

# 容积率管制与中国城市空间结构

刘修岩 杜 聪 盛雪绒\*

**摘要** 本文结合微观地块交易数据构建了容积率管制指标,并基于人口空间分布数据和夜间灯光数据计算出表征城市空间结构的蔓延指数,重点采用工具变量法考察了容积率管制对城市空间结构的影响。研究发现,容积率管制的增强促进了城市空间结构的分散化,法定容积率上限均值每下降 1%,城市蔓延程度将增加 0.11%。其影响机制在于,加强容积率管制通过促使建成区面积扩张与中心城区人口密度下降两大途径导致城市空间趋向分散化。本研究对于如何科学实施土地利用规划,推进城市空间的合理布局具有重要启示。

**关键词** 容积率管制,城市空间结构,城市蔓延

**DOI:** 10.13821/j.cnki.ceq.2022.04.17

## 一、引 言

改革开放以来,中国在以政府主导为主要特征的城镇化推进模式下,高效取得了阶段发展成果,也引起了城市空间结构的剧烈变革与重组。值得关注的是,随着城镇化进程步入“深水区”,中国城市发展开始凸显出土地利用粗放、耕地资源浪费、外围无序扩张等现象,这些城市蔓延特征会进而导致经济效率的损失以及生态环境的损害。纵观全球城市发展历程可知,一旦任由城市低密度蔓延式发展形成惯性,再想逆转其趋势将极其困难。因此,如何通过改善城市治理,使得城市空间布局转入更为合理的轨道成为中国新型城镇化发展的探究重点。在此背景下,本文旨在从土地利用规划的视角,剖析城市空间结构蔓延式演进的背后机理,为推动城市高质量发展提供经验证据。

关于土地利用管制可能产生的成本问题一直是城市经济学领域的研究热

\* 刘修岩,东南大学经济管理学院、东南大学国家发展与政策研究院;杜聪,东南大学经济管理学院;盛雪绒,南京大学商学院。通信作者及地址:杜聪,江苏省南京市江宁区东南大学九龙湖校区经济管理学院,211189;电话:18762658094;E-mail:ducongseu@163.com。感谢国家自然科学基金重点项目(18AJL011)对本文的资助。感谢陆铭、李志远、张莉、张传勇、傅十和、杨洪艳、李松林、张凯、秦蒙、陈露、吴嘉贤、王峻、梁昌一和上海交通大学2021年“城市内部的空间政治经济学”专题研讨会与会者等的支持与建设。感谢主编与两位匿名评审人建设性的宝贵意见,文责自负。

点。本文将聚焦于容积率规制这一重要的土地利用规制方式对于城市空间结构的影响,以期为土地利用规制的成本问题提供新的证据。长期以来,我国将容积率规制(floor area ratio regulation, FARR)作为城市规划中重要的规制工具,其很大程度上决定了城区住宅开发建设的高度与密度。《城乡规划法》规定城市内任一出让的建设用地地块都必须有指定的法定容积率限值,且原则上不得突破既定标准。理论上,开发商期望的最优容积率通常要高于政府制定的法定容积率,因为政府考虑到自身净收入的最大化,通常不允许开发商达成期望的最优容积率(Brueckner *et al.*, 2017)。由此,法定容积率限值将制约开发商可开发的实际容积率,法定容积率上限的低、高可以反映出容积率规制的强、弱。本研究旨在定量评估容积率规制与城市空间结构之间的因果关系,并厘清具体的理论机制。

与本文相关的一支文献脉络是研究中国城市空间结构蔓延的影响因素。综合现有文献来看,可以从自然、社会经济以及政治等方面归结城市空间结构的驱动力量。地形地貌、水体面积等自然条件已被验证对中国城市蔓延产生了显著作用(Sun *et al.*, 2021)。社会经济因素类型的研究较为丰富,学者们先后从交通基础设施、人均收入、产业结构、对外开放度、地方财政压力以及市场不确定性等多个方面对蔓延成因做了大量的研究(刘修岩等, 2016; 秦蒙等, 2016; 曹清峰和王家庭, 2019)。已有研究认为中国城市蔓延受到政府因素的影响更为直接,城市扩展与官员激励存在紧密联系,且区域内和区域间的政府竞争是城市蔓延的主要驱动因素(秦蒙等, 2016; 杨建坤和曾龙, 2019; Wang *et al.*, 2020)。这部分研究的视角与本文最为相关,但尚未有研究从具体的土地利用规划角度,对中国城市蔓延的决定因素进行深入探究。

与本文相关的另一支文献是考察容积率规制的经济影响。现有文献主要基于美国、印度等国家的数据,研究了容积率规制对城市扩张、居民效用水平和郊区化程度等方面的影响(Bertaud and Brueckner, 2005; Gyourko and Molloy, 2015; Harari, 2020),而该主题的研究在中国仍处于起步阶段,其中部分研究已对规制的影响做了正面的探索。总体上研究得出,规制会限制城市中心建筑高度、降低住房供给,进而造成住房及土地价格上涨,城市面积扩张(Ding, 2013; 刘修岩等, 2019; Han *et al.*, 2020)。然而,这些研究大多数仅以单个大城市为研究对象,或者以截面数据为研究样本而无法完全避免内生性问题的干扰,因而在样本代表性与内生性克服等方面仍存在拓展空间。

本文的边际贡献主要体现在三个方面:一是较早地深入探究容积率规制对中国城市内部空间结构的影响,为规制与城市空间结构理论领域提供了一个基于发展中人口大国的经验证据;二是基于微观土地交易数据和夜间灯光数据,创新性地构建了基于中国土地制度背景的容积率规制指标,在指标可比性以及克服遗漏变量等方面对传统规制度量方式进行了改进;三是为规制

变量构造了合理的两组外生变异来源,运用工具变量法来更为准确地估计出容积率规制对城市空间结构的净效应,并考察了具体的机制路径。

## 二、理论分析

本文在 Bertaud and Brueckner (2005) 研究的基础上,通过引入城市内高、低人口密度区域的分类,构建一个包含城市内部人口密度动态变化的单中心城市模型,考察容积率规制与城市空间结构之间的关系。具体而言,借鉴 Fallah *et al.* (2012) 的思路,将城市内部不同区域根据人口密度进行解构,以全国平均人口密度作为标准,把人口密度高于全国均值的城市中心范围定义为人口高密度区域,低于全国平均值的郊区范围定义为人口低密度区域,进而以城市内人口分布结构及城市边界的变化差异来考察城市空间结构的变动。为了简化分析,本研究假定城市内部的居民是无差异的,并具有相同的偏好,且居民能够在城市内部进行无成本的自由迁移。

