

中国住房市场政府干预的 原理与效果评价

王松涛

内容提要:本文首先在住房存量流量模型的基础上,对住房市场政府干预的政策目标和政策工具进行了理论刻画,然后联合应用干预分析模型和面板数据模型就 2003 年以来住房市场政府干预的主要政策组合对北京、上海、广州、深圳、天津和重庆 6 个重点城市的作用效果进行了定量评价。结果表明:全国性政策工具对重点城市住房价格产生了显著的长短期干预效果,尤其是 2005 年和 2006 年国务院的两次综合干预以不同形式和力度抑制了房价增长;政府干预的有效性逐渐提升,但全国性政策工具对不同城市的作用力度有显著差异,表现为对二线城市房价的抑制作用明显高于一线城市;2004 年土地交易制度改革可能是造成近年住房价格上升的主要政策因素之一。

关键词:住房市场;政府干预;效果评价

中图分类号:C812

文献标识码:A

文章编号:1002-4565(2011)01-0027-09

Theory and Effectiveness Evaluation of the Chinese Government's Intervention in the Housing Market

Wang Songtao

Abstract: Firstly, this paper theoretically analyzes the objective and instruments of government intervention in housing prices based on the stock-flow model. Secondly, by jointly employing the multi-variable intervention analysis and panel data analysis, this paper carries out an empirical study to examine the combined impacts of several important policy measures on the housing price movements in Beijing, Shanghai, Guangzhou, Shenzhen, Tianjin and Chongqing. The results will show that: (1) Most nationwide intervention instruments have significant short-term or long-term effects on housing prices in major cities, especially the two rounds of the comprehensive control policy led by the State Council after 2005 helped curb fast rising housing prices with different patterns and magnitudes. (2) The effectiveness of this round of government intervention has gradually improved, but nationwide intervention instruments have different impacts on regional housing sub-markets. The negative responses of the second-tier cities' housing markets were much stronger than those of the first-tier cities. (3) The land transaction regime changed initiated in 2004 might be one of the most important policies that boosted up the housing prices.

Key words: Housing Market; Government Intervention; Effectiveness Evaluation

一、引言

住房市场具有一般商品市场的特点,但由于其具有多种特殊性质,因而世界大多数国家政府都要对住房市场进行必要的干预,即便在市场机制最为完善的发达国家也是如此^[1]。虽然国际学术界对住房市场政府干预的研究已经有了一定的积累^[2-3],但由于不同国家住房市场运行体制和政府

经济管理理念不同^①,相关研究尚未形成经典的理论体系。国内学术界虽然也有一些很好的尝试,但总体而言理论和实证研究尚不够系统和深入^[4-6]。

① 欧美发达国家由于崇尚自由市场经济,政府干预住房市场的主要手段集中在土地和规划管制、货币政策、税收政策和租金管制。在韩国、新加坡和中国香港等新兴国家和地区,政府住房市场干预相对频繁,政策工具更为丰富。

本文将提出定量评价住房市场政府干预效果的理论模型,并以此为基础分析以稳定住房价格为目标的政策干预效果。文中“住房市场政府干预”是指“当住房价格出现大幅度上升或下降时,政府通过各种政策工具进行市场干预,以达到短期内使住房市场回到稳定运行轨道内的干预行为”。本文的理论研究部分,将在住房存量流量模型基础上,刻画住房市场政府干预的政策目标集合、政策工具集合,并提出评价住房市场政府干预效果的相关方法。实证研究部分,将结合近年来全国性住房市场政府干预政策频繁实施的特点,重点考察 2003 年以来 4 个重点的全国性政策工具^①对北京、上海、广州、深圳、天津和重庆 6 个重点城市房价的影响模式和力度。为了较好地模拟全国性政策工具对不同区域子市场的异质性干预效果,本文运用面板数据模型对传统干预分析模型进行拓展,并引入了空间异系数性的建模思路,估计了包含政府干预行为的城市房价模型,对不同政策组合下的房价运行进行数值模拟,清晰反映不同政策组合的作用效果。

二、理论分析

(一) 含有政府干预行为的住房存量流量模型

存量流量模型的基本表达式如式(1)和式(2)所示^[7]。

$$H_t^D(P_t, R_t, U_t, X_{1t}) = H_t^S \quad (1)$$

$$\Delta H_t^S = H_t^S - H_{t-1}^S = C_t(P_t, X_{2t}) - \delta H_{t-1}^S \quad (2)$$

式(1)为住房需求方程。其中, H_t^D 为住房需求函数, P_t 为住房价格, R_t 为住房租金, U_t 为住房所有权成本, X_{1t} 为其他影响住房需求的宏观经济变量和人口变量,如经济总产出 (GDP_t)、家庭持久收入 (INC_t)、人口总量 (POP_t)、家庭结构 (PS_t) 等。随着跨期优化模型的发展,住房所有权成本的内容不断丰富。式(3)给出了包含边际所得税率 ($t_{y,t}$)、物业税 ($t_{p,t}$)、抵押贷款利率 ($i_{m,t}$)、住房折旧率 (ζ_t)、通货膨胀率 (π_t)、住房价格预期 (P_t^e)、信贷约束 (λ_t 为信贷约束的影子价格, μ_c 为住房消费的单位效用) 的住房所有权成本^[8]。 U_t 越大,则住房需求越低。

$$U_t = [(1 - t_{y,t})(i_{m,t} + t_{p,t}) - \pi_t + \zeta_t - E(P_t^e/P_t - 1) + \lambda_t/\mu_c] \quad (3)$$

式(2)为住房供给方程。其中, H_t^S 为 t 时期的住房存量, δ 为存量住房损毁率。方程左侧为第 t 年住房存量增量,而右侧包括当年的新增供给量 C_t 以

