

# 棚户区改造安置的第三种方式 ——以安庆市的房票政策为例

方 诚 陈 强\*

**摘 要** 棚户区传统改造安置方式为实物安置, 微观配置效率低下。2015 年在去库存压力下, 推进货币化安置, 微观配置效率提高, 但伴随着房价较快上涨。以安庆为代表的少数城市实施了棚改安置的第三种方式, 由政府向拆迁户发放“房票”, 再由拆迁户向参与房票结算的房地产商购买住房。房票安置的微观配置效率高, 且政府深度参与, 便于稳定房价。使用回归控制法分析发现, 安庆的房票安置具有明显的房价抑制效应, 兼顾了微观效率与宏观调控的需要。

**关键词** 棚户区改造, 货币化安置, 房票

**DOI:** 10.13821/j.cnki.ceq.2021.02.17

## 一、引 言

棚户区改造是一项重要的民生工程, 也是一项发展工程 (拉动经济增长等), 后来甚至也成为一项宏观调控的工程 (比如, 以棚改去库存)。既然是重要的民生工程, 那么搬迁户如何安置, 能否让他们满意, 便是重中之重。传统的棚户区改造安置以实物安置为主, 比如安置房、回迁房, 通过“拆一还一”的产权调换, 实现对拆迁户的实物补偿。但是, 实物安置通常安置周期漫长 (一般至少 3—5 年), 安置选址众口难调, 建筑质量难以控制, 无法满足拆迁户的多样化需求, 虽然便于宏观调控, 但微观配置效率低下。于是棚改货币化安置应运而生, 但在 2015 年以前一直占比很小。

从 2015 年开始, 在巨大的房地产去库存压力下, 我国的棚改安置模式迅速转向货币化安置。货币化安置的主要形式为纯货币补偿, 即“拿钱走人”, 拆迁户拿到补偿款后, 可自行根据偏好购买住宅, 安置时间缩短为一年以内, 微观配置效率大大提高。然而, 货币化安置在短期内释放了大量的购房刚需, 而拆迁补偿款赋予其相应的购买力, 致使二线与三、四线城市的房价快速上

\* 方诚、陈强, 山东大学经济学院。通信作者及地址: 陈强, 山东省济南市山大南路 27 号山东大学经济学院, 250100; 电话: 15098898332; E-mail: qiang2chen2@126.com。作者感谢主编以及两位匿名审稿人的有益建议, 以及国家自然科学基金面上项目 (71473149) 的资助, 文责自负。

涨(一线城市因较少棚改而影响不大),影响了房价稳定,不利于宏观调控。因此,从2018年以来,基于去库存任务基本完成而房价上涨较快,中央不再鼓励货币化安置,可能重回实物安置的老路,或陷入“一管就死,一放就乱”的恶性循环。

期间,以安庆市为代表的少数城市实施了棚改安置的第三种方式,将货币化安置改为由政府向被征收人(拆迁户)发放“房票”(购买安置房屋的资金凭证),再由被征收人自行向参与房票结算的房地产开发商购买商品住房。相比于实物安置,房票安置赋予了拆迁户一定范围内的自由选择权,其微观配置效率更高;而由于政府深度参与安置,且房票限制了购房范围,这起到了稳定房价的作用,便于宏观调控,不失为棚改安置可供选择的第三条中间道路。

在本文的实证部分,使用回归控制法(Hsiao *et al.*, 2012),以35个大中城市为控制组,对安庆市的房票政策进行“反事实分析”(counterfactual analysis)。结果表明,与棚改货币化安置相比,房票安置具有明显的房价抑制作用,兼顾了微观效率与宏观调控的需要,是一种具有推广价值的棚改安置方式。

在经济学理论中,“票券”(voucher 或 coupon)是企业与商家常用的一种推销方式,既有广告的作用,又可达成价格歧视(price discrimination),还有助于错峰消费(peak-load pricing),参见 McKenzie and Tullock (2012, Chapter 15)。在经济不景气时,有些地方则会免费发放有一定面值、使用期限与范围的“消费券”(shopping coupons),以刺激消费(例如 Hsieh *et al.*, 2010),这比直接发放现金更具针对性(现金可能被储蓄或投资,而不用于消费)。但这些本质上都是“消费券”,仅用于购买消费品。另一方面,由于住房为投资品,故本文所研究的“房票”,可视为一种“投资券”,目前在实践中仍较为少见。一个例外是美国政府于1974年通过的《住房与社区发展法案》(Housing and Community Development Act),该法案所推出的“住房选择票券项目”(Housing Choice Voucher Program)主要用于资助低收入人群支付房租。<sup>1</sup>因此,本文对于中国房票政策的实证研究,也有助于丰富经济学理论中有关投资券,特别是住房投资票券的内容。

本文其余部分安排如下:第二部分介绍我国棚户区改造安置方式的演变,第三部分介绍安庆市房票安置政策的背景,第四部分为数据说明,第五部分进行基于回归控制法的反事实分析,第六部分为稳健性检验,而第七部分为结论与建议。

<sup>1</sup> 详见英文维基百科: [https://en.m.wikipedia.org/wiki/Section\\_8\\_\(housing\)](https://en.m.wikipedia.org/wiki/Section_8_(housing)), 访问时间:2019年11月3日。

## 二、我国棚户区改造安置方式的演变

本部分介绍我国棚户区改造安置方式的历史演变，为后续分析奠定基础。

### （一）棚户区的起源

棚户区是指城市中结构简陋，抗灾性差；居住拥挤，功能差；居住环境差的房屋集中的地方（李乃胜，2000）。我国的棚户区起源主要有三个原因：一是历史遗留的矿工房与老工业基地建设过程中形成的简易房；二是滞留于城市的流动人口在城乡接合部搭建的茅舍窝棚连成一片；三是城市化快速扩张过程中留下的“城中村”（董丽晶和张平宇，2008）。由此可见，我们的棚户区与国外的“贫民窟”（urban slums）在概念上并不相同。国外治理贫民窟的方法主要是由政府或非营利组织提供基础设施与服务或确定土地产权关系（De，2017；Mukhija，2001；Rondinelli，1990；Tripathi，2015；Werlin，1999），但这些经验对于我国的棚户区改造并没有太多的借鉴意义。

### （二）棚户区改造的实物安置

棚户区改造是政府为改善困难家庭住房条件、改造城镇危旧住房而进行的一项工作。传统的棚户区改造安置方式以实物安置为主。2011年国务院发布《国有土地上房屋征收与补偿条例》（国务院令 第590号），其中第二十一条规定“被征收人可以选择货币补偿，也可以选择房屋产权调换”。不过，在实践中，由于货币补偿标准偏低，而棚户区居民大多住房面积较小，使得多数棚户区的被征收人依然选择实物安置（天津市拆迁办公室，2014）。因此，在2015年之前，实物安置所占比重一直在90%以上（参见下文）。

然而，实物安置存在其天然缺点，致使微观配置效率低下，而作为征收人的政府则背上沉重的包袱。比如，以安徽省芜湖市为例，“根据芜湖市住建委相关人士介绍，最开始也是以传统的（实物）安置模式为主，从征收到安置建设和竣工交付一般需要4至5年，且安置房质量、成本控制难以达到市场化企业的专业水平，质量投诉较多。一些安置地块为划拨用地，办证难，一些小区物业管理收费也让人头疼，服务自然跟不上”（李孟，2016，第14—16页）。

