

保障性住房供应如何影响商品房价 ——挤出供给抑或分流需求？

邹旭¹, 马贤磊^{1,2}, 石晓平^{1,2}

(1. 南京农业大学 公共管理学院, 江苏 南京 210095;

2. 南京农业大学 中国资源环境与发展研究院, 江苏 南京 210095)

摘要: 市场和保障是实现住房小康梦的主要途径, 如何认识两者关系成为各级政府制定住房政策的重要参考。文章通过构建供需均衡模型, 结合我国特殊的住房保障和土地制度安排, 在理论上分析了保障性住房供应可能对商品住房市场的影响。文章基于2007—2016年中国248个城市的面板数据, 利用固定效应模型和工具变量法对理论假说进行了检验。研究表明: 在统计意义上, 保障性住房通过土地资源的竞争性配给挤出了商品住房供应, 但在分割的住房市场中无法替代商品住房需求, 因此最终导致商品房价价格上涨。进一步研究发现, 供给挤出效应在土地财政依赖程度较低的地区更为明显。但实证结果的实际经济含义较弱, 供给挤出效应与房价影响可以忽略, 这意味着保障性住房供应基本不对其他群体的福利带来损害。文章的研究从土地与住房市场的双重角度, 为完善住房保障制度提供了参考, 对于正在广泛推行的共有产权房、保障性租赁住房的政策设计也具有借鉴意义。

关键词: 保障性住房; 商品住房价格; 挤出效应; 分流效应

中图分类号: F301.1; F293.3 **文献标识码:** A **文章编号:** 1001-9952(2021)11-0049-15

DOI: [10.16538/j.cnki.jfe.20210813.401](https://doi.org/10.16538/j.cnki.jfe.20210813.401)

一、引言

在全面建成小康社会的历史进程中, 作为一项最基本的民生议题, 住房小康梦始终扮演着至关重要的角色。但自1998年住房制度改革以来, 短短20多年, 我国商品住宅平均销售价格从1854元/平方米急剧攀升到2019年的9287元/平方米, 部分大城市商品住宅每平方米均价甚至超过3万元。房价的上涨可能超出了部分普通百姓的支付能力, 以2019年低收入户为例, 其人均可支配收入仅为7380元。^①较高的房价还容易催生泡沫, 甚至可能诱发金融危机, 对我国社会经济稳定和发展的稳定和发展带来了一定威胁。

为缓解中低收入家庭的住房难题, 实现“居者有其屋”的社会理想, 1998年的住房制度改革

收稿日期: 2020-11-08

基金项目: 高等学校学科创新引智计划资助项目(B17024); 教育部哲学社会科学研究重大课题攻关项目(20JZD013); 江苏高校哲学社会科学优秀创新团队项目(2017ZSTD003); 江苏高校“青蓝工程”优秀教学团队培养项目

作者简介: 邹旭(1994—), 男, 江苏徐州人, 南京农业大学公共管理学院博士研究生;

马贤磊(1981—), 男, 江苏宿迁人, 南京农业大学公共管理学院、中国资源环境与发展研究院教授, 博士生导师;

石晓平(1973—)(通讯作者), 男, 新疆和静人, 南京农业大学公共管理学院、中国资源环境与发展研究院教授, 博士生导师。

① 上述数据均来自《中国统计年鉴(2018)》。

就开始了“政府主导、市场参与”的保障性住房建设。到2010年,基本形成以经济适用住房、廉租住房和公共租赁住房为主要形式的住房保障体系。^①但制度体系自诞生开始,保障性住房的社会福利效应是其争论焦点之一,所带来的社会经济成本同样备受关注。尤其是保障性住房供应对房地产市场的影响,更是关乎社会群体的切身利益。根据对相关政策文件的梳理,^②可以发现中央政府在关注民生保障问题的同时,也寄希望于通过保障性住房建设来抑制房价的过快上涨,维持住房市场的平稳和健康发展。那么,保障性住房供应能否对商品房价产生影响呢?对此问题的回答,在一定程度上可以视作评估保障性住房供给在房地产市场的经济成本(当其推高房价)或者经济绩效(当其抑制房价),不仅有助于理解保障性住房与商品住房两类体系的相互作用关系,也可以为我国构建内部协调,运行高效的住房供应体系提供政策依据。

但现有研究尚未对保障性住房供应如何影响商品住房价格达成共识。如茅于軾(2008)认为,大规模建设经济适用住房必然减少商品住房供给,从而助长商品房价。巴曙松(2011)却认为,我国“市场归市场、保障归保障”的双层住宅格局,仅仅使得有需求的低收入家庭流入保障性住房市场,对商品住房市场的冲击作用有限。实证研究结果同样表现出较大差异。王斌和高戈(2011)基于我国1997—2010年时间序列数据,通过建立SVAR模型,发现经济适用住房投资抑制了商品住房价格上涨。但潘爱民和韩正龙(2012)的研究却表明,长期内经济适用住房供应对住房价格呈现正向影响。罗孝玲等(2013)也发现,尽管短期内经济适用住房对商品房价起到一定程度的平抑作用,但长期来看,促进作用更为明显。

研究结论差异的主要原因在于作用机制存在争议。部分研究认为,政府提供保障性住房投资建设会减少私营房地产商的投资和居民对商品住房的购买,因此可能存在保障性住房供应的“挤出效应”。Eriksen和Rosenthal(2010)基于美国的经验证据,发现低收入家庭税收减免计划(LIHTC)挤出了市场住房新增供给。Lee(2007)利用韩国的经验证据,发现公共住房供给与私人住房投资之间存在Granger因果关系的相互挤出效应。国内的部分研究同样支持这一观点,刘斌(2014)以1999—2010年我国35个大中城市住房销售面积数据,证实了经济适用住房对商品住宅的挤出效应。陈杰和农汇福(2016)基于1999—2010年省级面板数据的研究,也发现经济适用住房供应减少了纯商品住宅的销售面积和投资额。但部分研究却没有发现“挤出效应”的存在,由于经济适用住房可能选址较为偏僻,其供给一般不会对商品住房市场产生影响(龙奋杰和董黎明,2005)。虞晓芬等(2015)利用2003—2012年浙江省11个地市的面板数据,分析了保障性住房开工量对商品住宅市场的影响,结果显示保障性住房对商品住宅的挤出效应总体上不明显。

保障性住房供应对商品住房价格的影响取决于两类住房的供给和需求关系(陈杰和王文宁,2011)。但现有研究缺乏两者供需关系的理论判断和定量比较,仅以反映均衡结果的销售指标来检验挤出效应,或者单独探究供给和需求侧的影响,没有考虑到供需之间的内在关系,无法区分这种作用究竟发生在供给还是需求侧。因而直接评估保障性住房供应对商品住房价格的影响,可能带来研究视角的偏向与研究结果的偏差。此外,现有研究大多只关注两者在住房市场的关系,忽视了保障性住房供应挤出商品住房主要表现在土地市场相互竞争的事实。

