

# 房地产限购政策的有效性及外部性评估<sup>\*</sup>

朱恺容 李 培 谢贞发

**内容提要:**为了抑制房价过快上涨,需求侧的房地产宏观调控是中国现阶段的重点,限购是最常用的政策工具之一,其影响受到大众和学术界的关注。虽然限购政策的有效性已有不少学者关注,但结论尚不一致,且缺乏对限购政策外部性影响的经验研究。因此,本文基于房地产销售与租赁市场和土地市场的日度交易微观数据,利用双重差分模型更准确地评估了限购政策抑制房价的有效性,并进一步将各市场领域的关联性纳入分析框架,探究了限购政策对房地产租赁市场与土地市场的外部性效应。实证结果表明,限购使房价下降10.12%,大于以往研究的估计结果;限购使房租上升25.09%,住宅地价下降9.08%,但对工业和商业地价没有显著影响。倾向得分匹配等一系列稳健性检验和反事实分析均显示实证结果的可靠性。限购政策的外部性表明,该政策不利于改善实际住房需求者的福利,且可能引发地方政府的“软性抵抗”,未来的工作重点应在加强地方税体系建设基础上不断深化土地和房地产的供给侧改革。

**关键词:**房地产限购 政策有效性 政策外部性 双重差分法

**作者简介:**朱恺容,厦门大学经济学院财政系博士生,361005;

李 培(通讯作者),厦门大学经济学院财政系、王亚南经济研究院副教授,361005;

谢贞发,厦门大学经济学院财政系教授,361005。

**中图分类号:**F123.9 **文献标识码:**A **文章编号:**1002-8102(2019)02-0147-14

## 一、引言

“人人住有所居”是中国全面建设小康社会的必然要求,也是克服发展不平衡不充分、保证全体人民共同富裕和在共建共享发展中有更多获得感的具体体现。十九大报告正式提出“房住不炒、租购并举”,并成为一项长期的住房制度安排。十八届三中全会也提出“使市场在资源配置中

\* 基金项目:国家社科基金重大项目“基本公共服务均等化建设中的地方财政体制改革研究”(18ZDA096);国家自然科学基金面上项目“中国式政府间环境事权划分研究”(71673229);福建省自然科学基金计划资助项目“中国式税收分成激励的经济效应研究”(2017J01134)。

起决定性作用和更好发挥政府作用”,在市场管不了或管不好的领域进行科学的宏观调控和有效的政府治理以促进宏观经济稳定,房地产市场调控更是如此。

为有效遏制房价快速上涨的势头,中央多次采取一系列政策措施对房地产进行调控。而早期的调控政策更多是从供给侧角度进行管理,包括增加保障房建设以调整住房结构等,但政策效力明显不足,这也成为国家开始转向需求侧进行管理的政策背景(范子英,2016)。此后,2010年1月10日,中央出台“国十一条”将全国范围内的住房贷款首付比由30%提高到40%,<sup>①</sup>以期通过限贷方式来降低房价,但该政策也未能有效抑制房价。因此,中央于2010年4月17日出台房地产调控史上最严格的“新国十条”,要求“地方人民政府可根据实际情况,采取临时性措施,在一定时期内限定购房套数”。<sup>②</sup>截至2014年,共有46个大中城市实施了限购政策,基本涵盖了全国性及区域性的经济中心城市。这不仅在房地产市场发挥政策效力,其政策影响的外延边界更扩展至与房产销售市场密切关联的其他市场领域。

一方面,限购政策作为现阶段和未来相当一段时期内最主要的房地产宏观调控政策之一,其抑制房价的政策效果如何?尽管已有不少相关实证研究对此进行讨论,但始终未能得到一致的结论。且从回归样本的数据层级、核心解释变量定义方面来看,传统研究中的模型设定难以与限购政策实施的实际情况相匹配导致准确度明显不足,从而干扰政策的评估结果。

另一方面,具有重要研究价值却被现有研究所忽视的重要问题是,限购政策是否会对房地产销售市场以外的其他重要市场领域产生外部性影响?尤其是与其最直接相关的房地产租赁市场与土地市场。虽然已有不少文献探讨了限购政策抑制房价的政策效果,但限购政策的外部性影响一直较少受到学者的关注,始终未能将房地产销售市场与其他相关联市场一同纳入分析框架,仅有的个别研究更是未能提供足够有力的微观经验证据。而外部性影响的路径机制可能在于:(1)在房地产租赁市场中,为寻求住房的临时性解决,大量不具备购房资格的实际住房需求者被迫转向房地产租赁市场,短期内住房需求将转化为租房需求(朱国钟、颜色,2013);(2)在土地市场中,在限购政策显著抑制房地产市场需求的同时,房地产市场供给侧也会受此影响,表现为房地产开发商购买住宅用地以兴建住宅的意愿明显减弱,进而导致土地市场的供求关系发生调整,引发住宅地价(单位面积价格)显著下降。这将进一步产生以下两方面影响:(1)限购政策很可能无法真正改善居民的住房条件,反而加重了消费者的住房负担,使得家庭的住房条件进一步恶化;(2)与限购前相比,限购后地方政府出让相同面积住宅用地可获得的土地出让金收入将显著减少。鉴于住宅用地的土地出让金收入对于地方政府土地财政的重要意义(杨其静等,2014;陶然等,2009),因此可能诱发地方政府对限购政策的“软性抵抗”。

本文的贡献主要包括以下方面:(1)为限购政策的有效性提供更加准确的微观经验证据支持。基于三类市场的日度交易微观数据,本文构建了细化至区县、日度层面的双重差分模型,与限购政策的实际情况相匹配,从而能科学准确地评估其政策效应。结果显示,限购政策会对房价产生显著的抑制效应,且对房价的影响程度大于以往实证文献的估计结果,因此,限购政策作为现阶段房地产宏观调控最主要的政策工具,其有效性长期以来受到明显低估。(2)创新性地拓展延伸至房地产销售市场以外的其他市场领域,即与房地产销售市场最直接相关的两大市场领域——房地产租赁市场与土地市场,以此分析限购政策的外部性效应。结果表明,限购政策会造成房租显著上

