

# 地方政策不连续与容积率管制

——来自城市土地出让的证据

秦蒙 杜聪 刘修岩\*

**摘要：**住宅容积率管制对塑造城市空间结构和调节住房供给都有重要作用。本文通过 Python 软件提取了 2005—2015 年间的 5.1 万余条住宅用地出让数据，实证分析发现：地方官员变更带来的政策不连续会导致容积率限值上升，这一效应在中国的北方和东部地区更明显，且仅存在于政策不连续发生当年。这很可能是因为地方政策不连续性减少了住宅用地的出让面积，进而需要更高的容积率来容纳城市人口。本文结论为优化我国城市的住宅用地规制提供了启示。

**关键词：**政策不连续性；容积率管制；住宅用地出让

**DOI:** 10.13821/j.cnki.ceq.2024.03.20

## 一、引言

随着我国人口向城市尤其是大都市（圈）不断集聚，城市用地资源压力增大，科学合理规划住宅建筑的密度与高度成为一个重要课题。在现实中，住宅容积率（floor area ratio, FAR）是既能决定住宅密度与高度，也能改变住房供给量的关键指标。国内外文献认为容积率影响了当地的住房供给、房价地价波动、城市空间结构甚至是民生福利与人地和谐关系等方面（Bertaud and Brueckner, 2005; Saks, 2008; Brueckner and Sridhar, 2012; Gyourko and Molloy, 2015; 刘修岩等, 2019; 刘修岩等, 2022）。绝大多数情况下，我国的住宅容积率取决于城市规划部门制定的容积率（上）限值。这一限值又称容积率管制，是对住宅地块上建筑总面积与相应地块面积的最高比值的限定。如果地块的容积率限值较低，就需要用较低的建筑高度或更大的楼间距来满足，单位地块面积所能供给的住房总面积也会较小（Bertaud and Brueckner, 2005; Brueckner et al., 2017）。本文将探究容积率管制如何受到地方政策因素尤其是政策不连续性的影响，这有助于将住宅高度和密度保持在相对合理的水平，从而稳定住房和土地价格，提高市民生活舒适度并最终形成健康的房地产供给侧和宜居宜业的城市空间环境。

有学者强调了自然地理因素在住宅用地规制中的作用。Saiz (2010) 认为区域内不

\* 秦蒙，山东财经大学经济学院；杜聪，东南大学经济管理学院，江南大学商学院；刘修岩，东南大学经济管理学院、国家发展与政策研究院。通信作者及地址：刘修岩，江苏省南京市东南大学路 2 号，211102；电话：13851903969；E-mail: lxiuyan320@seu.edu.cn。本研究得到国家社科基金青年项目“城市群空间结构优化促进区域协调发展的机制与路径研究”（19CJL020）和国家社科基金重大项目（22&ZD066）的资助。感谢匿名审稿专家，文责自负。

可开发土地比例会影响住房供给弹性；张浩然（2018）、刘修岩等（2019）认为城市的纬度、不可开发土地占比影响了我国住宅的容积率规制。容积率固然跟当地的自然地理条件、经济发展状况有很大关系（Saiz, 2010；张浩然, 2018），但应注意，我国城市化的制度背景有一定特殊性。国内地方政府在很大程度上主导着城市化的进程和住宅用地的开发，进而影响容积率规制，已有文献强调了这一观点（余靖雯等, 2015；彭冲和陆铭, 2019）。Wang et al. (2020) 发现地方官员的晋升激励较强时，当地政府更愿意选择在空间上外扩式的土地开发模式，提高土地出让面积的同时降低了住宅地块的容积率上限值。Cai et al. (2017) 考察了容积率限值调整这一现象，但未直接分析容积率规制本身的影响因素。

地方政府行为有时会受当地政策不连续的影响。这种不连续性的一个重要来源就是地方主政官员的更替（罗党论和余国满, 2015；杨海生等, 2015），不同的官员个体在发展思路等方面的差异导致官员变更前后会出现当地发展政策的不连续（Julio and Yook, 2012；杨海生等, 2014）。在国内，政策不连续性会对区域经济增长、地方债务与财政收入、企业经营发展、区域环保规制等许多方面造成影响（杨海生等, 2015；吴培材和王忠, 2016；徐业坤和马光源, 2019）。但现有研究几乎没有专门探讨政策不连续性如何影响容积率规制及其背后的土地出让行为。鉴于此，本文以地方主政官员的变更作为地区政策不连续性的代理变量来检验其对容积率规制的影响，从微观地块、城市截面和城市面板等层面进行效应识别，并分析可能的影响机制。本文得到以下主要结论：第一，地方政策的不连续性会导致住宅地块的容积率（上）限值升高，单位面积地块上的住房供给增加；第二，政策不连续性对容积率规制的影响，很可能是因为当地主管部门“卖地”的积极性和开发商的投资意愿暂时地减弱，减少了土地特别是住宅用地的出让面积，于是需要短时间内采用空间紧凑的土地开发方式，导致容积率（上）限值变高；第三，政策不连续的影响在我国东部和北方更明显，且仅对城市内离市中心较近的地块显著成立。上述结论既有助于容积率限值等住房供给规制工具的进一步优化，也为保障地方政策的平稳与连续性提供了政策建议。

相比 Wang et al. (2017) 等涉及住宅用地开发和容积率的代表性文献，本文有几个明显的区别或创新之处：一是研究对象方面，本文的主要关注点不是官员个人的特征和行为，而是从地方政策不连续性这一较为外生和客观的角度来分析；二是数据量化方面，在实证过程中综合运用了中国地理国情监测云平台、DMSP 夜间灯光等遥感数据资源，确保了核心指标的精度和稳健；三是研究思路方面，通过工具变量回归与排除竞争性假说的方式，对政策不连续性的作用进行了更准确的因果识别，为今后相关研究提供方法和观点上的新启发。

接下来的第二部分进行理论分析并提出研究假说；第三部分是模型、变量与数据来源；第四部分是实证分析的基准结果和稳健性检验；第五部分展开进一步的讨论和异质性分析；第六部分总结政策含义。

## 二、理论分析与研究假说

地方主政官员变化带来的政策不连续性将对当地的经济活动和土地出让行为产生影

响,这可能使规划部门改变对容积率规制的设定,可能的机理如下:首先,不连续性既打破了原有的政企合作关系(杨广亮,2018),也让当地的经济发展思路出现一些变化或是不确定性,这会增加企业面临的经营风险(钱先航和徐业坤,2014;徐业坤和马光源,2019)。因此,在本地经营的企业尤其是投资数额大、对政策风险更为敏感的房地产开发商,倾向于在出现政策不连续性前后的一段时期内缩减其投资和支出,减少对土地的开发需求。其次,政策不连续性导致当地经济增长在短期内有所放缓,招商引资活动暂时减少(杨海生等,2014)。当地政府部门对财政收入的需求会适度下降,而财政收入的一个重要来源就是对于土地尤其是住宅用地的出让,所以当地主管部门供给住宅用地的意愿会弱化。最后,地方官员和政府班组在更替期间也面临着比以往更多的信息不对称。尤其对于城市用地出让活动来说,涉及的利益主体较多且流程较为复杂(余静雯等,2015),所以政策不连续性提高了土地出让过程中的交易成本并减少土地供给。在供给和需求两方面综合影响下,地方政策的不连续性会在一段时间内降低土地尤其是住宅用地的出让数量。

