

集中供地是否有效平抑土地出让溢价 ——来自集中供地试点城市的证据

陈淑云, 张 颖, 张冬阳

摘 要: 稳地价对房地产市场平稳健康发展具有重要意义。基于供需理论, 本文构建了集中供地政策影响土地溢价的分析框架, 认为在融资约束背景下, 集中供地政策影响了房地产开发企业的竞拍决策, 政策通过预期和分流效应两个渠道降低土地的溢价水平。本文利用 2020—2022 年 36 个城市的 17 206 宗地块为样本, 检验了这一推断。结果显示, 实施集中供地政策后, 单宗地块的相对溢价率降低了 6.702%, 绝对溢价降低了 3 400 万。同时, 通过适应性预期和理性预期、合作拿地与国企拿地, 分别验证了政策发挥作用的渠道。集中供地政策的实施效果具有异质性, 东部城市的地块、一线及新一线城市的地块、中心城区的地块的降幅大于其他地区的降幅。

关键词: 集中供地; 土地溢价; 预期; 分流效应

中图分类号: F299.23 **文献标识码:** A **文章编号:** 1671-0169(2023)06-0114-12

DOI:10.16493/j.cnki.42-1627/c.20231017.001

一、引 言

随着我国土地出让市场的建立与完善, 土地资源分配中的地价发现机制成为学界研究的重要议题。早期文献主要从拍卖机制设计视角研究土地价格的形成, 在招标、拍卖和挂牌三种不同出让方式中, 竞拍价格是否对外公开, 参与者是否可以根据最新报价调整竞拍价格等土地出让机制设计, 直接影响土地出让价格^{[1][2][3][4]}。1998 年我国住房货币化分配制度实施之后, 城市住房需求持续增长, 住房市场进入长达 23 年的快速发展阶段, 这期间我国商品房平均价格从 1 963 元/每平方米, 上涨至 2021 年的 10 139 元/每平方米。在土地招拍挂制度框架下, 房地产开发企业预期房价上涨, 通过提高土地竞拍价, 获得土地开发权, 导致部分城市出现房价与地价倒挂现象, 这种“面粉比面包贵”的现象, 进一步促进了房价上涨的预期形成, 形成了地价与房价循环上涨的局面。为打破地价与房价互为因果的循环上涨, 我国提出“稳地价、稳房价、稳预期”的房地产调控目标^[5], 其中为实现“稳地价”目标, 2021 年 2 月自然资源部对中国 22 个重点城市实施集中供地政策, 要求试点城市由原来不定期出让土地, 改为集中发布出让公告、集中组织出让活动, 同时提高保证金占基准地价的比, 缩短土地出让价款清缴时限。早期文献未能涵盖集中供地政策调整的实施情境, 那么

基金项目: 教育部哲学社会科学研究重大课题攻关项目“建立健全住房基础性制度和房地产市场平稳健康发展长效机制研究”(19JZD012)

作者简介: 陈淑云, 华中师范大学经济与工商管理学院教授(湖北 武汉 430079); 张颖, 华中师范大学经济与工商管理学院博士研究生; 张冬阳(通讯作者), 华中师范大学经济与工商管理学院博士研究生, 1044600738@qq.com

集中供地试点政策与稳地价之间的内在逻辑是什么? 政策通过什么渠道发挥作用? 不同特征的地块是否存在政策效果的差异? 及时回答这些问题, 有利于在我国房地产市场供求关系发生重大变化的新形势背景下, 通过适时调整优化房地产政策, 因城施策用好政策工具箱, 更好满足居民刚性和改善性住房需求, 促进房地产市场平稳健康发展。

现有少量文献针对集中供地政策研究, 其研究设计延续了早期文献的拍卖机制, 但对土地价格影响的具体研究逻辑和研究路径上存在差异。一是构建了同步多轮升价的数理模型刻画集中供地政策, 认为在一年不超过三轮集中供地的信息冲击下, 房地产开发企业抱有“过了这个村就没有这家店”的风险心理, 导致第一轮的集中供地对住宅用地出让市场形成了一次向上的需求冲击, 进而提高了土地溢价^[6]。二是从私人价值渠道和市场预期渠道分析集中供地政策作用的机制, 认为通过私人价值效应, 筛选出资金雄厚的竞拍者参与土地竞拍, 进而推高了土地溢价率, 尤其是在首轮集中供地期间, 土地储备短缺的焦虑影响参与者决策, 推高了土地出让价格和溢价率, 同时也提出该政策可能存有抑制土地溢价的长期趋势^[7]。现有文献为本文的研究提供了丰富的研究基础, 但忽略了集中供地政策, 通过提高竞拍保证金数额与压缩出让金价款时限等条件, 提高了土地竞拍门槛, 特别是企业在融资约束条件下, 面对同期出让的不同地块, 需根据本企业经营自身条件以及潜在竞争对手的情况, 选择不同地块参与竞拍, 降低了单一地块的竞争程度, 具有需求分流的效果。同时, 现有文献立足竞拍人视角, 从土地市场的需求方进行研究, 忽略了集中供地政策的实质是把分散在不同时点的交易集中于特定时点, 压缩了土地交易时间, 改变了土地市场的短期供求关系, 即土地出让市场在同一时间节点上有众多地块和众多竞拍企业, 在分流效应作用下单一地块溢价率的向下波动, 可能引发其他竞拍人的行为决策, 进而导致整个土地市场土地成交溢价向下波动。