<sup>①</sup> 详见《国务院办公厅关于促进房地产市场平稳健康发展的通知》(国办发[2010]4号)。

<sup>②</sup> 详见《国务院关于坚决遏制部分城市房价过快上涨的通知》(国发[2010]10号)。

升与住宅地价显著下降。(3)关注三大区域板块与土地出让方式两个维度的异质性效应。结果表明,相对中西部地区,限购政策的有效性与外部性效应更多地发生在东部地区;且限购政策对土地市场的外部性效应在“招拍挂”市场化土地出让方式中得到更明显反映。

## 二、文献综述与研究假设

目前关于限购政策的研究文献在政策有效性与政策外部性两方面存在较为明显的不足,从而影响分析评估的准确性和深入性。

### (一)政策有效性

一个争论的核心问题是限购政策能否有效抑制房价。一部分学者认为,限购政策难以有效抑制房价(王敏、黄滢,2013;乔坤元,2012;韩永辉等,2014;汤韵、梁若冰,2016)。汤韵和梁若冰(2016)则进一步指出,其政策有效性可能被“假离婚”这一政策规避行为所部分抵消。另一部分学者则认为,限购政策能否抑制房价依赖于特定前提条件,如限购政策对消费需求的缩减、开发商跨期调整供给的成本及预期(刘江涛等,2012)、政策执行力度(张德荣、郑晓婷,2013),以及一定的政策显现时间(邓峻柏等,2014)。

上述实证研究的共同特点是均基于70个大中城市的月度房价指数(以下简称“房价指数”)或者城市年度的房价均值来进行回归检验。与之不同,本文将基于房地产销售市场的日度交易数据来构建细化至区县、日度层面的双重差分模型,进而更为准确地估计限购政策对房价的抑制效应,具体来说:(1)能够与限购政策的实施范围实现准确匹配。绝大多数限购城市只选择其下辖的部分区县作为政策实施范围,但当采用城市层面的房价数据进行回归检验时,实际上已将限购城市中的非限购区县一同纳入政策实施范围,从而造成对限购效果估计的偏误。(2)避免引入间接测算数据本身的可能偏误。两类房价数据测算方法在当前实际应用中都存在一定程度的缺陷,从而导致二者均无法准确衡量,甚至严重偏离于实际房价水平(Wu等,2014)。(3)日度高频数据更能反映限购政策的即时效应。由于全国在一日内往往形成大量房地产交易,因而相比月度均值或年度均值,房地产销售交易数据具备的日度高频特征与实际的房地产交易频率更为一致,由此得以反映实施限购政策对房价产生的即时政策效应。

本文认为,限购政策通过抑制房地产销售市场中的需求,会导致短期需求曲线下移,而短期供给曲线不发生改变,从而导致房地产销售市场的短期均衡价格下降。

综上分析,我们提出第1个待检验的假说。

假说1:对房地产销售市场,限购政策具有抑制房价的有效性。

### (二)政策外部性

除房地产销售市场以外,限购政策也将对其他市场领域产生显著的外部性影响,如限购政策有助于缓解城市房价上涨对技术创新的负面影响(余泳泽、张少辉,2017),及引发“为买房而离婚”的社会现象(汤韵、梁若冰,2016;范子英,2016)。

而作为与房地产销售市场直接相关的两类市场领域——房地产租赁市场和土地市场同样值得学界的重点关注与深入探究。其中,一些学者从理论上分析了限购政策对房地产租赁市场的影响,认为限购政策会打破房地产租赁市场的均衡,从而推动租金显著上涨(朱国钟、颜色,2013;冯科、何理,2012)。但遗憾的是,目前仍缺乏对限购政策外部性影响的微观经验证据。虽然Cao等(2015)基于全国70座城市的季度房租数据,检验发现限购政策会导致房租显著上升。但由于城

市样本量较少,且模型设定过于笼统地限于城市、季度层面,因而导致其估计结果的准确性不足;虽然 Sun 等(2017)基于北京市房地产租赁市场微观交易数据,发现限购政策对房租不产生显著影响,但该研究结论明显带有地域范围上的局限性。

本文首先关注的是限购政策对房地产租赁市场的外部性影响。由于限购政策的机制设计难以甄别与区分房地产投资投机性需求和刚性实际住房需求,因此限购政策对二者均会产生抑制效应。在 46 个限购城市中,绝大多数城市实施的限购政策均强调对非本市户籍人口家庭的限制性购房条件,使不具备购房资格的人既包括已经拥有一套及以上住房的本市户籍居民家庭,也包括非本市户籍居民家庭,<sup>①</sup>而后者在本市即使其名下无任何房产也不得购买住房,这类“房者”通常属于刚性实际住房需求。且限购城市涵盖了直辖市、省会城市、计划单列市等外来人口众多的一、二线大中型城市,其刚性实际住房需求更为旺盛。因此,限购政策在抑制房地产投资投机性需求的同时,也将引发这部分相当数量人口的家庭转向房地产租赁市场,以寻求住房的临时性解决。一旦房地产租赁市场的供需关系发生改变,即需求上升,短期内供给不发生改变,房地产租赁市场的短期均衡价格也将被显著抬升。

综上分析,我们提出第 2 个待检验的假说。

假说 2:对房地产租赁市场,限购政策具有使房租显著上升的外部性。

其次是限购政策对土地市场的外部性影响。房地产的供给者——房地产开发企业将会基于目前及未来房地产销售市场的需求来调整自己在每一期的供给行为(王敏、黄滢,2013)。因此,从市场的供给与需求两个维度出发,限购政策在对房地产销售市场的需求产生显著抑制效应的同时,作为供给方的房地产开发企业也会对政策做出反应。当房地产开发企业观察到房地产销售市场需求明显下降,为避免可能的“供给过剩”阻碍其顺利实现资金回笼,继而诱发企业自身资金流动性不足的风险,将做出减少房地产建设与供应的理性行为决策。由于住宅用地是房地产开发企业“生产”的基本要素投入,因此会进一步引发住宅用地市场的需求下降,在短期内住宅用地供给不发生调整的条件下,住宅用地市场的短期均衡价格会显著下降。而由于限购政策不对工业用地市场与商业用地市场的供需关系产生显著影响,因而工业用地市场与商业用地市场的短期均衡价格不发生显著改变。

