

差异化预期、政策调控与房价波动^{*}

——基于中国35个大中城市的实证研究

王先柱¹, 杨义武²

(1. 安徽工业大学 商学院, 安徽 马鞍山 243002; 2. 中国农业大学 经济管理学院, 北京 100083)

摘 要:文章在住房存量调整模型的基础上, 基于住房供给方为理性预期、需求方为适应性预期的假设条件, 建立了包含差异化预期和政策调控的住房市场均衡模型, 然后以中国35个大中城市为样本, 利用线性模型和门槛模型实证检验了预期和政策调控对房价波动的影响。研究发现, 预期对房价波动具有显著影响, 上一期房价增量的提升对本期房价增量具有显著的抑制效应。研究还表明, 政府的房地产调控政策对房价波动存在明显的门槛效应: 当房价增幅放缓时, 土地供应的放宽会拉升房价, 反之则土地政策效果减弱。随着房价增幅的提升, 货币政策对房价的作用增大。保障房政策对房价的影响随房价增幅与居民可支配收入增幅的动态变化而表现出三种不同的结果。

关键词:预期; 政策调控; 房价波动; 门槛模型

中图分类号:F832 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2015)12-0051-12

DOI:10.16538/j.cnki.jfe.2015.12.005

一、引 言

过去10多年, 中国城市房价显著上涨, 很多城市的房价收入比早已超过国际公认的警戒线, 高房价已成为大多数家庭的最大负担,^① 房价长期快速持续上涨将对房地产市场乃至整个宏观经济产生巨大冲击。究竟是什么因素影响房价波动呢? 一般认为经济基本面, 包括人口规模、利率和信贷条件、失业、收入、通货膨胀率、城镇化、公共服务、房屋开发成本等是影响房价波动的重要因素。而有研究指出, 中国房价已经偏离了经济基本面, 反而是宏观调控对房价具有高度解释力。

自1998年房地产市场化改革以来, 政府频繁运用各种宏观调控手段来稳定房地产价格, 但似乎并没有达到预期目标, 甚至使楼市深陷“越调越涨”的怪圈, 高房价已是不争事实。据此, 人们开始质疑不同政策工具对房地产调控的有效性。房地产调控有效性可以理解为两个层面的含义: 一是不同政策工具对房地产市场能否产生影响以及产生多大影响, 即理论有效性; 二是政府是否有能力运用不同政策工具调控房地产市场以达到既定目标, 即实施有效性。从现有文献来看, 多数研究聚焦在第一个层面, 且并未达成一致认识。不少理论

收稿日期: 2015-04-24

基金项目: 教育部哲学社会科学重大攻关项目“建立公开规范的住房公积金制度研究”(14JZD028); 国家自然科学基金项目“城市住宅价格空间扩散规律研究”(41101104)

作者简介: 王先柱(1980—), 男, 安徽岳西人, 安徽工业大学商学院教授, 博士;

杨义武(1988—), 男, 安徽和县人, 中国农业大学经济管理学院博士研究生。

①根据《中国区域经济统计年鉴》提供的中国所有城市(不含港澳台地区)数据, 2012年有40个城市的房价收入比超过7倍, 另有58个城市的房价收入比超过6倍。

Hybrid Mechanism Design of Vehicle License Allocation: On Improvement of China's Vehicle License Allocation Mechanism

Rong Jianxin, Sun Ning

(School of Economics, Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai 200433, China)

Abstract: Based on the analysis of the defects of vehicle license allocation mechanisms in China, this paper uses a budget-constraint multi-unit auction model, and proposes a new class of sequential hybrid auction-lottery mechanism with a common reserve price to incorporate current vehicle license allocation mechanisms in a unified framework. It further discusses the interesting equality meaning of vehicle license mechanism, and uses numerical simulation analysis to evaluate the hybrid mechanisms in terms of efficiency, revenues, and equality. In addition, it extends the hybrid mechanism to incorporate the allocation of used vehicle licenses based on the reality of Shanghai vehicle license allocation reform, and further provides theoretical basis and policy reference for the improvement and selection of vehicle license allocation mechanism.

Key words: vehicle license allocation; hybrid mechanism; budget constraint

(责任编辑 康 健)

(上接第 61 页)

cities in China as a sample, and makes an empirical test on the effects of the expectations and policy adjustment on housing price fluctuations by using linear and threshold models. It indicates that the expectations significantly affect housing price fluctuations and the increase in the last period of housing prices has a significant inhibitory effect on the housing price increment during this period. In addition, the governments' real estate regulation has the obvious threshold effect on housing price fluctuations: when housing price growth slows down, land supply relaxation results in the increase in housing prices, otherwise the effect of land policy weakens; monetary policy shows more and more effect on housing prices when the increase in housing prices is rising; there are three different results about the effect of the affordable housing policy on housing prices according to the growth speed of housing prices and the dynamic changes of residents' disposable income growth.

Key words: expectation; policy adjustment; housing price fluctuation; threshold model

(责任编辑 康 健)

研究和实证检验支持了政府实施的政策调控工具有效的结论。如 Muellbauer 和 Murphy (1997) 以及 Iacoviello 和 Minetti (2008) 研究发现, 信贷市场对房地产价格变动具有显著效应。国内也有较多学者支持这一观点, 如张涛等 (2006) 发现按揭贷款实际利率越高, 房屋价格越低。况伟大 (2008) 认为开征物业税可以促使房价下降。赵胜民和罗琦 (2013) 研究发现, 开征房产税将对住房价格及宏观经济产生显著效应。易斌 (2015) 研究发现, 在不考虑土地供给限制的情况下, 相对于住房需求抑制, 土地供给调节可能是更优的房地产调控政策。也有文献支持房地产政策调控无效论。如 Jud 和 Winkler (2002)、Aregger 等 (2013)、Zheng 和 Kahn (2008) 等研究发现, 利率、税收以及土地政策对房地产市场的作用不明显。国内学者发现利率 (况伟大, 2010a)、银行信贷 (周京奎, 2005)、土地政策 (李永友, 2014) 等政策工具对房地产市场调控的成效不明显。

