

住宅用地“两集中”供应对土地出让价格影响机制分析

黄奕淇, 曲卫东

(中国人民大学公共管理学院, 北京 100872)

摘要: 研究目的: 采用国内42个城市住宅用地出让数据, 基于拍卖关联价值模型分析“两集中”供地政策对土地出让价格及溢价率的影响机制。研究方法: 双重差分法、中介效应和调节效应模型。研究结果: (1)前两轮集中供地显著提升了住宅用地出让单价, 首轮和第三轮集中供地提升了土地出让溢价率; (2)“两集中”供地通过竞拍者私人价值渠道“筛选”出资金实力更雄厚的联合竞得人参与竞价, 从而提高了土地出让价格; (3)“两集中”供地通过市场预期渠道稳定土地出让市场预期, 对土地出让价格起到了平抑作用。研究结论: “两集中”政策在短期内改变了市场供求节奏、土地出让竞争格局和竞拍者市场预期, 导致地价与溢价率波动。未来“两集中”政策管理需要注意土地供应总量与结构的合理性, 弹性调整出让规则, 强化集中供地市场信息公开与稳控机制。

关键词: “两集中”政策; 住宅用地; 土地出让规则; 市场预期; 双重差分

中图分类号: F301.4

文献标志码: A

文章编号: 1001-8158(2022)11-0064-11

1 引言

自2004年以来,我国全面实施经营性土地使用权的市场化配置,土地出让政策成为房地产市场宏观调控的重要组成部分。随着城市土地资源的日益稀缺,土地出让价格快速上涨,一方面,房地产企业非理性拿地策略导致土地竞价激烈,住宅用地出让中“地王”频现,房价上涨^[1];另一方面,土地出让收入占地方财政总收入比重不断提高,加深了地方政府对土地财政的依赖^[2]。为抑制地价上涨过快、规范地方政府住宅用地供应、稳定房地产市场预期,2021年2月,自然资源部发布住宅用地分类调控文件,要求22个重点城市实施“两集中”供地,由原来的不定时出让改为全年不多于三次的集中发布出让公告、集中组织出让活动^[3]。“两集中”政策在短期内能否实现“稳地价、稳预期”的目标,新的土地出让规则对土地出让价格的形成有何影响,是本文关注的主要问题。

伴随着国内土地出让市场实践不断积累,学界有关土地出让价格影响因素的研究日益丰富。一部分从

预期理论的视角研究地价的形成,认为地价快速上涨的主因并非出让方式,而是高房价带来的增长预期^[1],房价上涨的预期刺激了开发商参与竞拍、在拍卖过程中推高地价的内在动机^[4]。土地出让的溢价率能够反映出开发商对于未来市场与项目的收益预期,出让价超过起拍价的溢价说明开发商对于未来市场持有乐观预期^[5]。另一部分研究则从拍卖理论的视角分析了决定土地出让价格的微观过程。已有研究发现,地块特征^[6-7]、竞买企业类型^[8-9]和竞买规则(竞买方式、保留价格等)^[10-11]均对土地成交价格有显著影响,信息不对称、政府对土地的卖方垄断是造成土地出让人和竞拍者定价差异的根源^[12]。具体而言,招标、拍卖和挂牌三种出让方式会导致土地出让价格差异:由于挂牌出让的方式给政府干预留有空间^[13-14],土地挂牌出让价显著低于市场化程度更高的土地拍卖出让价^[15];而与招标方式相比,挂牌方式因为能够向竞标者显示信息而形成更高的土地价格^[16]。

此次“两集中”新政并未改变土地“招拍挂”制度,而是在其基础上对土地竞价方式和竞买规则进行调整,加强了行政对土地市场的干预力度。然而已有研

收稿日期: 2022-07-26; 修稿日期: 2022-09-26

基金项目: 国家社会科学基金项目“中国房地产税制改革方案及模拟研究”(18BJY223)。

第一作者: 黄奕淇(1997-),女,云南昆明人,博士研究生。主要研究方向为房地产经济与管理。E-mail: miggiehyq@ruc.edu.cn

通讯作者: 曲卫东(1968-),男,辽宁鞍山人,教授,博士生导师。主要研究方向为土地制度与政策、房地产经济与管理。

E-mail: quwd@ruc.edu.cn

究已经验证了即使是土地出让方式与规则的变化,也会对土地市场经济活动的结果产生影响。目前,鲜有研究对住宅用地集中出让的政策效果进行实证分析,张杰等从新拍卖理论的视角探讨了“两集中”新政对土地出让价格的影响程度^[17],但政策的作用机制仍有待进一步开展理论分析与实证检验。本文从拍卖关联价值模型出发,分析“两集中”政策试点后的三轮集中供地对住宅用地出让价格及溢价率的影响机制,以期完善我国土地供应政策,实现土地与住房市场平稳健康发展的目标提供参考。

2 理论分析与研究假设

2.1 拍卖理论下“两集中”供地的含义

信息经济学家认为,拍卖是一种基于市场参与者标价、存在不完全信息博弈的资源配置与价格发现机制^[18-19]。拍卖价格差异往往由不同拍卖规则下的竞争关系和信息效率差异导致,卖方与其他买方无法知悉潜在买方的真实出价意愿,而由拍卖规则决定的竞标过程能够帮助他们收集有用的信息来实现最高收益^[20]。国内以“招拍挂”为主的土地使用权出让通过市场交易方式实现稀缺土地资源的配置,其经济学原理也可追溯于拍卖理论^[21-22]。

在信息不对称的土地市场中,“两集中”政策实际上是从规则层面调整土地供应方式与节奏,进而影响土地价格的形成过程。一方面,拍卖规则能够直接影响市场参与主体的资源配置决策。无论采用挂牌出让还是拍卖出让,集中组织出让活动都要求土地交易主体及其经济决策在时间和空间上更加集中。作为出让主体,政府需要重新权衡单次供应大批量土地的成本与土地出让收益,设定具有竞争力的土地供应配比与出让价格;作为竞价人,开发商需要结合不同城市的供地时序与企业自身短期内的资金安排,决定单次拿地数量和最优报价。出让主体与竞拍者、竞拍者与竞拍者之间的博弈关系将由此发生变化,最终导致土地出让结果随之改变。另一方面,拍卖规则还能通过改变拍卖过程中显示信息的范围和强度来影响供求双方的价格决策。试点城市地方政府通过集中发布住宅用地出让公告、限定一年内集中供地的次数,约束土地拍品进入市场的时间,使市场中相对平滑的土地供给转变为“点状式”供给。与过去开发商无法事先获取地方政府供地数量、供地时点以及供地质量信息相比,这一信息显示