综上分析,我们提出第 3 个待检验的假说。

假说 3:对土地市场,限购政策具有使住宅地价显著下降的外部性效应,但对商业用地和工业用地价格不产生显著影响。

### 三、实证策略与数据说明

#### (一) 实证策略

本文利用双重差分模型,来分析限购城市相对非限购城市在政策实施前后房价、房租和地价的变化,具体如(1)式所示:

$$Y_{ijt} = \alpha X_{ijt} + \beta Policy_{jt} + \mu_j + \lambda_t + \varepsilon_{ijt} \quad (1)$$

其中,下标  $j$  表示第  $i$  条交易信息中的所在区县,下标  $t$  表示相应的交易日期(年、月、日); $Y_{ijt}$  为被解释变量,分别为住宅销售成交单价、住宅租赁成交单价和各利用类型的土地成交单价(住宅

<sup>①</sup> 在各城市限购政策的文件中,非本市户籍居民家庭的购房限制性条件通常与在本地纳税、社保缴纳情况挂钩。如未能提供符合相应条件的社会保障缴纳证明或者纳税证明,将不允许在本市范围内购房。

用地、工业用地、商业用地); $Policy_{jt}$ 为核心解释变量,当日期 $t$ 区县 $j$ 实施限购政策, $Policy_{jt}=1$ ,否则为0。估计系数 $\beta$ 反映限购政策对房价、租金和地价的影响。此外,本文也加入其他控制变量 $X_{ijt}$ ,以控制其他因素对房价水平的影响。同时,还控制了区县固定效应 $\mu_j$ 和日度固定效应 $\lambda_t$ ,以捕捉不同地区无法观测异质性因素和共同冲击的影响。最后, $\varepsilon_{it}$ 为误差项。可以看出,模型设定细化至区县、日度层面。

由于城市的房价、租金和地价不仅受到限购政策的影响,还取决于当地经济社会发展状况,因此有必要在上述实证模型中引入一些重要的控制变量,可归纳为以下三组:(1)城市层面的其他控制变量,包括人均GDP、总人口数量、人均支出、行政区面积等,分别用于刻画城市经济发展水平、总人口、居民消费水平和住宅供给情况;(2)住宅层面的其他控制变量,包括住宅层面的绿化率和容积率,用于控制影响住宅销售价格与租赁价格的其他因素;(3)地块层面的其他控制变量,包括土地来源、供地方式、土地级别和周边便利程度,用于控制影响土地出让价格的其他因素。<sup>①</sup>

## (二) 变量度量与数据说明

1. 房价与房租数据。住宅销售成交单价与住宅租赁成交单价,均直接提取自房地产销售与房地产租赁市场的日度交易微观数据(2005—2013),<sup>②</sup>数据来源于“搜房网”。与房地产销售交易数据相类似,房地产租赁交易数据也具备了适用于限购政策效应分析的四点优势。<sup>③</sup>

2. 土地价格数据。住宅用地成交单价、工业用地成交单价和商业用地成交单价,均直接提取自土地市场的日度交易微观数据(2007—2013),数据来源于“中国土地市场网”。<sup>④</sup>

3. 其他控制变量。城市层面控制变量的数据来源为《中国区域经济统计年鉴》、《中国城市统计年鉴》和CEIC数据库;住宅层面控制变量从“搜房网”的房地产销售与租赁交易数据中直接提取,其中包括绿化率、容积率;地块层面控制变量从“中国土地市场网”的土地交易数据中提取得到。本文所用变量的描述性统计如表1所示。

表1

描述性统计

变量名称	单位	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
<b>城市层面数据</b>						
房价对数	元/ $m^2$	2600	7.9674	0.5609	6.5709	10.6961
房价增长率	%	2600	11.3898	13.5760	-225.3201	94.3221
人均GDP对数	万元	2608	10.0411	0.7268	7.7807	12.1896
人均支出对数	万元	2563	9.2683	0.3641	8.2399	10.4118

① 其中,土地来源包括现有建设用地和新增建设用地;供地方式包括划拨、协议、招标、拍卖、挂牌和其他方式;土地级别划分为1~18级;周边的便利程度由地块与肯德基或麦当劳(任何一处门店)之间的最近距离来度量,距离越近代表便利程度越高。

② 房地产销售与租赁市场的日度交易微观数据记载有逐条交易的成交价格、住宅面积、小区名称、地理位置、成交日期、小区绿化率与容积率等详细信息。此外,本文样本期的选择是由于,部分限购城市在2014年开始放松或取消限购令,因此为避免对限购令影响结果的低估,将不采用2014年及其后的数据。

③ 由于房地产销售交易数据和房地产租赁交易数据的来源均为“搜房网”,两个数据中的逐条交易信息基本相同,因此二者的数据优势也大体一致。

④ 中国土地市场网:<http://www.landchina.com/>。土地交易数据的公开可得受益于2006年8月1日起开始实行的《招标拍卖挂牌出让国有土地使用权规范(试行)》,其明确要求市县级政府土地主管部门必须在“中国土地市场网”上事先公布任何一宗国有土地使用权的出让计划,并且事后也须公示各宗土地的出让结果。因此我们有机会获取到此后逐条土地出让结果的详细信息,包括供地的区县政府、地块坐落、面积、土地用途、土地等级、出让方式、土地成交价格等信息。