本文构建保障性住房供应影响商品住房价格的理论模型,从土地供给和住房需求双重维度实证检验两者的因果关系及作用机制。结果显示,保障性住房在土地市场中挤出了商品住房供给,但在住房市场中无法分流商品住房需求,最终推高商品房价。但该结果不具有较强的经济显

^①除了上述三种之外,我国保障性住房还包括两限商品房、安居型商品房、定向安置房等。但由于这几类住房或仅在部分城市实施,或建造数量和规模相对较少,本文不予考虑。

^②包括2010年《国务院办公厅关于促进房地产市场平稳健康发展的通知》《国务院关于坚决遏制部分城市房价过快上涨的通知》等。

著性,意味着保障性住房供应基本不会损害其他群体的福利。

本文可能的贡献在于:第一,建立供需均衡模型,结合我国特殊的土地和住房制度安排,统筹考虑保障性住房供应对商品住房价格的作用机制以及综合影响。第二,区分土地市场和住房市场,理论分析并实证检验了土地资源的竞争性配给和住房资源的替代性需求。^①第三,鲜有研究考虑到保障性住房供应可能是中央政府为了抑制房价过快上涨的结果,从而产生强烈的内生性问题。本文引入约定交地和开工时间差作为工具变量,力图克服内生性问题。后文安排如下:第二部分是理论分析;第三部分为数据与计量模型;第四部分为分析实证结果;最后得出研究结论和政策启示。

二、理论模型与特征事实

保障性住房供应通过影响商品住房的供给和需求两个维度,可能影响到商品住房的销售价格。供给侧的影响表现为,在土地市场中土地供应总量给定情况下的竞争性配给;对需求侧的影响表现为,在住房市场中对商品住房的替代性需求。结合我国特殊的制度安排,围绕地方政府土地配置、开发商住宅供给、消费者住房需求等方面展开分析。

(一)地方政府土地配置

自2007年《关于解决城市低收入家庭住房困难的若干意见》发布,保障性住房建设便被列为地方政府的工作重点,相关工作情况“纳入对城市人民政府的政绩考核之中”。而后,全国保障性安居工程工作会议更是将保障性住房建设硬性指标逐级分解,中央政府下定决心做好保障性住房建设工作。为了保障土地供给,自然资源部每年制定全国土地利用年度计划,向各地下达包括新增建设用地在内的年度计划指标,要求重点列出保障性住房用地,并优先安排、保证供应。此外,相关政策更是具体要求保障性住房、棚户区改造住房以及中小套型普通商品住房用地不低于总住房用地供应总量的70%。这表明国家对建设用地实施总量约束,严格限制地方政府每年用于城市建设的土地数量,并将保障性住房用地置于统一的土地市场进行竞争性配给,可能挤占了商品住房等其他建设用地指标。

根据上述制度背景,假定城市可供土地数量为 L ,保障性住房用地供应 L_m ,都由中央政府外生给定。地方政府可以决定土地资源在商品住房用地 L_s 和工业用地 L_i 之间配置(余吉祥和沈坤荣,2019),其约束条件满足:

$$L - L_m = L_i + L_s \quad (1)$$

地方政府部分自利,其效用由工业用地与商品住房用地配置产生:一是工业用地供应带来的税收,二是商住用地供应带来的出让金。^②假设效用是对数可加的,地方政府的效用函数可以表示为:

$$U = a \ln t Y_i + b \ln L_s C_s \quad (2)$$

上式中, Y_i 代表工业企业产出水平, C_s 代表商品住房用地出让价格。 t 为税率, a 、 b 分别表示地方政府对税收和土地出让金的依赖程度。由于可配置土地总量受式(1)约束,无法全部由生产部门内生选择,同时鉴于本文重点关注商品住房市场,假定商品住房用地配置过程也相应决定工业用地配置水平,即工业企业的土地投入外生给定。^③

^① 现有研究没有明确挤出效应发生在供给还是需求侧。为合理区分,本文将供给侧的影响称为挤出效应,将需求侧的影响称作分流效应。

^② 作为上级政府的强制性指标任务,地方政府无法自主决定保障性住房用地的配置,因此效用函数不应考虑保障性住房建设的内容。此外,为简化模型,工业用地供应带来的出让金、商品住房用地供应带来的税收也不考虑。

^③ 特别指出,为了简化模型,本文假定地方政府供应的商品住房用地全部用于当期住房建造,不考虑涉及多期生产决策的开发商“囤地”行为。同样,工业企业土地配置也不考虑多期决策。

(二)工业企业生产决策

假定工业企业生产技术条件标准化为1,其生产函数为:

$$Y_i = L_i^\varepsilon K_i^\delta \quad (3)$$

其中, K_i 代表资本投入, $\varepsilon + \delta < 1$ 。假设工业用地价格为 C_i ,^①资本租金为 R_i ,那么工业企业的利润可以表示为:

$$\Pi_i = L_i^\varepsilon K_i^\delta - R_i K_i - C_i L_i \quad (4)$$

对工业企业利润求最优解,可得资本投入水平为:

$$\ln K_i = \frac{\varepsilon \ln L_i - \ln R_i + \ln \delta}{1 - \delta} \quad (5)$$

上式表明,在生产要素价格、工业用地配置数量给定的情况下,工业企业选择相应的资本投入水平,以最大化自身利润。

(三)开发商住宅供给

假设代表性的房地产开发商按照规模报酬递减的生产函数进行住房建造:

$$Q_s = L_s^\alpha K_s^\beta \quad (6)$$

其中, L_s 和 K_s 分别表示土地要素和资本要素投入, α, β 分别衡量两类要素的重要程度,且 $\alpha + \beta < 1$ 。令 P_s 代表商品住房价格, R_s 代表住房市场的资本租金,那么房地产开发商的利润可以表示为:

$$\Pi_s = P_s L_s^\alpha K_s^\beta - C_s L_s - R_s K_s \quad (7)$$

求解可以得到最优的商品住房用地投入水平,以及土地与资本要素投入比例:

$$L_s = \left(\frac{\alpha^{\beta-1} R_s^\beta}{P_s \beta^\beta C_s^{\beta-1}} \right)^{\frac{1}{\alpha+\beta-1}} \quad (8)$$

$$\frac{L_s}{K_s} = \frac{\alpha R_s}{\beta C_s} \quad (9)$$

整理式(8)可以进一步得到,在商品住房价格、资本要素价格等给定情况下的商品住房用地价格:

$$C_s = \left(\frac{\alpha^{\beta-1} R_s^\beta}{P_s \beta^\beta L_s^{\alpha+\beta-1}} \right)^{\frac{1}{\beta-1}} \quad (10)$$

为了最大化自身效用函数,地方政府选择配置商品住房用地数量 L_s 。在土地市场中,这一决策决定了工业用地投入 L_i ,继而影响工业资本投入 K_i 和产出水平 Y_i ;在住房建造过程中,地方政府决策决定了商品住房用地价格 C_s ,继而影响土地出让金收入 $L_s C_s$ 。因此在式(1)的约束条件下,联立式(3)、(5)和式(8)、(10),并同时带入式(2)中,求解地方政府效用函数的最优解,可得:

$$L_s = \frac{1}{\frac{a\varepsilon(1-\beta)}{b\alpha(1-\delta)} + 1} (L - L_m) \quad (11)$$