尽量保障当地住房的供给以满足人口和经济活动的需求是地方主政官员和规划部门共同关注的目标之一。当地块自身特征(比如地块的区位、配套设施等)和其他经济社会因素既定时,如果住宅用地出让的总量暂时下降,那么规划部门就得适度提升 FAR 上限值来提高住宅开发的密度(Wang et al., 2020、刘修岩等, 2022),才能容纳日益增长的城市人口,否则难以维持住房供给的合理增长和住房价格的基本稳定。而当政策不连续性对住宅用地出让的影响消失后,随着住宅用地出让面积恢复到原先水平,就有条件出于居住舒适度、通勤压力等目标设定稍低一点的容积率限值。这就是 Wang et al., (2020) 等学者提到的城市空间面临“向外发展”(外扩型)还是“向上发展”(紧凑型)的选择。基于以上分析,本文提出研究假说:

**假说 1** 城市层面的政策不连续性导致住宅容积率上限值提高。

**假说 2** 城市层面的政策不连续性使当地新增住宅用地减少,这是导致容积率升高的重要机制。

### 三、模型与变量

#### (一) 被解释变量:地块的容积率上限值

基准回归用 2005—2015 年间新出让住宅地块的容积率上限值的自然对数  $\ln wfar_k$  作为被解释变量,该数值越高代表该地块可建造的住房总面积越大、开发模式越紧凑。地块数据来自中国城市微观土地交易数据库,该数据库报告了地块的容积率上限值、面积、出让方式、土地用途、交易价格等信息。<sup>①</sup> 本文用 Python 软件抓取、筛选出同时满

<sup>①</sup> 本文的住宅用地样本既包括用途明确标记为“住宅用地”的地块(占本文地块样本的绝大多数),也包括“经济适用住房用地”“公共租赁住房用地”“廉租住房用地”等其他以住宅用途为主的地块。国内绝大多数住宅地块的容积率限值精确到小数点后一位。微观土地交易数据可在“中国指数研究院”网站查阅和下载: <https://www.cih-index.com/>, 访问时间:2023 年 9 月 15 日。为避免变量下标过多,下文中在不产生歧义的前提下,可能会省略部分下标。

足位于地级市（即不包括京津沪渝、各自治州、盟和我国港澳台地区）的市辖区内，出让方式为招标、拍卖或挂牌，土地用途为住宅用地的地块样本。在此基础上再剔除容积率上限值等关键信息缺失或不明的地块，并对容积率限值最高和最低1%的地块数据进行 winsorize 缩尾，最终得到总计 5.12 万余条地块样本用于本文实证。在稳健性检验部分，还会用城市在 2005—2015 年新出让土地的容积率均值的对数  $\ln citywfar$  作为被解释变量，详见下文。

## （二）核心解释变量：地方政策的不连续性

地级市的党委书记在统筹制定经济和社会发展战略以及事关当地经济的决策中处于很重要的地位，市委书记的变更会在相当程度上改变当地经济社会的发展思路和政策安排（钱先航和徐业坤，2014；Cai et al., 2016；Wang et al., 2020），进而影响城市土地开发。因此，本文以 2005—2015 年间城市-年度层面的虚拟变量  $discon_{i,t}$  去度量地区政策的不连续性并作为基准回归的核心解释变量。 $discon_{i,t}$  等于 1 意味着当地当年出现了比较明显的政策不连续性。<sup>①</sup> 根据理论分析和假说 1，我们预期核心解释变量  $discon_{i,t}$  会正向影响本文的被解释变量  $\ln wfar$ 。地级市官员的相关信息均来源于百度百科、择城网<sup>②</sup>等网络资料。本文样本期内， $discon_{i,t}$  为 1 的城市-年度样本占总量的 26.8%。可见地方主政官员变更是很常见的现象。

## （三）计量模型设定

本文实证分析使用的基本模型如方程（1）：

$$\ln wfar_k = \alpha + \beta discon_{i,t} + \gamma X + \rho_i + \eta_t + \varepsilon, \quad (1)$$

其中， $\ln wfar_k$  是本文的被解释变量，含义如上文所述， $k$  为地块下标。 $discon_{i,t}$  衡量城市  $i$  在地块出让年份  $t$  的政策不连续性，是本文的核心解释变量。系数  $\beta$  反映当地的政策不连续性对当年出让地块的容积率规制的影响，是本文的关注重点。 $X$  是控制变量。 $\alpha$  和  $\varepsilon$  分别代表常数项和无法观测的误差项， $\rho_i$  和  $\eta_t$  分别代表城市和年份层面固定效应。用软件 Stata 14 进行微观地块样本的混合截面回归可得到本文第四部分的基准结果。

## （四）控制变量

为尽量避免遗漏变量问题，本文在方程（1）中加入可能影响住宅地块容积率的三类控制变量  $X$ 。第一类是地块  $k$  的基本特征，包括：① 地块离市中心的直线距离对数  $\ln dist_k$ ，根据单中心城市理论（Brueckner et al., 2017），离市中心越远，土地价格就越便宜，人口密度和住房需求量也相应较低，因而容积率（上）限值通常也较低。现实

<sup>①</sup> 参考钱先航和徐业坤（2014）等的做法，如果城市  $i$  在  $t$  年的市委书记出现变更且发生在 1—6 月，则虚拟变量  $discon_{i,t}$  取值 1，如变更发生在 7—12 月，则城市  $i$  的  $discon_{i,t}$  值在  $t$  年仍然取 0 但在  $t+1$  年取 1。如果在  $t$  年以及  $t-1$  年的 7—12 月均未发生变更，则  $discon_{i,t}$  值为 0。

<sup>②</sup> <https://www.hotelaah.com/>，访问时间：2023 年 5 月 20 日。

中,高层的商业或住宅建筑离市中心越近分布就越密集<sup>①</sup>。②虚拟变量  $zhaobiao_k$ , 如果地块是招标出让就为1, 否则为0。③虚拟变量  $guapai_k$ , 如果地块是挂牌出让就为1, 否则为0。如果  $zhaobiao_k$  和  $guapai_k$  都为0, 则该地块是拍卖出让。另外, 由于协议出让的地块在2004年后数量较少, 本文将协议出让的住宅地块样本全都剔除。④土地等级  $landgrade_k$ 。国土资源部门根据区域的自然和经济属性制定该区域内单位面积地块的基准出让地价。基准地价越高, 房产开发商在单位面积的地块上就需要供给更多的房屋才可获得利润, 所以容积率限值一般就越高。本文的微观样本包含1—12级的地块, 级别越高基准地价就越低, 故预期  $landgrade_k$  对于  $\ln wfar_k$  有负向影响。