过程的变化,为需求端的开发商带来了更为稳定的年内土地供应预期,使之能够提前研究合适的拿地策略,重新评估出价的合理性。因此,本文提出第一个假设。

假设一:“两集中”政策改变了土地出让供给规则,会对住宅用地出让结果产生影响。

2.2 出让规则影响地价形成的理论机制

进一步从拍卖理论出发对“两集中”政策影响土地出让价格的机制进行理论分析与假设。假设出让地块 i 对于第 j 个竞拍者的真实价值为 V_{ij} ,竞拍者 j 通过衡量他人无法知道的私人信息(包括自身偏好、融资能力、投资回报率、偿债水平等)对地块 i 的私人价值评估为 P_{ij} ,通过评估市场公开信息(包括供求状况、市场预期等)对地块 i 的共同价值评估为 S_{ij} ,根据MILGROM和WEBER提出的拍卖关联价值模型^[23],出让地块的真实价值同时取决于土地的共同价值和竞拍者的私人价值。因此,竞拍者 j 对地块 i 的真实估值是两种信息的函数表达式 $V_{ij} = V(P_{ij}, S_{ij})$,报价 B_{ij} 随估值 V_{ij} 增加而增加。借鉴与国内土地使用权挂牌和拍卖出让相符的升价拍卖原理^[19],在通过 n 轮竞价、不断积累其他竞拍者的退出价格以修正均衡报价之后,最终的价高者获得拍卖地块,均衡出让价格为 $B^* = V(P_0, \sum P_n + S_0)$,即初始私人价值、共同价值以及 n 轮竞拍过程中收集到的其他私人信息总和的函数。因此,土地出让规则的调整将通过改变土地对竞拍者的私人价值以及市场共同价值影响出让结果(图1)。

具体而言,从竞拍者私人价值的角度看,同一城市的多个地块在特定时间集中出让,意味着过去分散的土地供求状态被打破,土地供给的集中也必将导致土地需求在时间轴上的重新分布。“两集中”政策出台的目标之一是通过土地的集中供应分散企业资金,降低单一地块的集中哄抢,让土地在企业之间进行合理分配。理论上,当分散的需求被集中起来,单次拍卖中的竞拍者数量将增加,高价值买家参与竞拍的概率由此提升;同时,由于房地产行业回款周期长、高杠杆、高周转的特点,短期融资条件的限制可能“挤出”一部分现金流匮乏、融资成本高的小型、民营、单一竞价开发商参与竞拍,从而进一步提高土地出让市场整体的私人价值。随着私人价值整体上增加,每个竞买者获胜的边际概率降低,竞价轮数 n 增加,激励竞买人更加努力地增加出价^[13],最终将提高土地出让

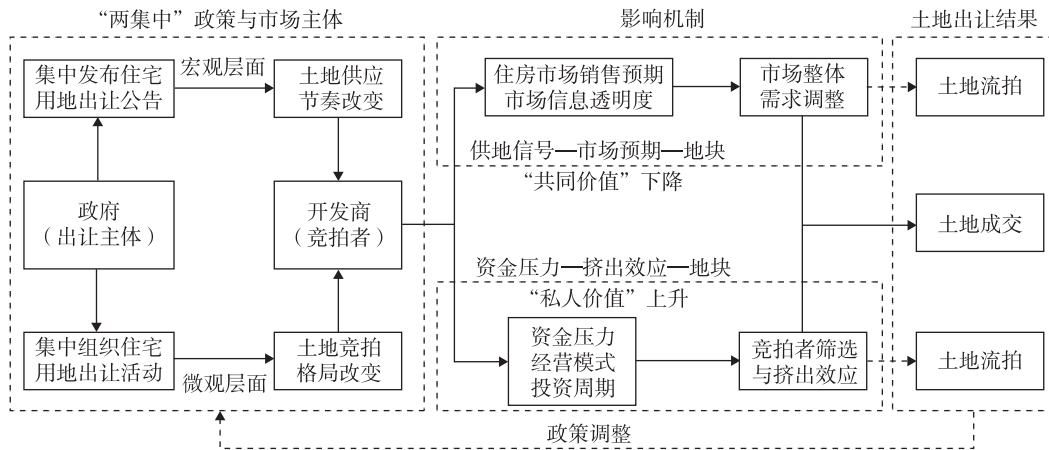


图1 “两集中”供地影响土地出让的理论机制

Fig.1 Theoretical mechanism of centralized land supply policy affecting land transfer

的均衡价格 B^* 。因此,本文提出假设二。

假设二:“两集中”政策会通过竞拍者私人价值渠道影响住宅用地出让价格。土地的集中出让通过“筛选”出资金实力更为雄厚的竞得人参与竞价,提高住宅用地出让价格和溢价率。

此外,从市场公共信息的角度看,市场信息的对称性与透明程度会影响拍卖结果。除了分散企业资金,政府出台“两集中”政策的另一目标,是通过土地的集中供应,让各类市场主体和消费者充分掌握住宅用地供给端信息,形成合理的市场预期。从关联价值模型的视角看,更多公开的市场信息,将增强市场共同价值部分对地块价值的影响。与住宅用地的分散出让相比,“两集中”试点城市需要在首次公告时即公布本年度住宅用地出让的时序安排,提高了土地出让时间、数量以及使用限制等具体信息的集中度与透明度,对于不同竞拍者而言更加公平,削弱了竞拍者对不可观测的私人信息的依赖,减少竞拍过程中的盲目加价或过度拍卖行为^[24-25]。同时,土地大量集中供应也向市场释放预期信号,即当前土地集中入市,预示着未来住房项目集中开盘,强化了开发商竞拍者对于未来销售压力的共同预期,从而降低了土地出让市场整体的共同价值,能够减少出让市场的非理性竞价行为,降低土地出让的均衡价格 B^* ,起到平抑地价的作用。综上,本文提出假设三。

假设三:“两集中”政策会通过市场预期渠道影响土地出让价格。住宅用地集中出让通过释放市场信号形成相对稳定的住房市场预期,从而削弱住房市场价格上升对土地出让价格的正向抬升作用。

3 实证检验

3.1 模型设定

本文采用准实验研究的方法,通过构建多期双重差分模型评估“两集中”政策对住宅用地出让市场的影响,模型的基本表达式如下:

$$\ln P_{i,s,t} = \alpha_0 + \alpha_1 D_{1,i,s,t} + \alpha_2 D_{2,i,s,t} + \alpha_3 D_{3,i,s,t} + \sum_{n=1}^N \gamma_n \text{Control}_{n,i,s,t} + \mu_s + \sigma_t + \varepsilon_{i,s,t} \quad (1)$$