与现有的文献相比, 本文有以下边际贡献。一是发现了试点政策除预期以外的潜在影响渠道——分流效应。企业在融资约束的背景下, 根据不同地块的竞拍门槛, 做出竞拍选择, 分流单一地块的竞拍需求, 达到平抑土地溢价的效果。二是相较于拍卖机制分析视角, 本文基于供需理论, 构建了集中供地政策对土地溢价影响的分析框架, 补充了现有文献关于政策实施效果的理论机理。三是现有文献主要聚焦于首轮集中供地的结果, 认为首轮集中供地提高了土地溢价, 尽管提出了该政策可能存在抑制土地溢价率的长期趋势, 但还缺少数据层面的验证。本文扩充了政策实施的时间跨度, 发现政策实施有效平抑了土地溢价, 并通过异质性分析发现政策实施效果还存在差异。

本文余下内容安排为: 第二部分理论机理与研究假设; 第三部分进行数据选取并设计了回归模型; 第四部分通过实证检验了基准结论影响机制与结果的稳健性; 第五部分对于政策作用效果的异质性进一步检验分析; 第六部分为研究结论和政策启示。

二、理论机理与研究假设

在我国, 地方政府存在不同程度的土地财政依赖, 集中供地政策实施前, 地方政府基于地区发展竞争和土地供给总量约束^[8], 自主决定土地供应的数量与时间, 特别是在土地供给的时间分布上, 地方政府通常选择分散供给。这种时间轴上的分散供地, 对房地产开发企业而言, 就存在利用有限的资金, 多次滚动参与土地竞拍的机会, 在预期房价上涨的情况下, 争相获得更多土地的开发权。随着我国房地产市场竞争加剧, 房地产开发企业间拍地竞争越来越激烈, 地价随着竞拍激烈程度不断攀升, 最终导致住宅用地的土地出让金与政府设定的起拍价格之间的差额不断增加, 土地溢价水平不断上升。集中供地政策实施后, 一方面要求地方政府对土地资源统筹规划, 提前编制供地计划, 降低土地供应的随意性, 集中发布供地公告, 供地市场信息更为透明; 另一方面, 地方政府提高竞拍保证金占比, 压缩土地出让价款缴清时限, 提高拍地门槛。集中供地政策的实施, 对特定

土地出让市场而言，压缩了交易时间，提高了土地市场的信息透明度。参与竞拍的房地产企业面对多个地块可以有多种选择，客观上减少了有效参与土地竞拍的企业数量，单一地块的土地竞拍需求减少，达到平抑土地溢价的目标。

集中供地政策的实施通过两个渠道平抑土地的溢价水平，如图 1 所示。

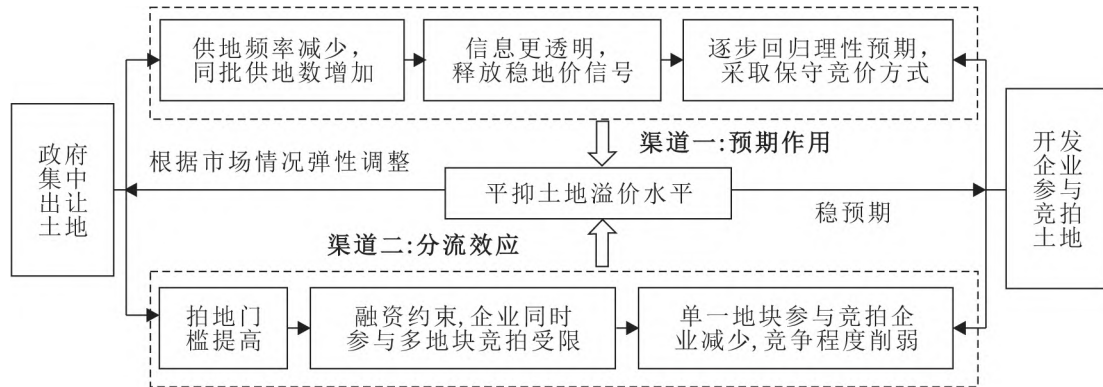


图 1 集中供地政策的作用机制

影响渠道一为预期平抑作用。集中供地政策对于预期的影响包括两个方面：一方面，集中供地政策使得地方政府由过去的无约束随机供地，转变为信息披露更为透明的分批次供应，减少了外部经济环境的不确定性，增加了房地产开发企业对政府行为的理性判断，充分发挥了公开土地出让信息对于稳定和引导企业理性预期的积极作用；另一方面，集中供地政策的出台与实施，进一步证明了政府调控土地市场和房地产市场的决心，加剧了房地产开发企业对于未来经营利润下降的预期，促使企业在土地市场中采取更为保守的竞价行为，最终有效平抑了土地溢价水平。房地产开发企业具有异质性，可能同时存在向后看的适应性预期^{[9][10][11]}和向前看的理性预期^{[12][13][14]}，预判未来的房价走势，做出不同的决策。

影响渠道二为竞拍者分流效应。集中供地政策出台之前，全国范围内已经实施了针对房地产开发企业的“三道红线”与针对银行业的“两道红线”的信贷政策，房地产开发企业处于融资收紧的大背景下。房地产开发企业属于资金密集型企业，特别是在我国房地产开发企业所需资金严重依赖信贷资金，能否获得贷款通常与企业的规模、性质有直接的关系，一般情况下，规模越大或具有国有背景的开发企业，更容易获得金融机构的资金支持。集中供地政策提高了房地产开发企业参拍资金门槛限制，在试点城市集中供地节奏趋同的情况下，房地产开发企业很难筹集到足额的保证金。同时参与多块土地的竞拍，降低了参与单一地块的竞拍者数量，产生了分流效应，达到平抑土地溢价的效果。集中供地政策对开发企业资金筹集能力要求更高，产生了分流效应，获取资金的渠道限制和约束更小的企业，更具融资优势，参与土地竞拍。同时，为获取拍地资格，企业间可能以合作的方式作为同一竞拍方参与竞拍。