第二类是地块配套设施变量。我们分别控制了离地块中心2公里以内的三星级以上酒店、中小学学校、医院、公园、娱乐设施(主要包括影院、剧场、KTV等)、一定规模的餐馆、超市和便利店, 以及地铁站等8种设施的数量。

第三类控制变量是在城市层面。<sup>②</sup> ①城市人口规模对数  $\ln pop_{i,t-1}$ ; ②地区的经济对外开放程度, 用实际外商投资占城市当年GDP的比重  $pf di_{i,t-1}$  来表征; ③城市产业结构  $second_{i,t-1}$ , 用第二产业增加值占城市当年GDP的比重来衡量; ④人均道路面积的对数  $\ln proad_{i,t-1}$ , 用城市当年的铺装道路总面积除以当年的人口规模而得到; ⑤城市人均公交车数量的对数  $\ln pbus_{i,t-1}$ ; ⑥人均财政支出的对数  $\ln pc ai_{i,t-1}$ 。

地块层面的基本特征变量均来自上文提到的微观土地交易数据, 配套设施的分布资料来自中国地理国情监测云平台<sup>③</sup>。城市层面的控制变量均采集于对应的市辖区范围内, 市辖区的人口规模  $\ln pop_{i,t-1}$  以及  $pf di_{i,t-1}$ 、 $second_{i,t-1}$ 、 $proad_{i,t-1}$ 、 $pbus_{i,t-1}$ 、 $pc ai_{i,t-1}$  等变量, 均由相应年份的《中国城市统计年鉴》直接获取或计算后得到。为减弱城市层面控制变量的内生性问题, 实证研究中如果没有特别说明, 将这类控制变量相对于被解释变量、政策不连续指标和地块层面控制变量都滞后一期(年)。而政策不连续性变量和地块层面控制变量均以被解释变量  $\ln wfar$  的同期加入模型。

## 四、基准实证结果与稳健性检验

### (一) 基准结果分析

本部分将回答政策不连续性对地块容积率规制的影响存在与否。表1的每一列都以代表政策不连续性的虚拟变量  $discon_{i,t}$  为核心解释变量, 以  $\ln wfar_k$  为被解释变量(因变量)。其中第(1)列是本文的基准回归, 控制了地块基本特征、配套设施特征和城市层面控制变量。可以看到不管控制变量的种类如何组合, 第(1)—(4)列的  $discon_{i,t}$  对

① 本文的市中心是指市辖区最亮的灯光栅格, 用 Arcgis 提取校正后的夜间灯光数据得到, 灯光数据校正参照了秦蒙等(2019)的方法。就算一些城市灯光最亮的地点并不必然是房价最高、配套最好的CBD市中心, 但通常离市中心距离也不远, 由于本文关注重点并非地块区位, 所以目前的做法是可接受的。篇幅所限, 灯光数据的下载地址及校正过程不详细展示, 欢迎读者来信。

② 本文的外商实际投资额用人民币计价, 按照当年汇率对统计年鉴上的美元数值进行了换算。人均财政支出也根据省级的价格指数进行了平减以保证其为实际值, 本文的价格指数用相应年份的各省GDP缩减指数经迭代计算获得, 省级层面的价格指数将适用于当年省内的每个城市。相关数据来自《中国统计年鉴》和《中国城市统计年鉴》。城市层面的控制变量主要参考了Brueckner et al. (2017)、秦蒙等(2019)、张浩然(2018)等文献, 考虑了可能影响地区经济增长和城市用地开发的常见因素。

③ <http://www.dsac.cn/>, 访问时间: 2023年8月10日。

容积率的影响都显著为正。在出现政策不连续性的年份里，当地、当年的新出让住宅地块的容积率上限值将提升约1.4%—1.6%。意味着政策不连续导致住宅容积率规制放松，FAR上限值提高，支持了本文假说1。此外，离市中心距离 $dist$ 越远，容积率上限值就越低。相比于拍卖出让的住宅用地，招标地块的容积率更低，而挂牌地块容积率没有显著差异。土地等级越高，FAR限值也越低，符合之前的预期。相比 $discon_{i,t}$ 和地块自身特征，城市层面的控制变量基本不显著。

为了验证控制变量选取的合理性，我们在表1第(5)—(6)列改变了城市层面特征的控制方式，不再控制城市层面滞后一期的变量，而是分别控制2004年（本文样本期的前一年）的 $\ln pop$ 、 $pf di$ 、 $second$ 、 $\ln proad$ 、 $\ln p bus$ 、 $\ln p cai$ 与2005—2015各年份虚拟变量的交互项（记为“城市变量 $_{2004} \times year$ ”）。 $discon_{i,t}$ 对容积率的影响依然是显著为正的。我们也在表1第(1)列的基础上，把滞后一期的城市特征悉数换成当期值，当期的核心解释变量 $discon_{i,t}$ 的系数依然显著为正。该结果见表1第(7)列。

表1 政策不连续性与住宅容积率规制

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
$discon_{i,t}$	0.0153** (0.0077)	0.0149** (0.0075)	0.0138* (0.0074)	0.0161** (0.0079)	0.0184** (0.0079)	0.0174** (0.0076)	0.0166** (0.0080)	0.0261** (0.0104)
$\ln dist$	-0.0319*** (0.0061)		-0.0315*** (0.0059)			-0.0321*** (0.0060)	-0.0318*** (0.0063)	-0.0422*** (0.0097)
$zhaobiao$	-0.0472** (0.0195)		-0.0513*** (0.0195)			-0.0463** (0.0186)	-0.0515** (0.0200)	-0.0153 (0.0267)
$gwapai$	-0.0019 (0.0142)		-0.0030 (0.0139)			-0.0048 (0.0132)	-0.0110 (0.0151)	0.0317* (0.0188)
$landgrade$	-0.0164*** (0.0034)		-0.0162*** (0.0033)			-0.0161*** (0.0034)	-0.0163*** (0.0033)	-0.0188*** (0.0039)
$\ln pop_{i,t-1}$	-0.0063 (0.0482)			0.0120 (0.0499)			—	0.0541** (0.0215)
$pf di_{i,t-1}$	0.0008 (0.0035)			-0.0009 (0.0032)			—	0.0028 (0.0050)
$second_{i,t-1}$	-0.0004 (0.0009)			-0.0001 (0.0011)			—	-0.0002 (0.0014)
$\ln proad_{i,t-1}$	-0.0259 (0.0233)			-0.0227 (0.0256)			—	-0.0616** (0.0309)
$\ln p bus_{i,t-1}$	-0.0299 (0.0219)			-0.0264 (0.0217)			—	0.0057 (0.0229)
$\ln p cai_{i,t-1}$	0.0002 (0.0154)			-0.0029 (0.0170)			—	0.0059 (0.0202)
$att_i$							—	0.0007*** (0.0002)
$attsq_i$								-8.02e-07*** (3.04e-07)