式(1)中:下标 i 表示出让地块, s 表示地块所在城市, t 表示出让成交月份, $\ln P_{i,s,t}$ 为地块 i 出让成交单价对数, $D_{1,i,s,t}$ 为“两集中”政策试点虚拟变量与相对政策实施时间虚拟变量, $D_{1,i,s,t} = 1$ 表示地块 i 在其出让时间 t 属于首轮集中出让地块,否则 $D_{1,i,s,t} = 0$ 。为考察三轮集中供地对土地出让市场的影响可能存在的差异性,本文引入第二轮集中供地与第三轮集中供地的时间虚拟变量与政策试点的交互项,即 $D_{2,i,s,t}$ 和 $D_{3,i,s,t}$ 。 $\text{Control}_{n,i,s,t}$ 表示第 n 个地块特征控制变量, μ_s 表示不随时间变化的城市固定效应, σ_t 为时间固定效应, $\varepsilon_{i,s,t}$ 为模型误差项。 α_1 、 α_2 、 α_3 为本文所关注的三轮集中出让对土地出让价格的净影响。

在双重差分模型的基础上,为进一步验证“两集中”政策对住宅用地出让市场的影响机制,本文构建了中介效应模型和调节效应模型,分别检验政策影响土地出让价格的私人价值渠道和市场预期渠道。在式(1)的基础上,建立中介效应模型如式(2)和式(3)所示:

$$\text{Joint}_{i,s,t} = \beta_0 + \beta_1 D_{1,i,s,t} + \beta_2 D_{2,i,s,t} + \beta_3 D_{3,i,s,t} + \sum_{n=1}^N \gamma_n \text{Control}_{n,i,s,t} + \mu_s + \sigma_t + \varepsilon_{i,s,t} \quad (2)$$

$$\ln P_{i,s,t} = \varphi_0 + \varphi_1 D_{-1_{i,s,t}} + \varphi_2 D_{-2_{i,s,t}} + \varphi_3 D_{-3_{i,s,t}} + \varphi_4 Joint_{i,s,t} + \sum_{n=1}^N \gamma_n Control_{n,i,s,t} + \mu_s + \sigma_t + \varepsilon_{i,s,t} \quad (3)$$

式(2)一式(3)中：式(2)采用Logit模型。由于联合竞价人一般比单一竞价人拥有更强的竞拍实力和风险分摊能力，因此，本文采用竞价人类型虚拟变量作为私人价值的代理变量。因变量 $Joint_{i,s,t}$ 表示出让地块 i 的竞得人类型，若 $Joint_{i,s,t} = 1$ ，表示地块 i 的竞得人为联合竞价人，否则 $Joint_{i,s,t} = 0$ 。若 β_1 、 β_2 、 β_3 显著，说明三次集中供地分别对土地竞价人存在“筛选”作用。进一步将竞得人类型作为中介变量加入式(1)中，得到式(3)，此时若系数 φ_4 显著，说明竞得人类型对土地出让价格产生影响，若 φ_1 、 φ_2 、 φ_3 同样显著，说明竞得人类型对土地出让价格发挥着部分中介作用，否则为完全中介效应。

$$\ln P_{i,s,t} = \phi_0 + \sum_{j=1}^3 \phi_j D_{-j_{i,s,t}} + \sum_{j=1}^3 \eta_j (D_{-j_{i,s,t}} \times E_{i,s,t}) + \sum_{n=1}^N \gamma_n Control_{n,i,s,t} + \mu_s + \sigma_t + \varepsilon_{i,s,t} \quad (4)$$

为检验“两集中”政策影响住宅用地出让价格的市场预期渠道，本文建立调节效应模型如式(4)所示。由于过去房价的增长率可用于预测住房市场未来的超额收益，即过去的房价变动会形成市场主体对房价的预期，因此，本文采用城市住房价格增长率作为竞拍者对住房市场的预期。 $D_{-j_{i,s,t}} \times E_{i,s,t}$ 为住房价

格增长率分别与三轮集中供地虚拟变量的交互项，若系数 η_j 显著，则说明土地集中供应在市场预期和土地出让价格形成的过程中发挥着调节作用。

3.2 数据来源与描述性统计

本文采用2020年7月—2021年11月国内42个城市的住宅用地出让数据，其中包括22个已实施“两集中”政策试点的城市作为实验组，20个尚未实施住宅用地“两集中”出让的城市作为对照组^①。由于“两集中”政策试点城市的选取是综合考量城市规划与发展水平、土地资源稀缺程度以及房地产市场价格等多方面因素的结果，因此，为降低政策选择性偏误问题，本文尽量选取与实验组在经济水平、规模大小以及区域分布等方面相接近的城市作为对照组。

本文的住宅用地出让成交数据来自新华财经房产数据库，删除少量含缺失值与极端值的样本，获得最终土地出让样本量共计4 665条。每条土地出让样本数据包含出让价格、溢价率、出让方式、竞价人类型等交易信息，以及地块面积、容积率和绿化率等地块特征信息。根据地块的坐落位置，本文进一步通过百度API系统获取地块的经纬度信息，并计算出地块中心点到所属城市市中心的距离。为消除不同城市房地产市场异质性，尤其是住房市场价格波动带来的内生性影响，本文引入滞后一期的城市月度住房均价来衡量不同城市的房地产市场价格水平。本文借鉴已

表1 连续变量描述性统计
Tab.1 Descriptive statistics of continuous variables

| 连续变量 | 指标含义 | 全样本($n=4\ 665$) | | 实验组($n=2\ 660$) | | 对照组($n=2\ 005$) | |
|---------------|-------------------------------------|-------------------|--------|-------------------|--------|-------------------|--------|
| | | 均值 | 标准差 | 均值 | 标准差 | 均值 | 标准差 |
| $\ln list$ | 地块起始出让单价/(元·m ⁻²)，取对数 | 8.747 | 1.159 | 9.119 | 1.154 | 8.252 | 0.965 |
| $\ln total$ | 地块成交总价/10 ⁴ 元，取对数 | 9.844 | 1.695 | 10.379 | 1.562 | 9.135 | 1.603 |
| $\ln deal$ | 地块成交单价/(元·m ⁻²)，取对数 | 8.822 | 1.197 | 9.194 | 1.191 | 8.328 | 1.013 |
| $premium$ | 溢价率/% | 9.500 | 23.664 | 8.970 | 19.268 | 10.203 | 28.457 |
| $\ln area$ | 地块面积/m ² ；取对数 | 10.308 | 1.076 | 10.470 | 0.916 | 10.093 | 1.225 |
| $plotrate$ | 容积率/% | 2.359 | 0.968 | 2.290 | 0.935 | 2.451 | 1.002 |
| $greenrate$ | 绿化率/% | 32.082 | 3.864 | 31.202 | 3.220 | 33.249 | 4.312 |
| $\ln deposit$ | 保证金/10 ⁴ 元，取对数 | 8.711 | 1.865 | 9.189 | 1.660 | 8.077 | 1.932 |
| $density$ | 建筑密度/% | 27.133 | 5.861 | 27.196 | 5.439 | 27.049 | 6.378 |
| $distance$ | 到市中心距离/m，取对数 | 9.991 | 1.273 | 10.061 | 1.154 | 9.898 | 1.411 |
| $\ln hp$ | 滞后1期城市住房均价/(元·m ⁻²)，取对数 | 9.472 | 0.474 | 9.697 | 0.491 | 9.174 | 0.217 |
| $expect$ | 过去1年城市房价增长率/% | 8.610 | 7.473 | 8.280 | 6.692 | 9.048 | 1.411 |