房地产调控是一项系统工程, 除了考虑各种政策工具调控的有效性外, 还应考虑公众对决策的回应逻辑。经济学家 Shille 将市场参与者的心理行为引入资产价格波动模型中, 引发了学者不断探索预期因素在解释房地产价格波动中的重要作用 (Malpezzi 和 Wachter, 2005; Kiefer, 2011)。薛志勇 (2012) 认为, 中国房地产市场是介于适应性预期与理性预期之间的准理性预期, 预期与房价之间存在正比例关系, 预期对房价的放大效应和预期的不稳定性增加了政策调控难度。陆铭等 (2014) 在研究移民对房价的作用机制时发现, 移民占比变化的信息里包含了移民推动房价上涨的预期, 潜在购房者的房价上涨预期越强烈, 房价就越高。况伟大 (2010b) 研究发现, 在理性预期模型框架下, 预期房价越高, 投机越盛, 房价波动越大。而在适应性预期模型框架下, 当消费性需求占主导时, 上期房价越高, 房价波动越小; 当投机性需求占主导时, 上期房价越高, 房价波动越大。高波等 (2013) 认为在适应性预期下, 房价租金比会下降; 在理性预期下, 房价租金比则上升。上述文献多数是分析需求方的预期对房地产市场的影响, 而忽略了供给方即开发商的预期。尽管况伟大 (2010b) 及高波等 (2013) 同时考虑了供求双方预期, 但都是基于供求双方一致性预期假设, 而现实情况是, 住房市场供求双方往往存在严重的信息不对称, 一致性预期假设略显不足。

与已有文献考虑适应性和理性预期不同, 本文假设住房供给方和需求方存在差异化预期。中国房地产市场供求双方存在严重的信息不对称, 住房消费群体多为家庭和个人, 他们缺少对楼市客观、公正及前瞻性的认识, 只能依据现在及过去的房价数据对未来房价走势做出预期, 即适应性预期; 而房地产开发商能够预先掌握一切可以利用的信息, 参照历史知识并对其加以最有效利用, 做出理性预期。因此, 假设住房供给方为理性预期、需求方为适应性预期, 更切合房地产市场运行实际。

面对房价越调越涨的怪圈, 现有文献除了研究不同政策工具对房价调控的理论有效性问题外, 有学者开始对政府房地产调控的决策逻辑和政策意图产生怀疑。政府近年来的房地产政策调控的底线或决策标准在哪里? 是坚持“一竿子到底”, 还是有“保”有“压”? 近年来, 上海、重庆、青岛、南昌、武汉、杭州等多地不约而同地提出房价增幅与 GDP 或居民可支配收入增幅挂钩的调控目标。当年房价增幅与 GDP 或居民可支配收入增幅挂钩是政府政策调控的参照系吗? 当房价增幅处于 GDP 或居民可支配收入增幅的不同区间时, 同一政策工具对房价波动是否会产生异质性影响? 具体的内在逻辑又是什么? 本文运用门槛模型检验不同房价增速下, 不同政策工具对房价增量影响的异质性, 为政府针对房价的不同增幅区间采用更为有效的调控政策提供参考。

二、理论分析

本文拓展住房存量调整模型,建立包含预期和政策调控的住房市场均衡模型。预期包括适应性预期和理性预期两种。适应性预期是依据上一期的房价信息进行反馈式预测,即 $\ln P_{it+1}^e = \lambda_1 \ln P_{it}$, $\ln P_{it}^e = \lambda_2 \ln P_{it-1}$, 其中 P_{it} 表示 i 地区 t 期的住房价格, P_{it+1}^e 表示 i 地区在 t 期对 $t+1$ 期住房价格的预期。 λ_1 和 λ_2 为适应性预期的系数,综合考虑投资者和消费者两个需求群体的收益决策, λ_1 和 λ_2 均大于 1, 否则投资者或消费者放弃购买行为。而理性预期则是尽力采取一切手段获取信息,对房价未来变动做出尽可能准确的预测,即 $\ln P_{it+1}^e = E_t \ln P_{it+1}$, $\ln P_{it}^e = E_{t-1} \ln P_{it}$ 。根据 Gali 和 Gertler (1999) 的定义, $E_t \ln P_{it+1}^e = \ln P_{it+1} - \epsilon_{it+1}$, $E_{t-1} \ln P_{it}^e = \ln P_{it} - \epsilon_{it}$, 其中 ϵ 是独立同分布的白噪声。

鉴于我国住房消费群体多为家庭和个人,房地产市场严重的信息不对称使他们缺少对楼市客观、公正及前瞻性的认识,只能依据现在及过去的房价数据对未来房价走势做出预期。Malpezzi 和 Wachter (2005) 的研究表明,房地产市场投资者对住房的投资性需求表现为明显的适应性预期而非理性预期。房地产开发商能够预先掌握一切可以利用的信息,参照历史知识并对其进行最有效利用,做出理性预期。可以说,其理性程度远超需求者(朱英姿和许丹,2013)。若将供给方和需求方统一假设为适应性预期,则低估供给方预期的理性程度,增加上一期房价对本期房价影响的估计偏误;而若统一假设为理性预期,则高估需求方预期的理性程度,使得下一期房价变量成为本期房价模型的干扰项,从而增大整个存量模型的估计偏误。据此,本文做出以下假设:需求者对住房价格的预期为适应性预期,而开发商为理性预期。本文还假设房地产需求和供给函数均是对数加法可分的。

(一)需求函数

预期和房地产调控政策是住房需求的函数。此外,住房需求还与人均可支配收入、城镇化、失业人数等基本因素相关。据此,房地产需求函数表示为:

$$\ln D_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln Y_{it} + \alpha_2 \ln UR_{it} + \alpha_3 \ln UM_{it} + \alpha_4 \ln P_{it} + \alpha_5 \ln P_{it+1}^e + g(X_{it}) \quad (1)$$

其中, D_{it} 、 Y_{it} 、 UR_{it} 和 UM_{it} 分别表示 i 地区 t 期的房地产总需求、人均可支配收入、城镇化率和城镇登记失业人数;假设住房需求者为适应性预期,则 $\ln P_{it+1}^e = \lambda_1 \ln P_{it}$ ($\lambda > 1$)。 $\alpha_1 > 0$ 表示需求收入弹性, $\alpha_2 > 0$ 表示城镇化对需求的作用力, $\alpha_3 < 0$ 表示失业对需求的作用力, $\alpha_4 < 0$ 表示需求价格弹性, $\alpha_5 > 0$ 表示投机对需求的作用力。

