

# 基于断点回归分析的长沙市住宅限购政策 对成交面积影响的评估

黄拓夫<sup>1, 2</sup> 贺清云<sup>1</sup> 朱翔<sup>11</sup>

(1. 湖南师范大学地理科学学院, 中国湖南 长沙 410081;

2. 湖南师范大学地理空间大数据挖掘与应用

湖南省重点实验室, 中国湖南 长沙 410081)

**【摘要】:** 针对 2016 年中国多个大城市房地产过热的态势, 多地启动了住房限购进行调控。限制外地户籍人群购买新建住宅是广泛采取的手段, 旨在通过提升购买门槛强制降低成交面积的方式为楼市降温。文章以该类政策代表性城市长沙市作为研究对象, 以房地产市场区域板块为基本单元, 通过断点回归模型量化评估限购政策“长七条”对长沙住宅成交面积产生的冲击。结果表明: 受限购影响, (1)长沙市房地产市场区域板块新建住宅月成交面积平均下降 5.3 万 m<sup>2</sup>; 二手住宅月成交面积平均上升 0.63 万 m<sup>2</sup>。(2)新建住宅的套均购买面积平均提升 10.55m<sup>2</sup>。(3)限购后, 城市边缘区和老城区的新建住宅成交降幅更大, 中心城区的二手住宅和户均成交面积提升更明显。限购政策极大降低新建住宅的成交面积, 但同时也激发更多二手住宅和更大户室面积的购买需求, 且限购效果在城市内部呈现明显空间异质性。从最终效果来看, 住宅限购属于过渡性的行政指令, 楼市最终还是需要建立以市场为主体的长效调控机制。

**【关键词】:** 限购 住宅成交 断点回归 效果分异 二手住宅 老城区

**【中图分类号】:** F293.3 **【文献标志码】:** A **【文章编号】:** 1000-8462 (2021) 09-0079-12

1998 年启动房地产市场化改革以来, 以北上广深及部分省会城市为代表的大型城市经历长达 20 年的房地产市场繁荣。大城市楼市持续火爆, 政府因此对房地产市场进行了大规模的调控。调控旨在打压非自住购房需求, 改善供需结构, 平抑房价。调控的手段主要为两类——一类是以市场为主体, 通过土地政策、金融政策、货币政策以及税收来间接调节市场成交面积和价格; 另一类是以行政手段直接干预市场成交的限购政策。2000 年以来, 我国历经两轮大规模限购潮。第一轮限购潮在 2011 年, 主要针对多套房购买和投机炒房进行限制, 这一年中 48 个大型城市采取了这一政策。至 2014 年 12 月底绝大部分城市都取消了这一限制。第二轮限购从 2016 年 10 月开始至今, 政策从一线城市逐步蔓延到部分内陆二线城市和省会城市, 主要限制包括对非户籍的购房限制和本地非自住购房限制。目前, 超过 30 个大中型城市采取了住宅限购类政策。持续至今的新一轮限购潮引起了社会广泛的关注, 特别是对于广大非一线城市的限购的实际效果一直存在争议。有鉴于此, 本文选取第二轮限购代表性二线城市长沙

**作者简介:** 黄拓夫 (1985-), 男, 湖南湘潭人, 博士研究生, 研究方向为城市经济及房地产市场。E-mail:584258052@qq.com;

贺清云 (1955-), 女, 湖南湘潭人, 教授, 博士生导师, 研究方向为区域经济发展。E-mail:763540137@qq.com

**基金项目:** 国家社会科学基金重大项目 (18ZDA040)

---

作为研究对象，采用断点回归模型，量化限购实施对新房市场交易面积、二手房市场交易面积和套均购房面积产生的实际冲击，并对城市内部不同区域的效果进行刻画。研究结果有助于进一步理解当前住房限购政策对房地产市场成交面积的影响效果和传导路径，为大城市房地产调控的精准施策和建立长效机制提供科学依据。

## 1 文献述评

政策对地产成交面积的干预研究主要分两大类。第一类研究是关于税收、货币等间接调节措施的影响。这类研究在西方历史悠久，最早可追溯到 Tiebout 的税率与地产繁荣的理论<sup>[1]</sup>。Oates 和 Fische 继承和开拓了税率调节对地产影响机制的实证研究<sup>[2,3]</sup>。尽管地方的税率被证明对房地产市场产生作用，随着研究的深入，更多的学者认为货币政策和信贷等宏观因素才是长期影响市场成交的关键。Ahearne 等考察了 1970 年以来 18 个主要工业国家，认为宽松的货币和金融政策是造成楼市长期繁荣的驱动因素<sup>[4]</sup>。他的观点得到了后继者的支持<sup>[5,6]</sup>，并将研究对象扩大到了劳动力市场、抵押贷款市场等<sup>[7]</sup>。西方学者的研究结论主要针对成熟的经济体，相较而言，中国的学者以 2000 年后中国等新兴经济体的大城市为样本，充分比较了货币政策、税率、信贷政策的效力，同样认为这些政策具有显著的调控效力<sup>[8,9,10,11,12]</sup>，但是有研究证明不同的时段及区域的调控效力的差异较大<sup>[13,14,15]</sup>。同时，中国土地供应被认为是影响楼市走向的关键，并对中国房地产市场调控起到决定性作用<sup>[16,17]</sup>。总的来说，间接调控的研究一般将不同的政策变量视作对地产市场的外部冲击，着力探讨其形成影响的机制和效果的传导路径。

第二类研究是针对直接干预市场的限购政策。此类研究主要是对限购的效力进行实证测度。虽然研究大都是针对中国的城市，但关于限购效力的结论存在明显分歧，主要可归为三个子类。

(1) 限购能够有效降低成交面积。Cao 采用双重差分法对限购政策进行了研究，认为政策使得中国大城市的住宅成交面积平均下降 60%<sup>[18]</sup>。张德荣进一步将研究对象扩大到 70 个大城市，得出限购对非户籍人员的效果显著<sup>[19]</sup>。Li 支持了限购是中国大城市控制市场最有效的手段的结论<sup>[20]</sup>。也有学者针对房地产市场某类购买需求进行分析，如 Somerville 针对四座中国省会城市的研究表明，限购使得改善型购买需求大幅下降 40%，起到了调控预期的效果<sup>[21]</sup>。这类研究的实证证据一致显示限购的调控效果十分突出，且通常优于其他措施。