① 22个实验组城市包括：北京、上海、广州、深圳、南京、苏州、杭州、厦门、福州、重庆、成都、武汉、郑州、青岛、济南、合肥、长沙、沈阳、宁波、长春、天津、无锡。20个对照组城市包括：南宁、大连、贵阳、惠州、烟台、昆明、潍坊、泉州、西安、兰州、呼和浩特、乌鲁木齐、石家庄、南昌、威海、扬州、哈尔滨、太原、西宁、海口。

表2 哑元变量描述性统计

Tab.2 Descriptive statistics of discrete variables

| 哑元变量 | 指标含义 | 全样本(<i>n</i> =4 665) | | 实验组(<i>n</i> =2 660) | | 对照组(<i>n</i> =2 005) | |
|----------------|-------------------|-----------------------|--------|-----------------------|--------|-----------------------|--------|
| | | 观测值 | 占比/% | 观测值 | 占比/% | 观测值 | 占比/% |
| <i>listing</i> | 挂牌出让=1, 否则=0 | 3 594 | 77.042 | 1 998 | 75.113 | 1 596 | 79.601 |
| <i>auction</i> | 拍卖出让=1, 否则=0 | 1 071 | 22.958 | 662 | 24.887 | 409 | 20.399 |
| <i>joint</i> | 联合竞价人=1, 否则=0 | 144 | 3.087 | 118 | 4.436 | 26 | 1.297 |
| <i>sole</i> | 单一竞价人=1, 否则=0 | 4 521 | 96.913 | 2 542 | 95.564 | 1 979 | 98.703 |
| <i>rule_1</i> | “限地价”=1, 否则=0 | 2 240 | 48.017 | 2 094 | 78.722 | 146 | 7.282 |
| <i>rule_2</i> | “竞自持/竞配建”=1, 否则=0 | 1 431 | 30.675 | 1 340 | 50.281 | 91 | 4.539 |
| <i>rule_3</i> | “限房价”=1, 否则=0 | 903 | 19.357 | 808 | 30.319 | 95 | 4.738 |

有研究以过去一年的城市住宅平均售价增长率作为住房市场预期的代理变量^[26-28],城市住房价格数据均来自国家信息中心国信房地产信息网。为方便实证结果的解读、提高数据的平稳性,本文对涉及货币金额与距离的数据均进行自然对数变换处理。

此外,考虑到不同城市实施“两集中”的具体政策内容存在差异,本文在模型中分别引入涉及土地出让三个阶段的限制性规则:引入土地出让保证金来衡量土地竞拍前的准入门槛,引入是否“限地价”、是否“竞配建或竞自持”两个虚拟变量来衡量竞拍阶段的限制,引入是否“限房价”虚拟变量衡量拿地后的限制。同时,本文控制城市与出让月份固定效应,减少城市个体效应与时间因素对政策效应的干扰。表1和表2分别报告了连续变量和哑元变量的描述性统计结果,从中可以看到,实验组与对照组样本在出让地块特征上没有明显差异,样本分布较为均衡。

3.3 双重差分回归结果

本文首先对住宅用地出让价格及溢价率的影响因素进行估计。表3中的列(1)和列(4)分别显示了住宅用地出让价格与出让溢价率影响因素的OLS回归结果。从中可以看到,出让地块面积、建筑密度、到市中心的距离对出让地价产生显著的负向影响,地块容积率、土地出让保证金、住房市场价格对出让地价发挥显著的正向影响,联合竞价人竞得的地块成交价显著高于单一竞价人的成交价。另一方面,建筑密度、容积率、地块到市中心的距离对土地出让溢价率产生显著的负向影响,挂牌出让的溢价率比拍卖出让高6.82%。“限地价”“限房价”会显著降低出让地价,“竞自持或竞配建”则显著降低土地出让的溢价率。上述结果与已有研究的结论保持一致^[5-13]。

与OLS模型相比,双重差分法通过引入外生冲

击和固定效应估计,能够缓解模型中可能存在的内生性问题,因此,本文进一步通过多期双重差分模型评估“两集中”政策对于住宅用地出让市场的政策效应。首先,通过事件研究法比较实验组与对照组的因变量在政策前后3个季度的变化趋势,在OLS模型中加入特定年份虚拟变量与政策试点虚拟变量的交互项,其系数结果及其95%的置信区间如图2所示。以政策试点开始为基点,在政策试点实施前的3个季度内,交互项系数不显著,说明实验组与对照组在出让价格和溢价率的变化趋势上没有表现出显著差异;而在首轮集中供地实施以后,交互项系数显著大于0,说明实验组的土地出让价格与溢价率相对于对照组明显上升,且第二季度土地出让价格上升幅度最大。这一结果支持平行趋势假定,说明样本数据满足采用双重差分模型的前提条件,同时也直观反映出集中供地政策可能带来土地出让价格上涨与溢价率提升的效果。

在检验了平行趋势的基础上,本文根据式(1)的DID模型进行回归,结果如表3中的列(2)和列(5)所示。可以看到,前两轮集中供地均对住宅用地出让价格产生了显著的正向影响,住宅用地出让单价分别提高了22.68%和14.79%;首轮和第三轮集中出让分别使住宅用地出让溢价率显著提升了3.81%和3.14%。

为提高模型结果的精确性,减少政策试点存在的选择性偏误,本文在主观选取适合的对照组城市基础上,进一步采用倾向得分匹配法(PSM)为实验组样本匹配相似度较高的对照组出让地块样本。图3展示了核密度匹配与近邻匹配后的控制变量偏误变化,两种方法都使变量偏误减小到0.5以内。在此基础上,重新对匹配后的实验组与对照组样本进行DID模型回归,表3列(3)和列(6)显示,倾向得分匹配前后的系数符号