(续表)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
$liedu_i$								-0.0292 (0.0197)
$undev_i$								0.0151 (0.0098)
$latitude_i$								-0.0044* (0.0024)
$longitude_i$								-0.0068** (0.0030)
配套设施	控制	无	控制	无	无	控制	控制	控制
年份 $dummy$	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市 $dummy$	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	无
城市变量 <sub>2004</sub> $\times year$	无	无	无	无	控制	控制	无	无
常数项	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本数	44 894	51 226	47 285	48 460	48 481	44 910	44 894	44 894
$R^2$	0.2983	0.2425	0.3039	0.2349	0.2301	0.2946	0.3002	0.1721

注:\*\*\*、\*\*和\*分别代表估计系数在1%、5%和10%的置信水平上显著,标准误均已聚类到城市层面。所有回归均通过了联合F检验(对应p值小于0.05)。表2中8个配套设施指标的系数估计结果均未详细列出。若无专门说明,后面的表格适用以上注释,且均控制年份和城市固定效应、常数项,控制变量则参照表2第(1)列。另外,因篇幅所限,第(8)列新增控制变量的数据来源以及下文部分回归结果省略汇报,欢迎读者来信查阅。

为进一步验证稳健性并考察地理因素的影响,表1第(8)列不再控制城市固定效应,而是加入了城市层面上不随时间变化的如下控制变量:①市辖区的地表粗糙度 $att_i$ 和粗糙度的平方 $attsq_i$ ;②抗震设防烈度 $liedu_i$ ,地震风险越高的城市越要严格控制楼层高度,预期城市的 $liedu_i$ 对地块容积率的影响为负;③不可开发土地占比 $undev_i$ ,城市市辖区内坡度超过15度的坡地区域以及湖泊、河流、湿地等水体可被视为不可开发土地,其在市辖区总面积中的占比即为 $undev_i$ (Saiz, 2010);④城市市中心的纬度 $latitude_i$ 和经度 $longitude_i$ ,预期纬度对容积率限值有负向影响,因为高纬度地区正午时分的阳光照射角度小,所以容积率规制上限要相应降低才可确保居民日常采光(张浩然, 2018)。采用了这些控制变量后, $discon_{i,t}$ 依然显著为正。综上所述,表1的结果均指向了地方政策不连续会提高容积率(上)限值的结论。

## (二) 稳健性检验:剔除部分样本或改变数据处理方式

本节包括以下操作:(1)剔除滨海城市的全部住宅地块样本。<sup>①</sup>(2)剔除合肥、芜湖、马鞍山三个城市在2005—2015年间新出让的地块。2010年安徽省巢湖市被撤销,其辖区并入合肥、芜湖和马鞍山,我们担心这会影响到合芜马三市的土地开发和容积率规

<sup>①</sup> 滨海城市样本的特殊性主要因为两点:一是滨海城市通常有更多的别墅等低容积率住宅;二是滨海城市的地质结构较为特殊和复杂,会影响建筑成本和容积率。本文将秦皇岛、大连、营口、葫芦岛、连云港、宁波、舟山、泉州、厦门、青岛、烟台、威海、日照、深圳、珠海、汕头、汕尾、湛江、北海、防城港、海口和三亚作为滨海城市。

制。(3) 剔除 2005—2014 年出现过撤县设区的城市及其地块样本<sup>①</sup>。(4) 剔除抗震设防烈度最高(里氏 8 级)的城市的全部地块。(5) 用未经过 winsorize 缩尾的微观地块容积率限值对数  $\ln far_k$  为被解释变量。(6) 对系数标准误的估计方法做了调整,包括采用非聚类标准误或将标准误聚类到地块所在的区级行政代码上。(7) 地块容积率不取对数。(8) 将之前控制的城市固定效应改为地块所在辖区的区级固定效应,或者加入“城市×年份”的高维固定效应。经过以上稳健性检验,政策不连续性对容积率限值仍有显著为正的影响。

### (三) 稳健性检验：考察政策不连续性的滞后或提前效应

表 2 考察了地区政策不连续性的影响是否具有滞后或提前效应。其中第(1)—(2)列是将滞后一期的  $discon_{i,t}$  变量作为核心解释变量,不管有无控制变量, $t$  年的政策不连续性对当地  $t+1$  年的住宅地块容积率都没有显著影响,从第(3)—(4)列结果看,变更对于  $t+2$  年更不会有影响。这说明不连续性对容积率限值的影响只存在于当年,不会有很长(比如超过一年)的滞后效应。第(5)—(7)列显示:政策不连续性也没有提前效应。这在侧面印证了本文假说 1 不仅在统计意义上成立,而且是具有因果逻辑的。如果确实是因为官员变更的政策不连续性减少了土地出让量从而推高住宅容积率,那么这一现象就不应该有明显的提前效应。篇幅所限,控制变量系数未展示。

表 2 稳健性检验：政策不连续性的滞后和提前效应

	滞后一期	滞后一期	滞后两期	滞后两期	提前一期	提前一期	提前两期
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
$discon_t$	-0.0015 (0.0079)	0.0027 (0.0079)	-0.0098 (0.0088)	-0.0082 (0.0087)	-0.0037 (0.0070)	-0.0075 (0.0084)	0.0058 (0.0087)
控制变量	控制	无	控制	无	控制	无	控制
样本数	44 894	51 226	44 894	51 226	42 156	42 156	37 518
$R^2$	0.2974	0.2417	0.2975	0.2418	0.2954	0.2407	0.2966

### (四) 稳健性检验：城市样本截面回归

接下来尝试城市层面样本的横截面估计。表 3 第(1)—(5)列的被解释变量  $\ln city-wfar_i$  是城市  $i$  在 2005—2015 年内新出让的全部住宅用地样本(winsorize 两端缩尾后)的容积率上限值的平均数,然后再取对数。核心解释变量  $0515discon_i$  反映了城市  $i$  在 2005—2015 年间的政策不连续程度,参考罗党论和余国满(2015)的方法,可以用 2005—2015 年在城市  $i$  任职过的市委书记总数来反映,总数越多代表地方政策在此期间的政策不连续程度越高。由于表 3 的城市截面数据的时间跨度很大,城市层面的控制变量难以遴选,于是本节的基准回归中,仅控制一些不随时间变化的自然地理特征,就是