式(11)的经济含义非常直观:保障性住房用地供应 L_m 越多,地方政府出让的商品住房用地 L_s 则越少。这种挤出效应与地方政府土地财政依赖程度 b 有关,根据模型参数可以判断,土地财政依赖程度越高,保障性住房用地供应的挤出效应则会越小。这与中国实际情况一致。部分产

^① 工业用地供应往往受到地方政府强制干预,其出让价格并非由市场决定,可以视作外生给定。相较而言,商品住房市场化出让现象更为普遍,出让价格随地方政府供应数量内生变化。如,地方政府可能会收紧土地供应以提高地价,从而获得最大化的出让收益(刘诚和杨继东,2019)。

重依赖土地财政的地区必须持续供应收益较高的地类，因此地方政府可能将保障性住房建设引致的土地约束更多地转移到工业用地等类别，而不会过量缩减住宅用地供应，以维持地区财政收入的相对稳定，这使得对商品住房用地的挤出效应有所缓解。

联立式(9)、(10)和(11)，可以求得开发商的最优资本投入 K_s ，并结合式(11)同时带入式(6)，可得商品住房的供给函数：

$$\ln Q_s = \frac{\alpha}{1-\beta} \ln \left[\frac{1}{\frac{a\varepsilon(1-\beta)}{b\alpha(1-\delta)} + 1} (L - L_m) \right] + \frac{\beta}{1-\beta} \ln \left(\frac{\beta}{R_s} \right) + \frac{\beta}{1-\beta} \ln P_s \quad (12)$$

根据上式的模型参数判断，保障性住房用地供应 L_m 越多，商品住房供给 $\ln Q_s$ 则会越少，而且挤出效应同样与土地财政依赖程度 b 负向相关，据此得到研究假说：

假说 1：保障性住房供应整体上可以减少商品住房的供给，但在土地财政依赖程度较高的地区影响相对较弱。

(四)消费者住房需求

假设典型消费者的收入来源于劳动收入 I ，并且只用于消费非住房品 H_n 、商品住房 H_s 和保障性住房 H_m 。典型消费者的效用对数可加，那么效用函数^①与约束条件可表示为：

$$u = \gamma_1 \ln H_n + \gamma_2 \ln H_s + \gamma_3 \ln H_m \quad (13)$$

$$P_n H_n + P_s H_s + P_m H_m = I \quad (14)$$

其中， γ_1 、 γ_2 、 γ_3 分别表示非住房品、商品住房和保障性住房的消费偏好。 P_n 、 P_s 、 P_m 分别表示三者的市场价格。通过一阶条件求得典型消费者对于商品住房的需求函数：

$$H_s = \frac{\gamma_2 I}{P_s (\gamma_1 + \gamma_2 + \gamma_3)} \quad (15)$$

上式表明，商品住房需求取决于消费者收入水平、商品住房价格和消费偏好，与保障性住房供应不直接相关。其中，商品住房价格由市场供需均衡决定，保障性住房供应也无法影响消费者收入水平。因此，保障性住房供应仅可能通过消费偏好间接影响商品住房需求。

但在我国特殊的住房保障制度体系中，一方面，现有政策对于保障性住房的适用对象有着严格的收入和户籍限制。首先，经济适用住房主要保障城市低收入住房困难家庭，公共租赁住房和廉租住房并轨运行后，也应优先提供给低收入住房困难家庭，加之退出和轮候制度不够完善，难以进一步拓宽保障范围(Li等, 2019)。同时，政策也没充分考虑到收入水平不低但缺乏财富积累的特殊群体，如刚就业的大学生。由于工资收入无法满足申请保障性住房的要求，财富水平又难以购买商品住房(Li等, 2017)，只能通过贷款购房解决居住问题(董新龙和林金忠, 2012)。其次，户籍限制使得外来人口面临非常苛刻的申请条件，农民工的住房保障更得不到满足(Gan等, 2016)，致使其在保障性住房市场处于边缘地位(Zhou和Musterd, 2018)。根据《2016年农民工检测调查报告》，购买商品住房的农民工达到17.8%，而受住房保障的农民工不足3%。

综上所述可以看出，尽管保障性住房建设力度不断加大，但在实践层面仍然与商品住房市场明显分割，被隔离在政策限制之外的需求者无法增加其对保障性住房的消费偏好，难以被保障性住房替代性分流。另一方面，保障性住房区别于商品住房的差异化特征也使得消费偏好无法改

^①需要注意的是，这一效用函数设定应该满足，消费者在任意商品上的消费支出比例为常数。但由于缺少商品住房和保障性住房消费支出的统计数据以及相关研究，无法给出直接证据，只能先讨论居住类与非居住类消费支出，再间接讨论居住类中的商品住房与保障性住房的消费支出情况。限于篇幅，不再详细说明，有需要可向作者索取。

善。保障性住房的套型、面积及使用条件都存在严格限制。如公共租赁住房不仅规定单套面积在 40 平方米左右,还不得出借、转租、闲置和用于其他经营活动等,租赁期限也仅是 3—5 年。

上述分析一致表明,在我国分割的住房市场中,保障性住房供应既不能直接影响商品住房需求,也无法通过影响消费者偏好间接作用于商品住房需求,据此提出假说 2:

假说 2: 保障性住房供应无法显著分流对商品住房的需求。

(五)保障性住房供应与商品住房价格

在市场均衡情况下,商品住房的供给和需求应该相等。联立式(12)和(15)可以得到商品住房价格:

$$\ln P_s^* = (1 - \beta) \ln \left(\frac{\gamma_2 I}{\gamma_1 + \gamma_2 + \gamma_3} \right) - \beta \ln \left(\frac{\beta}{R_s} \right) - \alpha \ln \left[\frac{1}{\frac{a\varepsilon(1-\beta)}{b\alpha(1-\delta)} + 1} (L - L_m) \right] \quad (16)$$

根据上式中模型参数可以判断,保障性住房供应 L_m 越多,商品住房价格 $\ln P_s^*$ 越高,而且土地财政依赖程度 b 越大,这种影响越弱,据此提出假说 3:

假说 3: 保障性住房供应整体上可以导致商品住房价格上涨,但在土地财政依赖程度更高的地区影响相对较弱。

为了进一步佐证上述假说,以我国土地市场与住房市场的特征事实加以分析。根据图 1 中子图①,保障性住房用地供应越多,商品住房用地的供应也相应增多。考虑到城市各类土地供应面积往往受到土地指标总量影响,如果某城市某年份的住房用地供应总量越多,商品住房和保障性住房用地供应面积也可能同时增加。图②中“商品住房用地供应面积占比”被用来控制上述影响,散点图显示,随着保障性住房用地供应增多,商品住房用地供应面积比重逐渐下降,表明保障性住房可以通过土地供应的渠道挤出商品住房供给,商品住房供给不足可能是导致房价上涨的重要原因(Liang 等, 2016; 韩立彬和陆铭, 2018)。