表3 “两集中”政策对土地出让价格与溢价率的影响

Tab.3 Results of the centralized land supply policy on residential land prices and premium rates

| 因变量 | <i>lndeal</i> | | | <i>premium</i> | | |
|---------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|
| | (1)OLS | (2)DID | (3)PSM-DID | (4)OLS | (5)DID | (6)PSM-DID |
| <i>did_1</i> | | 0.226 8*** (0.045 6) | 0.197 0** (0.045 6) | | 3.806 7** (1.541 9) | 3.727 2** (1.568 5) |
| <i>did_2</i> | | 0.147 9*** (0.055 0) | 0.128 2** (0.055 4) | | 1.194 3 (1.939 6) | 1.106 5 (1.969 8) |
| <i>did_3</i> | | -0.150 6 (0.107 3) | -0.145 8 (0.108 9) | | 3.136 5* (1.887 8) | 2.967 4 (1.883 0) |
| <i>lnarea</i> | -0.295 1*** (0.028 5) | -0.294 5*** (0.028 5) | -0.303 2*** (0.029 3) | -0.323 2 (0.603 0) | -0.376 1 (0.600 4) | -0.318 8 (0.611 2) |
| <i>plotrate</i> | 0.196 8*** (0.023 9) | 0.196 5*** (0.023 7) | 0.195 3*** (0.023 7) | -0.853 0** (0.364 2) | -0.859 3** (0.365 0) | -0.864 7** (0.369 6) |
| <i>greenrate</i> | 0.000 9 (0.003 3) | 0.001 2 (0.003 3) | -0.000 1 (0.003 3) | -0.058 0 (0.086 7) | -0.048 5 (0.086 3) | -0.040 4 (0.086 8) |
| <i>density</i> | -0.015 3*** (0.002 3) | -0.015 3*** (0.002 3) | -0.015 9*** (0.002 3) | -0.166 7*** (0.063 2) | -0.168 8*** (0.063 4) | -0.161 4*** (0.064 0) |
| <i>distance</i> | -0.234 9*** (0.015 8) | -0.234 5*** (0.015 7) | -0.229 2*** (0.015 6) | -1.188 0*** (0.288 7) | -1.187 8*** (0.287 9) | -1.220 0*** (0.292 8) |
| <i>lnhp</i> | 0.293 9*** (0.072 8) | 0.317 0*** (0.073 1) | 0.308 9*** (0.074 1) | -1.850 1 (2.245 7) | -2.234 3 (2.341 4) | -1.844 3 (2.374 2) |
| <i>expect</i> | 0.008 8*** (0.001 7) | 0.008 3*** (0.001 7) | 0.008 3*** (0.001 7) | 0.008 0 (0.055 5) | 0.008 5 (0.055 3) | 0.009 3 (0.055 8) |
| <i>lndeposit</i> | 0.333 6*** (0.025 7) | 0.333 2*** (0.025 8) | 0.341 0*** (0.026 8) | 0.437 7 (0.346 6) | 0.450 2 (0.347 7) | 0.413 7 (0.362 7) |
| <i>listing</i> | -0.050 6 (0.045 6) | -0.035 4 (0.047 1) | -0.034 3 (0.047 7) | 6.821 8*** (2.070 1) | 7.196 0*** (2.203 9) | 7.188 0*** (2.222 0) |
| <i>joint</i> | 0.144 7*** (0.053 0) | 0.141 6*** (0.052 4) | 0.145 5*** (0.053 5) | 1.245 8 (2.179 1) | 1.290 1 (2.177 9) | 1.136 4 (2.221 3) |
| <i>rule_1</i> | -0.140 7*** (0.044 6) | -0.133 0*** (0.044 3) | -0.125 2*** (0.044 8) | -1.517 8 (1.842 3) | -1.091 0 (1.786 2) | -1.033 6 (1.822 0) |
| <i>rule_2</i> | -0.014 6 (0.049 7) | -0.037 2 (0.051 6) | -0.031 8 (0.052 2) | -4.263 7** (2.045 0) | -4.777 0** (2.214 6) | -4.674 6** (2.251 2) |
| <i>rule_3</i> | -0.216 7*** (0.050 8) | -0.198 7*** (0.054 1) | -0.205 8*** (0.055 6) | -3.631 8* (1.969 4) | -2.918 4 (2.181 3) | -3.008 2 (2.236 5) |
| <i>_cons</i> | 8.960 6*** (0.804 7) | 8.709 0*** (0.806 5) | 8.805 1*** (0.816 2) | 42.126 1* (24.907 9) | 46.250 3* (25.852 7) | 41.438 3 (26.255 0) |
| 调整后 <i>R</i> ² | 0.716 1 | 0.716 7 | 0.717 9 | 0.138 8 | 0.139 6 | 0.140 4 |
| <i>N</i> | 4 665 | 4 665 | 4 617 | 4 665 | 4 665 | 4 617 |

注：括号内数字为小区层面的聚类标准误，模型均控制了城市固定效应与时间固定效应。**p* < 0.1，***p* < 0.05，****p* < 0.01。

和显著性保持一致，在首轮与第二轮集中供地下，住宅用地出让单价分别提高了19.70%和12.82%，首轮集中供地使土地溢价率显著上升了3.73%。以上结果验证了前文中“两集中”政策能够影响出让价格的假设。

3.4 政策影响机制分析

本文进一步检验“两集中”政策对住宅用地出让价格的影响机制。表4列(1)—列(3)报告了中介效应模型的结果。列(1)显示，在不考虑竞得人类型的

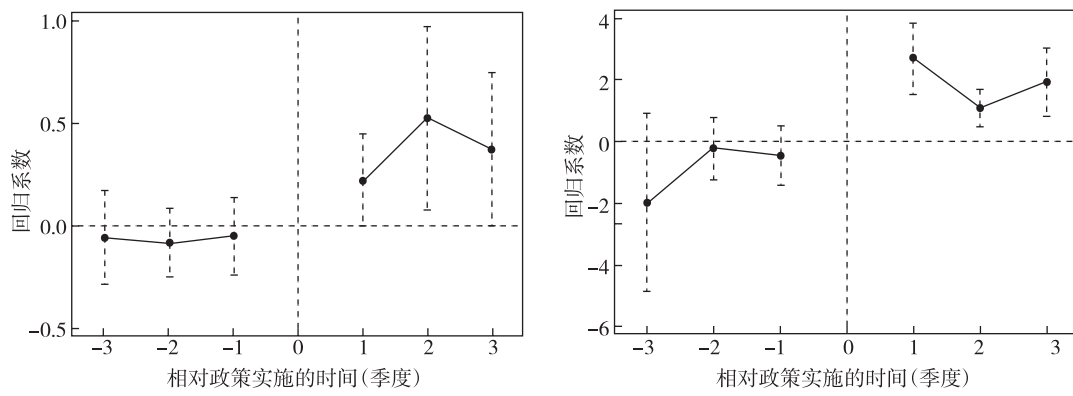


图2 土地出让价格对数(左)和土地出让溢价率(右)平行趋势检验结果

Fig.2 Results of the parallel trend tests of the logarithm of the residential land price (left) and premium rates (right)