$g(X_{it})$ 表示政府政策调控对住房需求的影响,其中, $X_{it} = [fan \ sec]$ 是一组政策向量,主要包括货币政策(fan)和住房保障政策(sec), $dg(X)/dX$ 的符号取决于不同调控政策及其松紧程度。若利率上升,则信贷成本增加,从而住房需求减少,反之则需求增加。而保障房供给增加,既满足了更多中低收入家庭的住房需求,也增加了整个住房市场的供给,从而缓解了住房供需矛盾。

(二)供给因素

住房总供给包括前期供给存量和当期新增供给量。本文假定开发商对未来住房价格的预期为理性预期,暂不考虑房地产调控对理性预期的影响。供给方程为:

$$\ln S_{it} = (1 - \delta) \ln S_{it-1} + \Delta \ln S_{it} \quad (2)$$

$$\Delta \ln S_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln P_{it}^e + \beta_2 \ln P_{it-1} + \beta_3 \ln C_{it-1} + f(X_{it}) \quad (3)$$

①由于无法获取住房空置率数据,在计算住房存量时暂不予以考虑。

其中, S_{it} 表示 i 地区 t 期的住房供给; δ 表示折旧率; $\Delta \ln S_{it}$ 表示 i 地区 t 期的新增住房供给; 依据供给方为理性预期的假设, $\ln P_{it}^e = E_{t-1} \ln P_{it}$; C_{it-1} 表示 i 地区 $t-1$ 期的住房开发成本。可以发现, $\beta_1 > 0, \beta_2 > 0, \beta_3 < 0$ 。 $f(X_{it})$ 表示政府政策调控对新增住房供给的影响, 在政策向量 X_{it} 中, 我们增加了土地政策 (lan), 原因在于土地政策更多地作用于住房的供给方。

(三) 市场均衡

当房地产市场处于均衡时, $\ln S_{it} = \ln D_{it}$ 。由(1)式、(2)式和(3)式可以得出:

$$\begin{aligned} & \alpha_0 + \alpha_1 \ln Y_{it} + \alpha_2 \ln UR_{it} + \alpha_3 \ln UM_{it} + \alpha_4 \ln P_{it} + \alpha_5 \ln P_{it+1}^e + g(X_{it}) \\ & = (1-\delta) \ln S_{it-1} + \beta_0 + \beta_1 \ln P_{it} - \beta_1 \epsilon_{it} + \beta_2 \ln P_{it-1} + \beta_3 \ln C_{it-1} + f(X_{it}) \end{aligned} \quad (4)$$

对(4)式进行差分整理可得:

$$\begin{aligned} \Delta \ln P_{it} = & \frac{\beta_2 \Delta \ln P_{it-1}}{\alpha_4 + \lambda_1 \alpha_5 - \beta_1} + \frac{(1-\delta) \Delta \ln S_{it-1}}{\alpha_4 + \lambda_1 \alpha_5 - \beta_1} + \frac{-\alpha_1 \Delta \ln Y_{it}}{\alpha_4 + \lambda_1 \alpha_5 - \beta_1} + \frac{-\alpha_2 \Delta \ln UR_{it}}{\alpha_4 + \lambda_1 \alpha_5 - \beta_1} + \frac{-\alpha_3 \Delta \ln UM_{it}}{\alpha_4 + \lambda_1 \alpha_5 - \beta_1} \\ & + \frac{\beta_3 \Delta \ln C_{it-1}}{\alpha_4 + \lambda_1 \alpha_5 - \beta_1} + \frac{\Delta \ln f(X_{it}) - \Delta g(X_{it})}{\alpha_4 + \lambda_1 \alpha_5 - \beta_1} + \frac{-\alpha_5 \Delta \ln q_{it}}{\alpha_4 + \lambda_1 \alpha_5 - \beta_1} + \frac{-\beta_1 \Delta \epsilon_{it}}{\alpha_4 + \lambda_1 \alpha_5 - \beta_1} \end{aligned} \quad (5)^\text{①}$$

将(5)式进一步简化为:

$$\begin{aligned} \Delta \ln P_{it} = & \rho_1 \Delta \ln P_{i,t-1} + \rho_2 \Delta \ln S_{i,t-1} + \rho_3 \Delta \ln Y_{it} + \rho_4 \Delta \ln UR_{it} + \rho_5 \Delta \ln UM_{it} \\ & + \rho_6 \Delta \ln C_{i,t-1} + \theta \Delta \ln Q(X_{it}) + \epsilon_{it} \end{aligned} \quad (6)$$

参照上文假设及相关变量的系数, $\alpha_1 > 0, \alpha_2 > 0, \alpha_3 < 0, \alpha_4 < 0, \alpha_5 > 0, \lambda_1 > 1, \beta_1 > 0, \beta_2 > 0, \beta_3 < 0$ 。目前在我国的住房需求市场, 投机性需求基本被挤出(秦虹, 2012), 消费性需求大于投机性需求, 因此有 $\alpha_4 + \lambda_1 \alpha_5 < 0, \alpha_4 + \lambda_1 \alpha_5 - \beta_1 < 0$ 。由此可以判断, 式(6)中, $\rho_1 < 0, \rho_2 < 0, \rho_3 > 0, \rho_4 > 0, \rho_5 < 0, \rho_6 > 0$ 。 θ 表示政府政策调控对房价的影响。在我国, 政府对房地产市场的调控属于常态, 调控的核心目标是“稳定商品住房价格”。若实际房价 P_{it} 偏离了合理的运行轨道,^②政府将采取相应的政策工具进行调控, 确保房地产市场的正常运行。当 $\Delta \ln P_{it}$ 增长速度过快时, 政府政策调控的目的是使 $\Delta \ln P_{it} < 0$, 即 $\theta < 0$; 反之, 当 $\Delta \ln P_{it}$ 增长速度过慢或者是负增长时, $\theta > 0$ 。

本文由此得出: 在开发商为理性预期、购房者为适应性预期的假设下, 上一期住房价格增量上升, 引发当期住房供给增加, 导致当期住房价格增量下降; 上一期住房存量增加, 提高了当期住房供给弹性, 导致当期住房价格增量下降; 当期居民可支配收入水平的提升增加了住房需求, 拉升了当期住房价格增量; 当期城镇人口数量增长、住房需求增加, 引起房源供给紧张, 导致当期住房价格增量上升; 当期失业人数上升, 导致住房购买能力下降, 住房需求减少, 当期住房价格增量下降; 上一期住房供给成本上升, 当期住房供给增量下降, 住房价格增量上升; 若实际住房价格增速过快, 政府政策调控对房价的增长有抑制作用, 反之则对房价的增长有促进作用。