根据图 1 中子图③,保障性住房用地供应越多,以商品住宅销售面积衡量的住房需求并没有表现出缩减,与保障性住房供应无法分流商品住房需求的研究假说一致。图 1 中子图④的散点拟合结果同样提供了保障性住房供应与商品住房价格正相关的直接证据。

三、数据与计量模型

(一)数据及描述性统计

根据部分指标的可得性,本文构建了中国 248 个地级及以上城市 2007—2016 年的面板数据。其中,商品住房价格由商品住宅销售额与商品住宅销售面积计算得到,数据来自于《中国区域经济统计年鉴(2008—2014)》和各省市《统计年鉴》《国民经济和社会发展统计公报》以及《中国房地产统计年鉴(2015—2017)》。保障性住房供应由每万人公共租赁住房、廉租住房和经济适用房土地供应面积表示,数据来自于中国土地市场网的供应结果公告。^①商品住房的供给指标用每万人纯商品住房用地面积、商品房屋的施工面积衡量,数据分别来自土地市场网和上述统计年鉴。商品住房的需求指标用每万人商品住宅销售面积和销售额表示(况伟大和李涛, 2012; 邓宏乾等, 2019),^②来源与房价数据一致。

① 《招标拍卖挂牌出让国有土地使用权规范(试行)》(2006)要求各级政府供应每宗国有土地时,必须在土地市场网上公布结果。2006 年及以前的数据可能存在缺漏,故本文起始年份设定在 2007 年。

② 考虑到我国大城市人均住房面积普遍小于中小城市,反而住房需求却更加旺盛,因此住房面积指标可能存在片面性(李超等, 2015)。本文以住房销售面积与房价的乘积,即销售额进行稳健性检验。

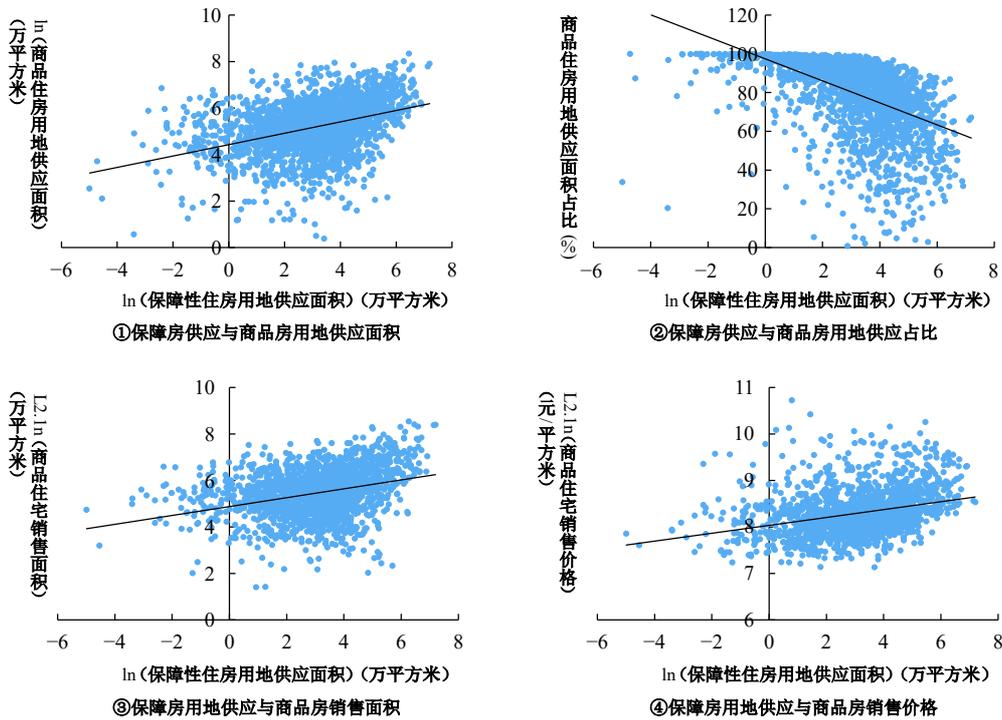


图1 样本城市保障房供应、商品房供需和商品房价格关系（2007—2016）

注：保障性住房用地供应面积为经济适用住房、廉租住房、公共租赁住房三类土地供应面积之和。商品房用地供应占比为商品房用地与所有住房用地的比值。样本城市、数据来源，以及滞后期选择参见第三部分。

控制变量包括：土地出让价格，以商品住房用地的土地出让收入除以出让面积得到，反映住房供应的土地成本；城镇人口，以市辖区年末户籍人口表示，反映房地产市场的潜在需求；人均GDP，反映不同城市的经济发展水平；劳均固定资产投资，以房地产开发投资完成额与单位就业人数的比值表示，反映房地产业开发经营情况；同时，一些调控政策和制度因素也会对住房价格产生影响，如限购令（张德荣和郑晓婷，2013；Chen等，2018）、分税制和土地财政等（唐云锋和马春华，2017；王智波和徐佳，2018）。本文以限购令政策反映房地产调控程度，具体为城市当年是否实施限购令的虚拟变量；以财政自主性反映分税制的影响，使用公共财政收入占支出的比重表示（陈硕，2010）；用土地出让金占比反映地方政府对土地财政的依赖，具体为土地出让收入占公共财政支出的比重（徐舒和陈珣，2016）。上述指标中，所涉及土地的面积、价格和收入数据均来自于土地市场网，人口、经济和财政数据均来自于《中国城市统计年鉴（2008—2017）》，实施限购令的数据来自于各地政府的官方网站。

需要注意的是，由于住房政策体系和统计口径的差异，相关统计年鉴中商品住房和保障性住房并没有进行合理区分，商品住宅的销售面积、销售额、施工面积等指标中包含了经济适用住房数据（但不包含租赁性质住房）。为了得到纯商品房屋的施工数据，本文以纯商品住房用地占所有住房用地的比例对施工指标进行折算，但是对于商品住宅屋销售面积和销售额，难以确定合理的比例进行折算，因此商品住房价格可能存在测量误差。^①所有价值变量均经过以2006年

① 主要基于以下考虑：已知商品住房和保障性住房的土地供应比例，假设两类土地都完全用于住房建造，建筑指标（建筑密度、容积率等）也都相同。对于反映住房供给的施工面积而言，这样折算完全合理。然而具体到反映供需均衡结果（甚至更多偏向于需求）的销售额和销售面积，按照土地供应比例进行处理可能会带来较大的误差。因此，商品住房价格数据会被经济适用住房价格拉低，这种测量误差将会导致经济适用住房的估计结果向下偏移，但并不会导致租赁性质住房估计的偏差。