(2) 限购的中长期效果有限，调控效率低下。张建同等研究了上海市 2011 年限购对市场的长期影响，认为其经济意义不明显<sup>[22]</sup>。廖奇云在张建同的基础上，发现在一些城市限购存在负向效果<sup>[23]</sup>。Chao 等的研究认为限购的效率低于税率调节，调控效果有限<sup>[24]</sup>。Gao 的研究认为限购只能在短期内遏制房价的增幅速度，无法在中长期对房价和成交面积造成结构性影响<sup>[25]</sup>。相比第一类研究，这类研究验证了限购的短期效果，同时对限购带来的消极影响进行了探讨。

(3) 限购政策无效，甚至带来严重副作用。Hui 用北京与上海的季度房价数据构建了时间序列模型，通过面板门限回归证明限购政策无效率<sup>[26]</sup>。另一些学者的研究发现限购会起到助推楼市的反效果。如乔坤元研究 70 个城市发现受限购城市在政策出台一段时间后都出现了成交的反弹<sup>[27]</sup>。在 Zhang 对 35 个大城市房地产成交量的实证分析中找到了一致的反弹证据<sup>[28]</sup>。Jia 和 Li 分别在广州和北京的周边区域发现调控导致二手房房价增高，并提升地区市场交易的活跃度，与调控目标不符<sup>[29,30]</sup>。这类研究的结论认为限购导致市场结构扭曲，带来严重的资源错配和浪费，出台限购措施导致的结果将会与调控目标背道而驰。

综上，现有研究在对限购效果的测度上取得较为丰硕的成果，但仍需进一步拓展。首先，研究的时效和对象需要更新。现有的研究对象基本为一轮调控背景下的一线城市，对第二轮限购的研究较为缺乏。在“房住不炒”背景下，本轮调控效果对二线城市施策的影响究竟如何？其次，研究的针对性要加强。第二轮限购对新房成交面积的打压效果究竟有多强烈？政策对二手房及户均成交面积是否有联动影响？城市内部限购效果是否存在差异？上述问题的研究目前相对匮乏。第三，需要更新方法论。由于内生性和“构筑反事实”样本难度较大，目前主流双重差分和时间序列在方法论上有所不足。本文给出了针对性的创新：(1) 长沙作为研究对象，是第二轮典型的限购样板城市，从市场特点、执行力度、周期方面均有代表性。(2) 采用的断点回归被称为最接近随机试验的方法，更接近随机试验，形成自然的实验组和对照组，提升估计精度。(3) 全面考察新房、二手房、平均购房面

---

积和城市内部不同区域的效果差异，比较清晰地揭示本轮限购对二线大城市房地产成交面积所起的调控效果，对中国大城市限购政策效果的评估具有参考借鉴作用。

## 2 研究背景与研究假设

### 2.1 研究背景

21 世纪以来，中国房地产市场蓬勃发展，成交金额和成交面积屡创新高，成为国民经济的重要产业。然而，因为住房所具有的投资和居住双重属性，高速增长的房价和成交的狂热引起政府的警惕，以致发展历史不长的商品房市场已历经多轮宏观调控。调控的目标主要是平抑市场需求，降低泡沫风险，推进市场的平稳健康发展。这其中，因为市场的过热倾向太过明显，中国的城市开启过两轮大规模限购潮。

第一轮限购（2011—2014 年）：自 2008 年爆发金融危机后，2009 年政府投入 4 万亿资金救市，这成为楼市复苏的一个重要推手。成交本已接近冻结的房地产市场迅速升温，商品房成交面积远超 2008 年，多地出现一房难求的局面，及至年底量价飞升，引起中央关注。2011 年初，为应对楼市的过热倾向，房地产调控“新国八条”应运而生。新政提出中国的大城市应对外地户籍人员的购房及本地人多套房的购入进行限制。48 个城市宣布实施住房限购，正式开启了中国的大城市限购时代。不过，由于央地在财税上的分账关系，地方政府对房地产的依赖导致其对限购令的执行大打折扣。除了一线城市执行较严外，其他二三线城市的调控相对宽松，被媒体戏称为“温柔的一刀”。2014 年底，由于二、三线城市的库存快速积压，中央叫停了除一线外其他城市的限购令。

第二轮限购（2016 年至今）：2016 年，长江流域的一些省会城市如合肥、武汉、长沙等住宅交易量持续快速上涨并引起多地发生连锁反应，房地产库存吃紧，恐慌性购房情绪蔓延。为防止市场出现系统性风险，中央在当年的半年度经济工作会议上明确提出“房住不炒”的指导思想，并随后点名若干市场风险较大的城市要实施积极的干预措施。同年 11 月，长沙正式出台“长七条”，宣布对外来购房者限购。2016 年首批共有 12 个二线城市实施住宅限购，随着时间的推移，截至 2019 年底，超过 30 个大中城市实施此项措施。由于第一轮限购的惯性使然，部分 2016 年实施限购的二线大城市（如长沙）只执行了对新房市场的限购，在 2017 年下半年以后才逐步将二手房市场也纳入政策范围。这一轮限购中央加大了对地方首脑的问责力度，定期约谈控制不力的地方官员，限购政策在中国绝大部分城市得到了严格执行并长期保持。

### 2.2 研究假设

限购政策的目的是通过限制住房成交来调节需求，核心内容是对不同户籍人群的住宅持有量进行区分。从限购政策的基本逻辑来看，通过设置不同的消费准入条件，将一定比例的消费群体（主要是投资决策者）排除在市场之外，这将导致部分消费群体被挤出，降低市场交易量，尤其是投资购买和多套房购买套数的需求必然有所减少<sup>[31]</sup>。从成本—收益的角度来看，限购相当于提升了购房的综合成本，但是获得的收益没有增加，这也将减少部分交易需求。由于限购政策明确针对外来人群，且限购政策完全是针对开发商新开发的一手房源，预计将导致新房市场成交面积的明显下降。据此，提出假说 1。