及当年损耗的住房存量 δH_{t-1}^S 。影响新增供给量的主要因素包括房价 P_t 和其他外生因素 X_{2t} ,如建造成本 (MC_t)、人力成本 (LC_t)、各类短期和长期利率 (i_{st} 或 $i_{m,t}$)、住房空置率 (VAC_t) 等。

DiPasquale 和 Wheaton 对基础模型进一步提出修正:其一,房价调整是缓慢的;其二,房价预期为理性预期或近视预期;其三,住房新增供给受长远住房存量水平的限制,也缓慢调整,如式(4)至式(6)所示。

$$\Delta P_t = P_t - P_{t-1} = \gamma(P_t^* - P_{t-1}) \quad (4)$$

$$P_t^e = E[P_{t+1} | I_t] \text{ 或 } P_t^e = \sum_{i=1}^p w_i P_{t-i} \quad (5)$$

$$\Delta H_t^S = C_t(P_t, X_{2t}) - \delta H_{t-1}^S = \tau [H_t^{S*}(P_t, X_{2t}) - H_{t-1}^S] - \delta H_{t-1}^S \quad (6)$$

式(4)中 γ 代表实际房价收敛于均衡房价的速度;式(6)则表明,新增住房供给受到住房长远存量 H_t^{S*} 的影响,而 H_t^{S*} 和 P_t 的关系由城市增长理论所决定。整理式(1)至式(6)组成的存量流量模型,可得到实际房价的表达式(7)。

$$\begin{aligned} P_t &= P_t^* + \varepsilon_t \\ &= P^*(R_t, (t_{y,t}, t_{p,t}, i_{m,t}, \pi_t, \zeta_t, P_t^e, \lambda_t), \\ &\quad (GDP_t, INC_t, POP_t, PS_t), \dots (MC_t, LC_t, i_{s,t}, \\ &\quad VAC_t), \delta_t, H_{t-1}^S, \dots) + \varepsilon_t \\ &= P^{non-gov*}(\pi_t, \zeta_t, GDP_t, INC_t, POP_t, PS_t, MC_t, \\ &\quad LC_t, VAC_t, \delta_t, P_t^e, \dots) + P^{gov*}(R_t, t_{y,t}, t_{p,t}, i_{m,t}, \\ &\quad i_{s,t}, \lambda_t, H_{t-1}^S, P_t^e, \dots) + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (7)$$

为体现政府干预对房价的影响,式(7)将影响均衡房价波动的诸多因素划分为两类: $P^{non-gov*}$ 表征不受政府干预影响的均衡房价解释因素; P^{gov*} 则表征可受政府政策工具影响的均衡房价解释因素,或称为政府干预类因素。在以“稳定商品住房价格”为核心目标的政府干预过程中,若实际住房价格 P_t 明显偏离了合理的运行轨迹^②,则政府将选择政策

① (1) 2003 年 6-8 月人民银行主导的信贷政策; (2) 2004 年 4-8 月国土资源部的土地交易制度改革政策; (3) 2005 年 3-5 月国务院主导的第一次综合干预; (4) 2006 年 5-6 月国务院主导的第二次综合干预。

② 学术界经常以经济基本面决定的市场基础房价 (market fundamental price) 作为合理房价水平,但不同实证研究中给出的基础房价解释因素并不相同,即尚未形成统一的市场基础房价定义。在实践中,各国政府判断房价是否合理的尺度也存在差异,经常采用经济总产出或可支配收入增速的一定倍数作为度量合理房价增速的简单指标。

工具干预房价,以使其恢复至合理水平。当 P_t 增长过快时,干预目标变为确保政府所掌握的政策工具可使 $\Delta P^{gov*} < 0$ 。

(二) 政策工具对住房价格的长短期影响分析

对于住房市场而言,由于住房供给短期内无弹性,所以政策工具的短期效果主要体现在其对住房需求和住房价格预期的影响方面。此外,政策工具对房价的冲击具有“发布效应(announcement effect)”^①,即来自政府相关部门的干预政策在发布后,会在较短的时间窗口内对市场参与者的预期以及住房市场需求产生影响,并进而改变短期内住房价格的波动。

政策工具对房价的长期影响取决于新的长期均衡房价的水平 and 收敛于这一新均衡价格的速度,这一作用效果可由四象限模型来表达^[9]。图 1 反映了在其他条件不变的情况下,主要八类政策干预工具(租金价格管制、土地和规划管制、货币政策、税收政策、公共住房政策、住房交易管制、外资管制、金融支持政策)对均衡价格 P_t^* 的作用机理。图 1 中,假设 t 时刻住房市场处于实线框描述的均衡状态。

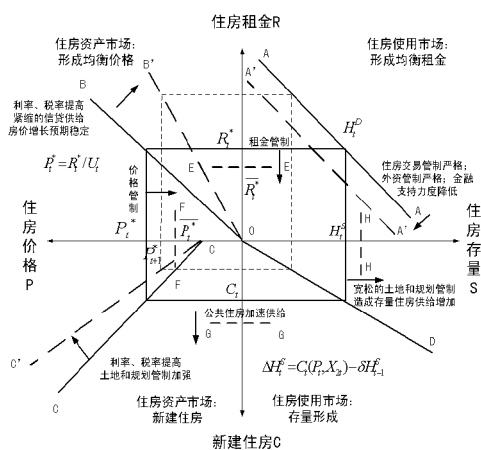


图 1 住房市场政府干预主要政策工具对均衡住房价格形成的作用机理

为说明政府有效的政策工具选择可以促使房价向合理水平恢复,图 1 中模拟了政府调高利率(税率)情况下,住房市场形成新均衡价格的情况,如图中虚线框所示。值得说明的是,并不是所有的政策工具或其组合都能产生新的均衡房价,例如若直接按照 P_t^* 进行房价管制,因为 OB 和 AA 不变,所以住房需求量增加,而 CC 和 OD 也不变,所以住房存量供给反而减小,第一象限代表的住房使用市场无法