一般来说，实物安置并不会对房地产市场产生较大冲击。首先，安置房通常交付后五年内不许交易过户，这分散了安置房进入市场的时间，有助于房地产市场的稳定。其次，与普通商品房相比，许多棚改安置房并非完全产权，而即使有房屋所有权，也未必有土地使用权（因为很多棚改房为划拨地，没有缴纳土地出让金）。因此，棚改房再次交易时，可能被要求补缴土地出让

金,从而抑制了棚改房的上市交易。

### (三) 棚户区改造的货币化安置

我国的棚改货币化安置起源于20世纪90年代。“1994年天津市对红桥区1800多户居民的房屋拆迁时,试行货币化安置,不但拆迁工作速度快,而且降低了拆迁成本,加快了旧城区的建设”(王树林,2000,第1页)。

棚改货币化安置的主要形式为纯货币补偿。当然,在实践中,货币化安置也有其他变通的方式,比如政府团购商品房作为安置房源,或组织居民自主购买商品实现安置(石剑英,2016)。

2000年4月,全国城市房屋拆迁货币化安置工作研讨会在海口举行,会议代表们很好地总结了货币化安置的好处,“既加快拆迁速度,缩短拆迁周期,降低拆迁成本,又避免了被拆迁户居民长期在外过渡之苦;既还给被拆迁居民选择房屋的自主权,又能促进房地产市场的发展;既解决了拆迁中产生的各种矛盾,又能减少了上访,稳定社会”(李成,2000,第67页)。总之,货币化安置使得棚户区改造的微观配置效率大大提高。

进入2014年,在房地产市场去库存的巨大压力下<sup>2</sup>,继续执行以实物安置为主的棚改政策则意味着大量的资源浪费。显然,在房地产市场现房供给严重过剩的情况下,再去大量兴建安置房,无疑是南辕北辙。为此,学界开始强调货币化安置的宏观调控功能。李树斌(2014)提出货币化安置不仅能提高安置效率,而且可对冲房地产下行压力。张婷婷(2015)认为对被拆迁群众而言,货币化安置具有较大灵活性;而对政府而言,货币化安置既可避免实物安置的种种压力,还有利于消化空置商品房,促进住房消费。

2015年6月,国务院发布《关于进一步做好城镇棚户区和城乡危房改造及配套基础设施建设有关工作的意见》(国发〔2015〕37号),提出加快棚户区改造的“三年计划”(2015—2017),计划改造各类棚户区住房1800万套(实际上略超额完成),并且要求“积极推进棚改货币化安置……各省(区、市)要因地制宜,抓紧摸清存量商品住房底数,制定推进棚改货币化安置的指导意见和具体安置目标,完善相关政策措施,督促市、县抓好落实,加快安置棚户区居民”。事实上,2015—2017年成为我国棚户区改造及货币化安置高歌猛进的三年,使得货币化安置在2017年首次成为棚改安置的主要方式,参见表1。

<sup>2</sup> 例如,根据黄克谦(2016,第70—72页),“截至2015年底,我国商品住房总库存预计达到39.96亿平方米。其中,现房库存35.7亿平方米,去库存周期长达23个月;期房库存35.7亿平方米,大约需要4.5年才能消化”。

表1 我国近年来的棚户区改造与住房价格

年份	棚户区改造 开工套数（万套）	货币化 安置比例	一线城市新房 成交均价涨幅	二线城市新房 成交均价涨幅	三、四线城市 新房成交均价涨幅
2013	320	7.9%	9.55%	6.04%	15.21%
2014	480	9.0%	8.14%	1.76%	-0.77%
2015	601	29.9%	16.05%	9.86%	7.96%
2016	606	48.5%	8.39%	11.61%	19.57%
2017	609	63.9%	12.22%	16.06%	16.91%
2018	626	40.0%*	9.98%	14.33%	18.04%

数据来源：棚户区改造数据来自住房和城乡建设部官网，\*表示2018年货币化安置比例为任泽平（2018）的估计值（政府不再公布）。房价数据来自克尔瑞（CRIC）研究中心。

#### （四）棚改货币化安置的房价上涨效应

由表1可知，从2015年开始，随着棚户区改造规模与货币化安置比例的急剧上升，我国二线与三、四线城市房价迅速上扬。房地产市场短期内新增大量需求，而供给增加却需要一定周期，导致库存迅速下降，从“去库存”变为“补库存”，市场短期内从供过于求的买方市场变成供不应求的卖方市场，房价上行通道就此打开。

另一方面，从货币供给的角度来看。2014年央行创立PSL贷款（抵押补充贷款）<sup>3</sup>，向国家开发银行、农业发展银行等发放了大量的PSL贷款，专项用于棚户区改造。这等于是定向地对棚改集中的二线与三、四线城市进行货币宽松放量，直接助推了这些城市的房价上涨（王秀娟，2017）。

目前对于货币化安置的房价上涨效应的研究，主要集中在某些区域或城市。陈新行（2018）发现，内蒙古货币化安置比例从2014年的7.2%急剧飙升到2017年的97.7%，伴随着内蒙古房价的快速上升。类似地，谢月华（2018）对四线城市江西赣州的研究发现，赣州的货币化安置比例从2015年的16.55%快速上升到2017年1—5月的86.75%，推动赣州房价的大幅上扬。

当然，在住宅库存较大、空置率较高的局部地区，纯货币安置对于房价的推动作用并不明显，而更多地体现于去库存的效应，但也为未来的房价上涨埋下了伏笔（许朝阳等，2018）。即使认为“房价上涨的锅不该棚改背”的方禅葆（2018）也承认，“在一些地方，当市场的商品房库存降到开始出现供不应求局面，出现房价快速反弹迹象的时候，并没有及时采取因地制宜的措

<sup>3</sup> 抵押补充贷款（Pledged Supplementary Lending）简称为PSL，由英国的“融资换贷款计划”（Funding for Lending Scheme）借鉴而来，是一种央行向商业银行或政策性银行给予抵押信用贷款（银行以债券质押），专项用于基础设施建设或棚户区改造等民生工程，从而释放流动性的方式。

施……对棚改货币化安置的比例,也没有及时进行调整,使得过量的棚改安置需求冲击商品房市场。”

关于棚改货币化安置的严格计量分析,目前还十分稀少;而陈浩源(2019)是个例外。使用山东省17个地级市2015—2017年月度数据的面板固定效应模型,陈浩源(2019)发现在控制了地区GDP、城镇居民人均可支配收入、城镇常住人口与房地产开发投资之后,货币化安置数对于城市新建商品住宅销售价格指数具有显著的正效应。

总之,棚改货币化安置使得商品住宅需求大幅增加,助推房地产价格较快上涨,这已是学界与业界的共识,也引起了政府的关注。<sup>4</sup>2017年8月,住房和城乡建设部(以下简称住建部)等六部委联合发布《关于申报2018年棚户区改造计划任务的通知》,明确要求“各地要根据本地区房地产库存情况合理确定棚改安置方式。商品住宅消化周期在15个月以下的市县,应严格控制货币化安置比例,更多采取新建棚改安置房的安置方式。2018年棚改项目争取开发性金融贷款时,将重点支持实物安置项目”。2018年10月,国务院常务会议部署推进棚户区改造工作,明确提出要“因地制宜调整完善棚改货币化安置政策,商品住房库存不足、房价上涨压力大的市县要尽快取消货币化安置优惠政策”<sup>5</sup>。由此可见,我国正逐步放缓或叫停货币化安置政策。<sup>6</sup>