假说 1：政策实施后，新房成交面积将明显下降。

限购政策一开始没有对二手住宅加以限制。然而在统一市场中，由于二者互为替代商品，通过比较静态分析，对其中之一的商品的购买限制可能会引起另一个商品成交面积的增加。通常而言两种替代品之间的需求量成反比。但新房与二手房不是完全替代关系，原因有二。第一，由于新房、二手房在品质、户型、使用年限和区位条件等方面的差异，二者并不是完全对等标的物。第二，不同消费者的偏好不同，商品的效用值也有所不同，部分购房者即使不能购买新房，也不会去购买二手房。因此，二者之间只能是部分替代的关系。尽管如此，在新房购买需求持续高涨的情况下，出台严格的新房限购很可能将令二手房承受部分新房

受限需求的转移，导致市场二手成交面积出现明显的上升。据此，提出假设 2。

假说 2：政策实施后，二手房成交面积显著上升。

套均成交面积代表购房者对产品品质的需求程度。由于限购是按套为标准，对购房数量实行配额制，购房者实际购买新建住宅都受到限制。配额代表的是最高用值，即机会成本，虽然配额并不能公开买卖，实际还是有其对应的货币价值。配额以套为单位，因为每购买一套房屋需要匹配一个购房资格。限购前，假设同等条件下，面积较大的房屋市价是 2，面积较小的房屋市价是 1，两者相对价格的比值是 2。限购后，假设购房资格的潜在市价是 0.5，较大面积的房屋市价则为 2.5，较小面积的为 1.5，则两者的比值约为 1.66，大面积房屋的相对价格下降了。这意味着，在限购的约束下，大户型的房屋相对小户型性价比更高。另外，由于限购限制了未来再次购房的可能，刚需购房者考虑到购买的住房将是唯一住房，可能会选择更大的面积来满足今后的需求。综上，预计消费者在经济条件允许的前提下，倾向购买面积更大的住宅产品。据此，提出假说 3。

假说 3：政策实施后，消费者套均购买面积上升。

城市内部的房地产交易量和价格空间存在明显的异质性。享乐模型和空间计量是研究住房空间异质性的常用模型。根据现有研究可以发现，房地产交易热度与 CBD 距离、自然景观、公共设施配套等具有很强的相关性<sup>[32, 33]</sup>，且对不同类型的购房人群的影响有明显差异<sup>[34]</sup>。投资型购买需求可能更加偏好城市中心、高租金的区域，而自住型购房更多考虑教育设施配套和生态环境。从政策逻辑上看，限购政策的颁布对有较大投资需求的区域影响比较严重，而对刚性需求为主的区域则影响偏小。此外，当面临不同的市场供求关系时，不同的开发商供应策略也会有所不同。房地产市场投资需求的火爆态势会增加供应商改变住房供应计划的动机。因此，供求结构差异会导致政策效应在不同区域出现分化。据此，提出假说 4。

假说 4：政策效果在城市内部存在空间异质性。

### 3 实证设计和数据说明

#### 3.1 断点实证设计

##### 3.1.1 模型构建

断点回归法 (Regression Discontinue) 目前被认为是一种最接近随机试验的“准随机”模式，评估性能良好。断点研究的模型一般分为精确断点 (Sharp) 和模糊断点 (Fuzzy) 两类，本次研究的调控政策对研究区内楼盘是全覆盖的，因而采取精确断点回归十分合适。在本次研究中，为检验限制措施在出台前后政策效果，以时间作为驱动变量，以月为单位，实施政策的整个月份即为断点。

政策的平均处理效应 (ATE) 可以由断点前后无限接近断点的样本因变量期望值之间的差来推断。如下方程所示：

$$\alpha ATE_{atc} = \lim_{\varepsilon \rightarrow 0} E \left[ Y_{1i} \mid X_i = c + \varepsilon \right] - \lim_{\varepsilon \rightarrow 0} E \left[ Y_{0i} \mid X_i = c - \varepsilon \right] \quad (1)$$

式中： $Y_{1i}$  是断点日期后接受政策处理的个体； $Y_{0i}$  是断点日期前的对照组个体； $\alpha ATE_{atc}$  即是利用断点周围的观测结果来识别阈值处的平均处理效应 (ATE)。

目前主要有两种估计方法来设计 SRD，为了提升估计的稳健性，本次研究对两种方法均加以采用以作为交叉验证。第一种方法是全局面板回归模型。断点回归需要在箱体内存有一定数量的个体，同时考虑面板数据能够提升估计的有效性，因此在变量设定的基础上，考虑构建关于成交指标的面板模型如下：

$$Y_i = \alpha_i + Season + \beta(X_{it} - c) + \gamma D_{it} + \delta Z_{it} + f(\cdot) + g(\cdot) + \varepsilon \quad (2)$$

式中：因变量Y为待研究处理效应的房地产市场目标值； $\alpha_i$ 是个体固定效应，驱动变量为X；个体其他相关控制变量为Z； $f(\cdot)$ 和 $g(\cdot)$ 代表驱动变量的多项式及驱动变量与处理变量交乘项的多项式，根据大多数文献的一般操作，本文选择一至四阶多项式；Season是季节因素，起到时序调节作用；c是政策的日期断点；D为处理变量，服从以下分配：

$$D_{it} = \begin{cases} 1 & \text{if } x_{it} \geq c \\ 0 & \text{if } x_{it} < c \end{cases} \quad (3)$$

当X即日期大于政策断点时，则个体接受处理，此时 $D_{it}=1$ 。否则个体均不接受政策影响， $D_{it}=0$ 。全局多项式回归的估计结果只能作为参考之一，为保证结果的稳健性，引入第二种方法——局部线性回归。局部线性回归法实质上是一种非参数方法，等价于要求最小化如下函数：

$$\min_{|\alpha, \beta, \gamma, \delta|} \sum_{i=1}^n K \left[ \frac{(X_i - c)}{h} \right] \left[ \begin{matrix} Y_i - \alpha - \beta(X_i - c) - \gamma D_i - \\ \delta Z_i - f(\cdot) - g(\cdot) \end{matrix} \right]^2 \quad (4)$$