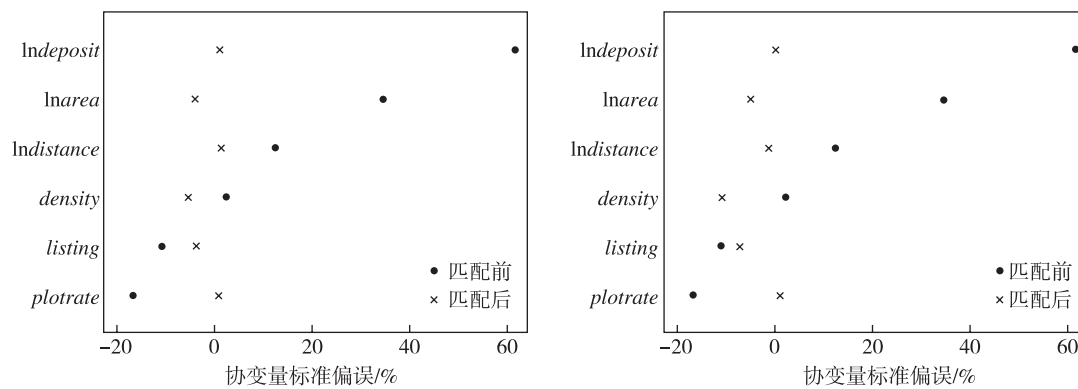


图3 核密度匹配(左)与邻近匹配(右)前后变量标准偏误变化

Fig.3 Standard deviation of variables before and after kernel density matching (left) and neighbor matching (right)

情况下,首轮及第二轮集中供地对出让地价产生显著的正向影响;在列(2)报告的以竞得人类型为因变量的Logit模型回归结果中,三轮集中供地的系数均显著为正,即土地集中出让能够“筛选”出资金实力更为雄厚的竞得人参与竞价;列(3)报告了包含竞得人类型的模型结果,其中,前两轮集中供地的系数、竞得人类型系数均显著为正,说明“两集中”对竞拍人私人价值的影响在出让价格的形成过程中发挥着部分中介作用,假设2得到验证。

表4列(4)报告了调节效应模型检验结果。第一轮集中供地与住房市场预期的交互项不显著,而第二轮和第三轮集中供地政策的系数均显著为负,说明在第二、三轮土地集中供应过程中,由住房市场价格传导到土地市场的预期影响被削弱,“两集中”政策通过市场预期这一共同价值渠道对土地出让价格的形成发挥了调节作用。同时,“两集中”政策对市场预期的影

响还体现出滞后性,第三轮集中供地与市场预期交互项系数绝对值最大,表明集中供地对市场预期的稳定作用更明显,可以推测随着试点实施时间增长,政策对整体住房市场预期的稳定功能将逐渐加强。上述结果验证了假设3。

由于“两集中”政策初次运用于我国土地调控实践中,仍处于试点阶段,其政策作用机制尚缺乏系统性和针对性的研究,为进一步加强研究结果与市场实践的关联,为实证分析提供充分合理的依据,本文采用深度访谈法,对来自4家代表性房地产开发企业和1家房地产研究机构的房地产专业人士收集一手定性资料,作为本文实证计量研究的补充。访谈结果为本文的实证结果提供了更接近现实的解释:(1)凭借资金渠道优势和规模效应,央企、国企在前三轮集中供地中拿地意愿更高,拿地次数和成功概率更大,房企分化加剧,这与本文提出的集中供地存在的“挤出效

表4 “两集中”政策影响土地出让价格机制检验

Tab.4 Results of the influence mechanism of centralized land supply policy on residential land prices

| 因变量 | lndeal (1) | joint (2) | lndeal (3) | lndeal (4) |
|--------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|--------------------------|
| did_1 | 0.226 6*** (0.045 7) | 0.013 6*** (0.002 6) | 0.197 0** (0.045 6) | 2.324 2*** (0.631 5) |
| did_2 | 0.127 4** (0.055 5) | 0.015 2*** (0.005 9) | 0.128 2** (0.055 4) | 3.302 1*** (0.820 7) |
| did_3 | -0.156 5 (0.109 4) | 0.033 5 (0.070 8) | -0.145 8 (0.108 9) | 5.874 8*** (1.106 6) |
| joint | | | 0.145 5*** (0.053 5) | 0.139 3*** (0.052 4) |
| did1_expect | | | | 0.009 3 (0.021 5) |
| did2_expect | | | | -0.009 5* (0.005 0) |
| did3_expect | | | | -0.015 3*** (0.004 0) |
| expect | 0.008 2*** (0.001 7) | -0.000 8** (0.000 4) | 0.008 3*** (0.001 7) | 0.006 3*** (0.001 8) |
| _cons | 8.765 3*** (0.814 3) | -0.273 7* (0.162 4) | 8.805 1*** (0.816 2) | 8.160 0*** (0.821 3) |
| 调整后 R ² | 0.717 5 | 0.048 3 | 0.717 9 | 0.719 7 |
| N | 4 617 | 4 617 | 4 617 | 4 617 |

注：括号内数字为小区层面的聚类标准误，土地特征控制变量回归系数限于篇幅原因未作展示。此外，模型均控制了城市固定效应与时间固定效应。 $*p < 0.1$ ， $**p < 0.05$ ， $***p < 0.01$ 。

应”一致；(2)在首轮集中供地期间，政策的未来走向及市场反应在短期内尚不明朗，房地产开发商研判时间不充分，普遍未对土地集中供应形成合理预期，由

于对土地储备短缺的焦虑和市场恐慌而竞相参与竞拍，推高了土地出让价格和溢价率；(3)在第二、三轮集中供地过程中，土地流拍率上升，现金流压力和竞拍门槛提高促使开发商重新理性思考、综合权衡当下资金流与未来销售收益。尤其在供地长期过剩的城市，短期内商品住宅库存高企，项目去化压力加大，集中供地加剧了市场观望情绪，这与政策影响的“市场预期”渠道相符。

3.5 安慰剂检验

为降低模型可能存在的遗漏变量等内生性问题，本文分别采用三种安慰剂检验提高双重差分模型结果的稳健性。首先，本文采用重抽样的方法从样本中随机抽样300次，生成新的“两集中”政策实验组重复进行双重差分模型估计。图4显示，随机抽样下的首轮集中供地回归系数均值为零，呈现正态分布， t 统计量集中分布在0点附近，强化了前文实证结果的稳健性。

此外，通过反事实分析，本文将各试点城市实施住宅用地集中供应的政策时点均向前推移6个月，相应调整政策试点与时间交互项的取值进行双重差分模型检验。表5列(1)和列(2)报告的结果显示，三轮集中供地对住宅用地出让价格和溢价率的反事实政策效果均不显著，佐证了前文政策效果估计的稳健性。最后，本文将因变量替换为地块成交总价，重复前文的双重差分模型检验过程。表5列(3)中的三轮集中供地系数与表3列(3)中的结果在方向和显著性上保持一致，说明前文回归结果具有稳健性。