续表 1

变量名称	单位	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
总人口对数	万人	2611	5.8311	0.7115	2.7973	8.1107
行政区面积对数	km <sup>2</sup>	2609	9.1710	0.9798	3.9103	10.2866
第二产业比重	%	2608	53.2134	11.8972	8.0696	90.2328
第三产业比重	%	2608	43.5912	10.6753	6.0961	87.0302
所在纬度	-	2611	32.9001	6.6102	18.2501	50.2513
所在经度	-	2611	114.7602	6.8110	84.8902	131.1614
平均海拔	m	2611	439.8231	528.0902	1.3020	3120.5115
平均坡度	%	2611	0.7014	0.6721	0.0099	5.0789
微观交易数据						
住宅销售成交单价对数	元/m <sup>2</sup>	907997	9.8830	0.7541	1.9459	20.4666
住宅租赁成交单价对数	元/m <sup>2</sup>	85947	8.0600	0.5041	7.0901	9.1378
住宅用地成交单价对数	万元/hm <sup>2</sup>	369669	5.9632	1.2178	3.8067	9.1676
工业用地成交单价对数	万元/hm <sup>2</sup>	220917	5.1992	0.6195	3.8067	9.1547
商业用地成交单价对数	万元/hm <sup>2</sup>	191819	6.0654	1.1930	3.8067	9.1674
容积率	-	778745	2.3975	1.2146	0.4000	8.3700
绿化率	%	797420	37.45	0.0979	0.1000	70.0000
周边便利程度对数	km	782405	2.3470	1.4122	0.0031	6.9248

## 四、实证结果

### (一) 限购政策的有效性分析

我们首先基于(1)式评估限购政策对房价的抑制作用。表2中的第(1)列与第(2)列分别为不加入其他控制变量与加入其他控制变量的估计结果。可以看出,在第(2)列加入其他控制变量后,限购地区的房价相对于非限购地区将显著下降10.12%,估计系数的绝对值和显著性水平相对第(1)列结果都有一定程度的提高。由此表明限购政策具有显著抑制房价的有效性。

表 2 限购政策对交易房价和交易租金的影响结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	住宅销售成交单价		住宅租赁成交单价	
区县日度限购	-0.0919 ** (0.0462)	-0.1012 *** (0.0273)	0.2517 *** (0.0651)	0.2509 *** (0.0752)
区县固定效应	是	是	是	是
日度固定效应	是	是	是	是
其他控制变量	否	是	否	是
调整 R <sup>2</sup>	0.6038	0.6219	0.3317	0.3714
样本量	907747	719120	106932	73324

注: \*\*\*、\*\* 和 \* 分别表示显著性水平为 1%、5% 和 10%。在第(1)列和第(3)列中,不加入其他控制变量;在第(2)列和第(4)列中,其他控制变量来自城市层面及住宅层面;括号内是区县的聚类稳健标准误;控制了区县固定效应和日度固定效应。下同。

## (二)限购政策的外部性分析

1. 房地产租赁市场。首先,本文考察了限购政策对房地产租赁市场的外部性效应。表2的第(3)列和第(4)列分别为不加入其他控制变量与加入其他控制变量的回归结果。由第(4)列可知,加入其他控制变量之后,限购政策的影响系数仍然保持为正,且绝对值有一定程度的上升。从影响程度看,限购地区的房租相对于非限购地区显著提高25.09%。由于住房需求必须得到满足,因此相当部分的住房需求将“转买为租”,推动房地产租赁市场中需求量的增加,而在租房供给相对稳定的情况下,租房市场供需关系发生改变,从而使房租上升。因此,在抑制房地产投资投机性需求的同时,限购政策对刚性实际住房需求也产生了负面冲击。

2. 土地市场。其次是限购政策对土地市场的外部性效应。实证结果如表3所示,其中,奇数列为不加入其他控制变量的回归结果,偶数列为加入其他控制变量的回归结果。第(2)列的回归结果表明,限购政策使住宅用地交易价格出现显著下降,从影响幅度来看,限购地区的住宅地价相对非限购地区显著下降9.08%。但第(4)列和第(6)列的回归结果则显示,限购政策对工业用地价格和商业用地价格不产生显著影响。基于前文分析,其中的原因可能在于,实施限购的政策效应从房地产销售市场传导至住宅用地市场,导致房地产开发商对住宅用地需求下降,在城市住宅用地供应相对稳定的情况下,造成住宅地价下降。

表3 限购政策对土地价格的影响结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	住宅用地成交单价		工业用地成交单价		商业用地成交单价	
区县日度限购	-0.0820 *** (0.0335)	-0.0908 *** (0.0300)	-0.0072 * (0.0041)	-0.0058 (0.0179)	-0.0448 (0.0385)	0.0000 (0.0361)
区县固定效应	是	是	是	是	是	是
日度固定效应	是	是	是	是	是	是
其他控制变量	否	是	否	是	否	是
调整 R <sup>2</sup>	0.4959	0.6326	0.4501	0.6396	0.3197	0.4902
样本量	369658	369658	220888	220888	191796	191796

## 五、稳健性检验

### (一)平行趋势假设检验与动态时间趋势

上文基于双重差分模型检验发现,限购政策在发挥有效性使房价显著下降的同时,也造成一系列外部性影响,使房地产租赁市场的房租及土地市场的住宅地价分别出现显著上升与下降。而双重差分模型成立的重要条件之一是“平行趋势”假设(Besley 和 Case,2000)。为考察这一问题,本文在方程中增加一些限购政策实施前后的虚拟变量。具体而言,以1个月为单位,新增定义限购实施前第3个月(pre3)、限购实施前第2月(pre2)、限购实施前第1月(pre1),以及限购实施当月(post0)、限购实施后第1个月(post1)、限购实施后第2个月(post2)、限购实施后第3个月及之后(post3)等虚拟变量,将其全部加入回归方程,并以限购实施第3个月之前的时期为基准组。

回归结果见表4,其中第(1)~(3)列分别为对房价、房租与住宅地价的回归结果,可以看出,

限购政策实施前,处理组的房价、房租与住宅地价相对控制组未出现显著下降趋势,从而满足双重差分模型的“平行趋势”假设。此外,限购政策实施后,两组样本的变化趋势开始呈现显著差别,即处理组的房价相对控制组显著下降,处理组的房租相对控制组显著上升,处理组的住宅地价相对控制组显著下降,且其影响均具有一定的持续性。第(4)~(5)列中,对工业地价与商业地价的回归结果显示,处理组与控制组在限购实施前后均未出现显著差别,表明限购政策对工业地价与商业地价不产生显著的外部性影响。这一结果验证了本文主要结论的稳健性。