式中： $K(\cdot)$ 为核函数；h为带宽。局部线性回归的实质是在一个小区间内进行加权最小二乘法，离断点越近权重越大。

### 3.2 数据说明

研究主要数据均来自长沙市房地产预警预报系统，该系统是长沙 0731 房产网的后台数据系统。本研究调取了长沙市内五区（“长七条”政策实施区）2014—2019年的房地产供销相关数据。从图1中可以看出，在2016年11月政策实施后，商品住宅的成交面积总体上大幅下降，有明显跳跃的痕迹，此时价格保持基本平稳。同时观察到，长沙房地产市场成交受季节性影响比较明显，秋季一般成交较高，而农历年前后成交极低。

由于住宅小区的成交面积在时间跨度中具有不平衡性，为构成平衡面板，以长沙商品房区域板块为研究的基本单元。长沙内五区被划分为30个板块，是长沙房地产预警预报系统综合长沙市街道行政区、自然阻隔物和长沙市国有土地出让价格等级为依据进行的划分，图2显示了本次研究的范围及各板块分布状况。这些板块的数据包含了政策断点月份前后64个月1632个小区共684523套住房的成交数据。

为了使模型的估计更精准，引入相应的协变量。考虑到本次研究的对象是成交面积，本次用于研究的协变量主要是月度房地产投资额，商品房的商业贷款利率以及商品房价格。各板块新建住宅及二手房月度交易均价、月度房地产投资额均由长沙市房地产预警预报系统调取，其中交易价格按照国家统计局发布的CPI指数去除通货膨胀率。月度利率为长沙商业房贷的平均利率，由融360网站获取。断点回归中的时间序列数据一般需要做一些处理降低序列相关性<sup>[35]</sup>。因此，本文对4项协变量均采用一阶滞

后方式加以控制。

## 4 实证结果分析

### 4.1 政策的平均处理效应

图 3 中的三角是板块个体相关指标，红色虚线是政策实施日期点，曲线是个体值的多项式拟合值。从图形分布来看，新住宅的成交面积和二手房成交面积可以从断点处看出有比较明显的跳跃，套均成交面积则在断点处跳跃不明显。为了进一步观察，采用所有板块的均值来进行绘图，减小扰动项方差。图 4 分别是所有板块平均值的绘图结果，红蓝点是该时段内的板块均值，实线和阴影区域分别是基于多项式拟合的预测结果和相关的置信区间。可以看出，断点处都有明显跳跃，且拟合方向上有明显变化。

另外，新房住宅在断点后再也没有恢复政策之前的成交量，其变化趋势比较平稳。二手房的成交面积在断点前后有一个小型正向跳跃，但是随后不久成交面积迅速走低。这可能跟后续二手用房被限制入市有关。而从套均成交面积的图形来看，随着时间的推移，套均面积持续增大，可能与某些其他层面如开发商提升了大户型供应比例等因素有关。

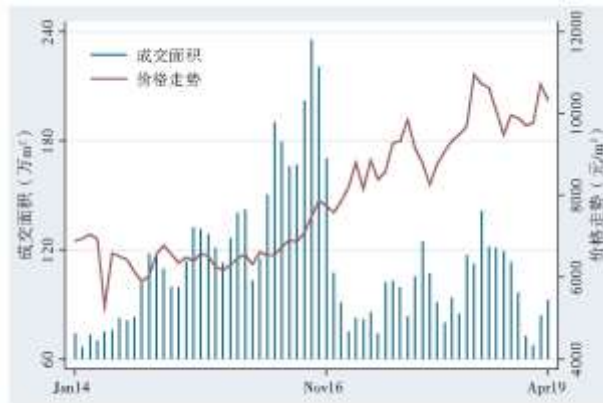


图 1 2014—2019 长沙市内五区住宅交易量价走势图

进一步考察回归模型的结果。首先是全局多项式模型，为了得出更好的平滑拟合的结果，将对 1~4 之间的所有多项式阶进行报告。为了控制板块的异质性和季节性的影响，模型中加入了固定效应和季节效应变量。从新建住宅的全局估计来看，各个模型的估算结果均显示成交面积显著下降，说明政策的确削减了新住宅的成交面积。从 AIC 和  $R^2$  评分来看，模型 (6) 的性能最好，得出政策带来的平均效应使板块平均成交下降了约 4.78 万  $m^2$ 。从二手住宅成交面积的变动来看，政策实施后，各模型反映成交面积出现了正向跳跃，估计结果非常接近。从拟合效果最好的模型 (6) 来看，政策使得板块平均成交增加了约 0.56 万  $m^2$ 。套均成交面积的模型估算政策使得平均每户成交面积向上跳跃了 10.68  $m^2$ 。

需要注意的是，3 个控制变量对新房成交和二手房成交都有明显的正向作用，由于控制变量用的是滞后一期，说明前一期的房价、利率和房地产投资额对当期的成交面积有正向影响。前一期的房价和利率还对住房购买面积也有正向作用，而投资额则不明显。

尽管全局多项式更拟合数据分布，但是不能忽略经济体在长时间内运行带来的不确定性和各种外部性。尤其是考虑到地方政府根据市场反应逐步对市场的微调，都会影响到估计的精确性。为此本文同时将局部线性回归的结果作为对比。根据常用方法选择了 MSE 即最小均方误差法，同时包括了最优带宽的 0.5 倍和 2 倍所带来的估计结果作为参考。考虑到不同核估计的结果不