### (一) 消费者

根据经典的单中心城市模型的假定,城市内所有的劳动雇佣关系都集中在城市中心区,即本文设定的人口高密度区域,居民从住所通勤至城市中心进行工作。城市内居民的收入水平相同并用  $y$  表示,居民住所与工作地点之间的距离为  $x$ 。消费者的效用可以采用以下非线性函数表示:

$$U(C_i) = (A_i + y - pq - tx)^{\rho}. \quad (1)$$

对于城市内居民来说,消费者的效用主要由城市舒适度指数  $A_i$  以及非住房消费两方面决定,而非住房消费等于居民收入水平减去通勤与住房成本 (Muth, 1969)。其中,  $p$  和  $q$  分别表示房屋的租金单价与房屋面积,  $t$  与  $x$  则分别表示单位通勤成本与通勤距离。由于城市内消费者是同质的,并在城市内部可自由流动,所以城市内部任意一点的消费者效用  $U$  均相等。

由式 (1) 可得,距离城市中心越远的居民需要花费的通勤成本越多,但可同时享受相对低廉的房价及更大的住房面积;相反,城市中心区居民的通勤成本较低,但房屋单价较高、房屋面积较小,即租房价格  $p$  与距离  $x$  成反比,房屋面积  $q$  与  $x$  成正比,在后文中  $q$  被表示为由  $x$  决定的函数  $q(x)$ 。

### (二) 开发商

从房地产开发商角度而言,收益固定的情况下住宅建筑面积由土地租金价格  $r$  和单位建筑成本  $C$  所决定,  $S$  表示资本密度 (即容积率),单位面积土地可建造的总住房面积为  $h(S)$ ,且满足  $h' > 0$ ,  $h'' > 0$ 。最终,开发商每单位土地可获得的经济利润  $R$  可以表示为:

$$R = ph(S) - CS - r. \quad (2)$$

由于房屋租住单价  $p$  通常由市场决定, 所以开发商只能通过调节单位土地的建筑楼高  $S$  来实现收益最大化。使得开发商收益最大化的最优容积率  $h^*$  由式 (2) 的一阶条件决定, 即

$$ph'(S) = C. \quad (3)$$

此外, 当市场达到出清水平时, 开发商的利润为 0, 由此得到均衡条件下单位土地租金价格为:

$$r = ph^*(S) - CS. \quad (4)$$

然而, 现实中政府会施加地块的法定容积率上限, 其决定了单位土地上住房数量  $h(S)$  的最大值, 此时容积率  $h$  的最大限值设为  $\hat{h}$ 。在容积率规制的约束下, 开发商将选择这一容积率限值, 此时单位土地租金价格为:

$$r = p\hat{h}(S) - CS. \quad (5)$$

### (三) 设定容积率规制前后的城市空间结构

在未施加容积率规制时, 如图 1 中的虚线所示, 城市人口密度梯度大致呈现为斜率为负的曲线, 表示人口密度与到城市中心的距离  $x$  呈反向关系。同时, 城市租金价格与城市总人口满足以下两个条件: 第一, 城市边界的土地租金价格与农业租金相等, 即  $r(\bar{x}) = r_a$ ; 第二, 假定城市中的每个居民均单独居住在一套房子中, 此时单位土地的房屋密度即可表示人口密度, 即  $h(S(x))/q(x)$ , 那么将人口密度与城市半径拟合可以得出城市人口总量  $N$ , 即  $\int_0^{\bar{x}} 2\pi x \frac{h(S(x))}{q(x)} dx = N$ 。

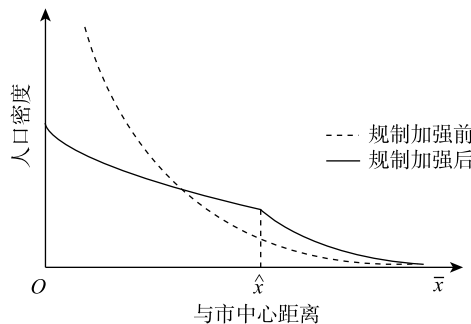


图 1 容积率规制前后人口密度变化示意图 (纵截面)

现实中, 上述城市模型中将施加法定容积率规制, 即对单位土地的建筑面积设定上限:

$$h(S) \leq \hat{h}. \quad (6)$$

由于在未受容积率限制的城市模型中, 建筑高度  $S$  随着与市中心距离  $x$  的增加而降低, 所以每单位土地的总建筑面积  $h(S)$  也随着  $x$  增加而递减。与上文类似, 受容积率规制的单中心城市模型满足以下三个条件:

第一个条件为  $r(\bar{x}') = r_a$ ，表示在城市边界  $\bar{x}'$  处的城市土地租金价格与农业租金相等；

第二个条件为  $h(S(\hat{x})) = \hat{h}$  表示建筑高度  $\hat{x}$  范围内城市中心区域的建筑高度上限为  $\hat{h}$ ；而  $\hat{x} < x < \bar{x}'$  城市郊区范围内的建筑高度依旧随着  $x$  的增加而递减。

第三个条件为  $\int_0^{\hat{x}} 2\pi x \frac{\hat{h}}{q(\hat{x})} dx + \int_{\hat{x}}^{\bar{x}'} 2\pi x \frac{h(S(x))}{q(x)} dx = N$ ，表示城市人口总数  $N$  由两个不同密度的部分组成。其中  $0 < x < \hat{x}$  的区域表示城市中心区， $\hat{h}/q(\hat{x})$  表示此范围内的人口密度； $\hat{x} < x < \bar{x}'$  内的区域表示城市郊区， $h(S(x))/q(x)$  表示此范围内的人口密度。根据上文高低密度区域的划分可知， $\hat{x}$  内的人口密度高于  $\hat{x} < x < \bar{x}'$  内的人口密度。

本文将逐步分析容积率规制影响城市空间结构的理论过程。为了更清晰地比较规制前后人口密度的变化，此处将按照规制后中心区及城市郊区的范围，将规制前的人口等式分化成了密度相同的两部分：

$$\int_0^{\hat{x}} 2\pi x \frac{h(S(x))}{q(x)} dx + \int_{\hat{x}}^{\bar{x}'} 2\pi x \frac{h(S(x))}{q(x)} dx = N. \quad (7)$$

首先，观察容积率规制对城市中心区人口密度的影响。由于城市中心区区域 ( $0 < x < \hat{x}$ ) 内的容积率受到限制，那么中心区建筑高度将降低，即  $\hat{h} < h(S(x))$ ，进而导致中心区人口密度的下降，记为  $\frac{\hat{h}}{q(\hat{x})} < \frac{h(S(x))}{q(x)}$ 。再