通过以上分析，本文提出假设 1。

H1：集中供地政策可以显著降低土地的溢价水平，通过影响房地产开发企业的预期和竞拍者分流效应两个渠道达到平抑土地溢价水平的效果。

土地成交价格的形成与土地所处区位、周边基础设施、人口密度，以及附加出让规则等因素有着密切的关系^[15]，政策影响渠道作用于不同的地块可能存在异质性，最终导致地块溢价水平受政策影响的效果之间存在差异。

从不同地理区域城市的地块来看,工业用地占比高于30%的城市多集中于我国东部地区^①,住宅用地的比例则明显偏低,房价相对更高,东部地区城市成为房地产开发企业拍地的热门区域,土地溢价水平较高。集中供地政策的实施推动了东部地区土地市场回归理性,房地产开发企业预期东部地区土地未来的经营利润下降;同时,由于分流效应的存在,部分房地产企业将投资目标转向中西部地区城市的土地,导致相较东部地区,中西部地区城市的土地受集中供地政策的影响更为有限。

从不同级别的城市来看,相较其他城市,一线及新一线城市^②拥有完善的产业链和发达的基础设施,人口和资金等要素长期净流入,土地资源相对稀缺,土地供不应求,导致土地溢价水平较高。集中供地政策的实施,受预期和分流效应的影响,企业预期未来一线及新一线城市的土地带来的经营利润下降。另外,一线及新一线城市的地价相对更高,所需缴纳的保证金高昂,自然导致了企业间的分流,最终企业参与一线及新一线城市的地块竞拍的数量减少。一线及新一线城市土地竞争激烈程度下降,溢价水平显著降低,对政策可能更为敏感,其余城市溢价水平降低的程度更为有限。

从城市内部不同区位的地块来看,中心城区由于人口相对集中,具有优质公共资源,中心城区的地块溢价相对较高。集中供地实施后,相对于非中心城区的地块,本身价格高昂的中心城区的土地随着地方政府提高竞拍保证金占比,进一步提高了中心城区的土地拍地门槛,位于中心城区的单一地块的需求减少,导致中心城区的地块的溢价波动相对于非中心城区更为明显。

在集中供地的基础上,地方政府针对不同的地块创新地搭配了不同的竞拍规则,从地块附加的五种主要不同竞拍规则来看,限房价和限地价通过价格的直接封顶,严格限制了开发企业未来从特定地块所能够获得的经营利润,平稳了企业对未来经营利润的预期,对控制溢价水平直接且有效。竞自持则直接要求房地产开发企业提高土地的自持比例和自持年限,直接拉长了企业销售回款的时长,同样有利于平稳企业对未来经营利润的预期,改善企业高周转的开发模式。竞配建和含保障房则属于对企业的开发思路方面的限制,对土地价格的直接影响极为有限。因此,集中供地叠加上限房价、限地价和竞自持这类严格的出让规则限制,进一步提高了企业的购地门槛,通过分流效应减少了参拍企业的数量,导致地块溢价水平显著降低。

通过以上分析,本文进一步提出假设2。

H2:集中供地政策的实施效果具有异质性,东部城市的地块、一线及新一线城市的地块、中心城区地块的降幅更大。此外,对设定限房价、限地价和竞自持这类更为直接的竞拍限制条件的地块溢价水平具有更加显著的政策影响。

三、研究设计

(一) 数据选取与描述性统计

为了检验集中供地政策的实施是否显著影响了城市的土地溢价水平,考虑到集中供地政策涉及的用地性质主要包括住宅用地、综合用地^③,以及商业用地^④三种,因此,本文使用的土地出让数

^① 数据来源于《中国土地资源统计年鉴》。

^② 本文涉及的一线及新一线城市包括:上海、北京、广州、深圳、成都、重庆、杭州、西安、武汉、苏州、郑州、南京、天津、长沙、宁波、合肥、青岛。

^③ 综合用地为两种以及两种以上用途有差异的土地,一般是通过居住房加上商业或办公所需用地的组合。

^④ 商业用地与住宅用地一样,同属于经营性建设用地。

据涵盖以上三种用途的土地，剔除了工业用地与其他用地。

本文选取了 36 个城市^①作为研究对象，选取的样本时间范围为 2020 年 1 月 1 日至 2022 年 12 月 31 日之间成交的共 17 206 宗地块，数据来自中指数据房地产数据库。分析所使用的数据主要包括两个部分：地块交易数据和城市行政区基础设施数据。参照范剑勇等^[16]与周玉龙等^[17]的研究，本文选取建设用地面积、容积率上限、起始价和保证金用于控制地块出让水平；由于地方基础设施的不断完善提高了土地的内在价值，构成了土地价格不断上涨的重要基础，所以本文选择控制地块所在行政区轨道交通、医院、公园、产业园区、负面设施^②和人口的密度，作为出让地块的初始禀赋，以上指标口径均为行政区范围。模型构建的详细数据见表 1。