出清,因此不能形成新的均衡房价水平,此时需要政府配套其他政策工具^[10]。

三、理论影响分析

本文主要考察 2003 年 6 月 - 2007 年 9 月期间主要的全国性政策工具对北京、上海、广州、深圳、天津和重庆 6 个重点城市商品住房价格的影响^②。论文选取考察期内最重要的 4 个政策干预阶段:

(一) 2003 年人民银行主导的信贷政策

2003 年 6 - 8 月期间,以人民银行为主发布了两项与住房市场有关的政策工具。其一,2003 年 6 月 5 日,中国人民银行宣布从 2003 年 9 月 21 日起,将金融机构存款准备金率由原来的 6% 调高至 7%,这是自 1988 年将该比率从 12% 上调至 13% 后,15 年来的第一次提升,紧缩信贷的信号非常明显。

从短期来看,由于人民银行主导的信贷政策工具属于针对金融机构的政策工具,因此并未对住房市场的需求产生直接的、明显的影响。但是,在 121 文件出台后,媒体上充斥着“房地产开发投资降速,远期商品住宅供给减少,房价必然上涨”的观点,因此短期内容易在购房者中形成房价上涨的预期。从长期来看,由于 121 号文件的相关要求比较“温和”,且其紧缩信贷的力度相对有限,因此推断该政策工具对长期均衡房价的影响并不明显。

(二) 2004 年国土资源部的土地交易制度改革政策

2004 年 3 月 31 日国土资源部、监察部要求各地必须在 2004 年 8 月 31 日前,将协议出让经营性土地使用权的历史遗留问题处理完毕。该政策目标在于规范土地出让市场,用招标、拍卖和挂牌等方式代替经营性用地的协议出让方式,避免国有土地资产流失。

从短期来看,由于土地市场和住房市场之间存在刚性的建设时滞,因此 71 号令并不会对短期住房供给产生显著影响。从长期来看,由于该政策属于土地交易制度改革,因而是一种制度变迁(regime shift)。执行招标、拍卖、挂牌三种新的土地使用权

① 资本市场发布的任何利好或不利消息,往往都会在当日或者距离最近的交易日对市场产生影响。

② 考察期内是我国住房价格持续上升的阶段,政府的主要干预目标在于稳定住房价格。2007 年 9 月以后,随着美国次贷危机引发的全球经济衰退影响日益扩散,住房信贷偏紧,政府干预的政策目标不再单纯以平抑房价为主,因此没有纳入考察范围。

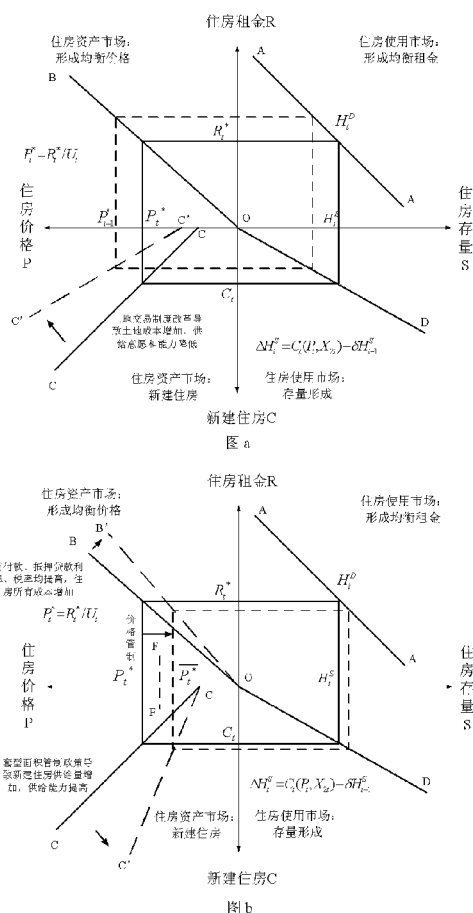


图 2 土地交易制度改革和国务院第二次综合调控
对长期均衡房价的影响示意图

出让方式,有助于促进土地交易过程的公开透明,使得土地要素的价格向市场均衡价格回复;与此同时,土地以“熟地”形式进行出让,政府需要增加开发土地的人力和资金投入,土地供应的周期变长,引发制度转轨期间,土地供应速度下降、供应量降低。

图 2-a 描述了土地交易制度改革对长期均衡房价的影响。在第三象限中,由于土地要素价格提高导致住房开发成本增加,且土地供给速度也下降,因此在相同的住房价格水平下,开发商的开发意愿和能力都降低,表现为 CC 曲线逐步同时顺时针旋转且向左平移至 C'C' 位置。由于其他三个象限的条件没有发生改变,所以经过“蛛网模型”的收敛过程,新的长期均衡房价 P_{t+1}^* 大于 P_t^* ,新的住房市场将均衡于图 2-a 中虚线方框的位置。综合来看,土地交易制度改革将在长期内以一种渐进的方式推高房价^[11],但在短期内对房价无明显的影响。

(三) 2005 年国务院主导的第一次综合干预

2005 年 3 - 5 月,国务院主导了第一次综合干预。该阶段政策工具强化了“供需双向调节、以需求干预为主”的思路,并提出“遏制投机性需求、控制投资性需求、限制被动性消费需求”的指导原则。这一阶段重点的调控手段包括对个人购买住房不足 2 年转手交易的,销售时按其取得的售房收入全额征收营业税;对超过土地出让合同约定的动工开发日期满 1 年未动工开发的征收土地闲置费,满 2 年未动工开发的无偿收回土地使用权;禁止商品房预购人将已购买但未竣工的预售商品房再行转让。

在一次综合干预中,政策工具的主要目标在于限制短期内的投机需求和投资需求,导致短期内住房需求下降。与此同时,组合式的政策工具也强有力地改变着市场参与者对房价继续上涨的预期,是政府干预开始以来第一个干预高潮。然而,由于该政策工具组合主要针对住房需求,对住房供给并无显著影响,因此对住房价格的长期影响并不明显。

