强度提升均会显著降低城市平均灯光亮度，分别导致亮度下降0.707和0.0262。上述结果表明，随着撤县设区强度的提升，城市扩张的低密度、低质量特征愈加凸显。第(3)、(4)列的回归结果表明，撤县设区每增加1次、撤并面积占比每上升1个百分点，土地出让面积分别增加18.8%和0.366%，土地财政收入占比分别增加19.4和0.43个百分点，表明撤县设区强度的

提升的确增加了地方政府对土地财政的依赖度。最后，本文还探究了撤县设区强度对企业全要素生产率的影响，估计结果列于表 7 的第(5)、(6)列中。从中可知，撤县设区次数每增加 1 次、撤并地区占全市行政区面积比重每增加 1 个百分点，以 OP 法测算的企业全要素生产率分别下降 0.78 和 0.018，以 LP 法测算的全要素生产率分别下降 1.231 和 0.026。上述结果表明，撤并县区与初始市辖区之间的融合成本确实随着撤并次数与撤并面积占比的提升而提高，并对地方政府与企业的行为产生影响，从而最终影响了撤县设区的经济效率。

表 6 融合成本效应

	城市蔓 延比率	平均灯光亮度 $10 < DN \leqslant 63$	$\ln(\text{市辖区土地出让面积})$	市辖区土地 财政依赖度	TFP _{-OP}	TFP _{-LP}
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
撤县设区累计次数	0.014*** (2.936)	-0.707*** (-3.997)	0.172*** (3.062)	0.194*** (3.896)	-0.780*** (-2.979)	-1.231*** (-2.938)
样本量	1 627	1 627	1 473	1 255	826	826
调整 R^2	0.646	0.701	0.581	0.346	0.220	0.200
被撤县区面积占比	0.057*** (4.683)	-2.618*** (-5.662)	0.312** (2.072)	0.430*** (3.139)	-1.677** (-2.345)	-2.641*** (-2.307)
样本量	1 627	1 627	1 473	1 255	826	826
调整 R^2	0.650	0.704	0.580	0.342	0.216	0.196

注：括号内为城市聚类稳健标准误，***、**和*分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著性水平上显著；回归中的控制变量、固定效应以及固定特征量与时间趋势的交乘项同表 2。

六、研究结论与政策建议

作为一种重要的行政区划调整工具，撤县设区是我国地市政府利用土地扩张推动城市化的主要手段。在当前重视经济发展质量的背景下，我们有必要从城市扩张质量的角度分析撤县设区推进城市化的政策效果。首先，本文基于夜间卫星灯光数据测算了城市蔓延与增长质量指标：我们利用特定亮度的灯光数据识别出不同类型的城市化地区面积，并以此判断出城市核心区、郊区、蔓延区以及乡村地区的面积与亮度，面积变量可以用来判断城市蔓延是否存在，亮度变量可以表示经济发展水平。其次，本文利用撤县设区作为自然实验，采用 PSM-DID 方法回归分析了行政区扩张对城市蔓延与城市灯光亮度的影响。实证结果发现，相对于未撤县设区城市，实施该政策的城市具有更大的蔓延面积与更暗的城市灯光亮度，且这一结果在我们利用替代变量进行分析时也是稳健的。最后，在机制分析部分，本文发现地方政府利用土地出让从撤县设区中获取了更多的财政收入并吸引更多的外部资本进入，但总量扩张并未相应提高平均发展水平，较高的融合成本造成较低的城市发展质量。

从上述分析中，我们可以得出如下三个政策建议：第一，从总量规模角度看，撤县设区可以在短时间内扩大城市土地面积，从而为地方政府利用土地出让实施城市化发展

战略创造条件，但地市政府不应仅仅关注总量指标，而更应重视由此带来的对扩张质量与效率的影响；第二，在撤县设区过程中，土地出让是地方政府获取财政收入与刺激经济增长的重要工具，但过于关注由此带来的短期利益，可能会导致工业企业过度进入，从而出现城市过度蔓延与低效率扩张的问题，地方政府应当首先进行合理规划，不仅在用地类型上进行合理分配，更应有目的、有计划地引入有利于地方经济长期发展的重要产业，为地方产业结构的升级创造契机；第三，在实施撤县设区过程中，地方政府不应仅关注土地城市化与工业化发展，更应兼顾对人口城市化的推进，一方面要重视城市房价上涨问题，另一方面也应大力发展服务业，从而不仅推动地方产业分工的专业化，更应营造出产业分工的多样化环境，为推动经济高质量发展创造条件。