表 1 主要变量描述性分析

变量	指标	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
<i>LRP</i>	地块相对溢价水平（%）	17 206	7.347	29.106	0.000	1 012.500
<i>LAP</i>	地块绝对溢价水平（千万元）	17 206	3.942	14.794	0.000	361.380
<i>treat_i</i>	是否是实行集中供地的地块 地块参与集中供地取 1，否则为 0	17 206	0.210	0.407	0.000	1.000
<i>AreaL</i>	建设用地面积（m ² ），取对数	17 206	9.999	1.257	0.693	13.861
<i>PR</i>	容积率上限，取对数	17 206	0.703	0.541	-4.605	3.555
<i>SP</i>	起始价（万元），取对数	17 206	9.415	1.933	0.010	14.948
<i>BondL</i>	保证金（万元），取对数	17 206	8.281	1.828	-0.916	13.362
<i>RTden</i>	地块所在行政区轨道交通密度，取对数	17 206	0.166	0.957	0.000	8.696
<i>Hden</i>	地块所在行政区医院密度，取对数	17 206	0.592	1.712	0.000	11.006
<i>Pden</i>	地块所在行政区公园密度，取对数	17 206	0.677	1.808	0.000	11.420
<i>Iden</i>	地块所在行政区产业园区密度，取对数	17 206	0.461	1.667	0.000	9.668
<i>Bden</i>	地块所在行政区负面设施密度，取对数	17 206	0.304	1.338	0.000	7.510
<i>POPden</i>	地块所在行政区居住人口密度，取对数	17 206	7.609	1.326	0.000	10.742

（二）基准模型的设定

考虑到地块层面的数据是混合截面数据，但是同时有时间和个体两个维度，因此，本文选择构建混合截面 DID 模型进行集中供地政策的评估，如式（1）所示。

$$Y_{i,t} = \alpha + \zeta_1 \text{treat}_i + \xi X_{i,t} + \delta_i + \theta_t + \epsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中， $Y_{i,t}$ 表示地块 i 在年份 t 的土地出让溢价率； treat_i 表示地块是否为集中供地出让的土地，其系数 ζ_1 反映了集中供地政策对各个地块平均溢价率的影响； $X_{i,t}$ 包括地块出让数据和扩充的地块位置属性两个方面的控制变量； δ_i 和 θ_t 分别表示地块固定效应和时间固定效应； $\epsilon_{i,t}$ 表示随机扰动项。

针对每个地块的被解释变量土地溢价情况 $Y_{i,t}$ ，本文选取了两个指标来度量微观地块交易市场的波动和土地出让金额的变动情况，分别为地块相对溢价水平和地块绝对溢价水平，如式（2）和（3）所示。

$$\text{相对溢价水平} = (\text{地块成交价} - \text{地块起始价}) / \text{地块起始价} \quad (2)$$

$$\text{绝对溢价水平} = \text{地块成交价} - \text{地块起始价} \quad (3)$$

① 36 个大中城市包括直辖市、省会城市、自治区首府城市（不含拉萨和乌鲁木齐）和计划单列市，以及实施集中供地的苏州和无锡。

② 地块周围的负面设施包括监狱、戒毒所、殡仪馆、重点污染性工厂、精神病医院和传染病医院。

(三) 影响渠道检验模型的设定

针对影响渠道一, 考虑到房地产企业具有一定的异质性, 在预期房价变化时, 既可能采用适应性预期, 也可能采用理性预期。由于无法区分两种预期在企业决策中发挥作用的大小, 本文同时考察房地产开发企业的两种预期。借鉴况伟大^[11]、张浩等^[18]的研究, 适应性预期本文使用上一年的新房均价作为代理变量; 理性预期使用下一年的新房均价作为代理变量。基于此, 为了检验集中供地政策抑制地块溢价水平关于预期的作用机制, 本文构建如下的适应性预期模型 (4) 和理性预期模型 (5):

$$Y_{i,t} = \alpha + \zeta_1 treat_i * HP_{C,t-1} + \zeta_2 HP_{C,t-1} + \xi X_{i,t} + \delta_i + \theta_t + \epsilon_{i,t} \quad (4)$$

$$Y_{i,t} = \alpha + \zeta_1 treat_i * HP_{C,t+1} + \zeta_2 HP_{C,t+1} + \xi X_{i,t} + \delta_i + \theta_t + \epsilon_{i,t} \quad (5)$$

其中, $HP_{C,t-1}$ 为地块 i 所在的城市 C 上一期的年度商品房平均价格, $HP_{C,t+1}$ 为地块 i 所在的城市 C 下一期的年度商品房平均价格, 均进行了取对数处理^①。 $X_{i,t}$ 为控制变量 (具体见表 2 模型 (1))。房价数据采用国家信息中心宏观经济与房地产数据库的城市商品房平均销售价格。

针对影响渠道二, 由于参与单宗土地的竞拍者数量难以获取, 本文尝试通过分析拿地企业的性质以及是否合作拿地, 检验分流效应的作用机制。一是考虑到集中供地政策对开发企业资金筹集能力要求更高, 相对民企而言, 国企获取资金的渠道限制和约束更小, 具有融资优势^{[19][20]}。本文将拿地企业的性质划分为国企和民企两种, 若集中供地实施国企拿地概率显著增加, 便验证了受融资约束影响的民企参拍数量减少。二是在融资约束下, 多家房企通过合作拿地的方式参与竞拍, 多家企业以合作的方式作为同一竞拍方, 也减少了竞拍者数量。本文构建如下的国企拿地性质模型 (6) 和企业间合作拿地概率模型 (7):

$$P_{i,enterprise\ nature} = \gamma + \phi_1 treat_i + \varphi X_{i,t} + \delta_i + \theta_t + \epsilon_{i,t} \quad (6)$$

$$P_{i,cooperate} = \gamma + \phi_2 treat_i + \varphi X_{i,t} + \delta_i + \theta_t + \epsilon_{i,t} \quad (7)$$