同，表中显示了使用三角核和矩形核的估计结果，以及是否包含协变量的结果，两类结果的最优带宽非常接近。含有协变量的三角核模型是大多数研究的选择。

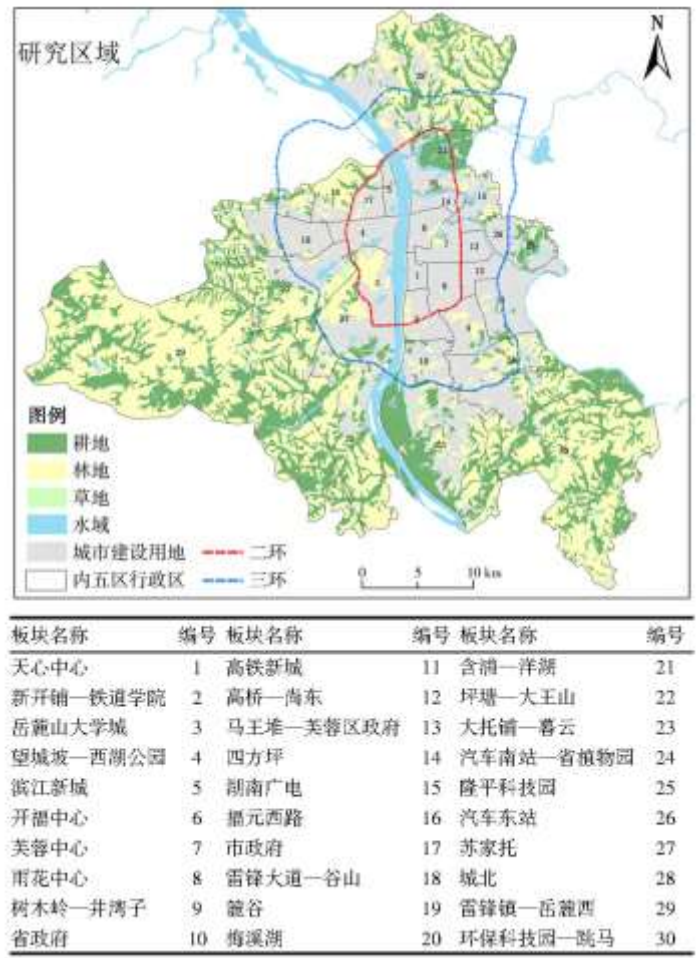


图2 长沙市房地产市场研究区域

新住宅面积下降幅度局部线性模型汇报结果明显大于面板全局多项式，根据含协变量的三角核最小均方误的带宽选择法，板块新房平均成交下降 5.3 万  $m^2$ ，说明在局部时期政策对新住宅成交影响剧烈。从二手房成交面积看，模型估计结果较全局多项式正向影响更大，政策出台的短期内，平均成交面积大约提升 0.63 万  $m^2$ ，高于全局模型。从新住宅套均面积看，略低于全局模型，板块套均成交面积增加 10.55  $m^2$ 。

采用局部线性回归估计平均处理效应 (LATE)，一般需要针对各变量进行检验，以进一步保证结果的稳健。首先，本文在模型中使用了四种控制变量，需检查其在断点处的连续性。为此进一步验证控制变量是否存在显著的跳跃，对利率、投资额、各个板块的新房和二手房价格分别进行局部线性回归结果表明，各控制变量在断点处的变化均不显著，因此可以认为在断点模型中使用以上四个控制变量得出的结果是稳健的。其次，需要将样本限制在边界附近的观测值即最优带宽，从而提升平均处理效应估计的一致性。为了检验本文结果对权衡的敏感性，图 5 绘制了不同带宽下这类非参数回归的估计，得出的效果系数和相关的置信区间。三幅图是在局部线性估计下新建住宅成交面积，二手住宅成交面积和套均面积在不同带宽选择的估计效果系数置信区间。不同带宽得出的估计结果差异不大，这说明带宽的选择是稳健的。

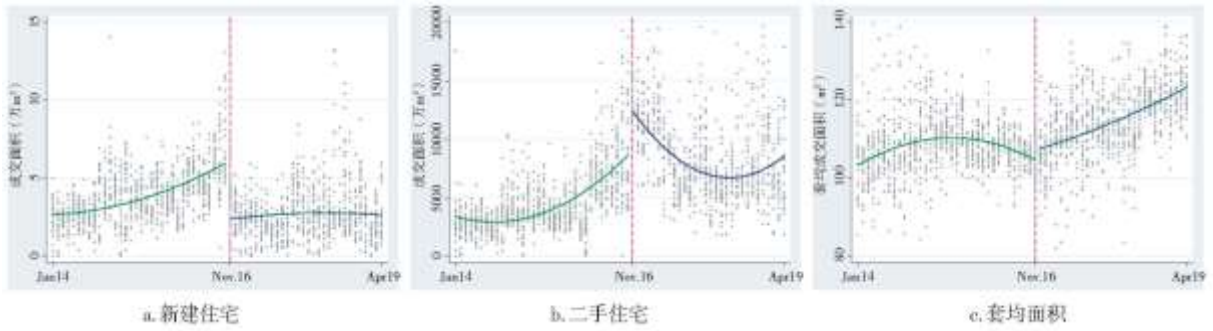


图 3 各板块成交面积断点图

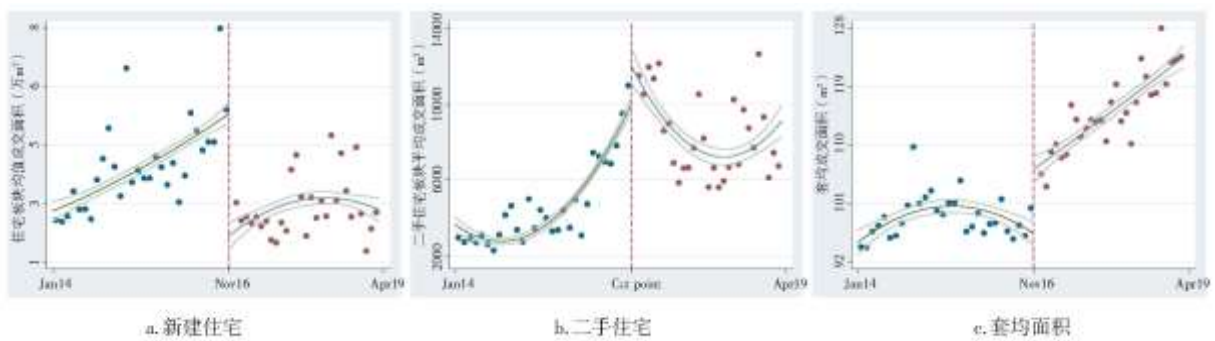


图 4 成交面积板块均值断点图

最后，为了防止政策效果存在滞后效果，本文从断点时期前后的一段时间内选择不同时点做局部线性回归，以检验是否存在安慰剂效应。安慰剂分析 (placebo analysis) 是将结果变量替换为已知不会被处理所影响的“伪结果 (pseudo-outcome)”后，重复原来的分析过程——理论上来说这样得到的处理效应估计量应该为 0。因此如果所得估计值显著异于 0，就意味着主要分析可能是不可靠的。本文选择了断点前后各 3 个月作为伪政策点进行断点回归，检验结果如图 6 所示。可以看出，不论是哪个时期的数据，在政策实施节点前后都没有显著不为 0 的情况出现，这说明不存在安慰剂效应，2016 年 11 月住房限制政策实施的处理效果是显而易见的。