### (五) 棚户区改造的房票安置

事实上,除了实物安置与货币化安置,我国还存在棚改安置的第三种折中方式<sup>7</sup>,即“房票”安置。2015年,安徽率先以“房票”的方式将拆迁补偿款给被征收人,尤其以安庆市为代表(李孟,2016)。房票安置意味着,由政府向被征收人(拆迁户)发放“房票”(购买安置房屋的资金凭证),再由被征收人自行向参与房票结算的房地产商购买商品住房。显然,由于房票安置赋予了拆迁户一定范围内的自由选择权,故在微观配置效率方面接近于货币化安置。

更为重要的是,房票安置政策还具有抑制房价上涨的作用。具体的作用机制表现在以下三个方面。第一,政府深度参与房票安置。一般来说,住房和城乡建设局、自然资源和规划局会和参与房票安置的房地产企业签订三方

<sup>4</sup> 当然,正如一位审稿人所指出,货币化安置也可能出现老百姓不买房或不在本地购房的现象,但这种情形一般只发生于已有多套住房的拆迁户。考虑到绝大多数拆迁户对于本地住房的刚需特性,故这种可能性的影响十分有限。

<sup>5</sup> 参见中国政府官网:[http://www.gov.cn/premier/2018-10/08/content\\_5328559.htm](http://www.gov.cn/premier/2018-10/08/content_5328559.htm),访问时间:2019年11月1日。

<sup>6</sup> 曾经炙手可热的“货币化安置”一词已很少出现于官方文件与政府报告中,而2018年住建部也不再公布曾经作为政绩指标的货币化安置比例。

<sup>7</sup> 也有学者将“房票安置”视为货币化安置的一种。但基于房票安置与纯货币补偿的诸多不同,我们将房票安置作为一种单独的安置方式来研究。

监管协议，协议中明确房地产企业在一定时间内不得擅自提高备案价格，有助于保持房源价格稳定。

第二，房票安置限制了选房的范围，而与政府签约的楼盘一般都是库存楼盘，避免大量资金涌入热门楼盘，稳定了房地产供求市场。

第三，政府可给予房票安置对象一定补偿，以引导房票安置的区域投向，一定程度上平衡城市区域发展不均衡，有助于房价稳定。

不仅如此，房票安置还可弥补货币化安置的一些缺点。比如，货币化安置可能达不到改善住房的目的。张婷婷（2015，第42—44页）指出，“在纯货币补偿方式下，如果居民没有其他合适住房的，又不去选购新的住房安置，有可能因肆意挥霍或者盲目投资而迅速致贫”。另一方面，由于房票仅限于购买住房且不能兑换现金，故房票安置可以确保棚改安置资金的使用方向（钱攀锋，2015）。

目前浙江省流转的“房票”大多以证明或证明书的形式出现，比如诸暨市为“商品房安置购房证明”，嵊州市为“房票安置购房证明书”等；而安徽省的安庆市、铜陵市等则直接以“房票”出现（郑琦等，2017）。为了研究方便，在本文中统一称为“房票”。郑琦等（2017）在对比浙江、安徽两省部分城市的房票政策时，认为“安庆市的政策相对来说具有较大可借鉴性”。故本文着重以安庆市的房票安置政策作为典型案例研究。

### 三、安庆市的房票安置政策

安庆是安徽省的一个重要城市，位于长江下游北岸，曾是安徽省省会。长期以来，安庆的棚户区改造以实物安置为主，而实物安置的弊端与矛盾不断积累，集中在2015年显现出来。“2014年棚户区改造完成19193套建设，后因无法持续按时完成建设，2015年下降到15541套。当年底安庆市棚户区改造安置房的竣工率仅为24.05%，分配率仅为12.85%，导致‘人等房’的棚户区改造安置难、安置慢的现象较为普遍”（王黎明，2018，第100—107页）。2015年年初，安庆市的房地产库存去化周期高达24个月<sup>8</sup>，面临巨大的去库存压力。当年中央经济工作会议提出推进供给侧结构性改革，化解房地产过剩库存。

在供给侧改革与房地产去库存的背景下，2014年12月，安庆市国土资源局局长尹志军提交了一份《关于在市城区实行房屋征收房票安置制度的建议》的政协提案，指出“产权调换安置方式，已经带来诸多矛盾和问题。选址众口难调……实现房票安置，成本可行，环境可行”（洪曙光，2016，第20—22页）。2015年2月，安庆市出台《安庆市市区房票安置实施办法（试行）》

<sup>8</sup> 参见安庆房地产交易网：<http://news.aq.ahhouse.com>，访问时间：2019年10月8日。

(以下简称《办法(试行)》),并书面征求了各区和市直相关单位意见。2015年9月22日,安庆市政府正式颁发《办法(试行)》。<sup>9</sup>

2015年12月7日,安庆市举行城东污水处理厂二期棚户区改造项目的房屋征收房票发放仪式,被拆迁户章宏琴女士领到了安庆市首张房票。图1为安庆市较早开出的一张房票票样,标题为“安庆市房票安置资金凭证”,包含个人身份与人民币金额等重要信息。自此,安庆市的棚改安置转为以房票安置为主,而实物与货币化安置为辅。据报道,安庆市“截至2016年12月10日,累计开具‘房票’9346张,票面金额达到53.13亿元;……累计通过‘房票’成交商品住房8808套,成交面积98.2万平方米,占市区2015年12月份以来累计销售商品住房面积的近44%”。<sup>10</sup>



图1 安庆市于2015年12月9日开出的一张较早房票<sup>11</sup>

图片来源: <https://anqing.house.qq.com/a/20151211/018652.htm>, 访问时间: 2019年11月3日。

安庆市实施房票安置之后,政府依据国有土地和集体土地与房屋征收补偿安置暂行办法和房地产评估机构通用的市场比较法设定了合理的定价机制,房票票面价格能在客观合理的比准价格基础上最大限度让利于民,这让棚户区改造的微观配置效率大大提高(王黎明,2018)。

由此可见,安庆的房票安置政策在微观配置效率方面接近于货币化安置的良好效果。更重要的是,相对于货币化安置的房价上涨效应,房票安置可

<sup>9</sup> 参见安庆市政府官网: <http://aqxxgk.anqing.gov.cn/show.php?id=383206>, 访问时间: 2019年10月8日。

<sup>10</sup> 参见 <https://news.aq.xafc.com/show-511-666578-1.html>, 访问时间: 2019年11月3日。

<sup>11</sup> 该房票的票面金额为37.5万元。根据新闻报道,被征收人为安庆市圣埠及三角岛地块棚户区杨女士。杨女士共得到三张房票,合计金额93万元,并选择在安庆市逸龙湾购买两套商品房。