为基期的居民消费价格指数调整。相关变量的描述性统计见表 1。

表 1 主要变量的描述性统计

变量名	变量说明	单位	均值	标准差	最小值	最大值
HP	商品住宅均价	元/平方米	3399.19	2396.71	740.19	35008.46
PH	每万人保障房用地面积	平方米	1605.54	2757.08	0.00	39169.31
PRH	每万人公租房用地面积	平方米	181.05	672.61	0.00	11762.26
LRH	每万人廉租房用地面积	平方米	221.37	780.83	0.00	20020.75
ECH	每万人经适房用地面积	平方米	1257.44	2465.91	0.00	39169.31
NLA	每万人纯商品住房用地面积	平方米	7270.44	8371.67	12.54	150357.90
NCA	每万人纯商品房房屋施工面积	平方米	35124.10	37141.10	15.75	302746.00
SA	每万人商品住宅销售面积	平方米	8038.90	7131.64	45.49	63063.98
SV	商品住宅销售额	亿元	164.20	323.32	0.11	3889.63
LC	土地出让价格	元/平方米	1546.44	2230.66	0.00	27817.44
UP	城镇人口	万人	150.28	192.41	18.14	2449.00
PGDP	人均 GDP	万元	3.30	2.31	0.32	16.21
PRI	劳均固定资产投资	万元	3.02	2.41	0.04	27.15
LIM	限购令政策		0.08	0.27	0	1
FS	财政自主性	100%	0.50	0.24	0.05	1.54
LD	土地财政依赖	100%	0.32	0.46	0.00	8.92

注：根据政策，变量 PRH 的描述性统计从 2010 年开始，其他变量时间跨度均为 2007—2016 年。

(二) 计量模型构建

为考察保障性住房供应对商品住房价格的综合影响，基于前文理论分析，建立如下对数型基本计量模型：

$$\ln HP_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln PH_{it-2} + \alpha_2 \ln LC_{it-2} + \alpha_3 \ln UP_{it} + \alpha_4 \ln PGDP_{it} + \alpha_5 \ln PRI_{it} + \alpha_6 \ln LIM_{it} + \alpha_7 FS_{it} + \alpha_8 LD_{it} + \varepsilon_{it} \quad (17)$$

其中， i 和 t 分别表示城市和年份；因变量是商品住房价格 (HP)，主要为商品住宅平均销售价格的对数值。关键解释变量为保障性住房供应 (PH)，包括对数形式的每万人公共租赁住房 (PRH)、廉租住房 (LRH) 和经济适用住房 (ECH) 用地面积。表 2 汇报了中国土地市场网中住房用地供应的平均约定工期 (剔除缺失和异常值后的约定竣工时间与交地时间之差)，可以发现住房建设期平均为 21—34 个月，加权平均为 27.14 个月。同时考虑到现实和统计中都有大量的期房出售，因此可以认为，从保障性住房用地供应到商品住房销售的整个过程中，平均有两年滞后期。后续为其他控制变量，包括滞后两期的土地出让价格 (LC)、城镇人口 (UP)、人均 GDP ($PGDP$) 和劳均固定资产投资 (PRI) 的对数值、限购令虚拟变量 (LIM)、财政自主性 (FS) 和土地财政依赖程度 (LD)。

表 2 住房建设的平均工期

年份	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016
宗数(宗)	30276	27365	36904	48811	51854	45789	54126	42440	32381	26919
平均工期(月)	21.65	20.76	22.92	24.91	26.09	28.23	29.53	31.08	31.64	33.41

为了进一步验证土地供给挤出效应和住房需求分流效应的影响程度，本文构建如下扩展计量模型：

$$\ln SE_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln PH_{it} + \alpha_2 \ln HP_{it} + \alpha_3 \ln LC_{it} + \alpha_4 \ln UP_{it} + \alpha_5 \ln PGDP_{it} + \alpha_6 \ln PRI_{it} + \alpha_7 \ln LIM_{it} + \alpha_8 FS_{it} + \alpha_9 LD_{it} + \varepsilon_{it} \quad (18)$$

$$\ln DF_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln PH_{it-2} + \alpha_2 \ln HP_{it} + \alpha_3 \ln LC_{it-2} + \alpha_4 \ln UP_{it} + \alpha_5 \ln PGDP_{it} + \alpha_6 \ln PRI_{it} + \alpha_7 \ln LIM_{it} + \alpha_8 \ln FS_{it} + \alpha_9 \ln LD_{it} + \varepsilon_{it} \quad (19)$$

式中, SE 为反映商品住房供给的指标, 具体包括每万人纯商品住房用地面积(NLA)、纯商品房屋施工面积(NCA)的对数值; DF 是衡量商品住房需求的指标, 具体包括每万人商品住宅销售面积(SA)和商品住宅销售额(SV)的对数值。此外, 保障性住房会在当年挤出商品住房用地供给和施工面积, 但对商品住房需求的分流作用同样存在两年时间差, 因此合理设置了计量模型中相关变量的滞后期。

四、实证结果与分析

(一)基本模型回归结果: 保障性住房供应对商品住房价格的综合影响

在面板数据回归分析之前, 本文以表3列(1)为例, 对基本计量模型进行 *Hausman* 检验, 结果为: $\chi^2(8)=214.59, Prob>\chi^2=0.0000$, 表明拒绝“随机效应模型为正确模型”的原假设, 因此应该选择固定效应模型。基本计量模型的回归结果见表3。

首先, 本文重点关注保障性住房供应对商品住房价格的影响。表3列(1)汇报了以商品住宅均价为因变量的估计结果, 在控制住其他影响因素的情况下, 滞后两期的每万人保障性住房用地面积的估计系数为 0.013, 且在 1% 的显著性水平下显著, 表明每万人保障性住房用地面积每增加 1%, 商品住房价格会显著提高 0.013%, 证实了研究假说 3 的部分内容。尽管估计结果具有统计显著性, 但却并不具有较强的经济显著性, 以样本中商品住宅均价计算, 每万人保障房用地面积增加 1%, 商品住宅价格仅上涨 0.44 元。结合理论机制, 猜测原因可能有以下三方面: 其一, 保障性住房建设必然占用了城市有限的土地资源, 导致商品住房用地不得不向边缘地段扩张, 进而带来了相对较低的地价和房价。其二, 保障性住房往往被供应于偏远的城市边缘(张齐武和徐燕雯, 2010), 对于部分要求商品住房配建一定比例保障性住房的城市而言, 商品住房用地也可能存在地段较远等问题。其三, 随着住房保障制度发展和完善, 两类住房用地的供给机制可能愈加趋于独立, 因而供给挤出效应较小。