(四) 2006 年国务院主导的第二次综合干预

2006 年 5 - 6 月,国务院再次主导了第二次综合干预。这一阶段,政府干预的重点转移到调整住房结构方面。主要政策包括:“自 2006 年 6 月 1 日起,凡新审批、新开工的商品住房建设,套型建筑面积 90 平方米以下住房(含经济适用房)面积所占比重,必须达到开发建设总面积的 70% 以上”;“土地的供应在限套型、限房价的基础上,采取竞地价、竞房价的办法”(简称“双限双竞”);“对空置 3 年以上的商品房,商业银行不得接受其作为贷款的抵押物”。此外,巩固已有政策的内容包括全额征收营业税的时间长度由 2 年增长到 5 年;从 2006 年 6 月 1 日起,个人住房按揭贷款首付款比例不得低于 30% (套型建筑面积 90 平方米以下的除外)等。

从短期来看,由于有更为严格的税收政策工具和交易管制政策工具,所以将对住房消费需求和投机需求产生进一步的抑制作用,带动房价下跌;然而,套型面积管制政策工具导致大户型远期供给减少,因而有可能促使大户型住房短期内出现“溢价”,并导致短期房价上涨。综合政策工具对住房需求和房价预期的效果,发现政策的短期效果并不确定。从长期来看,住房套型面积管制政策和“双限双竞”政策将逐步增加中低价位、中小套型住房在住房存量中的比重,有助于改善住房供应结构,抑

制住房价格增长。

图 2-b 描述了第二次综合调控对长期均衡房价的影响。套型面积管制政策工具实施后,在其他条件不变的情况下,将有效地增加新建住房供给的速度,体现为第三象限内 CC 曲线逆时针旋转至 CC',即在相同的价格水平下,市场中会有更多的住房供给。同时,由于首付款和抵押贷款利率的提高以及营业税征缴范围的扩大,住房所有权成本增加,表现为第二象限内 OB 曲线顺时针旋转至 OB'。由于其他两个象限的条件没有发生改变,所以经过“蛛网模型”的收敛过程,新的长期均衡房价 P_{t+1}^* 小于 P_t^* ,新的住房市场将均衡于图 2-b 中虚线方框的位置。但值得注意的是,由于套型面积管制政策是从规划阶段开始实施,因此政策效果也要逐步显现。

四、实证分析

(一) 实证分析模型构建

1. 时间序列干预分析模型。

时间序列干预分析模型作为一种政策评价方法已被广泛应用于评估各类干预事件(包括政府政策、突发事件等)对价格等宏观经济变量的动态影响^[12,13]。这一模型最早由 Box 和 Tiao 以及 Box 和 Jenkins 在 20 世纪 70 年代提出^[14],表达如式(9)所示:

$$\begin{aligned} Y_t &= M_t + \sum_{j=1}^k f_{t,j} + N_t \\ &= M_t + \sum_{j=1}^k [\omega_j(B)/\delta_j(B)] I_{t,j} \\ &\quad + \frac{\theta(B)e_t}{\phi(B)(1-B)^d} \end{aligned} \quad (9)$$

其中, Y_t 为被解释变量; M_t 为除干预事件 $I_{t,j}$ 影响之外的其他外生解释变量; N_t 为随机误差项; $f_{t,j}$ 为第 j 个干预事件对被解释变量影响的干预函数, $\omega_j(B)$ 和 $\delta_j(B)$ 为第 j 个干预事件对被解释变量影响的传递函数系数, $\omega_j(B) = \omega_{j,0} - \omega_{j,1}B - \omega_{j,2}B^2 - \dots - \omega_{j,p}B^p$, $\delta_j(B) = 1 - \delta_{j,1}B - \delta_{j,2}B^2 - \dots - \delta_{j,q}B^q$, B 为滞后算子; $\phi(B)$ 、 $(1-B)^d$ 和 $\theta(B)$ 分别为残差项的自回归、 d 阶差分和移动平均算子, $\phi(B) = 1 - \varphi_1B - \varphi_2B^2 - \dots - \varphi_pB^p$, $\theta(B) = 1 - \theta_1B - \theta_2B^2 - \dots - \theta_qB^q$ 。

干预分析模型的核心内容是选择合适的干预函数来分离干预事件对被解释变量的影响。干预事件一般可以用单位脉冲函数或单位跃迁函数来描述。

图 3 显示了不同传递函数条件下干预函数对被解释变量的“干预效果”。由于一阶以上的传递函数与被解释变量的滞后项有关,因此可用于模拟渐进效果,这也是干预分析模型相比于普通多元变量方法的突出优势。

2. 本研究中实证模型的构建。

为了有效评价全国性政策工具的干预效果,本文联合应用干预分析模型与面板数据模型。考虑到既有全国层面的因素,也有城市子市场层面的因素,构建实证研究模型如式(9)所示:

$$\begin{aligned} Y_{it} &= \Delta \ln(HP_{it}^L) = (\alpha^L + \beta X_{it}^N + \gamma_i X_{it}^L) \\ &\quad + \sum_{j=1}^k \{\omega_{ij}(B)/\delta_{ij}(B)\} I_{it,j}^N + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (9)$$

其中,被解释变量 Y_{it} 是各城市房价增长率,由房价指数的对数一阶差分过程描述。以房价增长率作为被解释变量可保证序列的平稳性,避免虚假回归。此外,根据房价增长率的拟和值进行反向推算,也可得到房价水平序列拟和值,并由此推断政策工具对房价水平的影响。