防止房价过快上涨，在稳定房价方面的效果接近于实物安置，便于宏观调控。因此，本文其余的实证部分，通过面板数据的反事实分析，着重定量研究安庆的房票安置政策在抑制房价上涨方面的处理效应（treatment effect）。

#### 四、数据说明

在数据来源方面，我们从国家统计局公布的全国70个大中城市中<sup>12</sup>，考察2012年1月至2017年2月期间的月度数据。首先，剔除数据缺失严重的城市，比如杭州、兰州等。其次，构建反事实预测，需要剔除在样本期间实行房票政策的城市。参考各地住建部门公布的信息，全国推行房票安置政策的地区主要有浙江省的湖州、台州等市，山东省的菏泽、济宁等市，内蒙古的鄂尔多斯，安徽的芜湖、铜陵等市，故进行剔除。

经过处理之后，我们从中筛选出以下36个城市，包括北京、上海、天津、重庆、广州、武汉、成都、大连、厦门、长沙、无锡、福州、沈阳、青岛、南昌、合肥、太原、长春、呼和浩特、海口、包头、北海、唐山、徐州、蚌埠、洛阳、烟台、锦州、金华、安庆、泉州、宜昌、襄阳、岳阳、韶关、泸州。其中，安庆为唯一处理单位（treated unit），而其他35个城市则构成控制组。需要指出的是，部分城市虽也实行房票政策，但由于时间较晚，与本文研究时间不重合，故不剔除。

使用回归控制法进行分析，还要求控制组的城市在地方政策方面，不能与安庆市有较大差异（除房票政策外）。通过梳理有关房地产调控文献可知（比如，夏磊和任泽平，2018），我国地方性房地产政策主要包括非一线城市取消限购，以及部分大城市采取人才引进政策。其中，非一线城市取消限购，市场反应平淡，其影响可忽略。另一方面，2017年3月后部分大城市采取人才引进政策，但这与研究的时间并不重合。

本文的核心变量为每个城市的月度房价，主要来自中国指数研究院（<https://industry.fang.com>）的商品房新房的月度成交均价。由于安庆为三、四线城市，中国指数研究院的安庆房价数据存在一些缺失（特别是2014、2015年），故使用中国房价行情网（<http://www.creprice.cn/city/aq.html>）作为安庆数据的来源。对比这两个数据来源的安庆房价数据的重叠部分，可以发现二者是基本一致的。

2015年2月，安庆市制定了《办法（试行）》，并书面征求了各区和市直相关单位意见。虽然安庆市政府直至2015年9月22日才正式颁发《办法

<sup>12</sup> 从2005年起，国家统计局将原在35个大中城市开展的房地产价格指数编制工作，扩展到70个大中城市。

(试行)》，但从2015年3月开始安庆市民与房地产开发商已有了实施房票安置政策的稳定预期，故我们将安庆房票政策开始实施的时间定为2015年3月。在第六部分稳健性检验中，我们也将2015年10月作为政策冲击开始的时间，而结果依然稳健。

2017年3月，安庆市发布了新修订的《安庆市市区房屋征收房票安置办法》，将二手住房也纳入房票使用范围，这与我们研究的新房的价格有所出入。故定义2012年1月—2015年2月为政策实施前区间，而2015年3月—2017年2月为政策实施后区间。在本文第六部分稳健性检验中，将样本区间延长至2018年12月，结果依然稳健。

## 五、基于回归控制法的反事实分析

### (一) 回归控制法简介

在实证分析部分，我们试图考察如果安庆没有实行房票安置，而像其他城市一样实行货币化安置，则安庆的房价会怎么样。将安庆实行房票安置之后的实际房价，减去安庆如果未实施房票安置的反事实房价，即为安庆实施房票安置的政策效应。考虑到许多因素都对房价有影响，且不易度量（至少须每月度量，才能保证足够的样本容量），通常的计量方法很难回答这样的反事实问题。

为此，我们采用 Hsiao *et al* (2012) 提出的“回归控制法” (Regression Control Method) 进行反事实分析<sup>13</sup>。该方法的基本思想是，利用个体（在此为城市）间的横截面相关，以未受政策干预的控制组城市，来预测处理组的安庆市如果未实施房票安置会怎么样的“反事实结果” (counterfactual outcome)，并以此估计房票政策对安庆的处理效应。具体而言，回归控制法认为经济中存在一些不可观测的“共同因子” (common factors) 驱动着个体，使得不同个体之间存在截面相关性。例如，样本中的城市均受到我国宏观经济周期以及政府限购限贷政策的影响。自从回归控制法提出以来，该方法在“区域政策评估” (regional policy evaluation) 领域得到了较为广泛的应用，特别适用于只有一个或少数几个地区受到政策处理的情形 (Ching *et al.*, 2011; Du and Zhang, 2015; Ouyang and Peng, 2015; Li and Bell, 2017; 卫梦星, 2012)。

假定我们观测到的面板数据为  $\{y_{it}\}_{i=1, t=1}^{N, T}$ ，其中  $y_{it}$  为城市  $i$  在时期  $t$  的

<sup>13</sup> Hsiao *et al.* (2012) 将此方法称为 “a panel data approach for program evaluation”，名称显得太长。由于 Hsiao *et al.* (2012) 使用回归法来构造反事实控制单位，故我们比照“合成控制法” (Synthetic Control Method)，称之为“回归控制法”。

结果变量，即新房成交均价。假定第1位个体（即安庆市）从 $T_0 + 1$ 期开始受到政策冲击，而面板数据的时间维度 $T = T_0 + T_1$ （ $T_0$ 为政策冲击之前的期数，而 $T_1$ 为政策冲击之后的期数）。在本研究中， $N = 36$ ， $T = 62$ ， $T_0 = 38$ 而 $T_1 = 24$ 。样本中的其他个体均未受到政策冲击，构成控制组。记 $y_{it}^1$ 为个体 $i$ 在时期 $t$ 受到政策干预的结果表现，而 $y_{it}^0$ 为个体 $i$ 在时期 $t$ 未受到政策干预的结果表现，则政策干预对个体 $i$ 在时期 $t$ 的处理效应为 $\Delta_{it} \equiv y_{it}^1 - y_{it}^0$ 。因果推断的困难在于，研究者不可能同时观测 $y_{it}^1$ 与 $y_{it}^0$ ，故存在数据缺失问题。可观测的结果变量 $y_{it}$ 可写为：

$$y_{it} = d_{it}y_{it}^1 + (1 - d_{it})y_{it}^0, \quad (1)$$

其中， $d_{it}$ 为虚拟变量， $d_{it} = 1$ 表示个体 $i$ 在时期 $t$ 受到政策干预，而 $d_{it} = 0$ 表示未受政策干预。进一步，假定 $y_{it}^0$ 由一个“因子模型”（factor model）所生成：

$$y_{it}^0 = \alpha_i + \mathbf{b}'_i \mathbf{f}_t + u_{it} \quad (i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T), \quad (2)$$

其中， $\alpha_i$ 为个体固定效应， $\mathbf{f}_t$ 为 $K \times 1$ 维“共同因子”， $\mathbf{b}_i$ 为相应的 $K \times 1$ 维“因子载荷”（factor loading），表示共同因子 $\mathbf{f}_t$ 对个体 $i$ 的作用力度可以不同；而 $u_{it}$ 为个体 $i$ 的特异扰动项（idiosyncratic component）。给定时期 $t$ ，将所有个体的方程叠放，可得更简洁的矩阵表达式：

$$\mathbf{y}_t^0 = \boldsymbol{\alpha} + \mathbf{B} \mathbf{f}_t + \mathbf{u}_t, \quad (3)$$