三、模型设定、变量选取与数据来源

(一) 模型设定

① 如果引入供求双方预期一致假设, 以理性预期为例, (5)式右边第一项将变为 $\frac{\beta_2 \Delta \ln P_{it-1}}{\alpha_4 - \beta_1}$, 相对于预期不一致时系数明显变大, 上一期房价作用增强。

② 目前, 学术界尚未就合理房价水平达成共识。实践中, 各国对合理房价的判断尺度各异, 经常采用经济总产出或可支配收入增速的一定倍数(介于 0 和 1 之间)作为度量合理房价增速的简单指标。

本文重点考察预期和房地产政策调控对房价波动的影响,由(6)式设定如下的基本线性模型:

$$\Delta \ln P_{it} = \rho_1 \ln P_{it-1} + \rho_2 \Delta \ln S_{it-1} + \rho_3 \Delta \ln Y_{it} + \rho_4 \Delta \ln UR_{it} + \rho_5 \Delta \ln UM_{it} + \rho_6 \Delta \ln C_{it-1} + \theta \Delta \ln X_{it} + \epsilon_{it} \quad (7)$$

其中, $\theta = [\theta_f \ \theta_l \ \theta_s]$ 为 $X_{it} = [fan \ \text{lan} \ \text{sec}]$ 的系数,分别表示货币政策、土地政策和保障房政策对房价增长的影响。考虑到模型中有滞后因变量问题以及可能存在联立性、遗漏变量等内生性问题,我们采用系统广义矩估计的动态面板数据模型进行实证分析。与差分 GMM 相比,系统 GMM 方法可以同时利用变量水平变化与差分变化的信息,估计结果更为有效。

由上述分析可知,房地产政策调控对房价增量的作用会随实际住房价格增速的快慢而各异,即存在两种不同区制。为检验住房价格不同增速下政策调控对房价增量的影响,Hansen(1999,2000)提出适宜的门槛模型的估计方法,门槛值由模型内生决定。本文首先将模型设定为“单门槛效应”,“多门槛效应”可在“单门槛效应”的基础上拓展而来。我们根据(7)式构建如下的单门槛模型:

$$\Delta \ln P_{it} = \rho_1 \ln P_{it-1} + \rho_2 \Delta \ln S_{it-1} + \rho_3 \Delta \ln Y_{it} + \rho_4 \Delta \ln UR_{it} + \rho_5 \Delta \ln UM_{it} + \rho_6 \Delta \ln C_{it-1} + \theta_1 \Delta \ln X_{it} I(ph_{it} \leq \gamma) + \theta_2 \Delta \ln X_{it} I(ph_{it} > \gamma) + \epsilon_{it} \quad (8)$$

其中, ph_{it} 为门槛变量,表示房价增速水平, γ 为房价增速门槛值, θ_1 和 θ_2 为不同区间内的估计系数, $I(\cdot)$ 为指示函数,若括号内的条件成立,则 $I = 1$,否则 $I = 0$ 。Caner 和 Hansen (2004)提出了门槛模型的广义矩估计方法,使内生性问题得到处理。本文据此采用动态门槛面板模型进行分析。

(二)变量选取和数据来源

1. 被解释变量(P_{it})。本文选取城市商品房平均销售价格变化量(单位:元/平方米)作为被解释变量。

2. 解释变量。对于历年住房存量(S_{it})的测度,参照 Wang 等(2010)的研究,以 2000 年各城镇居民住房总面积加上历年各个城市住宅竣工房屋面积(单位:万平方米)来衡量,其中 2000 年各城镇居民住房总面积=城市人均住房建筑面积×城市非农人口; Y_{it} 、 UR_{it} 和 UM_{it} 分别用城镇人均可支配收入(单位:元)、城镇化率和城镇登记失业人数(单位:万人)来衡量;住房开发成本(C_{it})主要是单位面积土地购置成本、单位面积土地开发投资和单位面积住宅竣工价值三者的函数,等于(单位面积土地购置费用+单位面积土地开发投资)×容积率+单位面积房屋竣工价值;^①我们采用 5 年及以上银行贷款利率来反映货币政策(fan_{it}),以 5 年及以上银行贷款的同期优惠利率或最低浮动利率为准;对于土地政策(lan_{it}),参照李永友(2014)的研究,采用房产企业当年购置土地面积(单位:万平方米)来表示;关于住房保障政策(sec_{it}),我们采用经济适用房投资额来测度。^②

^①单位面积土地购置费用来源于中国城市地价动态监测网发布的城市年度地价水平(单位:元/平方米),单位面积土地开发投资(单位:元/平方米)=房地产土地开发投资额/房地产土地开发面积,单位面积房屋竣工价值(单位:元/平方米)=房屋竣工价值/房屋竣工面积。鉴于房地产土地开发投资额及面积数据(2010—2012 年)严重缺失,本文在此暂不考虑单位面积土地开发投资。参照朱英姿和许丹(2013)的研究,容积率设为固定值 2。

^②鉴于 2005 年、2012 年和 2013 年的《中国房地产统计年鉴》中经济适用房投资额的统计数据缺失,我们通过计算 2001—2010 年各城市经济适用房投资额占当年住宅完成投资总额的比重,发现各个城市间虽然差异较大,但同一城市不同年份这一比重维持在一个稳定区间。为此,我们取区间均值并结合当年住宅完成投资总额,逆向估算 2004 年、2011 年和 2012 年各城市经济适用房投资额。

3. 门槛变量。中央政策调控的目标是“稳定商品住房价格”,不同房价增速下房地产政策调控对房价增量的影响可能不同。本文选取了中国 35 个大中城市“房屋销售价格指数”(ph_{it}),考虑到它是同比(上年=100)指数,本文将该指数减去 100 后得到的房屋销售价格增长率作为门槛变量。

4. 工具变量。为尽可能克服政策调控对房价波动的内生性影响,我们选取工具变量进行估计:一是参考许多文献惯用的做法,选取滞后期工具变量;二是引入 35 个大中城市公共管理和社会组织从业人员数(gj_{it})作为外部工具变量。地区的公共管理和社会组织从业人员数在一定程度上反映该地区的服务和治理能力,它直接影响政府房地产调控的广度、深度和强度进而影响房价,但不会对房价波动产生直接影响。