对城市半径进行拟合后，可以得出城市中心所容纳的人口总量有所减少。

其次，将探究容积率规制对城市边界的影响。假定规制前的城市边界为  $\bar{x}$ ，施加规制后新的城市边界将变成  $\bar{x}'$ （如图2所示）。为判断上述容积率规制对城市边界的扩大效应是否成立，即需证明  $\bar{x} < \bar{x}'$ ，或者反证  $\bar{x} \geq \bar{x}'$  不成立。对于城市郊区 ( $\hat{x} < x < \bar{x}'$ ) 而言，从等式计算的角度来说，人口密度并未产生明显变化，但根据上文假设  $\bar{x} \geq \bar{x}'$ ，在对郊区半径进行拟合后发现规制后的郊区人口总量也少于规制前。总体来看，容积率规制使得城市人口总量下降，这一点与规制后的第三个条件是相违背的，该矛盾证明了在容积率受限的情况下，城市边界必将发生外扩，才可以容纳至少与原本城市相同的人口总量，与 Bertaud and Brueckner (2005) 的研究发现相一致。

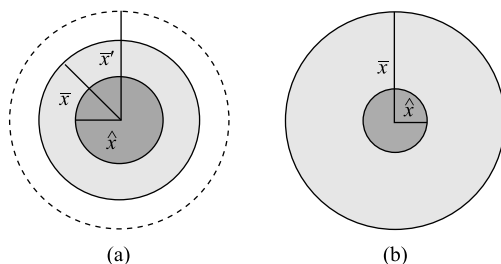


图2 容积率规制前后人口密度变化示意图（俯视视角）

为了更为直观地反映城市内部容积率规制前后的人口密度分布结构变化情况,分别在图1、图2中以城市的截面与俯视两个角度展现了城市内部的人口密度分布,两者相互呼应。根据城市单中心理论,图1中的曲线斜率即表示城市内部人口密度梯度,距离市中心距离 $\hat{x}$ 范围内的区域对应于图2(a)中半径为 $\hat{x}$ 的圆形区域,表示初始的人口高密度区域;而距市中心 $\hat{x} < x < \bar{x}$ 范围内为城市初始的郊区范围对应图2(a)的中间环形区域,表征城市的低密度区域。

综合容积率规制的两方面影响,在城市人口高、低密度标准未作改变的情况下,可以推断出,城市中心区人口的向外迁移使得原本高密度区域的面积减小,低密度区域的面积增加(如图2(b)所示)。城市边界向外扩张,进一步增加了低密度区域的面积。对于整个城市来说,低密度区域的人口及面积的占比逐步提升,城市总体人口密度趋向分散化,如图1中规制后人口密度的曲线斜率所示,城市结构的分布梯度也逐渐趋于平坦。综上,城市郊区边界的外扩以及城市中心高密度区域可能的向内收缩,使得城市低密度区域的人口及面积占比增加,城市空间表现出低密度蔓延的现象。

### 三、计量模型与指标选取

本文选取2007—2013年间中国城市面板数据作为研究样本,其原因主要在于以下两点:第一,2007年以前我国《土地管理法》未明确规定土地交易必须通过中国土地市场网等官方平台向社会公布,造成微观土地交易数据库中的前期样本量较少,为了保证规制指标数据的代表性,将起始时间选为2007年;其次,构造核心变量城市蔓延指标的主要数据——DMSP全球夜间灯光影像数据截至2013年,在考虑夜间灯光数据的统计口径及精确度异质性的前提下,本文以2013年为样本末期。同时,鉴于容积率规制的政策作用主要限于城市范围,且已有研究认为我国市辖区更为符合城市的一般性定义,所以将中国地级及以上城市的市辖区作为研究对象。

#### (一) 模型设定

参照现有文献的常用做法,为了验证容积率规制与城市空间结构之间的因果关系,本文建立经验回归的基准模型如下:

$$\ln sprawl_{it} = \alpha + \beta_1 \ln FARR_{it} + \beta_2 \ln sprawl_{i,t-1} + \beta_3 X_{it} + \mu_i + \gamma_t + \epsilon_{it}. \quad (8)$$

模型等式(8)中,下标 $i$ 、 $t$ 分别表示城市与年份, $\alpha$ 为常数项, $\mu_i$ 和 $\gamma_t$ 分别指代城市固定效应与时间固定效应, $\epsilon_{it}$ 为误差项。 $\ln sprawl_{it}$ 表示本文衡量城市空间结构的蔓延指数变量, $\ln FARR_{it}$ 代表容积率规制变量, $X_{it}$ 为可能影响城市蔓延的其他变量集合,根据已有文献的经验做法,控制变量集合包括人口规模 $\ln pop$ 、地铁开通虚拟变量 $dumsubway$ 、人均道路面积 $\ln proad$ 、实际人均收入水平 $\ln rpgdp$ 、实际GDP总量 $\ln rgdp$ 、第二产业产值占比 $industry$ 、

外商直接投资占比  $pfdi$ 、财政缺口压力改善指数  $fisgap$ 、市场不确定性指标  $lnstd$ ，以及市委书记和市长的政治晋升激励指数  $incentives$  和  $incentivem$ 。上述因素中，市委书记与市长指标的数据由本文从各地方政府官网、择城网等网站上手工整理得到，其他数据均来自相应年份的《中国城市统计年鉴》《中国城市建设统计年鉴》，Landscan 全球人口动态统计栅格数据库，以及百度百科信息等。考虑到被解释变量城市蔓延可能存在的序列自相关问题，模型中还加入了蔓延指数变量的滞后项  $lnsprawl_{i,t-1}$ 。本文将运用最小二乘法 OLS 以及工具变量法 IV 两种方法估计模型，并主要关注容积率规制对于城市蔓延的影响，即待估计参数  $\beta_1$  的符号与显著性水平。

## （二）容积率规制的度量

现有文献主要以城市内各地块的法定容积率上限均值作为容积率规制的衡量指标，具有一定的合理性（Brueckner and Sridhar, 2012；Cai *et al.*, 2017）。本文在此基础上，结合中国特有的土地所有制性质背景，对容积率规制的衡量做了一定的改进。<sup>1</sup>这样做的考虑在于，一方面，因各城市发展阶段的不同，出让地块的空间分布存在一定的差异，如部分大城市的新增地块交易可能更加集中于离市中心较远的区域，而空间分布的差异可能在代表性上影响到均值指标的可比性；另一方面，容积率规制虽然是国内外均采用的土地利用政策，但探究规制产生的影响需要基于特定的土地制度背景。与美国等国家的城市土地以私有为主不同，中国特有的土地制度规定全部城市土地均属于国有，且地方政府作为中央政府的代理人，在其城市土地市场上具有土地调控的权力，其中的调控对象包括出让地块的面积大小、法定容积率、所属位置、出让方式以及土地等级等。值得注意的是，除了法定容积率之外，上述其他调控因素也可能影响到城市空间结构。若忽略这些因素的作用，相应的遗漏变量问题将会干扰规制与城市蔓延之间的因果推断。对此，根据微观土地交易数据库中囊括的信息，将控制宗地面积、所属位置、出让方式以及土地等级等因素之后的平均法定容积率限值作为规制的度量指标，对现有衡量方式进行了一定拓展。具体构建过程大致如下：