其中， $\mathbf{y}_t^0 = (y_{1t}^0 \cdots y_{Nt}^0)'$ ， $\boldsymbol{\alpha} = (\alpha_1 \cdots \alpha_N)'$ ，而 $\mathbf{B}_{N \times K} = (\mathbf{b}_1 \cdots \mathbf{b}_N)'$ 为“因子载荷矩阵”（factor loading matrix）。Hsiao *et al.* (2012) 与 Li and Bell (2017) 证明，在一定的正则条件下，可将方程（3）进行适当的变换（在方程两边同乘以某合适的行向量，以消去不可观测的 $\mathbf{B} \mathbf{f}_t$ ），从而得到如下的时间序列回归方程：

$$y_{1t} = \gamma_1 + \boldsymbol{\gamma}' \bar{\mathbf{y}}_t + \epsilon_{1t}, \quad (4)$$

其中， $\bar{\mathbf{y}}_t = (y_{2t} \cdots y_{Nt})'$ ，包含所有控制组个体的结果变量。使用政策冲击之前的数据（ $t = 1, \dots, T_0$ ），对方程（4）进行OLS回归，即可使用所得方程预测个体1在政策冲击之后的反事实结果：

$$\hat{y}_{1t}^0 = \hat{\gamma}_1 + \hat{\boldsymbol{\gamma}}' \bar{\mathbf{y}}_t \quad (t = T_0 + 1, \dots, T), \quad (5)$$

在实证应用中，在政策实施前的区段，如果方程（4）的OLS回归拟合效果好（比如拟合优度 $R^2$ 很高），则会更加相信此模型预测个体1在政策实施后的反事实结果 $\hat{y}_{1t}^0$ 。显然，政策实施前的良好拟合效果是应用回归控制法的重要前提；如果拟合效果欠佳，则政策效应的估计将出现偏差。基于以上

反事实预测, 可得政策干预的处理效应估计值:

$$\hat{\Delta}_{1t} = y_{1t}^1 - \hat{y}_{1t}^0 \quad (t = T_0 + 1, \dots, T). \quad (6)$$

在用政策实施前的数据估计方程(4)时, 还需选择放入此方程的控制组个体数。放入越多的控制组个体, 则方程(4)的解释变量越多, 虽可得到更高的 $R^2$ , 但可能导致“过拟合”(overfit)。为此, 需要使用信息准则来惩罚过于复杂(解释变量过多)的模型, 以选择解释变量的“最优子集”(best subset), 保证样本外(即政策实施后)的预测效果。Hsiao *et al.* (2012) 建议使用 AIC 与 AICC (Corrected AIC) 来选择最优子集, 而 Li and Bell (2017) 则建议使用套索估计量(Lasso)筛选变量, 然后再进行 OLS 回归, 即所谓“后 Lasso-OLS”(Post-Lasso OLS)。在本研究中, 由于 AIC 的拟合效果最好, 故以 AIC 为主, 而将 BIC, AICC 以及 Post-Lasso OLS 作为稳健性检验(参见第六部分)。

假定选择控制组的  $p$  个城市来预测安庆房价, 则回归方程(4)中共有  $(p+1)$  个待估参数(含常数项), 以上三种信息准则的表达式分别为:

$$AIC = T_0 \ln(SSR/T_0) + 2(p+1), \quad (7)$$

$$BIC = T_0 \ln(SSR/T_0) + (p+1) \ln p, \quad (8)$$

$$AICC = AIC + \frac{2(p+2)(p+3)}{T_0 - (p+1) - 2}, \quad (9)$$

其中,  $T_0$  为样本容量(政策实施前的时期数), 而  $SSR$  为回归方程(4)的残差平方和。

## (二) 回归控制法的估计结果

使用 AIC 准则选择最优子集, 共选择了 16 个变量, 包含以下 16 个控制组城市: 大连、厦门、无锡、福州、沈阳、青岛、南昌、合肥、长春、北海、徐州、烟台、金华、岳阳、韶关、泸州。OLS 回归结果参见表 2。

表 2 使用 AIC 准则选择最优子集的 OLS 回归结果

解释变量	被解释变量: 安庆新房成交均价 $R^2 = 0.94$		
	回归系数	标准误	$p$ 值
大连	-0.201	0.038	0.000
厦门	0.065	0.024	0.014
无锡	0.461	0.137	0.003
福州	0.147	0.035	0.000
沈阳	0.488	0.142	0.003
青岛	-0.192	0.047	0.001

(续表)

解释变量	被解释变量：安庆新房成交均价 $R^2 = 0.94$		
	回归系数	标准误	$p$ 值
南昌	0.190	0.057	0.003
合肥	0.455	0.143	0.005
长春	0.220	0.132	0.111
北海	0.175	0.093	0.073
徐州	0.129	0.092	0.177
烟台	-0.464	0.094	0.000
金华	0.155	0.055	0.010
岳阳	0.192	0.067	0.009
韶关	0.690	0.164	0.000
泸州	-0.551	0.108	0.000
常数项	-0.009	0.002	0.000

从表 2 可知，与安庆房价最为正相关的城市包括韶关、沈阳、无锡与合肥，这说明这四个城市的房地产市场与安庆较为接近。而且，在选中的 16 个城市中，并没有包括与安庆差别较大的一线城市。此回归方程的拟合优度  $R^2 = 0.94$ ，具有较好的拟合效果，参见图 2。从图 2 可知，在政策实施前（图 2 中的虚线左侧），反事实预测值与安庆的实际观测值十分接近，这表明控制组可以很好地再现安庆的房价走势，甚至拐点部分也能较好地拟合。

以 AIC 准则选择最优子集（16 个变量）

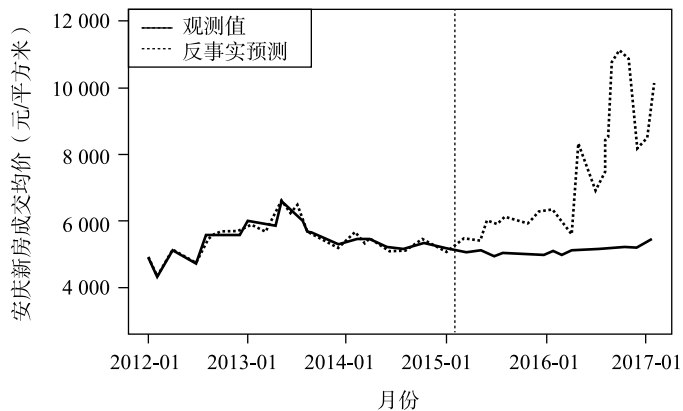


图 2 安庆房价的观测值与反事实预测（使用 AIC 准则）

更重要的，从 2015 年 3 月安庆房票政策冲击开始之后，反事实预测值与实际观测值开始日益背离。虽然安庆的实际房价保持稳定，但反事实预测则

大幅上扬,并伴随着房价的大幅波动。这说明房票政策具有抑制房价上涨的显著效应。

进一步,将安庆房价实际观测值减去反事实预测值,可得安庆房票安置的政策效应,参见图3。从图3可知,安庆推出房票安置政策后,与实施货币化安置的控制组城市相比,其抑制房价上涨的效应越来越显著,此效应一度达到近6000元(2016年10月的处理效应为-5955.99元)。这意味着,安庆的房票安置政策使得其房价少上涨了近6000元,而2016年10月的安庆实际房价仅为5209元,预测房价高达实际房价的2.14倍。另一方面,与反事实预测的大起大落相比,安庆实际房价明显更为稳定,方差更小,符合稳定房价的政策目标。