模型右侧包括三项:第一项是除所关注的政府干预事件外,影响房价增长率的各类全国性或地方性的非政府干预类因素;第二项是表征政府干预政策对房价影响的干预函数项,第三项则是随机误差项。由于采用了多变量全样本的建模方式,所以 ε_{it} 是独立同分布(均值为零,方差为 σ_u^2)的白噪声。具体而言, α_i^L 表征截面个体影响(变截距); X_{it}^N 是影响城市房价的全国宏观经济基本面因素,上角标 N 代表全国层面变量; X_{it}^L 是影响城市房价的区域经济因素,上角标 L 代表区域层面变量。本文假设全国宏观经济变量对各城市房价具有相同的影响效果(β 和 X_{it}^N 在任何截面 i 都相同),而区域经济因素对城市房价的影响不仅在数量上存在差异(X_{it}^L 在不同截面 i 不相同),而且也在结构上存在差异(γ_i 在不同截面 i 上不相同)。由于全国性政策工具对各城市子市场具有相同的发布时间 and 政策参数,因而理论上可对不同城市子市场房价产生同期的影响。但是由于政策执行力度、区域住房市场性质等方面的不同,相同政策效果的影响力度必然存在差异,因此假定 $\omega_{ij}(B)$ 和 $\delta_{ij}(B)$ 在不同截面上不完全一致。

(二) 研究基础数据

为准确分离政策影响,干预分析往往需要高频数据。为此,本节采用 2001 年 1 月至 2007 年 9 月

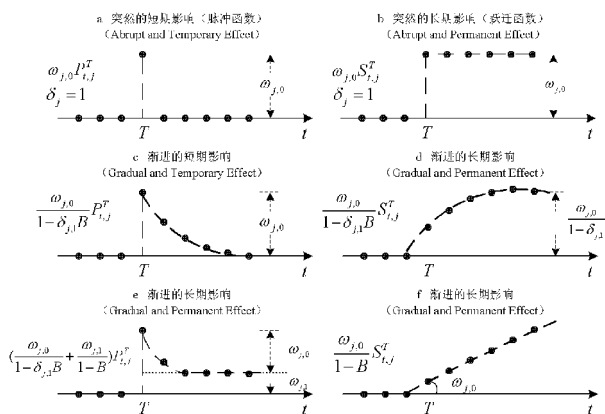


图 3 各种传递函数形式下的干预事件对
被解释变量的影响效果示意图

全国及 6 个重点城市的房价和宏观经济基本面月度数据,共 81 个观察点(2007 年 9 月以后次贷危机爆发,房价出现较大波动,所以没有考虑这一特殊时期)。其中,城市房价选取中国房地产指数系统中 6 个城市房价月度指数。全国宏观经济基本面数据包括月度进出口总额 $Trade^N$ 、1 年期商业存款基准利率的名义值 $NSIR^N$ 、5 年以上抵押贷款基准利率的实际值 $RMLIR^N$ 、广义货币供给量 $M2^N$ 、上海证券交易所综合指数和深圳证券交易所成分指数 $Stock_{SH}^N$ 和 $Stock_{SZ}^N$;城市层面的月度数据则包括城镇居民月人均可支配收入 INC_i^L 与居民消费价格指数定基比序列 CPI_i^L (2002 年 12 月为 100)。由于城镇居民的人均可支配收入具有较明显的季节性,首先利用可乘移动平均方法消除季节性。将各变量带入式(9)得到实证研究的最终模型式(10),其为理论式(7)在本研究中的具体应用。

$$\begin{aligned} \Delta \ln HP_{it}^L = & \{ \alpha_i^L + \beta_1 \Delta \ln \left(\frac{Trade_t^N}{NCPI_t^N} \times 100 \right) \right. \\ & + \beta_2 \Delta \ln NSIR_t^N + \beta_3 \Delta (RMLIR_t^N) + \cdots + \beta_4 \Delta \ln \left(\frac{M2_t^N}{NCPI_t^N} \right. \\ & \times 100) + \beta_5 \Delta \ln \left(\frac{Stock_t^N}{NCPI_t^N} \times 100 \right) + \gamma_{1i} \Delta \ln HP_{it-1}^L \\ & + \gamma_{2i} \ln INC_{it}^L + \cdots + \gamma_{3i} \Delta \ln CPI_{it}^L + \{ \theta_{1i} I_{it1p}^N + \theta_{2i} I_{it3p}^N \\ & + \theta_{3i} I_{it4p}^N + \theta_{4i} I_{it2g}^N + \theta_{5i} I_{it4g}^N \} + v_{it} \\ & i = bj \ sh \ gz \ sz \ kj \ cq \end{aligned} \quad (10)$$

应用 Phillips-Perron 方法进行平稳性检验,发现只有人均可支配收入 INC_i^L 是零阶平稳序列,所有其他变量均为一阶平稳序列,所以在式(10)中 INC_i^L

以对数形式进入。同时,由于抵押贷款基准利率的实际值在某些时段内存在负值,所以选取一阶差分进入式(10),单整检验的结果从略。

(三) 实证研究结果

利用 Eviews 6.0 平行数据广义最小二乘法 (pooled generalized least square) 对式(10)进行参数估计,选择固定影响变截距模型,并用截面协方差矩阵进行加权,将不显著的变量剔除,得到的最终结果如表 1 所示。本文主要目的是分析各政府政策工具对 6 个重点城市房价的作用效果,结果如下:

1. 2003 年 6 - 8 月人民银行主导的信贷政策。

回归参数 θ_{1i} 表明,该政策工具对 6 个城市房价同时产生了与理论分析一致的短期正向脉冲冲击,对北京、上海和深圳房价的影响在统计上显著。从作用力度来看,北京、广州、深圳、天津和重庆房价在 2003 年 6 - 8 月期间受政策工具影响,月均增长率在 0.23% ~ 0.45% 区间内不等,只有上海房价在政策干预下,月均增长率为 2.08%,约为其他 5 个城市干预力度的 5 - 10 倍。