此外, 表3列(2)至列(4)逐次加入了每万人经济适用住房、廉租住房和公共租赁住房的用地面积, 拟合结果说明, 三类保障性住房供应对商品住房价格的影响都表现为稳定的正向促进作用, 且都在 1% 的显著性水平下显著, 但经济显著性同样较弱。列(5)将公共租赁住房 and 廉租住房用地面积加总, 考察租赁性质的保障性住房供应对商品住房价格的影响, 估计结果与前文基本一致。考虑到公共租赁住房正式实施年份较晚, 列(6)仅以 2010—2016 年数据进行分析, 大部分解释变量的系数、显著性水平与上述回归结果基本吻合。尽管商品住房价格可能存在与经济适用住房供应有关的测量误差, 继而导致估计出现向下的偏误, 但上述回归结果仍然表现出显著的正向作用, 这进一步支持了经济适用住房供应抬高商品住房价格的研究假说。上述结果与王斌和高戈(2011)等研究结果相反, 原因可能在于, 数据时段表现出的制度差异带来了不同的影响机制。前者的研究数据年份较早, 土地指标的总量约束并不严格, 保障性住房可能无法有效挤出商品住房供给。而且由于当时住房保障制度亦不完善, 保障性住房分配不够公开透明, 从而分流了商品住房需求, 因此才会抑制房价上涨。

其次, 控制变量的估计结果也表现出较强的显著性。以表3列(4)为例, 土地出让价格对房价存在显著的正向影响, 说明地价推动了房价上涨; 城镇人口、人均 GDP 和人均固定资产投资也都对房价产生了显著的正向影响; 限购令政策的估计结果正向且显著, 说明房价的调控政策没能产生有效作用, 住房价格反而上涨明显; 对于制度因素而言, 财政自主性的估计系数显著为负, 土地财政依赖的估计系数显著为正, 表明地方财政过度依赖中央转移支付和土地出让收入会导致住房价格上涨。

表 3 基本模型回归结果

	商品住宅均价					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>L2.ln(PH)</i>	0.013*** (0.002)					
<i>L2.ln(ECH)</i>		0.005*** (0.001)	0.004*** (0.001)	0.004*** (0.001)	0.003** (0.001)	0.002* (0.001)
<i>L2.ln(LRH)</i>			0.008*** (0.001)	0.008*** (0.001)		0.003*** (0.001)
<i>L2.ln(PRH)</i>				0.007*** (0.001)		0.008*** (0.001)
<i>L2.ln(LRH+PRH)</i>					0.012*** (0.001)	
<i>L2.ln(LC)</i>	0.036*** (0.005)	0.039*** (0.005)	0.036*** (0.005)	0.035*** (0.005)	0.033*** (0.005)	0.036*** (0.005)
<i>ln(UP)</i>	0.069*** (0.018)	0.069*** (0.019)	0.077*** (0.018)	0.070*** (0.018)	0.071*** (0.018)	0.059*** (0.018)
<i>ln(PGDP)</i>	0.487*** (0.027)	0.532*** (0.026)	0.502*** (0.027)	0.449*** (0.029)	0.453*** (0.027)	0.284*** (0.030)
<i>ln(PRI)</i>	0.079*** (0.013)	0.085*** (0.013)	0.082*** (0.013)	0.079*** (0.013)	0.076*** (0.013)	0.063*** (0.013)
<i>LIM</i>	0.047*** (0.012)	0.052*** (0.013)	0.043*** (0.012)	0.056*** (0.013)	0.050*** (0.012)	0.040*** (0.013)
<i>FS</i>	-0.095** (0.044)	-0.086* (0.045)	-0.107** (0.044)	-0.096** (0.044)	-0.097** (0.044)	-0.107** (0.044)
<i>LD</i>	0.043*** (0.011)	0.043*** (0.011)	0.039*** (0.011)	0.048*** (0.011)	0.046*** (0.011)	0.033*** (0.011)
常数项	6.661*** (0.086)	6.620*** (0.087)	6.645*** (0.086)	6.745*** (0.088)	6.741*** (0.087)	7.088*** (0.088)
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
组内 R^2	0.493	0.481	0.491	0.497	0.501	0.316
<i>N</i>	1984	1984	1984	1984	1984	1736

注: 括号内为相应的稳健标准误; **、*和^{*}分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著性水平下显著, *L2* 代表滞后二期, 下同。

(二) 稳健性检验

为检验结果的稳健性, 本文按照商品住宅均价对两端各 5% 的样本进行剔除, 以规避统计误差和异常值的影响, 结果汇报在表 4。根据列(1)的估计结果, 保障性住房用地面积的系数为 0.013, 且在 1% 的显著性水平下显著。表 4 列(2)和列(3)也与表 3 列(4)和列(5)的回归结果接近, 尽管估计系数略有波动, 但影响方向和显著性水平都比较稳健。

然而保障性住房供应可能是内生的。本文进一步通过工具变量消除估计偏误, 缓解内生性问题。工具变量选取原因如下: 一方面, 考虑到中央政府对于保障性住房建设的监管较为严格, 甚至要求各市县住房保障部门按月公开开工建设情况, 因此如果某一城市保障性住房建设任务繁多, 地方政府为了迎合上级的监督考核, 往往会在供应土地之后要求开发商立马开工建设。对于整个城市而言, 则表现为保障性住房用地供应合约中约定交地时间和约定开工时间的天数差

距较小,符合工具变量的相关性要求;另一方面,保障性住房的交地与开工时间设置仅是地方应对中央政府目标考核的无奈之举,其与商品住房价格的关系仍是通过挤出供给与分流需求间接实现的,并不能直接影响商品住房价格,符合工具变量的外生性要求。因此,本文以土地市场网中每宗保障性住房用地供应的约定交地和开工时间的平均天数差作为工具变量。需要注意的是,面板数据中可能存在没有保障性住房供应的情况,因而也无法计算约定交地和开工的时间差。鉴于各级政府从2010年开始签订保障性安居工程目标责任书,加大建设力度,因此本文仅以2010—2016年的面板数据做工具变量回归,以尽可能规避数据缺失的问题。表4列(4)至列(6)展示了工具变量第二阶段的估计结果。以列(4)为例,工具变量的Cragg-Donald Wald F统计量为31.406,大于对应的临界值16.38,表明拒绝“弱工具变量”的原假设;Hausman检验的结果为: $\chi^2(8)=21.79, Prob>\chi^2=0.0053$,表明保障性住房供应确实存在内生性。^①尽管采用工具变量进行估计,但列(4)中保障性住房供应面积由于受到因变量测量误差的影响,结果依然存在偏差。因此,列(5)单独考虑两类租赁性质的保障性住房供应,其估计系数为0.042,且在1%的显著性水平下显著。列(6)进一步控制住经济适用住房供应的影响,结果依然稳健,说明廉租住房和公共租赁住房供应确实导致商品住房价格上涨。

表4 稳健性检验结果

	商品住宅均价—剔除两端5%样本			商品住宅均价—IV		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
L2.ln(PH)	0.013*** (0.002)			0.054*** (0.019)		
L2.ln(ECH)		0.004*** (0.001)	0.004** (0.001)			-0.002 (0.002)
L2.ln(LRH)		0.009*** (0.001)				
L2.ln(PRH)		0.005*** (0.001)				
L2.ln(LRH+PRH)			0.012*** (0.001)		0.042*** (0.016)	0.044** (0.018)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
组内 R ²	0.521	0.528	0.533			
N	1776	1776	1776	1652	1652	1652

注:IV回归中的R²没有实际统计含义,故本文没有汇报,下同。

(三)扩展模型回归结果:挤出供给抑或分流需求?