表 4 平行趋势假设检验与动态时间趋势

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	住宅销售成交单价	住宅租赁成交单价	住宅用地成交单价	工业用地成交单价	商业用地成交单价
pre3	0.0257 * (0.0139)	-0.0929 (0.0572)	-0.0714 (0.0229)	0.0013 (0.0169)	0.0024 (0.0311)
pre2	0.0254 * (0.0153)	0.0813 (0.0599)	-0.0709 (0.0395)	-0.0020 (0.0184)	0.0019 (0.0334)
pre1	0.0232 (0.0220)	0.1017 (0.0632)	-0.0624 (0.0431)	-0.0017 (0.0176)	0.0018 (0.0392)
post0	-0.0901 ** (0.0355)	0.2014 ** (0.0790)	-0.0882 *** (0.0200)	-0.0078 (0.0186)	0.0011 (0.0378)
post1	-0.1024 *** (0.0288)	0.2327 *** (0.0725)	-0.0808 *** (0.0234)	-0.0091 (0.0175)	0.0022 (0.0404)
post2	-0.1013 *** (0.0296)	0.2520 *** (0.0708)	-0.0775 *** (0.0278)	-0.0077 (0.0184)	0.0017 (0.0332)
post3	-0.0930 ** (0.0381)	0.1905 ** (0.0783)	-0.0896 *** (0.0344)	-0.0083 (0.0189)	0.0026 (0.0384)
区县固定效应	是	是	是	是	是
月度固定效应	是	是	是	是	是
其他控制变量	是	是	是	是	是
调整 R <sup>2</sup>	0.6220	0.3719	0.6331	0.6427	0.4964
样本量	719120	73324	369658	220888	191796

注:第(1)、第(2)列中,其他控制变量来自城市层面及住宅层面;第(3)~(5)列中,其他控制变量来自城市层面及地块层面。下同。

## (二) PSM-DID 方法

为进一步保证核心结论的可靠性,我们利用倾向得分匹配法(Propensity Score Matching,以下简称PSM)来为处理组选择合适的控制组。<sup>①</sup> 选择合适的处理前变量是进行匹配分析的关键,本文的匹配变量分为以下三类:一是影响城市是否实施限购政策的主要因素,即房价和房价增长率。<sup>②</sup> 二是可能同时影响购房需求与房价、房租及土地价格等被解释变量的其他因素,包括人均GDP、产

① 由于匹配变量在区县层面缺失严重,因此选择在城市层面实现PSM匹配。

② 《国务院办公厅关于进一步做好房地产市场调控工作有关问题的通知》(国办发〔2011〕1号)要求,“各直辖市、计划单列市、省会城市和房价过高、上涨过快的城市,在一定时期内,要从严制定和执行住房限购措施”。因此,住宅价格、房价增长率以及城市的行政级别是限购实施与否的三个最重要依据,但限购名单已基本包括所有的直辖市、计划单列市和省会城市。

产业结构、人口规模、人均收入水平与行政区面积。三是地理因素,用于控制城市的气候条件与宜居程度,及城市建设用地规划等因素,包括地理位置和地形。<sup>①</sup> 其后,匹配样本的平行条件假设检验结果表明,PSM 的平行条件假设基本得到满足。<sup>②</sup> 在完成上述匹配后,原样本的 46 个处理组城市全部得到保留,并筛选出 159 个控制组城市与之进行匹配。

用 PSM 方法估计限购政策效应的实证结果列示在表 5。就 PSM 匹配后的双重差分估计结果来说:(1)限购城市的房价相对与之匹配的非限购城市显著下降 11.29%,这相对于基准回归中的估计系数 10.12% 出现一定幅度的上升。因此,样本自选择问题不仅未能冲击关于限购政策有效性的基准回归结果,反而使其得以强化。(2)限购城市的房租与住宅地价相对与之匹配的非限购城市分别显著上升 23.07% 与下降 8.70%,而工业地价与商业地价不发生显著改变,这与基准回归结果基本相同。综上所述,PSM-DID 结果表明本文主要结论具有足够稳健性。

表 5 PSM-DID 回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	住宅销售成交单价	住宅租赁成交单价	住宅用地成交单价	工业用地成交单价	商业用地成交单价
城市日度限购	-0.1129 *** (0.0250)	0.2307 *** (0.0652)	-0.0870 *** (0.0431)	-0.0035 (0.0162)	0.0023 (0.0669)
城市固定效应	是	是	是	是	是
日度固定效应	是	是	是	是	是
其他控制变量	是	是	是	是	是
调整 R <sup>2</sup>	0.7195	0.4016	0.7023	0.7810	0.5402
样本量	590177	47624	240569	143782	122785

### (三) 政策溢出效应检验

当政策干预对处理组产生影响时,也可能会对控制组个体产生外溢效应,那么以控制组的变化趋势作为构成处理组反事实趋势的基础将产生估计偏误。在本文中,即某个城市限购政策的实施会对其周边城市的房地产市场产生影响:一种可能是,限购政策导致市场需求在区域之间进行转移,造成非限购城市房价出现上涨,从而低估限购对抑制房价的作用,这不仅未能冲击本文的主要结论,反而使其得到进一步强化;另一种可能是,受周边城市限购政策的波及,非限购地区的购房者预期房价下降,并进一步引发房地产市场需求减少,房价也随之下降,这会高估限购对抑制房价的政策有效性,进而严重影响本文的主要结论。

为此,我们基于 Arcgis 软件得到与这 46 个限购城市地理相邻(与之有共同边界)的非限购城市,并将其从回归样本中剔除后重复检验,实证结果如表 6 所示。结果表明,限购政策对房价的抑制作用并未受到政策溢出效应的干扰,基准回归结果仍保持稳健。事实上,如张清源等(2018)研究发现,限购政策会引起房地产市场需求的跨区域转移,并推动非限购城市的住房价格上涨,这从侧面支持了本文的主要结论。