首先，运用 Python 软件从中国土地市场网抓取 2007—2013 年各城市内一级土地市场的所有土地交易数据，总计 98 万多条交易记录。在原始微观交易数据的基础上，根据土地的出让方式，保留了以招标、拍卖与挂牌等市场化方式出让的地块，并进一步基于地理位置与土地用途筛选出市辖区范围内居住用地性质的地块；其次，根据地块的地理位置与名称信息，利用百度地图 API 以及 Google Map API 对每一个地块进行经纬度定位与校准，并依据

<sup>1</sup> 感谢审稿人对本文容积率规制的衡量方式提出的宝贵意见。限于篇幅，文中未详述中国法定容积率规制的制度背景，感兴趣的读者可关注 Cai *et al.* (2017) 对其的研究内容。

所在省域经纬度范围进行二次校准,从而获取每一个交易地块的精准地理定位。根据地块的经纬度信息,先利用夜间灯光数据识别出每个地级市夜间最亮的单元,将其作为城市中心并获得其所在位置经纬度,然后根据地块的经纬度数据计算出其到所在城市市中心的直线距离,并以此作为模型中的地块位置变量;最后,借鉴 Combes *et al.* (2019) 度量城市中心区地价的方法,构建法定容积率规制衡量的回归模型如下:

$$far_{pt} = \omega + \theta_{ii} D_i \times D_t + \theta_2 space_{pt} + \theta_3 location_{pt} + \theta_4 transfer_{pt} + \theta_5 grade_{pt} + v_{pt}. \quad (9)$$

式(9)中, *far* 表示地块法定容积率限值, *space* 为地块面积, *location* 为地块位置(以地块到相应城市中心的距离来衡量), *transfer* 与 *grade* 分别代表地块的价格和土地等级;下标 *p*、*i*、*t* 分别代表地块、城市以及年份,  $\omega$  为常数项, *D* 为虚拟变量,  $v_{pt}$  为误差项。此时,结合固定效应具有的特点(Hanlon and Miscio, 2017),以上模型中城市-年份固定效应  $D_i \times D_t$  的估计系数  $\theta_{ii}$  即为控制地方政府其他调控行为因素之后的法定容积率平均限值面板数据,本文将作为容积率规制的主要度量指标。<sup>2</sup> 相比于已有文献的方式,本文改进的衡量方法使得规制指标的数据更具可比性,且考虑了其他调控因素对城市空间结构可能的影响。

### (三) 城市空间结构的衡量

本文主要选取城市蔓延指数来表征城市空间结构。借鉴刘修岩等(2016)的方式,计算中国各城市的蔓延指数。具体而言,借助已校正的全球夜间灯光数据和 Landscan 人口栅格数据,提取同时满足灯光亮度(大于10)和人口密度(大于每平方千米1000人)要求的区域作为城市区范围,并利用人口栅格数据获取城市内的人口分布及其相应面积,两者相除即可得到区域人口密度。统一以2001年全国平均人口密度值作为高、低密度的划分标准,进而通过公式(10)计算蔓延指数 *Sprawl*:

$$Sprawl_i = \sqrt{SP_i \times SA_i}, \quad (10)$$

其中  $SP_i = 0.5 \times (L_i - H_i) + 0.5$ ,  $SA_i = 0.5 \times (LP_i - HP_i) + 0.5$ ,  $LP_i$  和  $HP_i$  分别为市区内人口密度低于和高于全国均值的人口占总人口的比重,而  $L_i$  与  $H_i$  则分别为市区内人口密度低于和高于全国均值的区域占总面积的比重,该指标较已有文献能更加准确地衡量城市人口分布的分散化以及空间的低密度化。当蔓延指数越趋近于1时,城市蔓延程度越高。除蔓延指数外,

<sup>2</sup> 参照 Hanlon and Miscio (2017) 的做法,固定效应可以用来捕捉剥离控制变量的影响之后的剩余部分。此外,借鉴 Combes *et al.* (2019) 的做法,本文通过控制住地块离市中心距离等位置因素,模型估计得到的实际上是 CBD 法定容积率上限值,该容积率规制指标具有更高的可比性。



还将以郊区化指数、城市内部人口变异系数等指标作为城市空间结构的稳健性补充。

#### （四）内生性与工具变量

本研究无法回避潜在的内生性问题：①反向因果。蔓延较快的地区能够取得更广的建设用地并布局更多的居住用地，此时地方政府可能倾向于采取更强的容积率规制。②遗漏变量。尽管在模型中加入了一系列控制变量，仍不能保证控制住影响城市空间结构的所有因素。③测量误差。本文基于土地交易数据尽可能合理地衡量容积率规制，但不可避免测量误差的存在。鉴于现实情况中缺乏大规模的城市增长随机试验或自然实验的机会，寻找合适的外生变异来源作为内生变量的工具变量就成为处理内生性的关键所在（Duranton, 2016）。本文谨慎地探索适合中国容积率规制的工具变量，其中主要存在两个难点：第一，规制相应的直接性外生变异来源较难寻找，已有文献选取的工具变量或不能满足外生性要求，抑或局限于特定制度背景；第二，本文的规制指标为面板数据类型，需要相应地找到在城市与时间维度上同时变化的工具变量。

参考现有研究的构建方法（Angrist and Keueger, 1991），创新性地构造出容积率规制的面板形式工具变量，其具体为横截面变异来源以及随时间变动的外生来源两个组成部分的乘积。首先，在截面变异部分，主要找到两种可能的的外生变异来源。其一为地理纬度 *Latitude*。为了符合建筑室内环境的卫生标准，我国政府制定的《城市居住区规划设计规范》要求，所有城市的区划中要满足大寒日不少于两小时的日照标准。居住区的住宅建筑日照标准是根据地区的大寒日及冬至日的太阳高度角和正午影长率来确定的，而地理纬度则决定了后者的分布水平。由于高纬度城市的冬季太阳高度角较小，所以通常在其控制性规划中制定较低的法定容积率限值，以达到居住日照标准。同时，纬度反映的是城市的相对地理位置，这一先天决定的自然特征能满足工具变量的强外生性条件（李治国等，2022）。其二是文化古迹数量 *Historical*。文化古迹通常以文物保护单位的形式被作为国土空间规划的重要内容，以保留历史文化与城市风貌。在控制性规划中，文物保护单位相邻区域的建筑物被严格地限制高度。理论上，城市内的文化文物保护单位数量越多，则建筑容积率越为受限。而且文化古迹形成于历史时期，是相对外生的变量。本文的文化古迹数量特指1961—2013年间国务院公布的七个批次全国重点文物保护单位总存量，选取最近的总存量能比早期存量具有更大幅度的外生变异，以增强因果识别的有效性。图3与图4中展示了地理纬度和古迹数量与容积率规制之间均存在显著的负相关性，符合上述理论逻辑。同时，检验发现地理纬度与古迹数量指标二者的相关性仅为0.05，说明两个外生变异来源相互独立。其次，时变外生变异来源选取的是全国平均住宅价格与各城市住房供给弹性