<sup>①</sup> 其实不用过于担心很多地级市在样本期间的撤县设区,因为本文均以 2005 年的市辖区为标准提取地块,即便 2005 年后的某年里城市  $i$  发生了撤县设区,那么新设区的新建住宅地块不进入样本,尽量避免了同一地级市内微观地块的不可比。但谨慎起见,还是在稳健性检验中剔除此类城市。



表1第(8)列的  $att_i$ 、 $attsq_i$ 、 $liedu_i$ 、 $undev_i$ 、 $latitude_i$  和  $longitude_i$ ，对于  $lncitywfar_i$  来说，它们既满足外生性，也有一定的相关度。本节的基准回归结果见表3第(1)列，而在此基础上，第(3)列剔除滨海城市，第(4)列剔除  $liedu$  为8的城市，第(5)列又加入了可能反映2005年前城市  $i$  经济社会特征的“其他控制变量”，包括2004年的人口总量  $lnpop$ 、人均道路面积  $lnproad$ 、人口密度的对数  $lndens$  和人均实际收入的对数  $lnprgdp$ 。这几个变量的估计系数不展示。第(6)–(7)列则以城市  $i$  同期内按地块面积加权的容积率上限均值  $wtedRFAR_i$  的对数，作为被解释变量。

无论是用  $lncitywfar_i$  还是  $wtedRFAR_i$  表示2005–2015年的容积率均值，变量  $0515discon_i$  的系数都是显著为正。由此可知，政策不连续对住宅容积率限值的提升效应是相当稳健的，用微观地块数据和城市截面数据都能够被验证，肯定了假说1的论断。

表3 稳健性检验：城市截面数据的估计结果

因变量	$lncitywfar_i$	$lncitywfar_i$	$lncitywfar_i$	$lncitywfar_i$	$lncitywfar_i$	$lnwtedRFAR_i$	$lnwtedRFAR_i$
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
$0515discon_i$	0.0318** (0.0136)	0.0292** (0.0147)	0.0288** (0.0141)	0.0327** (0.0148)	0.0221* (0.0122)	0.0286** (0.0134)	0.0270* (0.0145)
$att_i$	-0.0003 (0.0003)		-0.0003 (0.0003)	-0.0010** (0.0004)	-0.0001 (0.0003)	-0.0002 (0.0003)	
$attsq_i$	2.74e-07 (3.16e-07)		2.34e-07 (3.18e-07)	1.67e-06** (6.63e-07)	1.44e-07 (2.91e-07)	4.59e-07 (4.66e-07)	
$liedu_i$	-0.0361 (0.0222)		-0.0360 (0.0235)	-0.0466* (0.0253)	-0.0557*** (0.0201)	-0.0138 (0.0223)	
$undev_i$	0.2302** (0.1005)		0.2316** (0.1023)	0.3766*** (0.1128)	0.3038*** (0.0898)	0.0732 (0.1002)	
$latitude_i$	-0.0057** (0.0026)		-0.0056* (0.0028)	-0.0053* (0.0029)	-0.0002 (0.0022)	-0.0094*** (0.0026)	
$longitude_i$	-0.0047 (0.0032)		-0.0040 (0.0033)	-0.0068* (0.0036)	-0.0085*** (0.0024)	-0.0037 (0.0030)	
其他控制变量	无	无	无	无	控制	无	无
样本数	273	273	253	233	273	273	273
$R^2$	0.1530	0.0120	0.1459	0.2343	0.3378	0.1461	0.0099

## 五、进一步的讨论

### (一) 影响机制检验：住宅用地面积的变化

接下来考察本文假说2提到的影响机制。首先计算出城市  $i$  在(2005–2015年)第  $t$  年出让住宅地块的总面积，取对数后记为  $lnlandarea_{i,t}$ 。然后表4第(1)–(3)列的微观地块样本回归不再控制  $discon_{i,t}$ ，而是以可能影响容积率限值的机制，包括  $lnlandarea_{i,t}$  和每个地块面积的对数  $lnparcel$  作为核心解释变量。表4第(1)列表明，单个地

块面积的下降会使该地块的容积率上限值提高。与此同时，第(2)—(3)列提示：当年新出让的住宅用地总面积  $\lnlandarea_{i,t}$  也与该城市内的地块容积率显著负相关。表4第(1)—(3)列似乎都指向了住宅用地出让面积的缩减是改变容积率的关键机制。但是表4第(4)列表明，政策不连续性变量  $discon_{i,t}$  对  $\lnparcel$  的影响并不显著。第(5)—(7)列使用2005—2015年城市层面样本的面板数据，控制变量仅包括表1第(1)列中城市层面的特征，不再包括地块层面的控制变量，其中第(7)列还控制了变量  $year$  来反映城市的住宅用地出让面积随年份变化的趋势。结果显示：政策不连续性都显著地降低了年度住宅用地的出让总面积  $\lnlandarea_{i,t}$ 。由此可见，住宅用地总面积是改变地块容积率的一个影响机制。地方主管部门面临的政策不连续性，会在整个城市层面上缩减住宅用地的出让量，而不是仅仅改变某几个地块的面积。<sup>①</sup>至此，我们认为本文假说2得到了很大程度的验证。土地出让总量和容积率之间的变化机理也与相关领域的文献相呼应(Wang et al., 2020)。我们还以  $\lnlandarea_{i,t}$  为被解释变量考察了类似表2中不连续性提前和滞后一期的效应，发现并不显著，该结果未展示。

表4 影响机制的检验

因变量	$\ln\omega far$	$\ln\omega far$	$\ln\omega far$	$\ln parcel$	$\ln landarea$	$\ln landarea$	$\ln landarea$
	地块层面	地块层面	地块层面	地块层面	城市层面 FE	城市层面 RE	城市层面 FE
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
$discon_{i,t}$				0.0280 (0.0415)	-0.0838* (0.0479)	-0.0805* (0.0478)	-0.0927** (0.0471)
$\lnlandarea_{i,t}$		-0.0184* (0.0109)	-0.0191*** (0.0072)				
$\ln parcel$	-0.0334*** (0.0044)						
$year$							0.1854*** (0.0228)
控制变量	控制	控制	无	控制	控制	控制	控制
样本数	44 894	44 894	51 407	44 894	2 108	2 108	2 108
$R^2$	0.2033	0.2860	0.2423	0.2033	0.2425	0.2512	0.1537

接下来参照表3的思路，用城市截面数据再次验证2005—2015年间的政策不连续程度对同期住宅用地总面积的影响。表5第(1)、(2)列分别展示了城市*i*的住宅用地总面积存量的增长率  $resland0415_i$  (用2015年住宅用地总面积对数减去2004年相应指标的对数值来计算)，对2005—2015年容积率上限均值  $\ln city\omega far_i$  的影响。不管是否控制当地的政策不连续性程度  $0515discon_i$ ，住宅用地增长率  $resland0415_i$  的系数都显著为负，意味着2004—2015年间新出让的住宅用地越少，2005—2015年新建住宅的容积率