<sup>①</sup> 其中,地理位置用城市地理中心所在的经纬度衡量,地形则用城市的平均海拔与坡度衡量。上述匹配变量中,城市层面的经济变量数据来源于《中国城市统计年鉴》,地理信息变量中的城市经纬度、海拔与坡度变量的数据则基于“谷歌地球”(Google Earth)提供的中国高程地形图(Digital Elevation Model, DEM),借助 Arcgis 软件提取所得。

<sup>②</sup> 匹配变量的平行条件假设检验结果备查。

表 6

政策溢出效应检验的回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	住宅销售成交单价	住宅租赁成交单价	住宅用地成交单价	工业用地成交单价	商业用地成交单价
区县日度限购	-0.1009 *** (0.0267)	0.2419 *** (0.0909)	-0.0891 *** (0.0202)	-0.0058 (0.0179)	0.0001 (0.0296)
区县固定效应	是	是	是	是	是
日度固定效应	是	是	是	是	是
其他控制变量	是	是	是	是	是
调整 R <sup>2</sup>	0.6220	0.3714	0.6423	0.6077	0.4810
样本量	334129	35924	167238	100788	81348

#### (四) 人为随机产生限购政策的实施状态

为考察基准回归中的遗漏变量在何种程度上影响了回归结果,本文将随机赋予各区县限购政策的实施状态(Li 等,2016; Ferrara 等,2012; Chetty 等,2009)。给定上述随机数据的生成过程,利用人为构造的限购政策虚拟变量不应得到显著异于零的估计结果。结果显示,在对房价、房租与住宅用地价格的回归中,随机指定限购区县得到的影响系数均集中在 0 附近,由此进一步验证了本文主要结论的可靠性。<sup>①</sup>

## 六、异质性检验

### (一) 三大区域板块

为考察限购政策对不同区域影响的差异性,我们将全样本划分为东部地区、中部地区与西部地区。表 7 给出了分地区的回归结果。<sup>②</sup> 第(1)列的回归结果显示,在房地产销售市场中,相比中西部地区,限购政策会对东部地区的房价产生更为显著的抑制效应。第(2)~(3)列的回归结果则显示,延伸至房地产租赁市场与土地市场,限购政策也将对东部地区的房租和住宅地价产生更为显著的外部性影响。第(4)~(5)列的回归结果与基准回归结果一致,表明限购政策对工业用地价格与商业用地价格的影响并不显著,且不存在明显的区域性差异。以上异质性分析结果均同时反映在影响系数的显著性水平与绝对值大小两方面。

以下就其中两点可能原因进行分析:(1)政策执行力度存在明显的区域性差异。虽然同样施行限购政策,但东部地区相对中西部地区的政策执行力度更为严格,因而限购政策会对东部地区的相关市场领域产生更为明显的影响。这一执行力度的差异反映在对非户籍家庭购房的限制性条件等维度上(张德荣、郑晓婷,2013)。通过进一步梳理各个城市限购政策的实施细则,可以发现,东部限购城市在非户籍人口在当地纳税证明或社会保险缴纳证明的年限方面有更为严格的要求,而中西部限购城市的限定条件则相对宽松,这实际上为执行限购政策预留下了可能的人为操

<sup>①</sup> 三幅安慰剂检验的图示备查。

<sup>②</sup> 分经济地区回归中的被解释变量包括房价、房租以及分土地出让方式的土地价格,为使回归结果的呈现更为简洁明了,因此表 7 对实证结果在布局上进行了调整。

作空间。<sup>①</sup>（2）市场化程度也有显著的区域性差别。东部地区的市场化程度远高于中西部地区，市场关系决定价格的机制较为完善（王小鲁等，2017），其中也包括本文所重点关注的三类市场。因此，虽然限购政策对东中西部地区的市场供需关系均会产生影响，但相比中西部地区，东部地区的房价、房租与住宅地价受限购政策外在冲击而产生的变化将更为明显。

表 7

三大区域板块的回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	住宅销售成交单价	住宅租赁成交单价	住宅用地成交单价	工业用地成交单价	商业用地成交单价
东部地区	-0.1041 *** (0.0365)	0.2529 *** (0.0904)	-0.0913 ** (0.0527)	-0.0044 (0.0360)	0.0039 (0.0581)
中部地区	-0.0902 ** (0.0523)	0.1917 *** (0.0709)	-0.0610 ** (0.0307)	-0.0030 (0.0960)	0.0024 (0.0690)
西部地区	-0.0880 ** (0.0441)	0.1729 * (0.0920)	-0.0609 * (0.0367)	0.0049 (0.0563)	0.0113 (0.0799)

## （二）土地出让方式

目前，在土地交易市场中存在协议、招标、挂牌与拍卖等多种土地出让方式，而不同方式在市场化程度上存在显著差异（杨其静等，2014；陶然等，2009）。<sup>②</sup>因此，有必要据此划分多组子样本，以分别检验限购政策对住宅地价的外部性影响，表8给出了相应的回归结果。从第（1）列可以发现，剔除极少数以划拨、租赁等非市场化形式出让样本后的估计结果与本文的基准回归结果相一致，即限购政策对住宅地价有显著负向影响。我们进一步将样本划分为协议方式出让和“招拍挂”方式出让两组分别进行回归，从第（2）列与第（3）列的结果对比可以发现，无论从显著性水平或系数绝对值大小来看，限购政策对“招拍挂”住宅用地出让价格的影响相比协议出让价格更为显著。此外，第（4）~（6）列显示，虽然“招拍挂”土地出让价格都呈现一定程度的下降，但结合估计系数的显著性水平与绝对值大小来看，限购政策对招标、拍卖住宅用地出让价格的效应较为显著，对挂牌住宅地价只具有相对有限的影响。