的比值 (简称为调整住房供给反弹性)。地方政府在设定法定容积率过程中将综合考虑市场与民生双重属性, 其中影响住房价格的特征以及基础设施建设边际成本等成为容积率限值考量的决定因素 (Brueckner *et al.*, 2017)。按此逻辑, 参照 Saiz (2010) 的做法, 计算调整住房供给反弹性并将其作为规制的工具变量, 机理在于住房供给反弹性与城市住房价格高度相关 (郭冬梅等, 2021), 进而会影响法定容积率标准的设定, 同时调整住房供给反弹性变量是城市住房市场相对外生的变量, 与大多重要变量之间是正交关系 (Mian and Sufi, 2011), 理论上满足外生性要求。由此, 本文分别以地理纬度、古迹数量与调整住房供给反弹性的乘积作为外生变异来源。

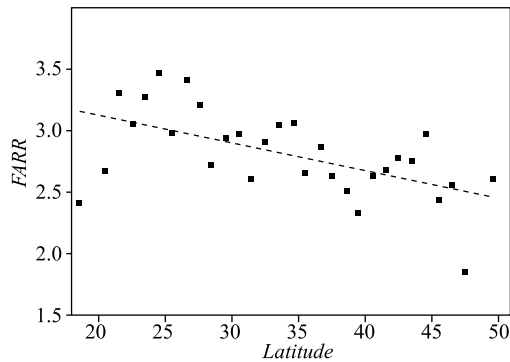


图 3 地理纬度与法定容积率的相关性

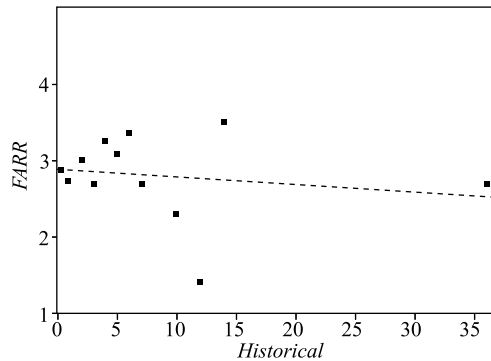


图 4 古迹数目与法定容积率的相关性

## 四、实证分析

### (一) 基准回归

本文首先直接运用最小二乘法 OLS 对基准模型 (8) 进行估计, 此时并不考虑容积率规制与城市蔓延之间是否存在内生性, 表 1 的第 (1) 列汇报了该估计结果。可以看出, 容积率规制变量  $\ln FARR$  的回归结果是显著为负的,

其系数值约为-0.01,说明样本期内随着容积率规制增强,城市蔓延的幅度将会增大。然而,以上结果仅显示了规制与城市蔓延之间存在负相关关系。正如前文所述,由于理论上容积率规制与城市蔓延之间存在内生性问题,以OLS法得到的估计结果可能是有偏的。因此,我们将通过工具变量法来克服模型中潜在的内生性问题,从而得到规制对于城市蔓延产生的净效应。

表1 基准回归结果

	OLS	IV	IV	IV
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>lnFARR</i>	-0.0111*** (0.0041)	-0.0937*** (0.0359)	-0.1776* (0.1021)	-0.1013*** (0.0332)
<i>L.lnsprawl</i>	0.0378 (0.0436)	0.0139 (0.0472)	-0.0091 (0.0666)	0.0118 (0.0482)
<i>lnpop</i>	-0.2711*** (0.0233)	-0.2769*** (0.0216)	-0.2828*** (0.0244)	-0.2775*** (0.0217)
<i>lnproad</i>	-0.0045 (0.0071)	-0.0093 (0.0077)	-0.0130 (0.0093)	-0.0096 (0.0077)
<i>dumsubway</i>	0.0751*** (0.0189)	0.0664*** (0.0186)	0.0560** (0.0227)	0.0654*** (0.0186)
<i>lnrpgdp</i>	-0.0139 (0.0097)	-0.0132 (0.0083)	-0.0125 (0.0081)	-0.0132 (0.0083)
<i>lnrgdp</i>	0.0154 (0.0250)	-0.0016 (0.0234)	-0.0145 (0.0305)	-0.0028 (0.0235)
<i>industry</i>	-0.0686 (0.0496)	-0.0495 (0.0529)	-0.0386 (0.0689)	-0.0485 (0.0540)
<i>pfdi</i>	-0.1829 (0.1345)	-0.1612 (0.1367)	-0.1060 (0.1739)	-0.1562 (0.1381)
<i>figgap</i>	-0.0285 (0.0331)	-0.0394 (0.0844)	-0.0349 (0.1295)	-0.0390 (0.0880)
<i>lnstd</i>	0.0053** (0.0025)	0.0060** (0.0025)	0.0063** (0.0030)	0.0060** (0.0025)
<i>incentives</i>	0.0007 (0.0009)	0.0011 (0.0010)	0.0013 (0.0012)	0.0011 (0.0010)
<i>incentivem</i>	0.0018 (0.0017)	0.0020 (0.0016)	0.0019 (0.0020)	0.0020 (0.0017)

(续表)

	OLS	IV	IV	IV
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>_cons</i>	2.7581*** (0.4819)	3.7774*** (0.5432)	4.1476*** (0.7629)	3.8108*** (0.5469)
年份固定效应	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是
地理纬度乘积	—	是	否	是
古迹数量乘积	—	否	是	是
DWH 检验 <i>P</i> 值	—	0.0107	0.0126	0.0020
第一阶段 <i>F</i> 值	—	26.551	6.981	15.369
15% 偏误下的临界值	—	8.96	8.96	11.59
20% 偏误下的临界值	—	6.66	6.66	8.75
过度识别检验	—	—	—	0.3597
样本数	1 952	1 924	1 924	1 924
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.936	0.925	0.893	0.923

注：(1) 表中括号内为聚类稳健标准误；(2) \*、\*\*、\*\*\* 分别代表估计系数在 10%、5% 和 1% 水平上显著，下同。

接下来，本文重点使用工具变量法对基准模型进行再次估计。依照上述识别策略，拟选取两组外生识别来源作为工具变量，第一组为地理纬度与住房供给反弹性的乘积，第二组为文化古迹数目与住房供给反弹性的乘积，表 1 的后三列展示了基于工具变量法的回归结果，其中第 (2)、(3) 列模型中分别单独引入地理纬度乘积、古迹数目乘积，而第 (4) 列中则同时引入了两组乘积。验证工具变量的有效性是使用工具变量法的前提条件。根据表 1 的第一阶段检验结果可得，本文选用这两组外生变异来源作为容积率规制的工具变量在统计意义上是合适的：首先，Durbin-Wu-Hausman 检验的 *P* 值在各模型中均小于 0.05，表明容积率规制确实内生于城市蔓延。由此，本文运用工具变量法对模型进行估计是必要的；其次，根据各列模型的第一阶段 *F* 统计量都大于 Stock and Yogo (2005) 的 20% 偏误下的临界值可知，模型中均不存在弱工具变量问题 (Saiz, 2010)，即满足了工具变量相关性的基本要求；最后，第 (4) 列模型采取的多重工具变量形式符合过度识别检验的条件，为验证工具变量的外生性提供了可能。由过度识别结果接受了所有工具变量都是外生的原假设可以得出，所选的工具变量达到强外生性要求。