2. 2004 年 4 - 8 月国土资源部的土地交易制度改革政策。

回归参数 θ_{2i} 表明,该政策工具对 6 个城市房价都产生了正向渐进跃迁冲击,且对除北京外的所有城市子市场的作用效果都具有统计显著性。从作用力度来看,深圳和广州受影响最为明显,重庆次之,而北京、上海和天津的作用效果基本一致。从回归参数来看,该政策工具对深圳和广州房价的推动作用大约为对北京、上海和天津作用的 2 至 3 倍。由于土地交易制度改革主要对土地市场并进而对住房供给产生影响,因此政策效果的区域差异主要取决于各城市住房供给环境的不同。已有研究表明,在上述 6 个城市中,广州和深圳的住房供给弹性是最低的^[11],因此该政策对住房供给较无弹性的城市房价推动作用更为明显。

3. 2005 年 3 - 5 月国务院主导的第一次综合干预。

回归参数 θ_{3i} 表明,该政策工具对除广州之外的其他子市场都产生了负向脉冲冲击,且对北京、深圳、天津和重庆的影响在统计上显著。从该政策的作用力度来看,北京、天津和重庆房价受到影响较大,房价月均增长率在 2005 年 3 - 5 月期间,分别平均下降 1.68%、1.36% 和 4.55%;广州和深圳房价

表 1

4 个重点全国性政策工具对 6 个城市房价影响效果的实证分析结果

系数 符号	被解释变量					
	$\Delta \ln HP_{bj}$	$\Delta \ln HP_{sh}$	$\Delta \ln HP_{gz}$	$\Delta \ln HP_{sz}$	$\Delta \ln HP_{tj}$	$\Delta \ln HP_{cq}$
α_i^L	-0.0980	0.2056	-0.3182	-0.1556	-0.122	0.0522
β_2	0.4055 ***	0.4055 ***	0.4055 ***	0.4055 ***	0.4055 ***	0.4055 ***
β_4	4.923 (0.000)	4.923 (0.000)	4.923 (0.000)	4.923 (0.000)	4.923 (0.000)	4.923 (0.000)
β_5	0.1042 *	0.1042 *	0.1042 *	0.1042 *	0.1042 *	0.1042 *
γ_{1i}	1.910 (0.057)	1.910 (0.057)	1.910 (0.057)	1.910 (0.057)	1.910 (0.057)	1.910 (0.057)
γ_{2i}	0.0226 **	0.0226 **	0.0226 **	0.0226 **	0.0226 **	0.0226 **
γ_{3i}	2.270 (0.024)	2.270 (0.024)	2.270 (0.024)	2.270 (0.024)	2.270 (0.024)	2.270 (0.024)
θ_{1i}	-0.2926 *	-0.3581 **	-0.4925 ***	-0.2004 Δ	-0.1641	-0.2830
θ_{2i}	-1.752 (0.081)	-2.211 (-0.028)	-3.339 (0.001)	-1.250 (0.212)	-0.869 (0.385)	-0.766 (0.444)
θ_{3i}	0.0143 **	-0.0272 ***	0.0438 ***	0.0205	0.0185 Δ	-0.0074
θ_{4i}	2.399 (0.017)	-2.605 (0.010)	2.987 (0.003)	0.892 (0.373)	1.485 (0.138)	-0.540 (0.589)
θ_{5i}	-0.0874	-0.1841	-0.3147 Δ	0.0774	-0.3052 Δ	-0.2052
θ_{6i}	-0.706 (0.480)	-0.781 (0.435)	-1.487 (0.138)	0.336 (0.737)	-1.474 (0.141)	-0.602 (0.547)
θ_{7i}	0.0031 Δ	0.0208 ***	0.0041	0.0045 Δ	0.0026	0.0023
θ_{8i}	1.485 (0.138)	2.620 (0.009)	0.407 (0.684)	1.594 (0.112)	0.803 (0.423)	0.341 (0.734)
θ_{9i}	0.2790	0.2457 Δ	0.7376 ***	0.8220 ***	0.3070 Δ	0.6451 Δ
θ_{10i}	1.137 (0.256)	1.289 (0.198)	2.586 (0.010)	2.584 (0.010)	1.473 (0.141)	1.584 (0.114)
θ_{11i}	-0.0168 *	-0.0115	0.0044	-0.0082 Δ	-0.0136 *	-0.0455 *
θ_{12i}	-1.912 (0.057)	-0.937 (0.349)	0.388 (0.698)	-1.558 (0.120)	-1.692 (0.091)	-1.798 (0.073)
θ_{13i}	0.0040	-0.0034	0.0282 Δ	0.0858 ***	0.0179	-0.0071
θ_{14i}	0.912 (0.362)	-0.529 (0.597)	1.359 (0.175)	4.010 (0.000)	0.436 (0.663)	-0.172 (0.863)
θ_{15i}	0.1765	-0.0715	-0.2943	-0.6738 **	-0.7431 ***	-0.7351 **
θ_{16i}	0.775 (0.439)	-0.267 (0.789)	-1.003 (0.316)	-2.223 (0.027)	-2.793 (0.006)	-2.129 (0.034)
	调整 R 方	35.70%	F 统计量	1279.30	D. W. 值	1.995

注:***,**和* 分别代表在 1% ,5% 和 10% 的置信度下显著; Δ 代表在 20% 的置信度下显著。回归系数下方为 T 统计量,小括号内为 T 统计量对应的 P 值。

所受冲击不明显,其中广州房价月均增长率提高 0.44%,深圳则降低 0.82%;上海是第一次综合干预政策阶段的重点子市场,其房价月均增长率也下降 1.15%。总的来说,国务院主导的第一次政府干预在短期内有效地平抑了 5 个区域子市场的房价,是 2003 年以来住房市场政府干预中第一个较为有效的政策工具。

4. 2006 年 5-6 月国务院主导的第二次综合干预。

回归参数 θ_{4i} 表明,国务院第二次综合干预在短期内的作用效果并不确定,对上海和重庆产生较小的负向脉冲冲击,对北京和天津产生较小的正向脉冲冲击,而对广州和深圳则产生较大的正向脉冲冲击,但只有对广州和深圳的影响在统计上显著。