一个重要解释在于，协议出让的过程由地方政府和特定用地单位双方协商制定土地成交价格以及其他附加性条件，政府对用地对象和价格具有绝对控制权，从而使协议土地出让价格难以反映土地市场的供求变化。而作为市场化相对完全的出让方式，“招拍挂”出让土地的价格形成主要由市场来决定（赵文哲、杨继东，2015）。当限购政策作为外部冲击引致住宅用地市场中的需求相对供给出现下降时，“招拍挂”出让住宅用地的价格会显著下降。但即便是在“招拍挂”的市场化出让方式中，相对招标和拍卖来说，挂牌出让价格将更多受到政府行政干预，并难以根据土地市场的

<sup>①</sup> 包括上海、厦门、宁波、台州、衢州、珠海等在内的东部地区均规定，要求非本市户籍家庭须提供自购房之日起前2年内在本市累计缴纳1年以上个人所得税证明或社会保险缴纳证明；而中西部地区均只规定，要求非本市户籍家庭须提供在本市累计缴纳1年以上个人所得税证明或社会保险缴纳证明，对纳税或社保缴纳所在期间未能进一步做出要求。此外，北京更作出规定，要求非本市户籍居民家庭须提供本市有效暂住证和连续5年（含）以上在本市缴纳社会保险或个人所得税缴纳证明，从而大幅延长缴纳年限（京政办发〔2011〕8号）。

<sup>②</sup> 为促进土地出让制度的规范和完善，1990年国务院《城镇国有土地使用权出让和转让暂行条例》（国务院令第55号）明确规定了土地出让可以采取包括协议、招标和拍卖在内的三种方式并细化了相应具体程序步骤。此后，2002年5月的《招标拍卖挂牌出让国有土地使用权规定》（国土资源部11号令）将挂牌方式纳入土地公开出让范围，也作为土地市场化出让改革启动的标志。

供求变化及时进行调整,因而限购政策对挂牌出让价格只产生较为有限的外部性效应。正如一些研究表明,挂牌出让变相成为地方政府筛选土地使用对象、定向出让土地的实现工具(Cai 等,2013;王媛、杨广亮,2016)。

表 8

不同土地出让方式的地价回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
住宅用地成交单价						
	剔除划拨、 租赁等出让	协议出让	招拍挂出让	招标出让	拍卖出让	挂牌出让
区县日度限购	-0.0912 *** (0.0291)	-0.0744 * (0.0327)	-0.0917 *** (0.0320)	-0.0935 ** (0.0292)	-0.0928 *** (0.0321)	-0.0668 * (0.0372)
区县固定效应	是	是	是	是	是	是
日度固定效应	是	是	是	是	是	是
其他控制变量	是	是	是	是	是	是
调整 R <sup>2</sup>	0.6430	0.5335	0.5186	0.7798	0.5223	0.5261
样本量	362633	194458	167915	3662	41062	123191

注:其他控制变量来自城市层面及地块层面。

## 七、结论与启示

如何通过宏观调控政策来抑制房地产价格持续快速上涨,是中国目前亟待探讨和解决的重要问题。限购政策作为现阶段最主要的房地产调控手段之一,能否起到显著抑制房价的政策效应?另外,限购政策是否对房地产销售市场以外的其他关键市场领域——房地产租赁市场与土地市场产生外部性影响?综合评估限购政策的有效性及外部影响会有助于优化政策措施以进一步稳定房地产市场。

首先是限购政策的有效性。结果说明,限购政策会显著抑制房价,其影响程度大于以往文献的估计结果,即长期以来限购政策的有效性被明显低估。其次是限购政策的外部性,本文利用房地产租赁与土地两类微观交易数据,将房地产销售与房地产租赁、土地市场的相互关联性纳入实证分析框架,从而弥补了现有相关研究的不足。结果表明,限购政策对房地产销售市场以外的其他市场领域产生了重要的外部效应:一是房地产租赁市场,限购政策会使房租显著上升;二是土地市场,限购政策将导致住宅地价下降,但对工业用地和商业用地的价格不产生显著影响。此外,本文进一步从以下两方面进行异质性分析:首先是三大区域板块,无论房价、房租或者住宅地价,限购政策的影响效应更多发生在东部地区,而非中西部地区。其次是土地出让方式,限购政策对“招拍挂”住宅用地出让价格,尤其对招标与拍卖住宅用地的出让价格,其影响效应更为明显。

结合现实情况以及本文的实证分析结果,我们得到如下几点启示:(1)限购政策对抑制房价具有即时有效的政策效应,当房地产市场出现短期过热时,不失为一种临时性调控良方。(2)但不容忽视的是,限购政策对其他非目标行为主体与其他市场区域产生了负面连带效应。如在严控房地产投资投机性需求的同时,也造成对实际住房需求的误伤。为寻求自身住房需求的临时性解决,不符合购房条件的实际住房需求者被迫转向房地产租赁市场,致使房地产租赁市场需求显著增

加,从而推高房租水平。这不仅未能降低其购房负担,反而增加其租房成本,从而造成实际住房需求者的福利损失,并成为人才与劳动力流动不畅问题的重要原因。(3)限购政策对房价的中长期调控效果尚不明朗。当限购政策的影响外溢至土地市场时,以房地产开发商为主体的土地市场需求将出现明显下降,从而对各城市的土地财政收入产生较大程度的负面冲击。尽管中央出台了包括限购政策在内的诸多房地产宏观调控措施,但为避免由此产生的巨大财政压力,地方政府可能采取消极应对或“软性抵抗”的行为措施。在现实中,土地财政依赖度越大的城市,首先放松或解除住房限购的可能性也越大。因此,加强地方税体系建设,为地方政府开辟新的财政来源是解决此问题的关键所在。(4)最根本的是坚持土地供给侧改革。作为从需求侧抑制房价过快上涨的重要措施,限购政策通过抑制房地产投资投机性需求在短期内有一定的积极意义,但若仅从需求侧进行改革,而不从供给侧追根溯源,不仅容易陷入“上涨—限购—解绑—报复性反弹”的反复循环,也难以实现限制购房投机需求的调控定位。因此,在需求端进行限购的同时,有必要不断深化土地和房地产供给侧的改革,从实质上解决房地产中长期调控的难题。