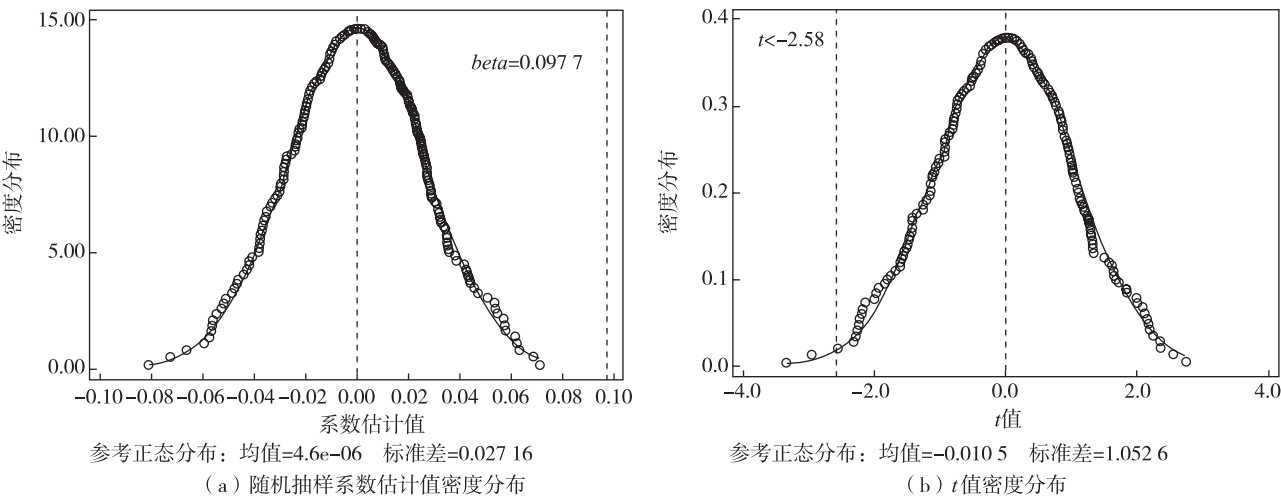


图4 安慰剂检验

Fig.4 Results of placebo tests

表5 安慰剂检验: 改变政策发生时点与替换因变量

Tab.5 Results of placebo tests: substitute policy time and dependent variable

| 因变量 | (1) <i>lndeal</i> | (2) <i>premium</i> | (3) <i>lntotal</i> |
|--------------|-------------------------|------------------------|-------------------------|
| <i>did_1</i> | 0.044 9 (0.076 7) | -0.893 9 (1.526 5) | 0.194 4*** (0.043 9) |
| <i>did_2</i> | 0.091 0 (0.056 6) | -1.568 6 (2.005 9) | 0.136 1*** (0.052 7) |
| <i>did_3</i> | 0.059 9 (0.051 5) | 1.368 5 (1.792 4) | -0.158 4 (0.107 2) |
| <i>_cons</i> | 8.205 3*** (0.806 3) | 16.221 1 (22.542 1) | 7.332 7*** (0.770 4) |
| 调整后 R^2 | 0.713 3 | 0.102 7 | 0.722 8 |
| <i>N</i> | 4 617 | 4 617 | 4 617 |

注: 括号内数字为小区层面的聚类标准误, 回归系数限于篇幅原因未作展示。此外, 模型均控制了土地特征控制变量、城市固定效应与时间固定效应。* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ 。

4 结论与建议

4.1 结论与讨论

本文采用国内42个城市的住宅用地出让数据, 通过多期双重差分模型检验“两集中”政策对土地出让价格的影响机制。在地块特征、出让方式和竞得人类型的影响上, 本文得出的结论与以往研究基本一致。本文的独特之处在于, 将拍卖理论运用到土地出让市场规则的实证研究中, 通过分析多轮集中供给对住宅用地出让结果的影响, 得出了创新性的结论: 前两轮集中供地使住宅用地出让单价提高, 首轮和第三轮集中供地使土地溢价率显著上升; 拍卖规则对私人价值的影响在前两轮集中出让过程中发挥着显著中介作用, 土地集中出让“筛选”出资金实力更为雄厚的竞得人参与竞价, 提高了出让价格和溢价率; 土地出让规则还影响土地出让市场的共同价值, 土地大量集中供应削弱了住房市场价格传导到土地市场的正向预期, 对土地出让价格起到了一定的平抑作用, 且随着政策实施时间增长, 政策对市场预期的稳定作用逐渐加强。安慰剂检验得出的结果佐证了本文实证结果的稳健性。

本文研究短期内的土地溢价问题具有理论与实践意义, 通过将土地市场供求、土地价格的不规律波动与政策冲击相联系, 显示出土地市场参与主体对政策做出的预期和反应, 为土地出让政策的完善提供了微观依据。事实上, “两集中”供地对行业长远发展应当是有益的, 虽然政策在短期内提高了房企参与竞拍

的门槛, 但与“三条红线”、贷款集中度管理等房地产金融监管政策相配合, 能够引导稀缺的土地要素与优质资金来源合理匹配, 有助于控制房企负债率、防范房企“暴雷”和项目“断供”等风险, 符合房地产行业长效健康发展的目标。受政策实施时间和数据限制, 本文仅针对“两集中”政策的短期效果进行分析, 研究结论的普遍适用性尚未得到验证, 虽然控制了城市固定效应, 但无法对不同试点城市的具体政策措施进一步细化。“两集中”政策对住宅土地出让市场的长期影响及其在不同地区的差异化实践, 需要未来一段时间的持续观察与研究。

4.2 政策建议

为完善住宅用地“两集中”政策, 实现以土地供给侧改革促进房地产市场平稳健康发展的目标, 本文提出以下建议。

平衡市场参与者结构, 适时灵活调整土地出让规则。根据研究结果, 集中供地对竞拍者存在挤出效应, 对房企融资和现金流管理提出了更高的要求, 容易出现强势房企过度竞争或土地流拍两类极端结果。“两集中”政策应当根据土地出让市场的需求, 在大方向不变的基础上对集中出让规则进行弹性调整, 将政策的重点转向提高土地开发效率和住房品质上, 适时放松房企参与拿地的准入规则, 鼓励不同规模的房企建立合作, 例如具备资金优势的国企、央企拿地, 与开发经验丰富的民营房企合作开发和项目运营, 保持市场参与者的多元化。

稳定房地产市场预期, 进一步提高土地信息透明度。本文的结果表明, “两集中”政策能够通过市场预期渠道影响房价, 提高土地市场信息传递效率是稳定住宅市场预期和价格的重要因素。为更好地发挥政策对市场预期的稳定作用, 各地应逐步将土地集中公告和集中出让的时间固定下来, 为房地产企业预留足够的准备与决策时间; 在提前公告年度供地计划的基础上, 明确每轮集中供地的具体信息与稳控预案, 细化土地出让流程和竞拍规则实施方案, 完善网络平台等信息披露渠道的规范性和系统性, 确保市场主体能够及时获取重要关联信息。