比较表 1 中前后两种方法的估计结果可以发现，考虑内生性问题之后，容积率规制变量的估计系数仍然显著为负，即在影响方向上并无改变；但在影响程度上有所差异，工具变量法的估计值约为前者的 10 倍，这表明忽略内

生性问题将在很大程度上低估规制的效应。因此,本文主要运用工具变量法来评估容积率规制对城市空间结构的影响。具体从工具变量法的估计结果来看,采用不同工具变量得到的估计值基本接近,反映出本文的主要回归结果是稳健的。考虑到因果识别的有效性与丰富性,本文以引入地理纬度乘积的第(2)列,以及同时引入两组乘积的第(4)列模型作为基准回归结果进行解释。<sup>3</sup>其中,容积率规制变量  $\ln FARR$  的系数约为-0.10,且在1%的水平上显著,说明平均而言,容积率限值每下降1个百分点,城市蔓延水平将增加0.10个百分点,这表示加强容积率规制是显著地导致城市蔓延加剧的原因,验证了本文的理论观点。本研究通过识别容积率规制与城市空间结构的因果关系,为城市经济学领域探究的土地利用规制所产生的成本问题提供了一个基于发展中国家的新的经验证据。根据研究结果,政府在现实中制定城市土地利用决策时,不应低估过度的土地利用规制所带来的负面影响。

再观察其他控制变量的回归结果,人口规模变量  $\ln pop$  的系数显著为负,说明人口规模较大的城市表现出较低的蔓延倾向,这与秦蒙等(2016)的研究发现一致,其逻辑可能与样本期内中国城市化进程中的集聚优势较为明显有关,大城市的人口密度下降速度慢于小城市;地铁开通变量  $dum subway$  的系数显著为正,即开通地铁的城市,其空间结构通常表现出更低密度的发展模式,可以解释为地铁作为城市现代交通基础设施的典型代表,能够降低城市内部的通勤成本,提高居民在郊区居住的意愿,使得城市呈现去中心化的趋势(Gonzalez-Navarro and Turner, 2018);市场不确定性变量  $\ln std$  与城市蔓延呈正相关联系,即城市蔓延水平随着市场不确定的增加而提高,该发现与刘修岩等(2016)的估计结果相同;城市主官晋升激励指标的系数均为正,说明政治晋升激励与城市蔓延之间存在正向关联,背后的逻辑是地方官员在政治晋升激励博弈下,为了追求政绩而增加出让土地(Wang *et al.*, 2020),进而促进城市蔓延。

## (二) 稳健性检验

### 1. 更换核心变量指标

本文的基准部分主要以蔓延指数来衡量城市空间结构,并创新性地构建控制部分政府调控影响的法定容积率限值作为衡量规制的指标。本部分将首先采用其他形式的内部空间结构指标作为补充。第一个替代指标为郊区化指数,根据经典的单中心圆形城市理论,以城市中心3千米以外区域占市辖区的人口比重来衡量(刘修岩等,2016),其反映的是城市中心的生产活动及就

<sup>3</sup> 本文对工具变量的使用是谨慎的,文化古迹数目乘积的相关性虽然达到了检验标准,但不可否认其是相对较弱的,因而在基准回归选取中没有将它单独作为工具变量,以保证基准结果识别的高度有效。

业逐步向外围转移后的郊区人口密度水平,理论上与城市蔓延指数呈正比例关系;第二个替代指标是城市内部人口变异系数,其体现为城市人口密度分布的集中程度(Henderson *et al.*, 2021),可以表征空间发展模式的紧凑性,与城市蔓延之间形成反向关系。上述指标均利用 ArcGIS 软件提取人口栅格数据并计算得到。接着更换容积率规制的衡量方式以增强规制指标的稳健性。其一,参照现有文献的传统做法(Brueckner and Sridhar, 2012),以城市内每个交易地块的法定容积率上限的均值来衡量容积率规制,其为本文改进规制衡量的基础,能很大程度上代表容积率规制水平。其二,借鉴 Duranton (2016) 衡量哥伦比亚各城市容积率规制的做法,以作为规制结果的城市现实住宅容积率均值来体现容积率规制水平。

表 2 汇报了更换核心变量指标后的回归结果,其前、后四列分别对应城市空间结构和容积率规制指标的稳健性检验。由各列回归结果可知,替换核心变量的稳健性指标后,尽管系数值和检验结果有所差异,但均不影响增强容积率规制促使城市空间结构分散化的结论成立。

表 2 稳健性检验一:更换核心变量指标

	郊区化	郊区化	变异系数	变异系数	上限均值	上限均值	容积率	容积率
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
lnFARR	-0.2624*** (0.0881)	-0.2799*** (0.0815)	0.1316*** (0.0405)	0.1294*** (0.0378)	-0.1634** (0.0777)	-0.1773** (0.0713)	-0.3770** (0.1637)	-0.4079** (0.1700)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
地理纬度乘积	是	是	是	是	是	是	是	是
古迹数量乘积	否	是	否	是	否	是	否	是
第一阶段 F 值	26.551	15.369	26.551	15.369	8.992	5.954	6.629	3.417
20% 偏误下的 临界值	6.66	8.75	6.66	8.75	6.66	8.75	6.66	8.75
过度识别检验	—	0.3733	—	0.8415	—	0.4963	—	0.2004
样本数	1 924	1 924	1 924	1 924	1 860	1 860	1 898	1 898

## 2. 调整模型估计策略

本文基准回归中的识别策略是选取地理纬度、古迹数量与住房供给反弹性的乘积作为规制的外生变异来源。为了增强研究结果的稳健性,我们将继续尝试其他可能的模型估计策略。首先,参照已有文献的构造方式(Angrist and Keueger, 1991; 李治国等, 2022),替换(年份)时间虚拟变量作为时间变动部分,同样将其与地理纬度及古迹数量构成乘积形式的工具变量;其

次，考虑将滞后一期的容积率规制变量作为当期的工具变量，这也是面板GMM估计方法的常见思路；再次，采用更为广义的内生性处理方法控制函数法CFA (Wooldridge, 2015)，对模型进行重新估计；最后，将前面的面板数据回归调整为横截面回归，其中核心变量均为样本内的指标均值，并相应地引入地理纬度与古迹数量作为截面工具变量，此时估计重点由城市内部转向城市之间的视角来考察规制对空间结构的影响。