回归参数 θ_{5i} 则表明,国务院第二次综合干预在长期内的作用效果更为显著。除北京外,该政策工具对其他子市场的房价都产生了负向渐进跃迁冲击,且对深圳、天津和重庆的影响力度最大,统计上也具有显著性。从效果上看该政策基本达到了预定

的目标,且对此前增速过快的深圳住房价格的平抑效果最为明显。

(四) 不同政策组合下的房价运行数值模拟

表 1 实际给出了带有政府住房市场干预政策的城市房价影响模型,因此可根据相关参数,设定不同的政策组合形式,模拟不同政策条件下的房价运行效果。本文选取三个主要的模拟环境:① 带有全部政府干预政策工具的房价走势;② 不带任何政府干预政策工具的房价走势;③ 除土地交易制度改革政策以外其他政策工具下的房价走势。数值模拟得到的房价运行状况如图 4 所示。为了定量分析不同政策工具组合对各城市房价作用的效果差异,计算 2003 年 6 月-2007 年 9 月期间,序列①和序列③相对于序列②的月度平均变化情况,如表 2 所示。

五、研究结论

本文构建了含有政府干预行为的住房存量流量模型,并区分了非政府干预类和政府干预类影响因素的不同效果。理论分析表明,当住房实际价格明显超过了合理房价水平时,长期内,政策工具或其组