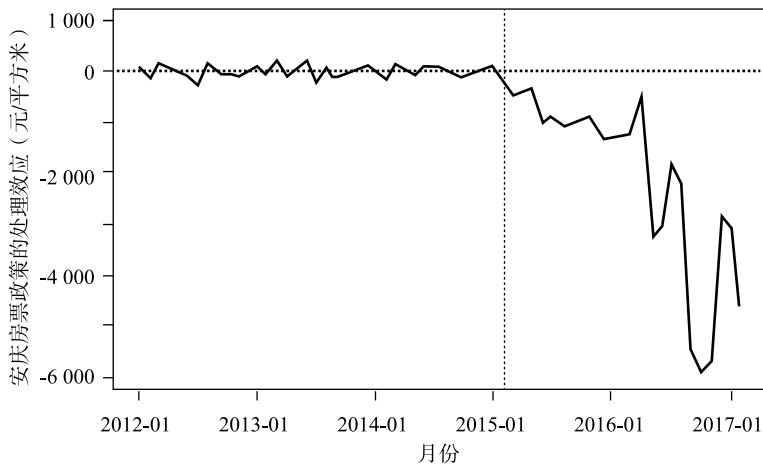


图3 安庆房票政策的处理效应

## 六、稳健性检验

本部分将对第五部分的反事实分析进行稳健性检验。第一,使用其他两个信息准则(即BIC与AICC)来选择最优子集。第二,使用套索估计量(Lasso)来选择变量,然后进行OLS估计,即后Lasso-OLS估计量。第三,由于房票政策的正式文件发布于2015年9月,我们将政策冲击开始的时间移到2015年10月。第四,由于安庆房票政策也可能间接地影响离安庆较近的合肥与蚌埠,故将这两个安徽的城市从控制组去掉。第五,安庆作为三、四线城市,可能存在房价后期补涨的情形,故将样本区间延长至2018年12月。无论是何种稳健性检验,安庆房票政策的处理效应均与上文的结果类似。

### (一) 使用BIC信息准则选择最优子集

使用BIC准则来选择最优子集,共选了15个城市,所得结果与AIC准

则类似，只少了一个城市（徐州），而其余所选城市均相同。使用 BIC 准则所得的拟合效果（ $R^2 = 0.934$ ）与处理效应估计值（参见图 4），均非常接近于 AIC 准则的结果。这再次验证了安庆房票政策抑制房价上涨的显著效应。

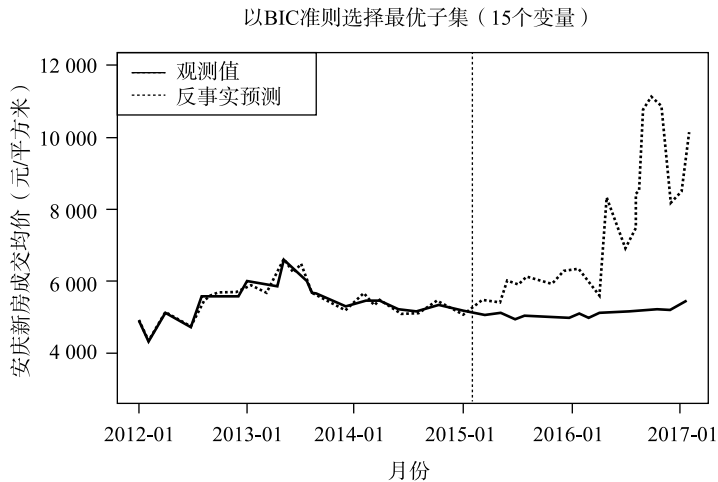


图 4 安庆房价的观测值与反事实预测（使用 BIC 准则）

## （二）使用 AICC 信息准则选择最优子集

在使用 AICC 准则来选择最优子集时，由于此准则对于模型复杂性的惩罚力度很大，故仅选了 7 个城市，包括重庆、大连、无锡、福州、南昌、烟台、泸州。由于模型较小，故拟合效果有所减弱（ $R^2 = 0.84$ ）。尽管如此，安庆的房票政策依然显现出明显的负向处理效应。参见图 5。

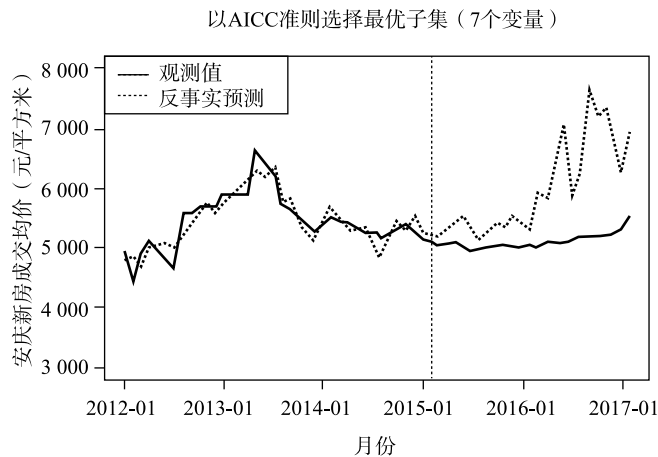


图 5 安庆房价的观测值与反事实预测（使用 AICC 准则）

### (三) 使用后 Lasso-OLS 估计量

套索估计量 (Least Absolute Shrinkage and Selection Operator, 简记 LASSO) 通过惩罚回归来避免过拟合, 其最小化的目标函数为:

$$\min_{\gamma} \text{SSR}(\gamma) + \lambda \|\gamma\|_1, \quad (10)$$

其中,  $\text{SSR}(\gamma)$  为方程 (4) 的残差平方和,  $\|\gamma\|_1 \equiv \sum_{j=1}^p |\gamma_j|$  为“1-范数” (L<sub>1</sub> norm); 而  $\lambda$  为“调节参数” (tuning parameter), 控制惩罚的力度, 一般使用  $k$  折交叉验证 ( $k$ -fold cross-validation) 来确定 (通常取  $k=10$ )。由于使用了 1-范数作为惩罚项, 故通常会有不少变量的回归系数严格为 0, 使得 Lasso 具有筛选变量的功能 (selection operator), 也适用于高维回归 (即解释变量个数多于样本容量的情形)。但是, 由于惩罚项  $\lambda \|\gamma\|_1$  的存在, 使得 Lasso 为收缩估计量 (shrinkage estimator), 相较 OLS 估计量更为向原点收缩, 故一般为有偏估计。因此, 在实践中常用 Lasso 来选择变量, 然后扔掉 Lasso 的回归系数, 再对筛选出来的变量进行 OLS 回归, 即“后 Lasso-OLS 估计”。