本文的考察对象是中国 35 个大中城市的房地产市场,时间跨度为 2003—2012 年。本文中变量取值都是根据来自历年《中国房地产统计年鉴》、《中国城市统计年鉴》、中国人民银行网站、国研网城市数据库、搜数网等的相关统计数据整理而得。为剔除通货膨胀因素对价值型变量 P_{it} 、 Y_{it} 、 C_{it} 和 sec_{it} 的影响,经各市 CPI(以 2001 年为基期)将其转化为实际变量。各城市 5 年以上银行名义贷款利率相同,无法体现货币政策的城市间差异,我们同样经各市 CPI 将其转化为实际利率。

四、实证结果及分析

(一)单位根检验

为减少实证分析中的伪回归,有必要对面板数据进行单位根检验。本文采用同根情形下的 LLC 检验及不同根情形下的 Fisher-ADF 和 IPS 检验,检验结果见表 1。可以看出,在 5% 的显著性水平上,所有变量的一阶差分均平稳。

表 1 变量单位根检验

变量	水平值			一阶差分		
	LLC	Fisher-ADF	IPS	LLC	Fisher-ADF	IPS
$\Delta \ln P_{it}$	-9.5768***	311.6186***	-6.8378***	-9.3452***	180.9687***	-4.3439***
$\Delta \ln Y_{it}$	-7.1358***	114.4298***	-2.6915***	-14.6266***	96.1234**	-4.0522***
$\Delta \ln S_{it-1}$	-11.7296***	107.8051***	-2.2062***	-19.2838***	319.2447***	-3.4394***
$\Delta \ln UM_{it}$	-20.7676***	95.0786**	-3.2861***	-22.4498***	151.1686***	-4.4431***
UR_{it}	-1.5956*	121.2957***	-0.9431	-34.9040***	181.9788***	-1.8227**
$\Delta \ln C_{it-1}$	-30.1248***	218.1990***	-3.2025***	-16.7530***	387.8706***	-8.7978***
$\Delta \ln lan_{it}$	35.3840	26.5046	-0.5697	-10.8817***	201.8186***	-3.2187***
fan_{it}	-21.0661***	55.0146	-3.4657***	-34.2573***	295.6993***	-3.8528***
$\Delta \ln sec_{it}$	-11.4965***	176.8972***	-4.0726***	-20.7367***	127.6490***	-4.9807***
ph_{it}	-7.1513***	83.6899	-2.6113***	-15.2131***	225.7170***	-4.1420***

注: *、** 和 *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著,下表同。单位根检验中均含有常数项和时间趋势项。

(二)线性回归分析

我们采用动态面板系统 GMM 估计方法对(7)式进行参数估计。回归结果见表 2,其中除模型(Ⅲ)和模型(Ⅵ)为动态面板系统 GMM 估计模型外,我们还加入了静态面板模型的估计。静态模型估计结果存在较大的误差,即便控制了个体和时间固定效应,也会导致估计结果有偏和非一致。但通常为检验模型稳健性,多运用混合 OLS 与固定效应等静态面板模型作为补充。可以看出,模型(Ⅲ)和模型(Ⅵ)中,二阶序列相关 AR(2)检验均拒绝水平方程中误差项存在序列相关的假设。Sargan 检验结果表明,不存在工具变量的过度识别问

题,工具变量选取有效。

首先,我们关注经济基本面对房价的影响。从模型(Ⅰ)、模型(Ⅱ)和模型(Ⅲ)的估计结果中可以看出,城镇化率对房价增量存在显著的正向影响,住房开发成本增量对房价增量的影响显著为正,城镇居民可支配收入增量、上一期住房存量增量和城镇登记失业人数增量未通过显著性检验。于是,我们在模型(Ⅳ)、模型(Ⅴ)和模型(Ⅵ)中加入城镇登记失业人数增量的滞后1期项及城镇居民人均可支配收入增量与消费支出增量的交互项,为避免共线性问题,同时剔除城镇登记失业人数增量。估计结果显示, $L \cdot \Delta \ln UM_{it}$ 的估计系数显著为负,表明城镇登记失业人数增加并不会立即导致住房需求减少进而促使房价增量下降,而是存在明显的滞后效应。 $\Delta \ln Y_{it} \times \Delta \ln cosm_{it}$ 的估计系数显著为正, $\Delta \ln Y_{it}$ 的系数依旧不显著,表明城镇居民人均可支配收入增加并不会引起房价的上升,将可支配收入用于消费支出特别是住房消费支出才能引起住房需求增加进而导致房价上升。

我们还发现,模型(Ⅲ)和模型(Ⅵ)中上一期房价增量的估计系数分别为-0.106和-0.100,各自通过了5%和10%水平的显著性检验。与况伟大(2010b)的研究相比,本文的参数估计值明显偏小,这可以归结为两方面的原因:一方面,开发商在决定新增住房供给时除了受高房价驱动外,还会考虑上一期住房价格增量上升→当期住房供给增加→当期住房价格增量下降这一内在逻辑,在一定程度上会收缩当期供给规模,使得当期房价增量的下降幅度降低;另一方面,对需求方而言,若预期房价上涨,在“晚买不如早买”心理的作用下,则房价进一步被推高。同时存在一些投机和投资者,在“买涨不买跌”心理的作用下,上期房价增量越大越是挤着进入,造成高房价与高成交量并存的局面,从而减弱上一期房价增量对当期房价增量的抑制效应。

同时,以房地产企业购置土地面积增量测度的土地政策与房价增量之间存在显著的正相关关系,这与余华义(2010)的研究结论及本文的理论预期恰恰相反;以利率为标的的货币政策与房价增量之间存在显著的正相关关系,但李永友(2014)发现中央政府的利率调控政策没有对房价产生显著的影响,同时王先柱等(2011)发现利率调控政策对住房需求和供给的影响均存在门槛效应;保障房政策与房价增量之间存在显著的负相关关系,与上文的理论分析一致,政府实施的保障房政策直接增加住房有效供给,在需求不变的情况下,房价下降。不同的房地产调控政策对房价究竟产生怎样的影响有待进一步探究。