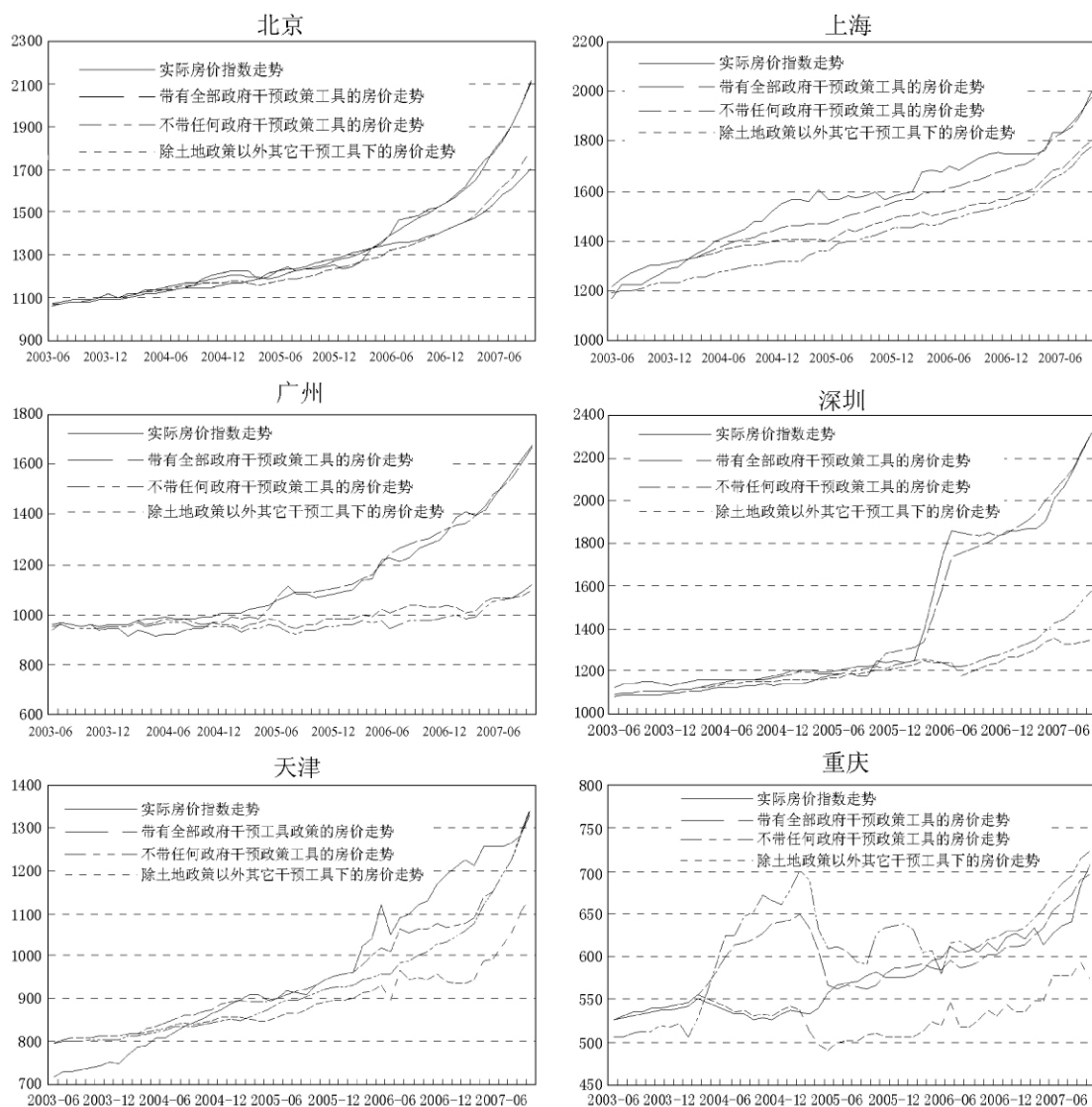


图 4 全国性住房市场政府干预效果

表 2 不同情况下 6 城市政府干预有效性的对比分析

考察时期	北京	上海	广州	深圳	天津	重庆
	带有全部政府干预政策工具时的有效性分析					
2003.06 - 2003.12	-1.71	-13.26	-1.97	-2.48	-1.05	-0.63
2004.01 - 2004.12	-2.19	-4.49	-3.48	-1.85	-2.70	-8.62
2005.01 - 2005.12	4.27	2.34	-8.26	-2.24	0.91	8.16
2006.01 - 2006.12	-11.56	-3.03	-16.53	-41.28	-0.51	<u>2.31</u>
2007.01 - 2007.09	-30.32	-5.77	-22.54	-20.90	<u>5.01</u>	<u>1.16</u>
总体平均作用效果	-7.63	-3.72	-10.65	-14.37	0.22	0.55
考察时期	带有除土地政策以外其他政策工具时的有效性分析					
	北京	上海	广州	深圳	天津	重庆
2003.06 - 2003.12	-1.71	-13.26	-1.97	-2.48	-1.05	-0.63
2004.01 - 2004.12	-0.05	-0.45	0.00	-0.06	-0.03	0.00
2005.01 - 2005.12	5.23	3.62	-1.07	2.43	3.06	6.14
2006.01 - 2006.12	-4.03	1.13	-1.50	1.60	5.35	1.29
2007.01 - 2007.09	-9.33	0.76	7.62	21.73	12.20	7.36
总体平均作用效果	-1.55	-0.41	0.50	4.39	3.93	2.92

注:带有下划线的数据表明该年度的政策工具组合抑制了该城

市的房价,即 $\Delta P^{gov} < 0$ 。

合的调整应以降低政府干预类影响因素所决定的住房均衡价格为目标;而短期内,灵活的需求干预可有效防止各类供需冲击造成的房价或租金的短期上涨。

实证分析方面,本文定量评估了 2003 年以来四个重点的全局性政策工具对北京、上海、广州、深圳、天津和重庆房价的影响模式和力度。结果表明:4 个全局性政策工具对 6 重点城市房价的影响不尽相同。全局性政策工具很难同时对所有住房子市场产生相同的作用效果,而且往往由于城市子市场的异质性而产生一定的“溢出效应”。数值模拟分析表明,整体而言,2003 年以来的住房市场政府干预平抑了天津和重庆的房价,但是对其他 4 个一线城市

的干预效果并不明显;排除土地政策的影响后,政府干预的作用效果明显改善,对广州、深圳、天津和重庆的房价都具有平抑作用,说明 2004 年土地交易制度改革可能是造成近年住房价格上升的主要政策因素之一;2005 年以来的政府干预对各个城市房价的影响更为有效,说明政府合理利用政策工具、有效调控供需的能力在不断加强。

参考文献

[1]Chiu R L H. The Role of the Government in Housing in Socialist China and Capitalist Hong Kong [J]. Third World Planning Review ,2001 ,23 (1) : 5 -21.

[2]Phang S Y , Wong W K. Government Policies and Private Housing Prices in Singapore [J]. Urban Studies. 1997 ,34 (11) : 18 -19.

[3]Lum S K. Market Fundamentals , Public Policy and Private Gain: House Price Dynamics in Singapore [J]. Journal of Property Research ,2002 ,19 (2) : 121 -143.

[4]段枚焱. 房地产市场运行模式与调控体系研究 [M]. 北京:中国人民大学,2002.

[5]王松涛,任荣荣,龙奋杰. 住房市场的政府干预:来自新加坡的启示 [J]. 城市发展研究,2008 (3) : 121 -127.

[6]王松涛,刘洪玉. 韩国住房市场中的政府干预 [J]. 城市问题,2009 (3) : 82 -819.

[7]Dipasquale D , Wheaton W C. Housing Market Dynamics and the Future of Housing Prices [J]. Journal of Environmental Economics and Management ,1994 ,35 (1) : 1 -27.

[8]Meen G P. Modelling Spatial Housing Markets: Theory , Analysis

and Policy [M]. Boston / Dordrecht / London: Kluwer Academic Publishers ,2001.

[9]Dipasquale D and Wheaton W C. Urban Economics and Real Estate Markets [M]. NJ: Prentice-Hall ,1996.

[10]Leung C K Y and Wang W. An Examination of the Chinese Housing Market through the Lens of the DiPasquale-Wheaton Model: a Graphical Attempt [J]. International Real Estate Review ,2007 ,10 (2) : 131 -165.

[11]王松涛,刘洪玉. 土地供应政策对住房供给与住房价格的影响研究 [J]. 土木工程学报,2009 ,42 (10) : 116 -121.

[12]Blackley P. R. The 1987 Stock Market Crash and New York City Employment: An Intervention - Multiplier Analysis [J]. Journal of Regional Science ,1992 ,32 (3) : 367 -374.

[13]Worthington A and Valadkhani A. Measuring the Impact of Natural Disasters on Capital Markets: an Empirical Application using Intervention Analysis [J]. Applied Economics ,1998 ,36 (19) : 2177 -2186.

[14]Box G E P and Tiao G C. Intervention Analysis with Applications to Economic and Environmental Problems [J]. Journal of the American Statistical Association ,1975 ,70 (349) : 70 -79.

作者简介

王松涛,男,1980 年生,辽宁人,2008 年 7 月毕业于清华大学建设管理系,获工学博士学位,现任清华大学恒隆房地产研究中心讲师。研究方向:城市与房地产经济学、住房市场政府干预。

(责任编辑:程 晞)

《统计研究》主要栏目中图分类号简明对照表

主栏目	分栏目	分类号
统计工作的改革与发展	法律法规	C829. 2
	统计方法制度	C829. 21
	统计管理体制	C829. 22
	统计资料管理	C829. 23
	统计信息化建设	C816
国外统计	统计数据库	C829. 1
		F222
		F222. 33
		C81
		C811
经济统计学	统计调查、抽样与抽样分布:	0211
	概率论	
	数理统计方法 (如非参数统计、参数估计、假设检验、	0212
	时间数列、贝叶斯统计、相关分析与回归分析)	
	统计指数	C813
统计实证分析		C812
	统计模型的应用	F222. 3
		C829. 29
统计史		C829. 29
统计教育		C829. 29