其中, $P_{i,enterprise\ nature}$ 为竞得地块 i 的企业性质是否为国有企业, $P_{i,cooperate}$ 为地块 i 是否为企业合作拿地竞得。 $X_{i,t}$ 为控制变量 (具体见表 2 模型 (1))。

四、实证检验

(一) 基准回归

本文加入了地块交易信息和地块特征指标作为控制变量, 对每个出让地块的相对溢价水平和绝对溢价水平进行混合截面双重差分回归, 并采用个体和时间双固定

表 2 集中供地与地块溢价水平

被解释变量	全样本	
	LRP (1)	LAP (2)
$treat_i$	-6.702*** (0.402)	-3.403*** (0.383)
$AreaL$	-6.169*** (0.476)	-2.517*** (0.153)
PR	-8.182*** (0.962)	-1.709*** (0.164)
SP	5.144*** (0.451)	3.943*** (0.186)
$BondL$	-0.441 (0.449)	0.178 (0.142)
$RTden$	0.087 (0.408)	-0.673*** (0.146)
$Hden$	-0.466 (0.790)	-1.190*** (0.447)
$Pden$	-0.550 (0.799)	1.280** (0.500)
$Iden$	-0.999 (0.805)	3.973*** (0.784)
$Bden$	-0.531*** (0.178)	-0.458*** (0.065)
$POPden$	2.008** (0.869)	-5.056*** (0.919)
常数项	35.95*** (3.587)	-4.446*** (0.831)
样本量	17 206	17 206
调整 R^2	0.039	0.141

注: ** 和 *** 分别表示在 5% 和 1% 的水平下显著。

① 2023 年的新房价格数据使用 2023 年 1—6 月的新房均价代替。

效应，估计结果如表 2 的模型（1）和模型（2）所示。集中供地政策对参与集中供地地块的相对溢价水平和绝对溢价水平的影响均为负，且都在 1% 的水平上显著，这说明集中供地政策的实施对地块出让价格具有显著的负向影响，从而验证了假设 1 的基本结论。其中，集中供地政策的实施降低了 6.702% 的地块相对溢价率。同时，本文使用了地块出让的绝对溢价水平来度量地块出让金额的变动，集中供地政策的实施使得地块的成交价与起始价之间的价差平均降低了约 3 400 万元。

（二）对于预期作用的机制检验

对于集中供地政策的预期作用这一影响渠道检验结果如表 3 所示，无论是适应性预期模型还是理性预期模型，交叉项系数均显著为负，表明集中供地政策的出台对于房地产开发企业对未来房价上涨的预期有抑制作用。其中，适应性预期和理性预期的作用效果十分接近，说明房地产开发商在集中供地之后的拍地策略趋向于理性，会同时考虑两种预期，在竞拍土地的过程中报价更为保守，进而平抑了土地溢价水平，验证了假设 1 中的影响渠道一。

表 3 预期作用的机制检验

被解释变量	适应性预期		理性预期	
	LRP (1)	LAP (2)	LRP (3)	LAP (4)
$treat_i$ * 上期房价	-0.695*** (0.0410)	-0.351*** (0.0402)		
$treat_i$ * 下期房价			-0.700*** (0.0418)	-0.341*** (0.0400)
上期房价	-1.122*** (0.364)	0.820*** (0.249)		
下期房价			-0.976*** (0.370)	-0.341*** (0.0400)
控制变量	是	是	是	是
常数项	47.60*** (5.675)	-12.69*** (2.532)	46.18*** (5.513)	-11.88*** (3.272)
年份固定效应	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是
样本量	17 206	17 206	17 206	17 206
调整 R^2	0.040	0.140	0.039	0.140

注：括号内为估计值的稳健标准差，并且聚合在城市水平。*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%的水平下显著。

（三）对于分流效应的机制检验

对于集中供地政策的分流效应这一影响渠道检验结果如表 4 所示。表 4 中的模型（1）结果表明，集中供地的实施后，国有企业拿地的概率显著为正，间接验证了受融资约束的影响，房地产开发企业分流，民营企业参与数量减少，平抑土地溢价率。同时，考虑到集中供地政策的实施提高了企业参与拍地的资金门槛，企业间通过合作拿地的方式，多家企业作为同一竞拍者，减少了竞拍

表 4 分流效应的机制检验

被解释变量	国有企业拿地概率 (1)	合作拿地概率 (2)
$treat_i$	0.317*** (0.0266)	0.362*** (0.0395)
控制变量	是	是
常数项	-1.195*** (0.107)	-2.051*** (0.194)
样本量	17 206	17 206
Prob>chi2	0.000	0.000

注：*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%的水平下显著。

方的数量。本文通过验证合作拿地, 表征通过合作模式作为分流效应的体现, 表 4 的模型 (2) 显示集中供地显著增加了企业间合作拿地的概率。表 4 中两个模型的结论共同验证了假设 1 中的影响渠道二。