表 2 线性模型估计结果

	(Ⅰ) 混合 OLS	(Ⅱ) FE	(Ⅲ) SYS-GMM	(Ⅳ) 混合 OLS	(Ⅴ) FE	(Ⅵ) SYS-GMM
$\Delta \ln P_{t-1}$	-0.080(-1.50)	-0.123 ^{**} (-2.18)	-0.106 ^{**} (-2.00)	-0.107 [*] (-2.01) [*]	-0.149 ^{***} (-2.62)	-0.100 [*] (-1.89)
$\Delta \ln Y_{it}$	0.122(0.72)	-0.051(-0.26)	0.032(0.20)	-0.282(-1.10)	-0.473(-1.60)	-0.033(-0.15)
$\Delta \ln S_{t-1}$	0.042(0.25)	0.241(0.90)	0.208(1.24)	0.076(0.42)	0.276(0.88)	0.211(1.26)
$\Delta \ln UM_{it}$	-0.033(-1.31)	-0.031(-1.18)	-0.026(-0.99)			
UR_{it}	0.065(1.48)	0.397 ^{***} (2.89)	0.060 ^{**} (2.31)	-0.012(-0.26)	0.206(1.27)	0.061 ^{**} (2.34)
$\Delta \ln C_{t-1}$	0.058 ^{**} (2.56)	0.055 ^{**} (2.31)	0.049 ^{**} (2.19)	0.053 ^{**} (2.38)	0.047 [*] (1.94)	0.050 ^{**} (2.25)
$\Delta \ln lan_{it}$	0.014 ^{***} (4.08)	0.017 ^{***} (4.72)	0.016 ^{***} (4.85)	0.015 ^{***} (4.63)	0.018 ^{***} (4.84)	0.016 ^{***} (4.84)
fan_{it}	0.012 ^{***} (4.11)	0.013 ^{***} (4.13)	0.016 ^{***} (5.24)	0.016 ^{***} (5.07)	0.015 ^{***} (4.69)	0.016 ^{***} (5.31)
$\Delta \ln sec_{it}$	-0.010 [*] (-1.73)	-0.010 [*] (-1.68)	-0.010 [*] (-1.72)	-0.011 [*] (-1.89)	-0.011 [*] (-1.86)	-0.011 [*] (-1.88)
$L \cdot \Delta \ln UM_{it}$				-0.058 [*] (-1.95)	-0.062 [*] (-1.91)	-0.057 [*] (-1.93)
$\Delta \ln Y_{it} \times \Delta \ln cosm_{it}$				1.203 [*] (1.73)	1.691 ^{**} (2.08)	1.619 ^{**} (2.29)
$_{cons}$	0.004(0.10)	-0.204 ^{**} (-2.23)		0.079 [*] (1.91)	-0.056(-0.51)	
样本量	350	350	315	315	315	315
F 统计量	6.818	7.157	37.137	7.954	7.843	34.043
$r^2(AR1)$	0.153	0.174	0.000	0.207	0.225	0.000
$r^2_a(AR2)$	0.130	0.058	0.959	0.181	0.099	0.586
Sargan test			302.48(0.310)			318.18(0.202)

注:回归系数括号内为 t 统计值,AR(1)和 AR(2)及 *sargan test* 过度识别检验报告了 p 值;在 SYS-GMM 的模型估计中,以 $\Delta \ln(g_j)$ 和被解释变量的滞后 2 阶或更高阶为工具变量。

(三) 门槛回归分析

为进一步探究不同调控政策对房价的影响,我们进行了门槛模型分析。表 3 为不同房地产调控政策门槛效应的估计结果, PTR 是固定效应形式的门槛模型, PTR_GMM 是广义矩估计形式的门槛模型。可以看出, PTR 模型估计的拟合优度明显优于上文的线性模型估计,说明门槛模型更适合解释房地产政策调控对房价波动的影响。同时,不管是土地政策、货币政策还是保障房政策的门槛模型,预期、经济基本面等因素的参数估计结果不仅验证了上文的理论分析,还与上文的线性回归分析基本一致。

表 3 显示,房地产政策调控对房价波动存在明显的门槛效应。首先,当房价指数增幅低于 6.3% 时,土地政策对房价的影响显著为正,反之则土地政策无效。开发商为攫取更多的利润,当房价指数增幅放缓(低于 6.3%)时,“囤积”土地以等待时机开发,造成土地供应增加与住房开发不对等,住房有效供给不足,从而房价上涨。而当房价增幅上升(大于 6.3%)时,开发商会加快土地购置和开发,增加住房有效供给,从而对房价起到一定的抑制作用;同时,开发商竞相购地,抬高土地价格,进而促进房价上涨。土地供给增加对房价的平抑效应与土地价格上涨对房价的拉升效应对冲,最终导致土地政策对房价的影响不显著。

而对于政府稳定住房价格的调控目标,将房价指数增幅与当地 GDP 或居民人均可支配收入增幅^①挂钩是比较合理的选择,既能保证房地产对经济的带动效应,又可兼顾到大众的购置能力。很明显,小于 6.3% 的房价指数增速赶不上 GDP 和人均可支配收入增速,特别是这一增幅不断下滑会带来一系列负面影响。因此,出于房地产市场宏观经济效应的考虑和对“土地财政”的依赖,政府在扩大土地供应数量的同时通常会提升价格筹码,这必将维持房价上涨趋势。房价指数增幅越过 6.3% 门槛值特别是超过居民人均可支配收入增幅时,为防止居民住房负担加重,单纯实行宽松土地政策而不考虑价格因素往往达不到预期调控效果,会造成土地政策失灵。

其次,随着房价指数的提升,金融政策对房价的作用越来越明显。其中以 6.3% 为门槛值,当房价增幅低于这一门槛值时,利率每上调 1%,住房价格增量上调 0.8%;当房地产销售价格指数高于这一门槛值时,利率每上调 1%,住房价格增量上调 3.2%。出现这种差异主要还是房价指数增幅与城镇居民可支配收入增幅均衡博弈的结果。显然,目前我国城镇居民可支配收入年均增幅高于房价指数的这一门槛值。对需求方而言,若可支配收入增幅高于房价指数涨幅,则居民的住房购买能力增加,对银行信贷的依赖减少,利率上升对住房需求的影响减小,在消费需求收入弹性作用下房价上涨。房价增幅跨越门槛值,特别是房价增幅超过居民可支配收入增幅后,居民购买住房对银行信贷的依赖性增强,利率上升对房价的影响增大,但这种影响为正。根据王先柱等(2011)的理解,实际利率在未达到一定值之前,难以起到抑制房地产需求的作用。对房地产开发商来说,利率上调,信贷成本增加,住房开发意愿降低,住房供给减少,进而房价上涨。若房价处于缓慢增长阶段,开发商又会纷纷打折竞相出售,从而在一定程度上收窄房价上涨幅度;而若房价处于快速增长阶段,则利率对房价上涨的作用力增强。因此,当房价指数增幅低于 GDP 或城镇居民可支配收入增幅时,为提升房价增速,紧缩货币政策较为有效;反之,宽松货币政策能够有效抑制房价过快增长。