提高土地市场供应规模与结构的合理性。事实上, “两集中”政策的局限性还在于其并未扩大或缩小土地供给的来源, 仅通过供地节奏的调整也无法对市场需求产生本质影响。从实证结果来看, 前三轮集中供地的土地出让价格和溢价率存在差异, 不同批次

的土地供应过程中也出现了过度竞拍和大量流拍的问题。因此,为进一步提高土地供应市场效率,“两集中”政策还需要基于区域宏观发展战略,考虑土地资源供应总量与结构的合理性,不同批次的集中供地计划应当有所均衡,避免供地数量或优质地段土地在某一批次过于集中,为不同类型的开发商提供研究和选取合理经营计划与购地方案的弹性空间,实施满足供求平衡规律的差异化土地供应政策。

参考文献(References):

- [1] 况伟大,李涛.土地出让方式、地价与房价[J].金融研究,2012(8):56-69.
- [2] 曲卫东,刘晓龙.北京市土地拍卖溢价实证检验[J].系统工程理论与实践,2013,33(1):117-124.
- [3] 成立.住宅用地集中出让新政对房地产市场的影响[J].中国房地产,2021(10):30-32.
- [4] 赵娅.周边房价上涨收益与高地价——基于拍卖理论的高地价形成机制与实证研究[J].经济科学,2018(5):106-117.
- [5] 张娟锋,黄丽影.中国城市土地市场存在“赢者诅咒”吗?[J].南京审计大学学报,2017,14(6):25-34.
- [6] 秦波,孙亮.容积率和出让方式对地价的影响——基于特征价格模型[J].中国土地科学,2010,24(3):70-74.
- [7] 张红,高帅,王悦,等.拍卖机制特征对土地竞买价格的影响:来自北京的实证研究[J].中国土地科学,2014,28(7):11-16.
- [8] CHING S, FU Y. Contestability of the urban land market: an event study of Hong Kong land auctions[J]. Regional Science and Urban Economics, 2003, 33(6): 695-720.
- [9] OOI J T, SIRMANS C F, TURNBULL G K. Price formation under small numbers competition: evidence from land auctions in Singapore[J]. Real Estate Economics, 2006, 34(1): 51-76.
- [10] AMIDU A R, AGBOOLA A O. Empirical evidence of the influences on first price bid auction premiums[J]. International Real Estate Review, 2009, 12(2): 157-170.
- [11] MCAFEE R P, VINCENT D. Updating the reserve price in common-value auctions[J]. The American Economic Review, 1992, 82(2): 512-518.
- [12] 王雪峰.垄断、信息不对称及土地拍卖定价偏好的差异——以南昌市为例[J].中国土地科学,2018,32(9):43-50,58.
- [13] CAI H, HENDERSON J V, ZHANG Q. China's Land market auctions: evidence of corruption? [J]. The Rand Journal of Economics, 2013, 44(3): 488-521.
- [14] WANG Y, TANG W. Managing urban growth: an investigation of Chinese governments' land allocation behaviors[C]// ACES, JACES, KACES, et al. Pacific Rim Conference on Financial and Economic Links and Institutions for Prosperity, Hawwoil, USA, 2014: 1-20.
- [15] 王媛.政府干预与地价扭曲——基于全国微观地块数据的分析[J].中国经济问题,2016(5):29-41.
- [16] 赵娅.对不同土地出让方式的理论和实证比较——基于拍卖理论并以北京市土地市场为例[J].南开经济研究,2012(4):97-112.
- [17] 张杰,王忠,范雨婷.中国住宅用地出让“两集中”新政研究——基于诺奖拍卖理论的准自然实验[J].中国土地科学,2022,36(4):27-37.
- [18] MCAFEE R P, MCMILLAN J. Auctions and bidding[J]. Journal of Economic Literature, 1987, 25: 699-738.
- [19] MILGROM P R. The structure of information in competitive bidding[D]. New York: Garland Press, 1979: 4-8.
- [20] MILGROM P R. Discovering Prices: Auction Design in Markets with Complex Constraint[M]. New York: Columbia University Press, 2017: 165-172.
- [21] 孟繁瑜,严乐乐.土地拍卖中的预算约束因素研究[J].中国土地科学,2010,24(8):16-20.
- [22] 蔡东,郭春香.“限地价、竞房价”的土地拍卖机制研究[JOL].中国管理科学,2022. doi: 10.16381/j.cnki.issn1003-207x.2021.1768.
- [23] MILGROM P R, WEBER R. A theory of auctions and competitive bidding[J]. Econometrica, 1982b, 50(5): 1089-1122.
- [24] GWIN C, ONG S, SPIELER A. Auctions and land values: an experimental analysis[J]. Urban Studies, 2005, 42(12): 2245-2259.
- [25] CHAU K W, WONG S, YIU C, et al. Do unexpected land auction outcomes bring new information to the real estate market?[J]. Journal of Real Estate Finance and Economics, 2010, 40(4): 480-496.
- [26] 况伟大.预期、投机与中国城市房价波动[J].经济研究,2010,45(9):67-78.
- [27] GLAESER E L, NATHANSON, C G An extrapolative model of house price dynamics[J]. Journal of Financial Economics,

2017, 126: 147 – 170.

Expectations about Aggregate Outcomes[J]. Journal of

[28] KUCHLER T , ZAFAR B. Personal Experiences and

Finance, 2019, 74(5): 2491 – 2542.

Influence Mechanism of Centralized Land Supply Policy on Residential Land Prices

HUANG Yiqi, QU Weidong

(School of Public Administration and Policy, Renmin University of China, Beijing 100872, China)

Abstract: The purposes of this study are to use the residential land transfer data in 42 cities in China to analyze the impact mechanism of the centralized land supply policy on the residential land prices and premium rates based on affiliated value model. The research methods include multi-period differences-in-differences, mediating effect model and moderating effect model. The research results show that the first two rounds of centralized land supply significantly increased the land prices, and the first and the third rounds of centralized land supply significantly increased the premium rates. There is a private value channel where the first two rounds of centralized land supply “screened” joint bidders with stronger funds to participate in the bidding and increased the land transfer price. There is also a market information channel which stabilizes the expectation of housing market and the land transfer price. In conclusion, the policy changes the rhythm of supply and demand, the competition pattern of land sales and the market expectations in the short term, resulting in fluctuations in land prices and premium rates. It is necessary to improve the structure of land supply and adjust the land transfer rules to realize a long-term residential land supply mechanism.

Key words: centralized land supply policy; residential land use right; land transfer rules; market expectation; differences-in-differences

(本文责编: 郎海鸥)