(四) 稳健性检验

为了验证基准回归结论中获得的集中供地政策对参与集中供地地块的土地出让溢价水平影响的稳健性, 本文做了以下三个维度的稳健性检验。

第一, 基准模型中对集中供地政策效果的识别是基于 2020、2021 和 2022 年的混合截面数据, 现在剔除 2020 年数据, 仅使用 2021、2022 年的截面数据进行回归。如表 5 的模型 (1) 和模型 (2) 所示, 新样本的回归对政策实施地块的相对溢价水平和绝对溢价水平均产生显著的负向影响, 不改变核心结论。

第二, 本文采取随机生成参与集中供地的地块的方式进行安慰剂检验。为提高安慰剂检验的可识别性, 将随机过程重复了 500 次, 图 2 汇报了安慰剂检验的结果。从图 2 中可以看出随机估计值分布在零的附近并且服从正态分布, 证明随机生成的参与集中供地的地块没有政策效应, 从而可推得集中供地政策对处理组地块的土地价格影响是真实存在的。

表 5 基于 2021 年和 2022 年的截面数据的稳健性检验

被解释变量	2021 年和 2022 年出让地块	
	LRP (1)	LAP (2)
$treat_i$	-4.669*** (0.570)	-3.473*** (0.313)
控制变量	是	是
常数项	28.94*** (4.305)	-4.105*** (1.013)
样本量	10 390	10 390
调整 R^2	0.030	0.116

注: *、** 和 *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平下显著。

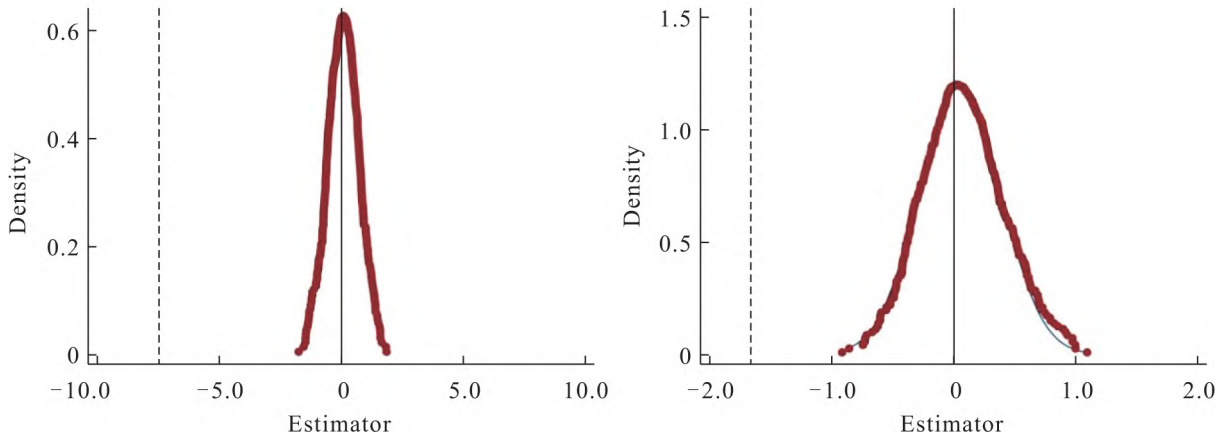


图 2 地块层面安慰剂检验: 随机抽取实验组

第三, 集中供地政策包括住宅用地、综合用地和商业用地在内的三种用地性质的土地, 与住房类用地直接相关的为住宅用地和综合用地。本文将出让的住宅用地和综合用地的相对溢价水平和绝对溢价水平为被解释变量, 进行安慰剂检验。如果集中供地对住宅用地与综合用地均产生显著的负向影响, 则表明政策调控的有效性。如表 6 所示, 无论对住宅用地还是综合用地进行回归, 系数均显著为负, 符合预期。

表 6 基于住宅用地和综合用地的安慰剂检验

被解释变量	住宅用地		综合用地		商业用地	
	LRP (1)	LAP (2)	LRP (3)	LAP (4)	LRP (5)	LAP (6)
<i>treat_i</i>	-7.037*** (0.433)	-6.953*** (0.625)	-7.310*** (0.514)	-5.747*** (0.810)	-3.027* (1.636)	-0.108 (0.195)
控制变量	是	是	是	是	是	是
常数项	11.78*** (4.082)	-6.081*** (1.420)	13.52** (5.349)	-14.59*** (3.374)	61.13*** (6.477)	0.798*** (0.245)
样本量	7 084	7 084	4 538	4 538	5 582	5 582
调整 R^2	0.055	0.229	0.036	0.125	0.052	0.030

注：*、**和***分别表示在10%、5%和1%的水平下显著。

五、对于政策作用效果异质性的进一步检验分析

（一）不同地理区域城市的地块

前文证明了实施集中供地政策对土地出让的价格具有显著的负向影响，然而对于不同地理区域城市的地块而言，政策的实施效果可能存在区别。本文将全部地块样本按照地理位置细分为东部城市和中西部城市。在所有的回归中均控制了土地层面的特征变量，回归结果如表7所示。集中供地政策的调控对东部城市的地块，无论是相对溢价水平还是绝对溢价水平均在1%的水平下具有显著的降低效果。集中供地政策的调控对中西部城市的地块相对溢价水平相较于东部城市，影响幅度明显偏低，从而验证了假设2的猜想。