参 考 文 献

- [1] Baldwin, R. E., and T. Okubo, "Heterogeneous Firms, Agglomeration and Economic Geography: Spatial Selection and Sorting", *Journal of Economic Geography*, 2006, 6 (3), 323-346.
- [2] Ciccone, A., and R. Hall, "Productivity and the Density of Economic Activity", *American Economic Review*, 1996, 86 (1), 54-70.
- [3] 范子英、赵仁杰，“财政职权、征税努力与企业税负”，《经济研究》，2020年第4期，第101—116页。
- [4] Fulton, W., R. Pendall, M. Nguyen, and A. Harrison, "Who Sprawls Most? How Growth Patterns Differs across the US", *Population and Environment*, 2002, 23, 428-434.
- [5] Glaeser, E., H. D. Kallal, J. A. Scheinkman, and A. Shleifer, "Growth in Cities", *Journal of Political Economy*, 1992, 100 (6), 1126-1152.
- [6] Krugman, P., "Increasing Returns and Economic Geography", *Journal of Political Economy*, 1991, 99 (3), 483-499.
- [7] 刘修岩、李松林、秦蒙，“开发时滞、市场不确定性与城市蔓延”，《经济研究》，2016年第8期，第159—172页。
- [8] 卢盛峰、陈思霞、张东杰，“政府推动型城市化促进了县域经济发展吗”，《统计研究》，2017年第5期，第59—68页。
- [9] 毛文峰、陆军，“蔓延的城市发展模式与地方公共财政负担”，《财政研究》，2020年第4期，第64—78页。
- [10] Melitz, M. J., and G. I. P. Ottaviano, "Market Size, Trade and Productivity", *Review of Economic Studies*, 2008, 75 (1), 295-316.
- [11] 秦蒙、刘修岩，“城市蔓延是否带来了我国城市生产效率的损失？——基于夜间灯光数据的实证研究”，《财经研究》，2015年第7期，第28—40页。
- [12] 秦蒙、刘修岩、李松林，“城市蔓延如何影响地区经济增长？——基于夜间灯光数据的研究”，《经济学》（季刊），2019年第2期，第527—550页。
- [13] 邵朝对、苏丹妮、包群，“中国式分权下撤县设区的增长绩效评估”，《世界经济》，2018年第10期，第101—125页。
- [14] 唐为、王媛，“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》，2015年第9期，第72—85页。
- [15] 王峰、刘修岩、李迎成，“空间结构、城市规模与中国城市的创新绩效”，《中国工业经济》，2021年第5期，第114—132页。
- [16] 杨其静、卓晶、杨继东，“工业用地出让与引资质量底线竞争——基于2007—2011年中国地级市面板数据的经验研究”，《管理世界》，2014年第11期，第24—34页。
- [17] Yi, K., H. Tani, Q. Li, J. Q. Zhang, M. Guo, Y. L. Bao, X. F. Wang, and J. Li, "Mapping and Evaluating the Urbanization Process in Northeast China Using DMSP/OLS Nighttime Light Data", *Sensors*, 2014, 14 (2), 3207—3226.

Administrative Region Expansion, Land Leasing Dependence, and Urban Development Quality —Quasi-Experiment Study with Satellite Light Data

LIANG Ruobing*

(Xiamen University)

LAN Tian

(Penghua Fund Management Co., Ltd.)

Abstract: County-District conversion is one of the major methods to expand urban land area using administrative policies. We construct indicators of urban sprawl and growth quality to discuss the impact of urban expansion through land leasing on the urban development quality. The empirical estimates suggest that county-district conversion generally results in the excessive urban land sprawl and lower the growth quality. This attributes to local governments paying too much attention on collecting fiscal revenue and competing for capital through land leasing.

Keywords: administrative region expansion; urban development quality; land leasing dependence

JEL Classification: O18, R52, R58

* Corresponding Author: Liang Ruobing, No. 422 Siming Nanlu, Xiamen, Fujian 361005, China; Tel: 86-18950055028;
E-mail: ruobingliang@xmu.edu.cn.