在本例中, 使用 Lasso 共选出了 8 个城市, 包括大连、长沙、南昌、呼和浩特、唐山、金华、宜昌、襄阳。不难看出, 使用 Lasso 筛选出来的变量与信息准则的筛选结果有较大差别。由于所选变量较少, 后 Lasso-OLS 估计的拟合效果有所下降,  $R^2 = 0.814$ , 参见图 6。尽管如此, 从图 6 可以看出, 安庆房票政策依然具有较为显著的负处理效应 (但作用幅度变小)。

后Lasso-OLS估计量(8个变量)



图6 安庆房价的观测值与反事实预测 (使用后 Lasso-OLS 估计)



#### (四) 将政策冲击开始时间改为 2015 年 10 月

由于安庆市房票政策的正式官方文件出台于 2015 年 9 月 22 日，下面以 2015 年 10 月作为政策冲击开始的时间，进行稳健性检验。这样，政策实施前共有 45 期，而政策实施后有 17 期数据。使用 AIC 准则，共选择了 19 个城市， $R^2 = 0.917$ ，其拟合效果参见图 7。从图 7 可知，即使以 2015 年 10 月作为政策冲击开始的时间，安庆的房票政策依然具有较为明显的抑制房价上涨与平稳房价的效应。

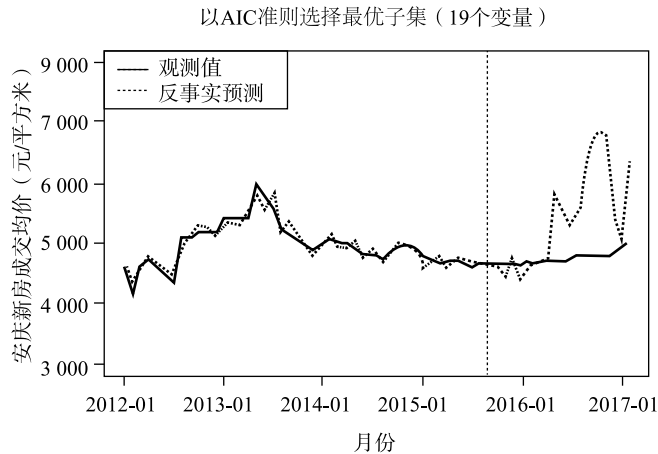


图 7 安庆房价的观测值与反事实预测（政策冲击始于 2015 年 10 月）

#### (五) 去掉控制组的其他安徽城市

回归控制法的一个隐含假设是，政策冲击只作用于受处理的个体，而对控制组个体则均无影响。可是，此假定似乎与区域房价互动研究中的“波纹效应”理论相悖。该理论认为，住房价格在空间上具有一定的传导性，即某些区域的房价首先变动，然后像水中波纹一样带动相邻区域的房价变动（王松涛等，2008）。

考虑到大多数控制组城市均距离安庆较远，故波纹效应或可忽略。然而，由于控制组的其他两个安徽城市合肥与蚌埠，与安庆的行驶距离仅分别为 171 公里与 315 公里（根据百度地图计算），而且同属安徽省，故安庆的房票政策也可能通过区域房价互动而间接地影响合肥或蚌埠的房价。为此，作为稳健性检验，我们将合肥与蚌埠从控制组中去掉。使用 AIC 准则选择了 19 个城市，在政策冲击前的拟合效果依然很好， $R^2 = 0.944$ ，参见图 8。图 8 显示，即使在去掉合肥与蚌埠的情况下，安庆房票政策对于房价上涨的抑制效应依然十分明显。



图8 安庆房价的观测值与反事实预测(去掉安徽省的其他城市)

(六) 将处理时间进行延长<sup>14</sup>

2015年后全国房价出现一、二、三、四线城市轮番上涨的现象,而三、四线城市房价上涨的周期更晚。由于本研究使用的样本周期截至2017年2月,故像安庆这样的三、四线城市可能存在后期补涨而未被观测样本覆盖。为此,作为稳健性检验,我们将样本区间延长至2018年12月。虽然在2017年2月后,安庆的一部分房票被分流到二手房市场,但依然能在一定程度上说明问题。使用AIC准则,选取了16个城市, $R^2=0.934$ ,其拟合效果参见图9。从图9可知,2017年2月后,安庆房票政策依然具有明显的抑制房价上涨的效应,故可排除安庆房价存在后期补涨的情形。

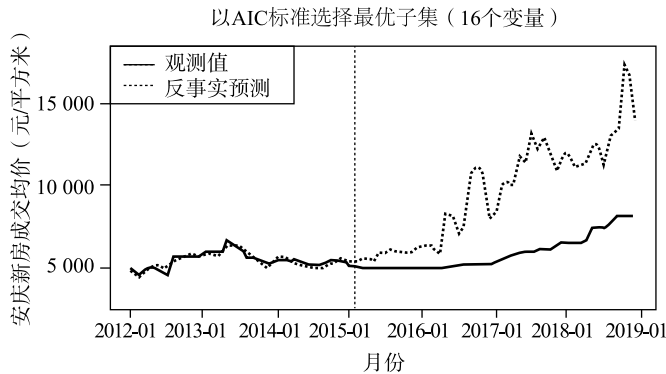


图9 安庆房价的观测值与反事实预测(延长处理时间)

<sup>14</sup> 感谢审稿人的建议,增加了这个稳健性检验。

总之，通过以上稳健性检验，可以认为相对于货币化安置，安庆房票政策在抑制房价上涨与保持稳定房价方面具有稳健的处理效应。

## 七、结论与建议

我国的棚户区改造不仅是一项重要的民生工程与发展工程，近年来也成为一项宏观调控与房价调控的工程。传统的实物安置虽便于宏观调控，不会导致房价上涨，但由于没有引入市场机制，且被拆迁人无自由选择权，故微观配置效率低下，没有完全达到增加居民福祉的根本目的。

自2015年以来，在去库存压力下积极推进的货币化安置方式，拆迁户拿钱走人，用脚投票，使得微观配置效率大大提高。虽然货币化安置的去库存效果明显，但当库存消耗殆尽后，却引发了房价的较快上涨。于是学界、业界与政界均有呼声认为，既然货币化安置为去库存而来，而去库存的任务已经完成，货币化安置也即将落幕（王秀娟，2017；任泽平，2018），可能重回实物安置的老路，或陷入“一管就死，一放就乱”的恶性循环。

事实上，还存在第三种棚改安置方式，即以安庆为代表的房票安置政策。房票安置方式既给了拆迁户一定范围内的自主选择权，又能保证政府积极参与安置，从而约束参与房票结算的房地产企业的行为，稳定房地产市场。本文通过使用回归控制法进行反事实分析表明，与实行货币化安置的控制组城市相比，安庆施行的房票安置具有明显的抑制房价上涨的效应。这表明，房票安置方式是一种兼顾微观效率与宏观调控的中间道路，具有一定的研究与推广价值，应引起学界与政界更多的关注。当然，在实施房票政策的过程中，也会出现各种各样的问题，比如未能有效维护或保障被征收人的利益、制度设计不够严密（钱攀锋，2015），而各地实施房票政策的具体细节也不尽相同（郑琦等，2017），仍有不少可以商榷或改进的空间。

## 参考文献

- [1] 陈浩源，《棚户区改造货币化安置对城市商品房价格的影响》，山东大学硕士论文，2019年。
- [2] 陈新行，“内蒙古棚户区改造及其对房地产市场的影响”，《北方金融》，2018年第10期，第19—22页。
- [3] Cheng, H., S. Ching, and S. K. Wan., “A Panel Data Approach for Program Evaluation: Measuring the Benefits of Political and Economic Integration of Hong Kong with China”, *Journal of Applied Econometrics*, 2012, 27 (5), 705-740.