通过两个模型结果交叉验证以及相关稳健性和有效性检验，本文前 3 个假说成立。两类模型的估计量略有差异。根据模型的工作原理和对市场的实际观察，本文认为局部线性回归模型的估计结果更接近政策的短期冲击效果。

#### 4.2 政策效应的空间分异

对各个板块的成交指标单独进行局部线性回归，发现各个板块在调控下的效果呈现明显的空间非均衡性，假说 4 成立。图 7 显示了这一空间上的分布特点。

新房住宅在调控下，大部分板块的成交都受到明显负向影响，仅有梅溪湖、大学城、雷锋大道和湖南广电四个板块下降效应不明显。湘江以西的区域，远离主城的板块下降幅度更明显。湘江以东区域，城市二环内老城区受到政策影响更大。可能是因为这些区域的新房供应体量较大，所以下降幅度更为明显。以自住人群为主的板块受限购影响不大，因此介于二环和三环间生态环境较好，城市配套齐全的新兴板块受冲击较小。

二手房受到政策影响，成交面积上涨主要集中在湘江以东。湘江以西显著上升的板块有梅溪湖、滨江新城和洋湖一含浦三个板块。这三个板块也是自 2014 年长沙市设立湘江新区以来，长沙住宅成交面积高、价格上升快的主要区域。成交热区在新房遭受限购后，二手房成为替代购买对象。同时，这三个板块由于过去几年的开发建设，区域内也有充足的二手个体房源可供购买。湘江以东大部分板块的二手房在政策出台后成交面积都有了提升。其中最主要的提升主要出现在高铁新城、省府和汽车南站一植物园三个板块。这三个板块住宅小区密度较高，流动人口较多，因此成为二手房交易的热区。整体来看，区域住宅密度高，人口密度大的板块，二手房成交面积在政策后都有比较明显的上升。

从调控后成交套均面积的变化来看，主要是三环以内的核心城区受到较大影响，城市边缘区域则影响不显著。基本上中心城区、高铁新城和滨江区域等板块均受到明显刺激，套均面积上升幅度大。越远离城市核心区域则政策对购买面积的提升影响越小，乃至不显著。购房者在限购政策后，投资投机型的购房需求被挤出市场，自住型购房人群更愿意在中心城区购置大面积的住宅。

## 5 结论与讨论

为贯彻中央的调控意图，2016 年长沙市出台了“长七条”限购政策。这一政策体现了长沙房地产市场的基本特点，即外来人口占据买房市场的主导地位，因此政策的条款针对外来人口的购房做出限制。根据具体的政策条文，本文对预估效果进行实证检验，得出了结论：(1) RD 回归的结果揭示了对外来户籍限购政策能够有效抑制新房成交面积，导致长沙各板块短期内新建住宅平均成交面积剧烈下降约 5.3 万  $m^2$ ，新建住宅市场几乎陷入一种“冻结”状态；与之对应的是，长沙二手房在政策后板块平均成交面积大幅上升 0.63 万  $m^2$ ，新房市场与二手房市场产生了明显的联动效应。(2) 长沙板块住宅套均购买面积在限购后提升了 10.55 $m^2$ ，调控后长沙大户型住宅产品成为主流。(3) 根据长沙各板块个体在调控前后变化来看，调控效果出现了明显的空间分化。新房销售面积湘江以东整体下降比湘江以西更大，且城市边缘区与二环内老城区降幅更明显。新房限购后，湘江东比湘江西的二手房增幅更为明显；套均成交面积的提升基本体现在三环以内的城市核心区，且越靠近内城这一增加幅度越大。上述研究结论进一步拓展了我国住房限购效果研究的边界。

结合国内外研究动态、长沙市限购以来的市场反应以及全国政策执行等具体情况，本文对调控效果的原因分析、政策建议和研究展望三个方面进行讨论。

(1) 首先，与过往研究相比，本文得出的新房限购对成交面积下降幅度效果更明显。原因可能是本轮政策执行力度的不同。由于房地产对地方财政收入贡献大，以往的调控地方政府的执行政策的力度和意愿有限，有些城市甚至在调控后成交还有所反弹。第二轮限购在“房住不炒”大背景下，加大了对地方政府的考核和问责，产生了明显效果。在新房限购后，二手房成交面积有明显上升，由于新房、二手房互为替代商品，这意味着住宅的潜在购买需求仍然旺盛。单纯进行住宅限购，只是压制了成交面积，并没有降低需求。从所有模型房价滞后回归因子系数显著为正可以推断，当期房价起到了强化价格上涨预期的作用，激发购买需求。而开发商普遍低估政策的执行周期，有意放缓新项目入市进度。供需体量的消长，导致矛盾进一步激化，新房上市必被哄抢。其次，户均购房面积在限购后大大提升。从短期看，限购相当于进行配额供给，大户型住宅相对性价比升高，因此人们更乐意购买大面积户型“一步到位”。从长期看，某些不可观测的变量的变化，如开发商的供应策略转向大户型产品，导致了产品结构变化。对于限购的城市，供应户型面积的增大意味着购房负担更高，提高了刚需人群在购买门槛。第三，本文的研究结论基于长沙市区的内部板块，也发现了政策在空间上的不均衡。由于城市中不同区域（中心—边缘）的经济规模、产业结构和主力消费人群存在差异，调控的效果也不一致。以购房自住为主要交易人群的区域，生态环境较好，但位置相对非核心，受到这类政策的影响相应有限；而外来人口众多，投资强度大的城市 CBD 和城市建设用地扩张区域则受到政策的影响更为显著。