最后,保障房政策对房价的影响因房价指数的不同而存在显著差异。当房价指数增幅小于 8.8% 时,保障房政策对房价的抑制作用不明显;当房价指数增幅处在 8.8%—11.3% 的

① 近 5 年(2009—2013 年)中国城镇居民人均可支配收入的实际增幅分别为 9.8%、7.8%、8.4%、9.6% 和 7.0%。

区间时,保障房政策对房价的抑制作用明显;房价指数增幅跨越 11.3% 门槛值后,保障房政策对房价的抑制作用明显下降。这主要是因为:当房价指数增幅小于城镇居民可支配收入增幅时,居民住房购买能力增强,往往追求优质或改善型的住房,而保障性住房供给仅仅起到社会保障作用;当房价增幅与城镇居民可支配收入增幅相近时,居民收入开始缩水,购房压力增加,保障房有效供给增加缓解了供需矛盾,从而引起房地产价格下降;一旦房价增幅超过居民可支配收入增幅,社会的多数人群缺乏购买力,此时保障房供给不仅不能有效满足中低收入人群的住房需求,反而契合高收入阶层的商品房购买能力,使保障房政策对房价的抑制作用降低。因此,当房价指数增幅小于城镇居民可支配收入增幅时,不论政府是否增加保障房供给,均不能对房价产生明显影响,保障房政策无效;反之,政府保障房供给增加能够有效抑制房价过快上涨,且房价指数增幅与城镇居民可支配收入增幅的离差越大,保障房政策的抑制效应越小。

表 3 门槛模型估计结果

	土地政策		金融政策		保障房政策	
	PTR	PTR_GMM	PTR	PTR_GMM	PTR	PTR_GMM
$\Delta \ln P_{it-1}$	-0.137*** (-4.25)	-0.102(-1.25)	-0.128*** (-4.08)	-0.375*** (-2.45)	-0.161*** (-2.84)	-0.132(-1.38)
$\Delta \ln Y_{it}$	-0.099(-0.46)	0.071(0.25)	-0.284(-1.37)	-0.041(-0.21)	-0.091(-0.41)	0.078(0.30)
$\Delta \ln Y_{it} \times \Delta \ln cosm_{it}$	0.293** (2.11)	0.556** (2.25)	0.145(1.08)	0.509* (1.89)	0.382*** (2.67)	0.576** (2.21)
$\Delta \ln S_{it-1}$	0.030(0.11)	0.021(0.10)	-0.084(-0.33)	0.577(0.83)	0.121(0.44)	0.202(0.78)
$L, \Delta \ln UM_{it}$	-0.066** (-2.32)	-0.088** (-1.90)	-0.069** (-2.58)	-0.027(-0.49)	-0.066** (-2.25)	-0.010(-0.23)
UR_{it}	0.241* (1.77)	0.156*** (4.52)	0.132(1.08)	0.249(1.26)	-0.006(-0.05)	0.224*** (5.74)
$\Delta \ln C_{it-1}$	0.067*** (2.79)	0.047(1.42)	0.055** (2.42)	0.051** (1.96)	0.064*** (2.63)	0.049* (1.75)
$\Delta \ln lan_{it-1}$	0.026*** (5.51)	0.033(0.87)				
$\Delta \ln lan_{it-2}$	0.0025(0.45)	0.0043(0.83)				
fan_{it-1}			0.008*** (2.65)	0.015* (1.83)		
fan_{it-2}			0.032*** (7.83)	0.074** (2.12)		
$\Delta \ln sec_{it-1}$					-0.007(-1.04)	-0.085(-0.81)
$\Delta \ln sec_{it-2}$					-0.048** (-2.22)	-0.048* (-1.66)
$\Delta \ln sec_{it-3}$					-0.027* (-1.92)	
Th_1	0.063	0.068	0.063	0.059	0.088	0.108
Th_2					0.113	
$Fstat_1$	11.504***		51.097***		14.198***	
$Fstat_2$	2.129		2.220		4.741*	
r^2	0.171		0.259		0.148	

注: $\Delta \ln lan_{it-1}$ 和 $\Delta \ln lan_{it-2}$ 分别表示由门槛值将数据分为两个区间的回归系数,其他变量亦是如此; Th_1 和 Th_2 分别表示 PTR 模型中的门槛值, $Fstat_1$ 和 $Fstat_2$ 分别表示 PTR 模型中存在一个和两个门槛的 F 检验, r^2 为拟合优度。

(四)稳健性检验

为增强上述实证结论的稳健性,特别是检验不同房地产调控政策对房价影响的线性与非线性关系,本文进一步使用土地政策、金融政策和保障房政策的代理指标做稳健性分析。^① 考虑到土地政策除了上文分析的土地供给数量型工具外,还包括价格型工具,据此我们采用单位面积土地购置价格增量($\Delta \ln lanp_{it}$)来反映土地政策;对于货币政策,采用房地产开发资金来源中的国内贷款额增量($\Delta \ln loan_{it}$)来测度(余华义,2010);考虑到保障房政策的数据可得性及 2005 年之后进入中央住房调控决策逻辑中的事实,采用虚拟变量来测度,以 2005 年为时间节点($secx_{it}$)。

线性 SYS-GMM 模型估计结果显示,本文重点关注的上一期房价增量、土地政策、金融政策和保障房政策等主要解释变量的系数符号及显著性基本未变;非线性 PTR 模型估计结果表明,土地政策和金融政策与房价增量之间各存在一个门槛值,保障房政策与房价增量