表 7 集中供地对不同地理区域城市的地块影响

被解释变量	东部城市		中西部城市	
	LRP (1)	LAP (2)	LRP (3)	LAP (4)
<i>treat_i</i>	-7.465*** (0.503)	-5.409*** (0.587)	-3.878*** (0.618)	-0.748* (0.421)
控制变量	是	是	是	是
常数项	57.64*** (6.854)	-8.786*** (2.026)	25.10*** (4.252)	-5.866*** (0.743)
样本量	7 516	7 516	9 688	9 688
调整 R^2	0.073	0.168	0.024	0.079

注：*、**和***分别表示在10%、5%和1%的水平下显著。

（二）不同级别城市的地块

本文按照城市级别将所有地块区分为两类：一线与新一线城市的地块，二线城市的地块。表8的回归结果表明，集中供地政策主要对一线与新一线城市的土地溢价水平有更大幅度的显著影响，然而二线城市的土地受到的政策影响效果低于一线与新一线城市，验证了假设2。

（三）不同城市区位的地块

根据各个城市的行政区划，将所有城市各城区分为中心城区和非中心城区。根据表9的结果，中心城区和非中心城区的核心解释变量均显著为负，但绝对溢价水平的值相差较大，说明集中供地对于单个地块的土地溢价的影响在城区之间是有差异的，且中心城区的土地相较于非中心城区受集

中供地政策影响的幅度更大, 验证了假设 2 的猜想。

表 8 集中供地对不同级别城市的地块影响

被解释变量	一线及新一线城市		二线城市	
	LRP	LAP	LRP	LAP
	(1)	(2)	(3)	(4)
$treat_i$	-6.802*** (0.484)	-4.319*** (0.521)	-6.153*** (0.810)	-2.119*** (0.586)
控制变量	是	是	是	是
常数项	45.34*** (6.271)	-4.478*** (1.688)	28.85*** (4.221)	-6.482*** (0.895)
样本量	9 392	9 392	7 812	7 812
调整 R^2	0.048	0.154	0.036	0.123

注: *、** 和 *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平下显著。

表 9 集中供地对不同城市区位的地块影响

被解释变量	中心城区		非中心城区	
	LRP	LAP	LRP	LAP
	(1)	(2)	(3)	(4)
$treat_i$	-6.104*** (0.613)	-4.994*** (0.672)	-7.540*** (0.572)	-2.882*** (0.418)
控制变量	是	是	是	是
常数项	44.76*** (8.444)	-19.58*** (3.619)	39.28*** (4.383)	-2.334*** (0.676)
样本量	5 561	5 561	11 645	11 645
调整 R^2	0.039	0.153	0.042	0.146

注: *、** 和 *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平下显著。

(四) 不同出让规则的地块

表 10 的结果表明, 集中供地政策搭配限房价、限地价、竞自持和含保障房的出让规则在 1% 的显著性水平上降低了地块的相对溢价水平和绝对溢价水平。其中, 限房价、限地价和竞自持的作用效果更为明显, 从而验证了假设 2。

表 10 集中供地对不同出让规则的地块影响

被解释变量	限房价		限地价		竞配建		竞自持		含保障房	
	LRP	LAP	LRP	LAP	LRP	LAP	LRP	LAP	LRP	LAP
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
$treat_i$	-12.10*** (0.685)	-14.25*** (1.318)	-7.632*** (0.389)	-8.713*** (0.677)	-3.846*** (0.966)	-0.588 (2.041)	-5.970*** (0.730)	-7.517*** (1.621)	-4.949*** (0.717)	-4.541*** (1.241)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
常数项	52.34*** (12.54)	-61.40*** (12.51)	17.92*** (4.090)	-21.08*** (3.840)	29.16*** (6.369)	-52.05*** (13.13)	49.28*** (7.914)	-33.09** (13.79)	16.05 (10.31)	-4.499 (7.569)
样本量	1 859	1 859	5 216	5 216	1 107	1 107	1 079	1 079	1 269	1 269
调整 R^2	0.202	0.276	0.116	0.205	0.157	0.305	0.284	0.266	0.080	0.201

注: *、** 和 *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平下显著。

六、研究结论及政策启示

集中供地政策对土地的溢价水平的降低具有显著影响。其中, 集中供地政策的实施降低了

6. 702%的地块相对溢价率,使得地块的成交价与起始价之间的价差平均降低了约3 400万元。理论机理的分析表明,集中供地政策通过对土地供给的时间与频率的调整,减少单一地块的竞拍需求方,进而降低了土地出让价格,达到平抑土地溢价的目的。此外,研究发现集中供地政策通过平抑预期作用和竞拍者分流效应两种渠道:一方面,供地信息更加透明释放了稳地价的信号,使得房地产开发企业高涨的预期逐步趋向于理性,在竞拍土地的过程中报价更为保守,降低了最终成交价格;另一方面,购地门槛的提高,限制了参与竞拍的企业数量,分流效应使单一地块的需求减少,竞拍激烈程度下降,最终达到平抑土地溢价率的效果。最后,异质性分析表明:位于东部城市的地块比中西部城市受集中供地政策的影响更为显著;相较于二线城市的地块,位于一线及新一线城市的地块受集中供地政策的影响幅度更大;相对于非中心城区而言,集中供地政策对中心城区的住宅用地溢价率抑制效果更明显;在考虑土地出让附加条件的情况下,集中供地对搭配限价、限地价和竞自持出让规则的地块效果更加明显。