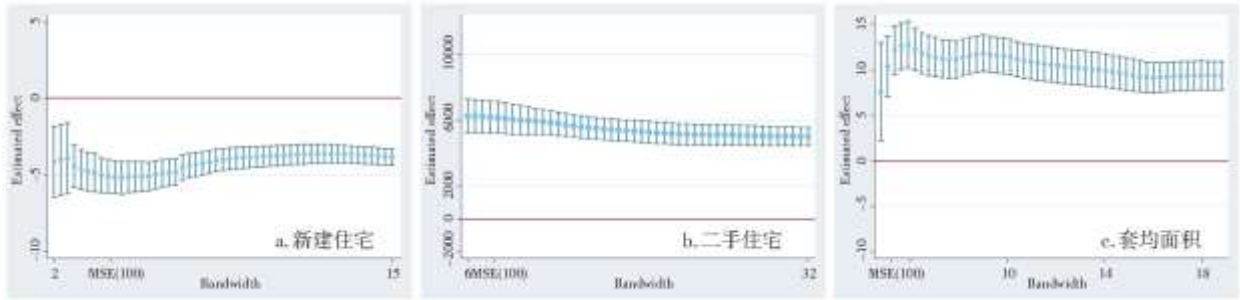


图5 带宽选择示意图

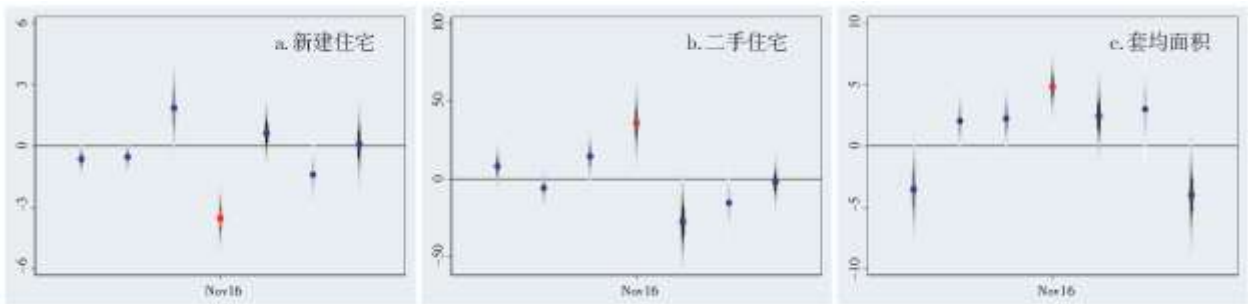


图6 安慰剂检测图

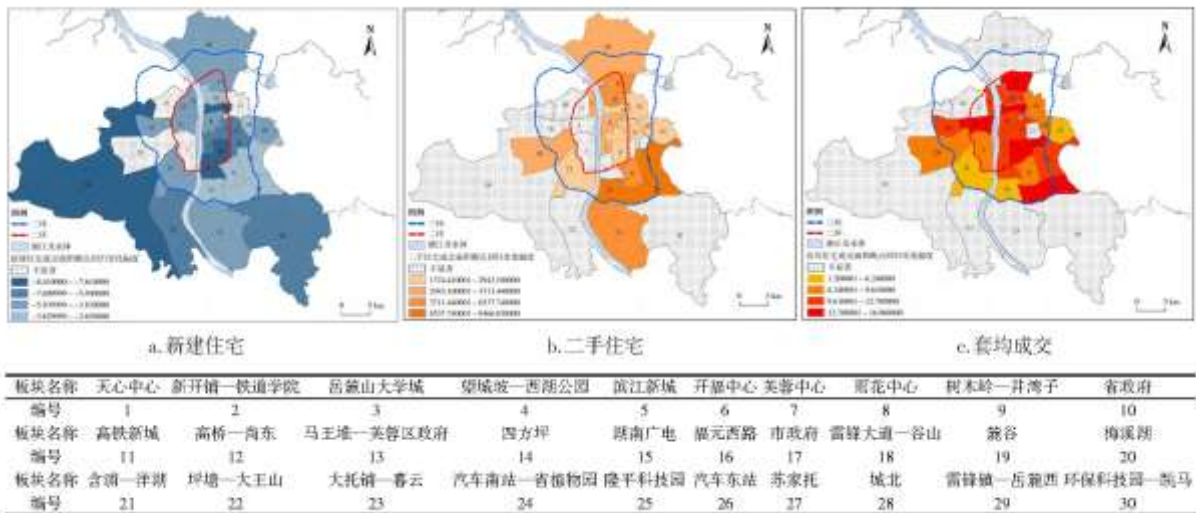


图7 各板块成交局部线性回归示意图

(2) 重构合理的供需关系是本轮房地产调控的核心。结合结论，本文建议：首先，住房限购政策只能是中短期的过渡性政策。应以市场为主体，逐步完善税收调节体系，从根本上抑制购房的投资投机需求。目前我国房地产市场“轻所有权、重流转”的税制结构，导致持有多套住房的成本极低，无法遏制房地产的投资动机，不利楼市稳定。因此，建议加快房地产税收制度在主要城市的全面实施，打击住宅的过度持有。考虑到目前我国不动产登记信息化程度已日趋完善，落实房产税的技术性障碍已不复存在，深化推进房地产税制势在必行。实施房产税不仅有利调控的长效机制，还将帮助地方政府减少对土地财政的依赖，减轻地方

---

政府的财税压力。其次，地方相关职能部门应对开发报建的商品住宅进行户型比例指导，对刚需楼盘应当增加中小户型产品；同时应加大租赁性保障住房的供应规模，强化“租购同权”，推进“租购并举”。第三，地方政府需进一步精细调控手段和范围，避免对管辖区域实施“一刀切”政策。应重新认识由于房地产市场的分割而产生的城市区域异质性对调控效果的影响，城市内部的不同区域、不同人群应有不同的对应细则，从粗放管控走向精细调节。

(3) 本文的研究没有考虑长沙限购对周边城市楼市的影响，这是未来研究可拓展的方向。随着交通和通讯系统的发展，人口、资本和信息在城市间高速流动，城市之间不再是割裂的“原子”状态。因此，基于孤立城市的研究结论的适用性可能会受到限制。国家发改委公布的2019年新型城镇化建设重点文件明确指出，都市圈将成为未来发展的重点。未来研究的范围应扩大到包括城市行政边界以外的一些卫星城市和小城镇。另一方面，有必要研究大都市圈内城乡建设用地增减挂钩节余指标跨地区调剂，探讨都市圈的商品房供应体系，为都市圈内城市间房地产市场调控政策协同提供研究依据。