表3中的前五列中展示了上述面板数据类型的检验结果。不管采取何种估计策略，规制变量的估计结果均表明本文容积率规制促进城市蔓延的核心结论是稳健的，当然部分稳健性估计方法的有效性存在一定的不足。<sup>4</sup>表3的后两列中展示了截面回归结果，从规制变量的估计值显著为负可以得出，本文的主要结论在城市间比较时仍然成立。

表3 稳健性检验二：调整模型估计策略

	时间虚拟变量	时间虚拟变量	滞后期	CFA法	CFA法	截面回归	截面回归
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
lnFARR	-0.0689** (0.0341)	-0.0730** (0.0297)	-0.0961** (0.0490)	-0.0937* (0.0568)	-0.1013** (0.0504)	-0.1062** (0.0513)	-0.1059** (0.0511)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是	是
地理纬度乘积	是	是	是	是	是	是	是
古迹数量乘积	否	是	否	是	否	是	否
第一阶段F值	3.252	2.094	5.461	—	—	21.751	11.762
20%偏误下的 临界值	6.76	6.53	6.66	—	—	6.66	8.75
过度识别检验	—	0.0294	—	—	—	—	0.6841
样本数	1952	1952	1673	1924	1924	281	281

### (三) 机制分析

理论部分表明，建成区面积以及中心区人口密度是容积率规制影响城市空间结构的两条主要渠道。接下来，本文将进一步探讨容积率规制与城市建

<sup>4</sup> 感谢匿名审稿人对工具变量有效性的严谨提醒。在稳健性检验部分，过度识别检验结果表明以时间虚拟变量作为工具变量的构成部分在该模型中无法保证严格的外生性，可能的原因在于年份虚拟变量所包含的因素比较复杂，其中部分因素会对外生性产生干扰。本文并未将其作为主要的工具变量组成部分。

成区面积及中心区人口密度之间的关系,为研究规制对于城市蔓延的影响机制提供证据。

城市蔓延现象的具体表现为城市土地面积增长显著快于人口规模增长,进而导致城区密度下降,可见城市建成区的过快空间扩张是城市蔓延的成因之一。若容积率规制会影响建成区面积的扩张,即可影响城市空间结构的蔓延程度。为此,本文构建如下模型进行考察:

$$\ln area_{it} = \alpha + \beta_1 \ln FARR_{it} + \beta_2 X_{it} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it}. \quad (11)$$

式(11)中解释变量为容积率规制  $\ln FARR$ ,被解释变量  $\ln area$  以城市市辖区内建成区面积来衡量,该指标反映了城市现实已建成的面积范围,符合本文的研究需要。参考已有文献的做法,控制变量包括城市人口规模、GDP、财政支出占比、实际使用外资金额比重以及第三产业产值占比等。

表4汇报了容积率规制对城市建成区面积的回归结果。以工具变量法作为主要结果可得,规制变量  $\ln FARR$  的回归结果显著为负,表明加强容积率规制的确会促进建成区面积向外扩张,法定容积率限值每下降1%,建成区面积将增大0.4%。综合表1与表4的回归结果可知,城市建成区面积扩张是容积率规制影响城市蔓延的机制路径之一。可见,通过适当放松容积率规制来合理控制建成区的开发速度,有助于促进城市空间结构的可持续发展。

表4 机制检验一:容积率规制对城市建成区面积的影响

	OLS	IV	IV
	(1)	(2)	(3)
$\ln FARR$	-0.0433** (0.0201)	-0.4406*** (0.1357)	-0.3631*** (0.1148)
控制变量	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
城市固定效应	是	是	是
样本量	1 958	1 926	1 926

中心区人口密度是容积率规制影响城市空间结构的另一可能渠道。城市蔓延的一个典型特征是原本城市中心区域的人口与经济活动向郊区扩散,分散了城市内部的集聚优势。城市中心区的人口密度与城市空间结构之间存在紧密关联,这与本文构建蔓延指数的思路相呼应。据此,为了验证容积率规制对中心区人口密度的影响,本研究构建以下模型进行探究:

$$\ln density_{it} = \alpha + \beta_1 \ln FARR_{it} + \beta_2 X_{it} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it}. \quad (12)$$

以上模型中被解释变量为中心区人口密度  $\ln density$ ,本文参考 Gonzalez-Navarro and Turner (2018) 的做法,基于夜间灯光数据与人口栅格数据,以市辖区内灯光亮度最高值的点作为市中心,并将中心外围3千米内的区域定



义为中心区域，提取并计算得到中心区人口密度。式中控制变量包括人口规模、实际人均收入水平、人均道路面积、第二产业产值占比以及实际使用外资金额比重等。

接着，表5展示了规制对另一渠道中心区人口密度的回归结果。由各列结果可以看出，规制变量的估计系数均显著为正，意味着放松容积率限值将促进中心区人口密度提升，且该结果在考虑内生性与否的情形下都是稳定的，也就是说容积率规制的加强确实会降低中心区人口密度。在此基础上，本文还以城市容积率规制指标的平均值为界将所有城市分成两组，高于均值的定义为规制较松组，其余的作为规制较严组，观察两组容积率规制下的人口密度距离梯度发现，两组人口密度的距离梯度存在显著差异，规制较紧组的梯度线相对更为平缓，其中心区人口密度也更低，间接支持了以上观点。综合基准结果与以上发现，验证了城市中心区人口密度是容积率规制影响城市蔓延的另一机制路径。

表5 机制检验二：容积率规制对城市中心区人口密度的影响

	OLS	IV	IV
	(1)	(2)	(3)
lnFARR	0.0132** (0.0067)	0.1493** (0.0589)	0.1717*** (0.0547)
控制变量	是	否	是
年份固定效应	是	是	是
城市固定效应	是	是	是
样本量	1 956	1 928	1 928

## 五、结 论

土地利用规划作为国土空间规划的重要组成部分之一，是新时代中国城市空间的合理布局的关键所在。本文主要探究了容积率规制对中国城市空间结构的影响，发现容积率规制的增强将导致城市空间结构趋于分散化，内在机制在于规制将促使建成区面积过快增长以及中心城区人口密度下降。进一步来说，城市建成区向外快速扩张，使得通勤时间增加 (Li *et al.*, 2022)，进而提高居民出行成本；而建筑与人口密度的下降会削弱城市的集聚经济，抑制城市生产率提高和经济增长，最终均会降低居民福利。在文献脉络上，本文关注的是土地利用规制的成本问题，为规制的经济影响领域的研究提供了一个基于发展中人口大国的经验证据。

本文的启示在于，政府在制定城市土地利用政策过程中要兼顾收益与成

本,不可偏颇其一,尤其需要关注过度的土地利用规制可能引起城市空间布局的不合理问题。应坚持紧凑式的城市发展模式,在兼顾城市舒适度的基础上适当放松住宅容积率限值,同时加快旧城改造步伐,释放存量土地的空间活力,推动城市迈向既有活力又可宜居的高质量发展之路。