土地制度作为住房基础性制度的组成部分,对我国房地产市场平稳健康发展至关重要。从本文研究结论看,集中供地政策作为住房基础性制度改革的一项政策探索,能有效地平抑土地溢价水平,实现政策的预期目标。然而,2021年除了集中供地政策的实施以外,我国几乎在同一时间内出台了金融与税收的调控政策,包含针对房地产企业向银行贷款的三道红线,针对银行向房地产领域发放贷款的两道红线,以及房地产税改革试点计划。这一系列房地产调控政策的密集出台,引发了部分房地产企业的资金链断裂,进而导致“保交楼”事件的发生,同时叠加疫情冲击,我国房地产市场开始由热变冷。当前,我国房地产市场面临下行压力,考虑到房地产对我国宏观经济的影响,结合本文研究结论,建议未来土地政策的调整既需要遵循采取相机抉择原则,又需要避免以往房地产调控政策的“翻烧饼”现象。针对集中供地政策而言,首先,从城市层面要弱化集中供地的限制,特别是打破集中供地每年不超过3次供地的限制,根据市场情况适当放宽供地次数。其次,在整个房地产市场下行压力下,尽量减少拍卖方式供地,鼓励用勾地、挂牌方式,降低土地流拍信息对房地产开发企业预期的影响。同时,对试点城市不同地块进行分类,对非中心城区地块、具有附加条件的地块放松集中供地。最后,建议降低政策之间的合成谬误,尽量提高金融、土地等多个行政部门调控政策的协调度,特别是在当前房地产市场面临下行压力的情况下,还需要金融部门针对优质民营房企和国企适度放松融资约束,稳定企业预期,增强企业参与土地出让的信心。

参考文献

- [1] 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).
- [2] Cai, H., J. V. Henderson, Q. Zhang. China's land market auctions: Evidence of corruption? [J]. *The Rand Journal of Economics*, 2013(3).
- [3] Wang, Y., W. Tang. *Managing Urban Growth: An Investigation of Chinese Governments' Land Allocation Behaviors* [Z]. Nanjing: Global Chinese Real Estate Congress, 2014.
- [4] 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).
- [5] 中共中央党史和文献研究院. 十九大以来重要文献选编[M]. 北京: 中央文献出版社, 2019.
- [6] 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(4).
- [7] 黄奕淇, 曲卫东. 住宅用地“两集中”供应对土地出让价格影响机制分析[J]. 中国土地科学, 2022(11).
- [8] 王春杰, 黄金升. 地方政府差别化以地引资竞争策略研究: 来自微观土地交易的证据[J]. 中国地质大学学报(社会科学版), 2021(5).

- [9] Herring, R., S. Wachter. *Bubbles in Real Estate Markets*[Z]. The Samuel Zell and Robert Lurie Real Estate Center Working Papers, 2002.
- [10] 沈悦, 刘洪玉. 住宅价格与经济基本面: 1995—2002 年中国 14 城市的实证研究[J]. *经济研究*, 2004(6).
- [11] 况伟大. 预期、投机与中国城市房价波动[J]. *经济研究*, 2010(9).
- [12] Galí, J. Monetary policy and rational asset price bubbles[J]. *American Economic Review*, 2014(3).
- [13] Andre, C., P. Caraianni, A. C. Calin, et al. Can monetary policy lean against housing bubbles? [J]. *Economic Modelling*, 2022(5).
- [14] Clain-Chamoset-Yvrard, L., X. Raurich, T. Seegmuller. Rational housing demand bubble[J]. *Economic Theory*, 2023(1).
- [15] 陈东, 陈爱贞, 刘志彪. 重大风险预期、企业投资与对冲机制[J]. *中国工业经济*, 2021(2).
- [16] 范剑勇, 邵挺. 房价水平、差异化产品区位分布与城市体系[J]. *经济研究*, 2011(2).
- [17] 周玉龙, 杨继东, 黄阳华, 等. 高铁对城市地价的影响及其机制研究——来自微观土地交易的证据[J]. *中国工业经济*, 2018(5).
- [18] 张浩, 李仲飞. 房价预期、土地价格与房地产商行为[J]. *管理评论*, 2016(4).
- [19] 郭敏, 段艺璇, 黄亦炫. 国企政策功能与我国地方政府隐性债: 形成机制、度量与经济影响[J]. *管理世界*, 2020(12).
- [20] 黄振, 郭晔. 央行担保品框架、债券信用利差与企业融资成本[J]. *经济研究*, 2021(1).

Whether Centralized Land Supply is Effective in Stabilizing the Premium of Land Transfers ?

— Evidence from Pilot Cities of Centralized Land Supply

CHEN Shu-yun, ZHAGN Ying, ZHANG Dong-yang

Abstract: Stabilizing land prices is of great significance to the steady and healthy development of the real estate market. Based on the theory of supply and demand, this paper constructs an analytical framework for the centralized land supply policy affecting land premiums, arguing that under the background of financing constraints, the centralized land supply policy affects the bidding decisions of real estate firms and that the policy reduces the premium level of land through two channels: the anticipation and diversion effects. The inference is tested with the sample of 17 206 land parcels in 36 cities in 2020—2022. The results show that after the implementation of the centralized land supply policy, the relative premium rate of a single land parcel is reduced by 6.702%, and the absolute premium is reduced by 34 million. Meanwhile, the channels through which the policy works are verified through adaptive and rational expectations, cooperative land acquisition, and land acquisition by state-owned enterprises, respectively. Meanwhile, the implementation effect of the centralized land supply policy is heterogeneous, with plots in eastern cities, plots in first-tier and new first-tier cities, and plots in the central urban area experiencing a greater reduction than those in other regions.

Key words: centralized land supply; land premium; anticipation; diversion effects

(责任编辑 周振新)