<sup>①</sup> 我们承认，住宅用地出让面积这一机制变量作为解释变量可能有一定的内生性，但表4和表5至少证明了Wang et al. (2020)、刘修岩等(2022)所说的新增住宅用地面积和容积率限值之间存在相互替代的负相关性，政策不连续性会导致较少的新增住宅用地和“向上发展”的开发模式。

上限均值就越高。<sup>①</sup>表5第(3)、(4)列展示了  $0515discon_i$  对  $resland0415_i$  的影响,其中还控制了2004年的住宅用地总面积的对数和2004—2015年间城市市辖区总GDP的对数增长量  $gdp0415_i$ ,从而剥离初始规模和经济增长对土地出让面积的影响,更准确地观测政策不连续性本身。经回归发现:2005—2015年的不连续程度越高,同期的住宅用地出让总量就越低。

表5 影响机制的检验:城市截面样本回归

因变量	$lncitywfar_i$	$lncitywfar_i$	$resland0415_i$	$resland0415_i$	$indu0415_i$	$indu0415_i$
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$0515discon_i$		0.0102 (0.0143)	-0.0557* (0.0290)	-0.0695** (0.0342)	-0.0391 (0.0539)	-0.0515 (0.0586)
$resland0415_i$	-0.0614** (0.0262)	-0.0586** (0.0266)				
$lnresland04_i$			-0.6906*** (0.0772)	-0.1909*** (0.0451)		
$lnindu04_i$					-0.7038*** (0.0958)	-0.1491*** (0.0514)
$gdp0415_i$			0.2809*** (0.0919)		0.1730 (0.1669)	
控制变量	控制	控制	控制	无	控制	无
样本数	210	210	210	210	210	210
$R^2$	0.3582	0.3596	0.4735	0.1049	0.2901	0.0421

此外,用计算  $resland0415_i$  的方法和数据来源,我们算出了工业用地总面积在2004—2015年的增速  $indu0415_i$ ,表5第(5)—(6)列显示:地方政策不连续程度对2004—2015年间工业用地增长幅度无显著影响。由此可推断:住宅用地的出让量减少并非工业用地挤压所致,而是政策不连续性的本身就减少了新增住宅用地面积,进而提高了新开发地块的容积率限值。住宅和工业用地的总量数据来源于相应年份的《中国城市建设统计年鉴》。

## (二) 因果识别策略:工具变量回归

本文认为地方官员变更产生的政策不连续是相对外生的冲击。因为现实中住宅容积率限值几乎不可能反向影响地方主政官员的变更。而且一些可能同时影响官员变更和容积率上限值的特征(比如城市人口规模等)以及年份和地区固定效应也都被控制,尽量减弱了遗漏变量问题。所以有理由相信核心解释变量的内生性并不严重。

但是,严谨起见,接下来采用工具变量回归的识别策略。我们选用地级市所在省份在  $t-1$  年的省长年龄  $lprovage_{i,t-1}$  作为  $t$  年城市  $i$  的政策不连续性  $discon_{i,t}$  的工具变量。

<sup>①</sup> 表5中的控制变量采用了表3第(5)列的组合,包括  $att$ 、 $attsq$ 、 $liedu$ 、 $undev$ 、 $latitude$ 、 $longitude$ 、 $lnpop$ 、 $lnproad$ 、 $lndens$  和  $lnprgdp$ 。

理由有两方面：一方面，原省长离任后通常由副省长或省会城市的市委书记晋升后接任。而副省长或省会市委书记离任后主要从本省其他城市选拔市委书记来补缺。所以省长的离任可能带来本省多名市委书记变更。上一年的省长年龄越大，今年省长退休或改任其他岗位的可能性就越高（Wang et al., 2020），所以  $lprovage_{i,t-1}$  作为工具变量具备相关性，预期其对  $discon_{i,t}$  有正向影响。另一方面，省长年龄不会受到一年后市委书记变更的反向影响，外生程度高。在表1第(1)、(2)列基础上进行的2SLS回归结果详见表6的第(1)—(4)列。使用工具变量后，政策不连续性  $discon_{i,t}$  对于地块容积率限值依然有显著为正的影响且第一阶段估计中  $lprovage_{i,t-1}$  系数显著为正，符合预期， $F$  值也至少在5%的置信水平上拒绝了  $lprovage_{i,t-1}$  是弱工具变量的原假设。该表第(5)列中  $discon_{i,t}$  的系数依然显著为正，但  $lprovage_{i,t-1}$  本身不显著，说明上一年的省长年龄  $lprovage_{i,t-1}$  仅通过影响市委书记变更而影响地块容积率，满足工具变量的排他性要求。第(1)—(5)列结果表明  $lprovage_{i,t-1}$  是较为可靠的工具变量，这也说明：无论地方官员变更是否严格外生，都足以证明政策不连续性提高地块容积率的结论很可信。表6第(6)—(7)列的2SLS估计也再次表明，市委书记变更对于当地、当年的住宅用地出让面积产生了显著的缩减效果。

表6 工具变量回归

	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段	排他性检验	第一阶段	第二阶段
	$discon_{i,t}$	$lnwfar$	$discon_{i,t}$	$lnwfar$	$lnwfar$	$discon_{i,t}$	$lnlandarea$
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
$lprovage_{i,t-1}$	0.0070*** (0.0007)		0.0078*** (0.0008)		0.0025 (0.0016)	0.0067** (0.0033)	
$discon_{i,t}$		0.2441** (0.1020)		0.3371*** (0.0967)	0.0145* (0.0077)		-2.8217*** (1.5693)
控制变量	无	无	控制	控制	控制	控制	控制
样本数	51 050	51 050	44 733	44 733	44 733	2 108	2 108
$F$ 值	90.209	—	101.13	—	—	4.153	—
$R^2$	0.1442	0.1980	0.1701	0.2125	0.2985	0.0662	—

我们还借鉴曹光宇等（2019）的思路以当年省内其他地级市的书记变更概率  $prob_{i,t}$  作为  $discon_{i,t}$  的工具变量。 $prob_{i,t}$  的计算方法就是城市  $i$  所在省份的各地级市（ $i$  城市除外）在  $t$  年发生市委书记变更的总数，再除以该省除城市  $i$  以外的地级市个数。预期当  $prob_{i,t}$  较高时，城市  $i$  也有更大的可能出现市委书记变更。用2SLS方法对微观地块数据进行检验后，第一阶段结果符合预期且不存在弱工具变量，第二阶段结果也再次证实了政策不连续会提升容积率限值。该结果未展示。