保障性住房供应对商品住房价格的影响主要取决于土地市场的供给挤出效应和住房市场的需求分流效应。下文对两种效应进行实证检验,以期为基础模型回归结果提供经济解释,结果见表5和表6。

表5列(1)和列(2)以每万人纯商品住房用地面积作为被解释变量。根据结果,保障性住房总面积、经济适用住房和廉租住房用地面积的估计系数均为正向显著,无法得到土地挤出效应

^①由于工具变量恰好识别,无法对其外生性进行检验。但一方面,前文工具变量选取的原因分析支持其外生性假设;另一方面,对工具变量和被解释变量进行回归分析,也表明交地与开工时间差是外生的,限于篇幅未予汇报。

表 5 供给挤出效应的回归结果

	每万人纯商品住房用地面积		商品住房用地面积占比		每万人纯商品房屋施工面积	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
ln(PH)	0.089*** (0.008)		-0.043*** (0.002)		-0.073*** (0.005)	
ln(ECH)		0.045*** (0.006)		-0.031*** (0.001)		-0.052*** (0.004)
ln(LRH)		0.043*** (0.006)		-0.007*** (0.001)		-0.010*** (0.004)
ln(PRH)		-0.004 (0.006)		-0.011*** (0.001)		-0.004 (0.004)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
组内 R ²	0.297	0.299	0.240	0.251	0.584	0.581
N	2480	2480	2480	2480	2480	2480

的证据。列(3)和列(4)将因变量替换为商品住房用地占总住房用地供应面积比重,以规避整体供地趋势影响。结果显示,每万人保障性住房用地总面积的估计系数为-0.043,经济适用住房、廉租住房和公共租赁住房用地面积的回归系数都负向显著,表明保障性住房供应确实对商品住房产生了挤出效应。列(5)和列(6)替换被解释变量为每万人纯商品房屋施工面积作为稳健性检验,除公共租赁住房用地供应外,其他各类保障性住房供应同样对商品住房产生了挤出效应,证实了研究假说 1 的部分内容。

表 6 汇报了保障性住房供应影响商品住房需求的回归结果。根据列(1)和列(2),在控制商品住房价格等变量后,无论是总的保障性住房用地面积,还是公共租赁住房、廉租住房和经济适用住房用地面积的回归结果都不显著。本文并没得到保障性住房供应可以有效分流商品住房需求的证据,这与部分学者的研究结果并不是一致。一方面,可能是因为这些研究没有考虑到保障性住房通过影响商品住房供给继而影响需求的路径,而本模型通过添加反映供需均衡的房价变量来阻断这种影响。另一方面,根据理论分析,可能是由于保障性住房存在户籍、收入和使用等限制条件,以及建筑质量和区位较差等缺点,最终实现与商品住房市场的有效分割。列(3)和列(4)将因变量替换为商品住宅销售额作为稳健性检验,同样不能得出商品住房需求被保障性住房有效分流的结论,证实了研究假说 2。

(四)区域异质性分析与深入讨论^①

首先参照国家统计局的标准,将样本城市划分为东部和中西部进行回归分析,然后根据不同地区的结果,再探讨影响区域表现差异的内在原因。由于公共租赁住房和廉租住房对商品住

表 6 需求分流效应的回归结果

	每万人商品住宅销售面积		商品住宅销售额	
	(1)	(2)	(3)	(4)
L2.ln(PH)	-0.002 (0.004)		-0.001 (0.004)	
L2.ln(ECH)		-0.003 (0.004)		-0.003 (0.004)
L2.ln(LRH)		-0.000 (0.003)		0.001 (0.003)
L2.ln(PRH)		-0.006 (0.004)		-0.004 (0.004)
控制变量	控制	控制	控制	控制
组内 R ²	0.326	0.327	0.564	0.564
N	1984	1984	1984	1984

^① 限于篇幅,分析表格省略,有需要可向作者索取。

房价影响的回归结果差异较小,且经济适用住房的结果存在偏差,因此将两类租赁性质住房面积加总,考察其对商品住房价格的影响。东部和中西部地区的租赁性质保障住房供应的系数都在1%的显著性水平下显著,说明各地区的保障性住房供应都在不同程度上挤出了商品住房用地的供给。虽然结果并不具有较强的经济显著性,但仍然可以在统计上认为中西部地区的挤出效应更为强烈。^①

根据理论分析,挤出效应地区差异的主要原因可能在于土地财政依赖的程度不同。用保障性住房供应和土地财政依赖的交互项捕捉这种影响。实证结果为租赁性质保障房供应的系数显著为负,与土地财政依赖的交互项系数显著为正,表明城市越依赖于土地财政,保障性住房建设对于商品住房的供给挤出效应越小。同时,土地财政发挥的作用也显著影响房价水平:尽管土地财政依赖直接提升了住房价格,但通过影响保障性住房建设对商品住房的供给挤出效应,也在一定程度上间接抑制了房价的高企,从侧面反映了地方政府为了扩大财政收入而在住宅用地供应数量和出让价格之间的权衡策略。实证结果表明东部和中西部地区的回归结果均正向显著,说明东部与中西部地区的保障性住房供应对房价的影响差异不大。^②

五、研究结论与政策含义

通过构建保障性住房供应影响商品住房价格的理论模型,本文利用2007—2016年中国248个城市的面板数据,实证检验了保障性住房供应对商品住房价格的影响,并对作用机制和区域差异进行了研究。本文的理论分析表明,保障性住房供应会导致商品住房价格升高;实证分析也表明,每万人保障性住房用地供应面积增加1%,则商品住宅价格将显著上涨0.054%,每万人租赁性质保障性住房(公共租赁住房 and 廉租房)用地增加1%,则房价相应上涨0.042%。产生这种影响的机理在于:在竞争的土地市场中,由于存在新增建设用地总量管控,保障性住房用地对商品住房用地产生了显著的挤出效应,因此导致商品住房供给减少;同时,分割的住房市场也使得保障性住房无法有效分流商品住房需求。综合上述两种影响,最终导致商品住房价格上涨。此外,土地财政依赖程度较高的地区挤出效应相对较弱,一定程度上间接抑制了保障性住房供应对商品住房价格的推动作用。