#### 参考文献:

- [1] Tiebout C M. A pure theory of local expenditures[J]. *Journal of Political Economy*, 1956, 64(5):416-424.
- [2] Oates W E. The effects of property taxes and local public spending on property values: an empirical study of tax capitalization and the tiebout hypothesis[J]. *Journal of Political Economy*, 1969, 77(6):957-971.
- [3] Fischel W A. Homevoters, municipal corporate governance, and the benefit view of the property tax[J]. *National Tax Journal*, 2001, 54(1):157-174.
- [4] Ahearne A G, Ammer J, Doyle B M, et al. Monetary policy and house prices: A cross-country study[J]. *International Finance Discussion Papers*, 2005, 42(2):812-841.
- [5] Stein J C. Prices and trading volume in the housing market: A Model with down-payment effects[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 1995, 110(2):379-406.
- [6] Claudia Buch, Kai Carstensen, Andrea Schertler. Macroeconomic shocks and banks' foreign assets[J]. *Money, Credit and Banking*, 2004, 42(1):171-188.
- [7] Clayton J, Miller N, Peng L. Price-volume correlation in the housing market: causality and co-movements[J]. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 2009, 40:14-40.
- [8] Yu H J, Lee S. Government housing policies and housing market instability in Korea[J]. *Habitat International*, 2010, 34(2):145-153.
- [9] 孙翊, 马胜男, 韩钰, 等. 若干房地产行业宏观调控工具的模拟和比较——以北京和上海为例[J]. *经济地理*, 2014, 34(8):23-32.
- [10] 陈建东, 程树磊, 姚涛. 住房供求、地方政府行为与房地产市场调控有效性研究[J]. *经济理论与经济管理*, 2014(9):72-84.
- [11] 孟宪春, 张屹山, 李天宇. 有效调控房地产市场的最优宏观审慎政策与经济“脱虚向实”[J]. *中国工业经济*,

---

2018(6):81-97.

[12]张艾莲, 潘梦梦. “大水漫灌” 还是 “精准滴灌”: 基于时-频域动态视角下房价调控机制研究[J]. 南方经济, 2020(6):1-18.

[13]Zhang L, Hui E C, Wen H Z. Housing price-volume dynamics under the regulation policy: difference between Chinese coastal and inland cities[J]. Habitat International, 2015, 47:29-40.

[14]Liu T Y, Su C W, Chang H L, et al. Convergence of regional housing prices in China[J]. Journal of Urban Planning and Development, 2018, 144(2):04018015.

[15]张小宇, 刘金全. 货币政策、产出冲击对房地产市场影响机制——基于经济发展新常态时期的分析[J]. 中国工业经济, 2015(12):20-35.

[16]Shen X Y, Huang X J, Li H, et al. Exploring the relationship between urban land supply and housing stock: Evidence from 35 cities in China[J]. Habitat International, 2018, 77:80-89.

[17]Yan S Q, Ge X J, Wu Q. Government intervention in land market and its impacts on land supply and new housing supply: Evidence from major Chinese markets[J]. Habitat International, 2014, 44:517-527.

[18]Cao J, Huang B, Lai R N. On the Effectiveness of Housing Purchase Restriction Policy in China: A Difference in Difference Approach[R]. ID 2584275, Rochester, NY: Social Science Research Network, 2015.

[19]张德荣, 郑晓婷. “限购令” 是抑制房价上涨的有效政策工具吗? [J]. 数量经济技术经济研究, 2013, 30(11):56-72.

[20]Li J, Xu Y. Evaluating restrictive measures containing housing prices in China: A data envelopment analysis approach[J]. Urban Studies, 2016, 53(12):2654-2669.

[21]Somerville T, Wang L, Yang Y. Using purchase restrictions to cool housing markets: A within-market analysis[J]. Journal of Urban Economics, 2020, 115:103189.

[22]张建同, 方陈承, 何芳. 上海市房地产限购限贷政策评估: 基于断点回归设计的研究[J]. 科学决策, 2015(7):1-23.

[23]廖奇云, 余建萍, 丁一方. 房地产限购政策的有效性评估研究——基于断点回归分析[J]. 建筑经济, 2018, 39(9):86-91.

[24]Chao C C, Eden Y. Housing markets with foreign buyers[J]. The Journal of Real Estate Finance and Economics, 2015, 50(2):207-218.

[25]Gao Y, Li X, Dong J. Does housing policy sustainability matter? Evidence from China[J]. Sustainability, 2019, 11(17):1-17.

[26]Hui E C M, Wang Z. Price anomalies and effectiveness of macro control policies: Evidence from Chinese housing markets[J]. Land Use Policy, 2014, 39:96-109.

- 
- [27] 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[J]. 经济与管理研究, 2012(12):25-34.
- [28] Zhang L, Hui E C, Wen H Z. Housing price-volume dynamics under the regulation policy: Difference between Chinese coastal and inland cities[J]. Habitat International, 2015, 47:29-40.
- [29] Jia S, Wang Y, Fan G Z. Home-purchase limits and housing prices: evidence from China[J]. The Journal of Real Estate Finance and Economics, 2018, 56(3):386-409.
- [30] Li Y Y, Zhu D L, Zhao J M, et al. Effect of the housing purchase restriction policy on the Real Estate Market: Evidence from a typical suburb of Beijing, China[J]. Land Use Policy, 2020, 94:104528.
- [31] 邹琳华, 高波, 赵奉军. 投资需求扩张、房价上涨与住房限购——一个基于大国政策的准自然实验[J]. 城市发展研究, 2014, 21(6):53-58.
- [32] Liao W-C, Wang X. Hedonic house prices and spatial quantile regression[J]. Journal of Housing Economics, 2012, 21(1):16-27.
- [33] Heyman A V, Sommervoll D E. House prices and relative location[J]. Cities, 2019, 95:102373.
- [34] Wen H, Zhang Y, Zhang L. Do educational facilities affect housing price? An empirical study in Hangzhou, China[J]. Habitat International, 2014, 42:155-163.
- [35] Hausman C, Rapson D S. Regression discontinuity in time: Considerations for empirical applications[J]. Annual Review of Resource Economics, 2018, 10:533-552.