### （三）竞争性假说的排除

我们担忧核心解释变量  $discon_{i,t}$  对容积率规制的影响可能是因为和地方官员变更同时发生的其他因素而非政策不连续性本身。为排除可能的竞争性解释，本文将样本内的

市委书记分为两类并对本地来源虚拟变量  $local_{i,t}$  取不同数值,一类是市委书记在本次任期之前在当地工作,其虚拟变量  $local_{i,t}$  记为 1;第二类是市委书记在本次任期前在本城市以外任职,  $local_{i,t}$  等于 0。 $local_{i,t}$  值为 1 的书记通常由原市长晋升而来,对于本地的发展情况和政策思路较为熟悉(罗党论和余国满,2015),这种变更带来的政策不连续性应该是偏弱的。如果能观察到这种异质性,那么就证明官员变更的影响是通过政策不连续而产生的。

在表 7 的第(1)列中,市委书记变更对地块容积率的影响依然是正的,而  $local_{i,t}$  和  $discon_{i,t}$  的交互项  $localdiscon_{i,t}$  系数显著为负,意味着如果官员变更类型是由原市长转为本地市委书记,那么对容积率的影响会“大打折扣”。我们在反映住宅用地出让的回归中也加入了变量  $local_{i,t}$  和交互项  $localdiscon_{i,t}$ 。结果见表 7 第(2)列,  $discon_{i,t}$  系数显著为负的前提下,交互项的影响显著为正,说明本地晋升对应的官员变更对住宅用地出让  $lnlandarea_{i,t}$  的负向影响更小。这从侧面说明了官员变更导致住宅用地出让减少和容积率升高的深层原因,就是在于变更前后的政策不连续性。<sup>①</sup>

表 7 竞争性假说的排除:考察本地来源与任现职年份的作用

因变量	$lnwfar$	$lnlandarea$	$lnwfar$	$lnlandarea$	$lnwfar$	$lnwfar$
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$discon_{i,t}$	0.4896*** (0.1396)	-0.1654** (0.0673)				
$local_{i,t}$	0.0947*** (0.0359)	-0.0113 (0.0593)				
$localdiscon_{i,t}$						
$tenure_{i,t}$			-0.0027 (0.0023)	-0.0054 (0.0126)	-0.0065 (0.0073)	
$tenuresq_{i,t}$					0.0005 (0.0009)	
$tenure_{i,t-1}$						-0.0008 (0.0026)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本数	44 733	2 108	44 894	2 108	44 894	44 894
$R^2$	0.1869	0.2455	0.2981	0.1341	0.2982	0.2974

接下来要排除市委书记任现职的年数这一竞争性解释。如果这一年数对住宅用地的出让总量以及地块容积率有显著影响,那么系数  $discon_{i,t}$  的效应可能不是由政策不连续性带来的,而是反映了任现职年数的突然变化。我们把某官员在城市  $i$  的市委书记职位上已任职的年数记为  $tenure_{i,t}$ , 计算规则为:当  $discon_{i,t}$  等于 1 时,  $tenure_{i,t}$  也为 1;若  $discon_{i,t}$  等于 0,  $tenure_{i,t}$  的数值比上一年增加 1。用  $tenure_{i,t}$  指标代替基准回归中的  $dis-$

<sup>①</sup> 需要注意,  $local_{i,t}$  和  $localdiscon_{i,t}$  是与每一段市委书记任期相对应的,如果同一个官员在不止一个城市担任过市委书记,他在不同城市的  $local_{i,t}$  和  $localdiscon_{i,t}$  取值可以不相同。

$con_{i,t}$ 后,表7第(3)—(6)列发现市委书记的任现职年数  $tenure_{i,t}$ 、年数平方  $tenuresq_{i,t}$  以及  $tenure_{i,t}$  的滞后项对于地块容积率限值和当年的住宅用地出让面积均无显著影响,证明了地方官员变更对土地出让和容积率的影响并不是由于在任年数的变化,很可能就是变更带来的政策不连续性。

最后需要排除少部分城市“无地可卖”的情况。我们剔除了上一年住宅出让量特别低的城市及其地块,或者控制住滞后一年的住宅用地出让面积来排除上一年土地出让量对当期容积率的影响。另外还分别剔除了市辖区的不可开发比例和地表粗糙度特别高的城市,发现这几列回归中  $discon_{i,t}$  对地块容积率的影响均依然为正,对住宅用地出让面积影响为负。说明即便排除地理条件相对特殊和住宅用地出让量特别少的城市样本后,市委书记变更也会带来住宅容积率的提升,该结果未展示。

#### (四) 区域分样本检验

首先按照所在地域将全部的住宅地块划分为东部、中部和西部的分样本,逐一进行如表1第(1)列的基准回归,表8的第(1)—(3)列给出了这一分样本回归结果。本文的东部地区包括河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东和海南;中部包括山西、吉林、黑龙江、河南、安徽、湖北、湖南和江西;西部是其余的省、自治区(不含西藏自治区和港澳台地区)。核心解释变量  $discon_{i,t}$  仅在东部地区具有显著影响,政策不连续会导致当年的住宅容积率限值上浮约2.8%,在中部和西部虽然  $discon_{i,t}$  的符号也为正,但都不显著。这说明东部地区的住宅用地开发对当地政策不连续性的反应更为敏感。

接下来将地块所在区域分为北方和南方进行分样本检验,表8第(4)—(5)列按照省区划分南北方。北方省区包括河北、山西、内蒙古、辽宁、吉林、黑龙江、山东、河南、陕西、甘肃、青海、宁夏和新疆,其余省区均为南方(不含西藏自治区和港澳台地区),其所属的住宅地块分别是北方、南方分样本。当然这种划分可能稍显粗略。因此表8第(6)—(7)列用城市的纬度为标准,在地级市而非省区层面重新划分南北方后进行了稳健性检验,纬度大于34度的城市为北方、低于32.5度的是南方,这样也剔除了蚌埠市、汉中市等一些市辖区位于秦岭—淮河界线上、难以判定南北方的城市。在第(4)列和第(6)列的北方分样本中,地方政策不连续都会显著提升当年的地块容积率限值,而在南方分样本均不显著。也许是北方的市场化程度整体上低于南方,所以土地的出让和开发更容易受到当地政策不连续性的冲击。

表8 区域分样本检验

	东部	中部	西部	北方	南方	北方(纬度)	南方(纬度)
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
$discon_{i,t}$	0.0275** (0.0124)	0.0018 (0.0120)	0.0067 (0.0156)	0.0357*** (0.0109)	-0.0057 (0.0100)	0.0353*** (0.0116)	-0.0052 (0.0103)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本数	20 408	14 706	9 780	22 355	22 539	21 295	21 351
$R^2$	0.2869	0.2705	0.2981	0.3205	0.2715	0.3154	0.2713