尽管本文发现保障性住房供应会提升商品住房价格,但由于实际经济含义较弱,带来的挤出效应与对房价上涨的影响较小,可以认为基本不对其他群体的福利带来损害。因此,为构建内部协调、运行高效的住房供应体系,本文建议:首先,各级政府应适当加强保障性住房建设,通过明确主体责任、建立激励机制等手段,加快落地进程,确保建筑质量和完善配套设施;其次,建立多主体供应渠道,可以利用集体建设用地与企事业单位自有闲置土地建设保障性住房,从而避免与商住用地和工业用地等产生竞争配置,保证保障性住房用地供给机制的独立性;此外,部分城市可以根据自身情况逐步放松对保障性住房的准入限制,在满足低收入住房困难家庭的需求之后,应兼顾中等及以上收入家庭的住房问题,可以进一步扩大保障范围,为高校毕业生、专业技术人员等群体提供人才住房,为城市“新市民”群体、外来务工人员提供保障性租赁住房,通过形成对商品住房需求的有效分流,从而稳定商品住房价格;最后,还应保障东部地区土地的有效供应,降低住房价格对土地供应缩减的敏感程度,并增加东部地区的保障性住房建设,以缓解土地

^① 本文采用引入交叉项(Chow 检验)方法对分组回归的组间系数差异进行验证。在允许所有变量在两组之间都存在系数差异的情况下,得到交叉项系数为-0.009, P 值为 0.000, 表明组间系数具有显著差异。

^② 同样引入交叉项(Chow 检验)方法判断组间系数差异,但结果表明不存在显著差异。

财政依赖导致商品住房价格上升的趋势。

当然,本文的研究仍然存在一些不足之处。比如,由于相关数据缺乏,经济适用住房的估计结果存在一定的偏误。但本文的研究结论对现有保障性住房政策体系调整仍然具有较好的参考价值,甚至对于正在广泛推行的共有产权房、保障性租赁住房的制度设计也同样具有一定的借鉴意义。

主要参考文献:

- [1]巴曙松.保障房建设提速对商品房冲击有限[N].中国证券报,2011-06-08.
- [2]陈杰,王文宁.经济适用房供应对商品住房价格的影响效应[J].广东社会科学,2011,(2):11-18.
- [3]邓宏乾,黄冠,徐升.人口结构变动对住房需求的影响——基于2002-2016年省际面板数据的实证分析[J].华中师范大学学报(人文社会科学版),2019,(3):51-59.
- [4]韩立彬,陆铭.供需错配:解开中国房价分化之谜[J].世界经济,2018,(10):126-149.
- [5]刘斌.经济适用房存在挤出效应吗?——基于中国35个大中城市的面板数据[J].经济管理,2014,(10):157-168.
- [6]龙奋杰,董黎明.经济适用房政策绩效评析[J].城市问题,2005,(4):48-52.
- [7]罗孝玲,马世昌,王维.保障性住房对商品房价格的影响研究——基于供需结合的视角[J].软科学,2013,(10):1-4.
- [8]茅于軾.大建限价房和经济适用房可能推高房价[N].信息时报,2008-04-28.
- [9]潘爱民,韩正龙.经济适用房、土地价格与住宅价格——基于我国29个省级面板数据的实证研究[J].财贸经济,2012,(2):106-113.
- [10]唐云锋,马春华.财政压力、土地财政与“房价棘轮效应”[J].财贸经济,2017,(11):39-54.
- [11]王斌,高戈.中国住房保障对房价动态冲击效应——基于SVAR的实证分析[J].中央财经大学学报,2011,(8):54-59.
- [12]王智波,徐佳.分税制是怎样影响房价的?——来自省级面板数据的证据[J].世界经济文汇,2018,(1):68-85.
- [13]徐舒,陈珣.收入差距会推高住房价格吗?[J].经济学(季刊),2016,(2):549-570.
- [14]张齐武,徐燕雯.经济适用房还是公共租赁住房?——对住房保障政策改革的反思[J].公共管理学报,2010,(4):86-127.
- [15]Chen J W, Hui E C M, Seiler M J, et al. Household tenure choice and housing price volatility under a binding home-purchase limit policy constraint[J]. Journal of Housing Economics, 2018, 41: 124-134.
- [16]Eriksen M D, Rosenthal S S. Crowd out effects of place-based subsidized rental housing: New evidence from the LI-HTC program[J]. Journal of Public Economics, 2010, 94(11-12): 953-966.
- [17]Hu F Z Y, Qian J W. Land-based finance, fiscal autonomy and land supply for affordable housing in urban China: A prefecture-level analysis[J]. Land Use Policy, 2017, 69: 454-460.
- [18]Lee C I. Does provision of public rental housing crowd out private housing investment? A panel VAR approach[J]. Journal of Housing Economics, 2007, 16(1): 1-20.
- [19]Li L H, Wu F, Dai M J, et al. Housing affordability of university graduates in Guangzhou[J]. Habitat International, 2017, 67: 137-147.
- [20]Liang W Q, Lu M, Zhang H. Housing prices raise wages: Estimating the unexpected effects of land supply regulation in China[J]. Journal of Housing Economics, 2016, 33: 70-81.
- [21]Zhou J, Musterd S. Housing preferences and access to public rental housing among migrants in Chongqing, China[J]. Habitat International, 2018, 79: 42-50.

How does Affordable Housing Supply Affect Commercial Housing Prices: Crowd out Supply or Divert Demand?

Zou Xu¹, Ma Xianlei^{1,2}, Shi Xiaoping^{1,2}

(1. College of Public Administration, Nanjing Agricultural University, Nanjing 210095, China; 2. China Resources, Environment and Development Academy, Nanjing Agricultural University, Nanjing 210095, China)

Summary: Since the housing system reform in 1998, China's commercial housing prices have risen rapidly, and far exceeded the affordability of commonality. In order to solve the housing problems of middle and low income families, China launched the construction of affordable housing, which has greatly improved people's livelihood and social welfare. The impact of affordable housing supply on the real estate market is also related to the interests of social groups. How to understand the relationship between the two types of housing has become an important reference for building an internally coordinated and efficient housing supply system.

Combined with China's special housing security and land system, this study theoretically analyzes the possible impact of affordable housing supply on the commercial housing market by constructing the equilibrium model of supply and demand. Based on the panel data of 248 prefecture-level cities in China from 2007 to 2016, the FEM and IV models are used to test the theoretical hypothesis, and the mechanism and heterogeneity are further discussed.

The results show that: In the statistical sense, we find that affordable housing crowds out commercial housing supply through the competitive allocation of land, but it cannot replace demand in the segmented housing market, which eventually raises housing prices. Furthermore, the crowding-out effect is more obvious in the regions with low land financial dependence. But the economic meaning of empirical results is weak, and the crowding-out effect and the impact of housing prices can be ignored. This means that the supply of affordable housing basically does not harm the welfare of other groups.

In general, this study has strong policy implications. On the one hand, China should establish multi-agent supply channels. Collective construction land and idle land owned by enterprises can be used to build affordable housing to ensure the independence of the land supply mechanism. On the other hand, some cities can gradually relax the access restrictions on affordable housing according to the actual situation. They can provide talent housing for college graduates and professional and technical personnel, and provide affordable rental housing for urban "new citizens" and migrant workers, so as to effectively divert the demand for commercial housing and stabilize the price of commercial housing.

Key words: affordable housing; commercial housing prices; crowding-out effect; diversion effect

(责任编辑 顾 坚)