#### 参考文献:

1. 邓柏峻、李仲飞、张浩:《限购政策对房价的调控有效吗》,《统计研究》2014年第31期。
2. 范子英:《为买房而离婚——基于住房限购政策的研究》,《世界经济文汇》2016年第4期。
3. 冯科、何理:《中国房地产市场“限购政策”研究——基于反需求函数的理论与经验分析》,《经济学动态》2012年第2期。
4. 韩永辉、黄亮雄、邹建华:《房地产“限购令”政策效果研究》,《经济管理》2014年第4期。
5. 刘江涛、张波、黄志刚:《限购政策与房价的动态变化》,《经济学动态》2012年第3期。
6. 乔坤元:《住房限购令真的起作用了吗?——来自中国70大中城市的证据》,《经济与管理研究》2012年第12期。
7. 汤韵、梁若冰:《限购为何无法控制房价——来自婚姻市场的解释》,《经济学动态》2016年第11期。
8. 陶然、陆曦、苏福兵、汪晖:《地区竞争格局演变下的中国转轨:财政激励和发展模式反思》,《经济研究》2009年第7期。
9. 王敏、黄滢:《限购和房产税对房价的影响:基于长期动态均衡的分析》,《世界经济》2013年第1期。
10. 王小鲁、樊纲、余静文:《中国分省份市场化指数报告(2016)》,社会科学文献出版社2017年版。
11. 王媛、杨广亮:《为经济增长而干预:地方政府的土地出让策略分析》,《管理世界》2016年第5期。
12. 杨其静、卓品、杨继东:《工业用地出让与引资质量底线竞争——基于2007—2011年中国地级市面板数据的经验研究》,《管理世界》2014年第11期。
13. 余沫泽、张少辉:《城市房价、限购政策与技术创新》,《中国工业经济》2017年第6期。
14. 张德荣、郑晓婷:《“限购令”是抑制房价上涨的有效政策工具吗?——基于70个大中城市的实证研究》,《数量经济技术经济研究》2013年第11期。
15. 张清源、苏国灿、梁若冰:《增加土地供给能否有效抑制房价上涨——利用“撤县设区”的准实验研究》,《财贸经济》2018年第4期。
16. 赵文哲、杨继东:《地方政府财政缺口与土地出让方式——基于地方政府与国有企业互利行为的解释》,《管理世界》2015年第4期。
17. 朱国钟、颜色:《住房市场调控新政能够实现“居者有其屋”吗?——一个动态一般均衡的理论分析》,《经济学(季刊)》2013年第1期。
18. Besley, T. , & Case, A. , Unnatural Experiments? Estimating the Incidence of Endogenous Policies. *Economic Journal*, Vol. 110, No. 467, 2000, pp. 672–694.
19. Cai, H. , Henderson, J. V. , & Zhang, Q. , China's Land Market Auctions: Evidence of Corruption? . *Rand Journal of Economics*, Vol. 44, No. 3, 2013, pp. 488–521.
20. Cao, J. , Huang, B. , & Lai, R. N. , On the Effectiveness of Housing Purchase Restriction Policy in China: a Difference in difference approach. SSRN Working Paper, No. 2584275, 2015.
21. Chetty, R. , Looney, A. , & Kroft, K. , Salience and Taxation: Theory and Evidence. *American Economic Review*, Vol. 99,

No. 4 , 2009 , pp. 1145 – 1177.

22. Ferrara, E. L. , Chong, A. , & Duryea, S. , Soap Operas and Fertility : Evidence from Brazil. *American Economic Journal Applied Economics*, Vol. 4 , No. 4 , 2012 , pp. 1 – 31.
23. Li, P. , Lu, Y. , & Wang, J. , Does Flattening Government Improve Economic Performance? . Evidence from China. *Journal of Development Economics* , Vol. 123 , 2016 , pp. 18 – 37.
24. Sun, W. , Zheng, S. , Geltner, D. M. , & Wang, R. , The Housing Market Effects of Local Home Purchase Restrictions: Evidence from Beijing. *Journal of Real Estate Finance & Economics* , 2017 , Vol. 55 , No. 3 , pp. 1 – 25.
25. Wu, J. , Deng, Y. , & Liu, H. , House Price Index Construction in the Nascent Housing Market: the Case of China. *Journal of Real Estate Finance & Economics* , 2014 , Vol. 48 , No. 3 , pp. 522 – 545.

## **On the Effectiveness and Externalities of the Home Purchase Restriction Policy in China**

ZHU Kairong, LI Pei & XIE Zhenfa

( Xiamen University , 361005 )

**Abstract:** To curb the soaring housing prices , the Chinese government has been focusing on macro-control of real estate on the demand side. The Home Purchase Restriction ( HPR ) policy is one of the most commonly used policy tools , and its influence has attracted wide attention from the public and the academia as well. Although many scholars have studied the effectiveness of the home purchase restriction policy , there is no universal conclusion and empirical research on the externalities of this policy is scarce. Based on the daily transaction data of the real estate sales and rental market and the land market , this paper uses the difference-in-differences model to evaluate the effectiveness of the HPR more accurately , further includes the association of different markets into the analytical framework , and explores the externalities the HPR policy has on the real estate rental market and the land market. The empirical results show that the HPR policy lowers the house price by 10. 12% , higher than the estimated results of previous studies , drives up the rent by 25. 09% while lowers the residential land price by 9. 08% , with no significant impact on industrial and commercial land prices. The results of Propensity Score Matching analysis , other robustness tests and counterfactual analysis all back up the reliability of the empirical results. The externalities of the HPR policy indicate that the policy is not conducive to the welfare of people with rigid housing demand , and may trigger the “ soft resistance ” of local governments. Therefore , the government should focus on how to promote the supply-side structural reform of the land market and real estate market while strengthening the local taxation system.

**Keywords:** Home Purchase Restriction Policy , Policy Effectiveness , Policy Externalities , Difference-in-Differences Model

**JEL:** G12 , G18 , H83

责任编辑:无 明