### (五) 地块区位异质性的讨论

如果政策不连续性导致新出让地块的距离变得更接近市中心,那么这也可能是政策不连续导致地块容积率上升的一个影响机制。<sup>①</sup>但回归结果表明  $discon_{i,t}$  对  $dist$  无显著影响,政策的不连续性并没有使新出让地块的区位更靠近或更远离市中心。分样本回归还发现,距离市中心在10公里之内的地块分样本会显著地受到政策不连续的影响,而  $dist$  在10公里以上的分样本中虽然  $discon_{i,t}$  系数也为正,但  $p$  值高于0.1。说明邻近市中心、人口密度较高的住宅区,其容积率对土地出让面积的变化更敏感。<sup>②</sup>

## 六、政策含义

本文发现地方政策不连续性会提升容积率,其政策含义包括以下几点。首先,规划部门在制定容积率限值时,应充分了解并认真研判本地的自然地理条件和土地资源禀赋从而制定更为合理、严谨的土地利用方案,避免住宅用地规制的波动并提高国土资源开发的效率。其次,容积率规制的稳定性有赖于相对稳定的地方政策运行和地方官员任期。更重要的一点在于各级地方政府需要认真落实党的十八届三中全会上《中共中央关于全面深化改革若干重大问题的决定》提出的“完善发展成果考核评价体系,纠正单纯以经济增长速度评定政绩的偏向”<sup>③</sup>。鼓励地方主政官员在促进本地经济健康发展的同时,对民生福利投入和经济运行的平稳性给予足够关注。最后,我国北方地区尤其是东部和北方重合的地域,比如山东、河北、东北等,需要格外注意土地开发和住房供给规制的波动。从更长远和深层次的角度看,进一步提高北方地区的市场化水平应当成为减弱当地政策不连续性并改善北方地区营商环境的长期战略。

## 参考文献

- [1] 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.
- [2] 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, 1061-1067.
- [3] 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.
- [4] 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, 223-233.
- [5] 曹光宇、周黎安、翁翕, “官员更替对经济增长的影响及其作用机制——来自地级行政区的经验证据”, 《经济学报》, 2019年第4期, 第102—126页。

<sup>①</sup> 就算这个机制成立,也不会推翻之前对住宅用地总面积这个机制的讨论,因为控制  $\ln dist$  后不连续性  $discon_{i,t}$  的系数依然显著为正,表明地块区位不足以解释  $discon_{i,t}$  的全部效应。本节的估计结果均未展示。

<sup>②</sup> 本部分的最后考察了市长变更的效应,发现市长变更也可能提高地块容积率并减少住宅用地出让总面积。但市长变更的效应并没有市委书记变更那么稳健,结果未展示。

<sup>③</sup> [https://news.cnr.cn/special/18sz/news/201311/t20131115\\_514147521.shtml](https://news.cnr.cn/special/18sz/news/201311/t20131115_514147521.shtml), 访问时间:2022年6月20日。

- [6] Gyourko, J., and R. Molloy, "Regulation and Housing Supply", In: Duranton, G. (ed.), *Handbook of Regional and Urban Economics*. Amsterdam: Elsevier, 2015.
- [7] Julio, B., and Y. Yook, "Political Disconty and Corporate Investment Cycles", *Journal of Finance*, 2012, 64 (1), 45-83.
- [8] 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。
- [9] 刘修岩、杜聪、盛雪绒, "容积率规制与中国城市空间结构", 《经济学》(季刊), 2022年第4期, 第1447—1466页。
- [10] 罗党论、余国满, "地方官员变更与地方债发行", 《经济研究》, 2015年第6期, 第131—146页。
- [11] 彭冲、陆铭, "从新城看治理: 增长目标短期化下的建城热潮及后果", 《管理世界》, 2019年第8期, 第44—57、190—191页。
- [12] 钱先航、徐业坤, "官员更替、政治身份与民营上市公司的风险承担", 《经济学》(季刊), 2014年第4期, 第1437—1460页。
- [13] 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。
- [14] Saks, R. E., "Job Creation and Housing Construction: Constraints on Metropolitan Area Employment Growth", *Journal of Urban Economics*, 2008, 64 (1), 178-195.
- [15] Saiz, A., "The Geographic Determinants of Housing Supply", *Quarterly Journal of Economics*, 2010, 125 (3), 1253-1296.
- [16] Wang, Z., Q. Zhang, and L. Zhou, "To Build Outward or Upward? The Spatial Pattern of Urban Land Development in China", *Social Science Electronic Publishing*, 2020, 102 (5), 897-911.
- [17] 吴培材、王忠, "官员更替对城市环境污染的影响——基于地级市面板数据的分析", 《城市问题》, 2016年第5期, 第74—81页。
- [18] 徐业坤、马光源, "地方官员变更与企业产能过剩", 《经济研究》, 2019年第5期, 第129—145页。
- [19] 杨广亮, "政企关系影响土地出让价格吗?", 《经济学》(季刊), 2018年第1期, 第193—212页。
- [20] 杨海生、陈少凌、罗党论、余国满, "政策不稳定性与经济增长——来自中国地方官员变更的经验证据", 《管理世界》, 2014年第9期, 第13—28、第187—188页。
- [21] 杨海生、才国伟、李泽滨, "政策不连续性与财政效率损失——来自地方官员变更的经验证据", 《管理世界》, 2015年第12期, 第12—23、187页。
- [22] 余靖雯、肖洁、龚六堂, "政治周期与地方政府土地出让行为", 《经济研究》, 2015年第2期, 第88—102、144页。
- [23] 张浩然, "日照间距约束、人口密度与中国城市增长", 《经济学》(季刊), 2018年第1期, 第333—354页。



# Policy Discontinuity and Floor Area Ratio Regulation

## —Evidence from Residential Land Leasing in China

QIN Meng

(Shandong University of Finance and Economics)

DU Cong

(Southeast University; Jiangnan University)

LIU Xiuyan\*

(Southeast University)

**Abstract:** Housing supply regulation in the form of floor area ratio (FAR) plays an important role in regional spatial patterns and people's livelihood welfare. In this paper the housing FAR regulations of over 50 000 residential land parcels sold during 2005-2015 in China are estimated and the results show that the local policy discontinuity leads to deregulation of FAR (higher upper bound) probably due to the decrease of land leasing during the year of policy discontinuity, which is more obvious in the eastern regions and northern part of China. The results and causal relationships can also be identified by econometric approaches such as instrumental variable regressions.

**Keywords:** policy discontinuity; FAR regulation; land leasing

**JEL Classification:** R14, R52, R12

---

\* Corresponding Author: LIU Xiuyan, No. 2 of Southeast University Road, Nanjing, Jiangsu 211102, China; Tel: 86-13851903969; E-mail: lxiuyan320@seu.edu.cn.