- [4] Ching, H. S., C. Hsiao, S. K. Wan, and T. Wang, "Economic Benefits of Globalization: The Impact of Entry to the WTO on China's Growth", *Pacific Economic Review*, 2011, 16 (3), 285-301.
- [5] De, I., "Slum Improvement in India: Determinants and Approaches", *Housing Studies*, 2017, 32 (7), 990-1013.
- [6] 董丽晶、张平宇, "城市再生视野下的棚户区改造实践问题", 《地域研究与开发》, 2008年第6期, 第44—52页。
- [7] Du, Z., and L. Zhang, "Home-Purchase Restriction, Property Tax and Housing Price in China: A Counterfactual Analysis", *Journal of Econometrics*, 2015, 188 (2), 558-568.
- [8] 方禅葆, "房价上涨的'锅'不该棚改背", 《中华工商时报》, 第3版, 2018年7月9日。
- [9] 洪曙光, "一张房票化解征拆难——安徽安庆征地拆迁新模式探索", 《国土资源》, 2016年第3期, 第20—22页。
- [10] Hsieh, C. T., S. Shimizutani, and M. Hori, "Did Japan's Shopping Coupon Program Increase Spending?", *Journal of Public Economics*, 2010, 94 (7-8), 523-529.
- [11] 黄克谦, "浅析棚户区改造货币化安置对房地产去库存的作用", 《开发性金融研究》, 2016年第8期, 第70—72页。
- [12] Li, K. T., and D. R. Bell, "Estimation of Average Treatment Effects with Panel Data: Asymptotic Theory and Implementation", *Journal of Econometrics*, 2017, 197 (1), 65-75.
- [13] 李成, "全国城市房屋拆迁货币化安置工作在海口召开", 《中国房地产》, 2000年第6期, 第67页。
- [14] 李孟, "如何让'头疼'的问题不'头疼'", 《中华建设》, 2016年第9期, 第14—16页。
- [15] 李乃胜, "城市棚户区防治的思考", 《城市发展研究》, 2000年第1期, 第32—34页。
- [16] 李树斌, "棚户区改造中货币化安置的路径和意义", 《城乡建设》, 2014年第11期, 第76—77页。
- [17] McKenzie, R. B., and G. Tullock, *The New World of Economics: A Remake of a Classic for New Generations of Economic Students*. Berlin Heidelberg: Springer-Verlag, 2012.
- [18] Mukhija, V., "Enabling Slum Redevelopment in Mumbai: Policy Paradox in Practice", *Housing Studies*, 2001, 16 (6), 791-806.
- [19] Ouyang, M., and Y. Peng, "The Treatment-Effect Estimation: A Case Study of the 2008 Economic Stimulus Package of China", *Journal of Econometrics*, 2015, 188 (2), 545-557.
- [20] 钱攀锋, "城中村改造中如何优化房票安置的制度设计和实施", 《行政事业资产与财务》, 2015年第27期, 第84—85页。
- [21] 任泽平, "棚改货币化即将落幕: 去库存任务完成, 深刻改变三四线房地产", 夏磊地产观察, <https://mp.weixin.qq.com/s/KLNMZ6CtVdNJbatDFyhzNQ>, 访问日期: 2018年12月28日。
- [22] Rondinelli, D. A., "Housing the Urban Poor in Developing Countries", *American Journal of Economics and Sociology*, 1990, 49 (2), 153-166.
- [23] 石剑英, "棚改货币化安置研究与推进建议", 《城乡建设》, 2016年第4期, 第79—80页。
- [24] 天津市拆迁办公室, "群众选择实物安置与货币补偿并重", 《城乡建设》, 2014年第11期, 第72页。

- [25] Tripathi, S., "Determinants of Large City Slum Incidence in India: A Cross-Sectional Study", *Poverty and Public Policy*, 2015, 7 (1), 22-43.
- [26] 王黎明, "供给侧改革背景下房票安置模式在棚户区改造中的应用研究——以安庆市为例", 《安徽建筑大学学报》, 2018年第6期, 第100—107页。
- [27] 卫梦星, "'四万亿'投资的增长效应分析——'反事实'方法的一个应用", 《当代财经》, 2012年第11期, 第16—25页。
- [28] Werlin, H., "The Slum Upgrading Myth", *Urban Studies*, 1999, 36 (9), 1523-1534.
- [29] 王树林, "谈拆迁由实物安置转换为货币化安置", 《中国房地产》, 2000年第8期, 第1页。
- [30] 王松涛、杨赞、刘洪玉, "我国区域市场城市房价互动关系的实证研究", 《财经问题研究》, 2008年第6期, 第122—129页。
- [31] 王秀娟, "棚改货币化安置恐不可持续", 《中华建设》, 2017年第10期, 第20—22页。
- [32] 夏磊、任泽平, 《房地产周期》。北京: 人民出版社, 2018年。
- [33] 谢月华, "棚户区改造推动房地产市场持续繁荣——以四线城市赣州为例", 《金融经济》, 2018年第24期, 第31—32页。
- [34] 许朝阳、聂蕾、王昊、陈之鑫, "棚户区改造货币化安置对甘肃省四五线城市房地产市场的影响分析", 《甘肃金融》, 2018年第1期, 第14—17页。
- [35] 张婷婷, "关于棚户区改造中货币化安置方式的创新实践研究——以国家开发银行棚改贷款为例", 《西南金融》, 2015年第6期, 第42—44页。
- [36] 郑琦、杨叶春、洪勇, "'房票'政策比较及其对台州的启示", 《中国房地产》, 2017年第11期, 第54—58页。

## The Third Way of Shanty Town Resettlement —An Example of Anqing City's Housing Voucher Policy

CHENG FANG QIANG CHEN\*  
(Shandong University)

**Abstract** Compared to the traditional inefficient property exchange and more recent inflation-causing monetization in shanty town resettlement, a third way of resettlement is implemented in some cities such as Anqing, where local governments dispense housing vouchers to relocating residents, who then purchase houses from participating realtors. Resettlement

---

\* Corresponding Author: Qiang Chen, School of Economics, Shandong University, Jinan, Shandong, 250100, China; Tel: 86-15098898332; E-mail: qiang2chen2@126.com.

via housing vouchers enjoys both microeconomic efficiency and stability of housing prices, due to the deep involvement of governments in the resettlement process. Our empirical investigation using the regression control method for counterfactual analysis discovers that such a housing voucher policy has a significant effect of restraining housing prices, and provides a useful compromise between microeconomic efficiency and macroeconomic management.

**Keywords** shanty town renovation, monetized resettlement, housing vouchers

**JEL Classification** R31, R51, H42