## 参考文献

- [1] Angrist, J. D., and A. B. Keueger, "Does Compulsory School Attendance Affect Schooling and Earnings?", *The Quarterly Journal of Economics*, 1991, 106 (4), 979-1014.
- [2] Bertaud, A., and J. K. Brueckner, "Analyzing Building-height Restrictions: Predicted Impacts and Welfare Costs", *Regional Science and Urban Economics*, 2005, 35 (2), 109-125.
- [3] Brueckner, J. K., and K. S. Sridhar, "Measuring Welfare Gains from Relaxation of Land-use Restrictions: The Case of India's Building-height Limits", *Regional Science and Urban Economics*, 2012, 42 (6), 1061-1067.
- [4] Brueckner, J. K., S. Fu, Y. Gu, and J. Zhang, "Measuring the Stringency of Land Use Regulation: The Case of China's Building Height Limits", *Review of Economics and Statistics*, 2017, 99 (4), 663-677.
- [5] Cai, H., Z. Wang, and Q. Zhang, "To Build above the Limit? Implementation of Land Use Regulations in Urban China", *Journal of Urban Economics*, 2017, 98 (2), 223-233.
- [6] Combes, P. P., G. Duranton, and L. Gobillon, "The Costs of Agglomeration: House and Land Prices in French Cities", *The Review of Economic Studies*, 2019, 86 (4), 1556-1589.
- [7] Ding, C., "Building Height Restrictions, Land Development and Economic Costs", *Land Use Policy*, 2013, 30 (1), 485-495.
- [8] Duranton, G., "Determinants of City Growth in Colombia", *Papers in Regional Science*, 2016, 959 (1), 101-131.
- [9] Fallah, B., M. Partridge, and M. R. Olfert, "Uncertain Economic Growth and Sprawl: Evidence from a Stochastic Growth Approach", *The Annals of Regional Science*, 2012, 49 (3), 589-617.
- [10] Gonzalez-Navarro, M., and M. A. Turner, "Subways and Urban Growth: Evidence from Earth", *Journal of Urban Economics*, 2018, 108 (6), 85-106.
- [11] Gyourko, J., and R. Molloy, "Regulation and Housing Supply", In: Duranton, G., J. V. Henderson, and W. Strange (eds.), *Handbook of Regional and Urban Economics*. North Holland-Elsevier, 2015, 5, 1289-1337.
- [12] 郭冬梅、李昕、刘春晓、孙伟增, "房价、财富不平等与城市犯罪率——基于中国地级市面板数据的实证分析", 《中央财经大学学报》, 2021年第9期, 第113-128页。
- [13] Han, W., X. Zhang, and X. Zheng, "Land Use Regulation and Urban Land Value: Evidence from China", *Land Use Policy*, 2020, 92 (3), 104432.
- [14] Hanlon, W. W., and A. Miscio, "Agglomeration: A Long-run Panel Data Approach", *Journal of Urban Economics*, 2017, 99 (3), 1-14.
- [15] Harari, M., "Cities in Bad Shape: Urban Geometry in India", *American Economic Review*, 2020, 110 (8), 2377-2421.
- [16] Henderson, J. V., D. Nigmatulina, and S. Kriticos, "Measuring Urban Economic Density", *Journal of Urban Economics*, 2021, 125 (5), 103188.

- [17] Li, J., M. Lu, and T. Lu. "Constructing Compact Cities: How Urban Regeneration Can Enhance Growth and Relieve Congestion", *Economic Modelling*, 2022, 113 (8), 105828.
- [18] 李治国、王杰、王叶薇, "经济集聚扩大了绿色经济效率差距了吗? ——来自黄河流域城市群的经验证据", 《产业经济研究》, 2022年第1期, 第29—42页。
- [19] 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—186页。
- [20] 刘修岩、杜聪、李松林, "自然地理约束、土地利用规制与中国住房供给弹性", 《经济研究》, 2019年第4期, 第99—115页。
- [21] Mian, A., and A. Sufi, "House Prices, Home Equity-based Borrowing, and the US Household Leverage Crisis", *American Economic Review*, 2011, 101 (5), 2132-56.
- [22] Muth, R. F., *Cities and Housing*. Chicago: University of Chicago Press, 1969.
- [23] 秦蒙、刘修岩、李松林, "中国的'城市蔓延之谜' ——来自政府行为视角的空间面板数据分析", 《经济学动态》, 2016年第7期, 第21—33页。
- [24] Saiz, A., "The Geographic Determinants of Housing Supply", *Quarterly Journal of Economics*, 2010, 125 (3), 1253-1296.
- [25] Sridhar, K. S., "Impact of Land Use Regulations: Evidence from India's Cities", *Urban Studies*, 2010, 47 (7), 1541-1569.
- [26] Stock, J., and M. Yogo, "Asymptotic Distributions of Instrumental Variables Statistics with Many Instruments", *Identification and Inference for Econometric Models: Essays in Honor of Thomas Rothenberg*, 2005, 109-120.
- [27] Sun, X., Y. Liu, T. Sun, S. Yu, C. Li, and L. Zhai, "Land Cover Changes and Urban Expansion in Chongqing, China: A Study Based on Remote Sensing Images", *Environment and Urbanization ASIA*, 2021, 12 (1\_suppl), S39-S58.
- [28] Wang, Z., Q. Zhang, and L. Zhou, "Career Incentives of City Leaders and Urban Spatial Expansion in China", *Review of Economics and Statistics*, 2020, 102 (5), 897-911.
- [29] Wooldridge, J. M., "Control Function Methods in Applied Econometrics", *Journal of Human Resources*, 2015, 50 (2), 420-445.
- [30] 曹清峰、王家庭, "中国城市蔓延的驱动因素分析及其贡献分解", 《兰州学刊》, 2019年第2期, 第78—95页。
- [31] 杨建坤、曾龙, "官员晋升激励推动了城市空间扩张吗——基于263个地级市及以上城市的经验证据", 《现代经济探讨》, 2019年第8期, 第25—34页。

## Floor Area Ratio Regulation and Urban Spatial Structure in China

LIU Xiuyan DU Cong\*

(Southeast University)

SHENG Xuerong

(Nanjing University)

**Abstract** We construct the floor area ratio (FAR) regulation index based on the micro-plot transaction data, and use the instrumental variable method to examine the impact of FAR regulation on the urban spatial structure in China. We find that the enhancement of floor area ratio regulation promotes the decentralization of urban spatial structure, and its impact mechanism is that strengthening floor area ratio regulation leads to the decentralization of urban space by promoting the expansion of built-up areas and the reduction of population density in central urban areas.

**Keywords** floor area ratio regulation, urban spatial structure, urban sprawl

**JEL Classification** R14, R52, R12

---

\* Corresponding Author: Du Cong, School of Economics and Management, Jiulonghu Campus, Southeast University, Jiangning District, Nanjing, Jiangsu 211189, China; Tel: 86-18762658094; E-mail: ducongseu@163.com.