①限于篇幅,这里未报告稳健性检验结果,感兴趣的读者可以向作者索取。

之间存在两个门槛值,且在房价指数不同增幅下,各项调控政策对房价增量的影响方向及大小与表 3 估计结果基本一致。

五、结论与政策启示

本文拓展了住房存量调整模型,在假设住房供给方为理性预期、需求方为适应性预期的条件下,分析了差异化预期、政策调控对房价波动的影响。本文在理论分析的基础上,运用 35 个大中城市数据进行了线性模型与门槛模型的参数估计及稳健性检验,得到以下结论和启示:

1. 预期对房价波动具有显著影响。在住房供给方为理性预期、需求方为适应性预期的假设下,上一期房价增量对当期房价增量具有显著的抑制作用。这意味着建设公开透明的购房信息平台,加强对媒体与舆论的引导和管理,减少信息传递不对称,可以促使消费者与开发商共同形成理性预期,最终使房价回归理性区间。

2. 房地产政策调控对房价波动存在显著的门槛效应。第一,房价指数增幅越过门槛值之前,土地政策对房价的影响显著为正;而一旦跨过 6.3% 的门槛值,土地政策对房价的正向影响不显著。土地政策对房地产市场的调控有效性要以房价指数不同增幅区间来区分。在较低的增幅区间,土地政策调控有效,反之则无效。土地政策调控要兼顾数量和价格两种工具,如果只调整供应数量而忽视出让价格,调控效果往往会适得其反。

第二,以利率为标的的货币政策随着房价提升对其作用越来越大。运用利率工具调控房价的作用力,既要视房价增幅与城镇居民可支配收入增幅的具体情况而定,还要看开发商对于不同房价增幅的反应。如不同城市房价指数增幅与城镇居民可支配收入增幅存在差异,意味着利率对不同城市房价具有差异化调控效果。

第三,保障房政策对房价的影响因房价不同而存在三种不同作用。当房价增幅小于城镇居民可支配收入增幅时,政府可以考虑适度减少保障房供应,将资金用于就业、增加居民收入、鼓励居民消费等领域;当房价指数增幅与城镇居民可支配收入增幅相差无几时,加大保障性住房供应,可以缓解住房供需矛盾,减轻居民的购房压力;当房价指数增幅超出城镇居民可支配收入增幅时,除了继续加大保障性住房的供给外,要更加注重解决保障性住房在不同收入群体间的分配问题。

* 作者还感谢中组部首批青年拔尖人才支持计划的资助。

主要参考文献:

- [1]高波,王文莉,李祥.预期、收入差距与中国城市房价租金“剪刀差”之谜[J].经济研究,2013,(6):100—112.
- [2]况伟大.中国住房市场存在泡沫吗?[J].世界经济,2008,(12):3—13.
- [3]况伟大.利率对房价的影响[J].世界经济,2010a,(4):134—145.
- [4]况伟大.预期、投机与中国城市房价波动[J].经济研究,2010b,(9):67—78.
- [5]李永友.房价上涨的需求驱动和涟漪效应——兼论我国房价问题的应对策略[J].经济学(季刊),2014,(2):443—464.
- [6]陆铭,欧海军,陈斌开.理性还是泡沫:对城市化、移民和房价的经验研究[J].世界经济,2014,(1):30—54.
- [7]王先柱,毛中根,刘洪玉.货币政策的区域效应——来自房地产市场的证据[J].金融研究,2011,(9):42—53.
- [8]薛志勇.预期对我国住房市场政策调控效果影响的实证分析[J].城市问题,2012,(6):63—67.
- [9]易斌.住房需求抑制还是土地供给调节:房地产调控政策比较研究[J].财经研究,2015,(2):66—75.

- [10]余华义.经济基本面还是房地产政策在影响中国的房价[J].财贸经济,2010,(3):116—122.
- [11]张涛,龚六堂,卜永祥.资产回报、住房按揭贷款与房地产均衡价格[J].金融研究,2006,(2):1—11.
- [12]赵胜民,罗琦.金融摩擦视角下的房产税、信贷政策与住房价格[J].财经研究,2013,(12):72—84.
- [13]周京奎.货币政策、银行贷款与住宅价格——对中国4个直辖市的实证研究[J].财贸经济,2005,(5):22—27.
- [14]朱英姿,许丹.官员晋升压力、金融市场化与房价增长[J].金融研究,2013,(1):65—78.
- [15]Aregger N, Brown M, Rossi E. Transaction taxes, capital gains taxes and house prices[R]. Swiss National Bank (SNB) Working Paper, 2013.
- [16]Caner M, Hansen B E. Instrumental variable estimation of a threshold model[J]. Econometric Theory, 2004, 20(5): 813—843.
- [17]Hansen B E. Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing and inference[J]. Journal of Econometrics, 1999, 93(2): 345—368.
- [18]Hansen B E. Sample splitting and threshold estimation[J]. Econometrica, 2000, 68(3): 575—603.
- [19]Iacoviello M, Minetti R. The credit channel of monetary policy: Evidence from the housing market[J]. Journal of Macroeconomics, 2008, 30(1): 69—96.
- [20]Jud G D, Winkler D T. The dynamics of metropolitan housing prices[J]. Journal of Real Estate Research, 2002, 23(1): 29—45.
- [21]Kiefer H. The house price determination process: Rational expectations with a spatial context [J]. Journal of Housing Economics, 2011, 20(11): 249—266.
- [22]Malpezzi S, Wachter S M. The role of speculation in real estate cycles[J]. Journal of Real Estate Literature, 2005, 13(2): 143—164.
- [23]Muellbauer J, Murphy A. Booms and busts in the UK housing market[J]. Economic Journal, 1997, 107(6): 1701—1727.
- [24]Wang S, Yang Z, Liu H. Impact of urban economic openness on real estate prices: Evidence from thirty-five cities in China[J]. China Economic Review, 2010, 22(1): 42—54.
- [25]Zheng S, Kahn M E. Land and residential property markets in a booming economy: New evidence from Beijing[J]. Journal of Urban Economics, 2008, 63(2): 743—757.

Differentiated Expectations, Policy Regulation and Housing Price Fluctuations: An Empirical Study of 35 Large and Medium-sized Cities in China

Wang Xianzhu¹, Yang Yiwu²

(1. School of Business, Anhui University of Technology, Maanshan 243002, China;

2. College of Economics and Management, China Agriculture University, Beijing 100083, China)

Abstract: Based on the housing stock adjustment model, and the assumption that housing supply side has rational expectations and housing demand side has the adaptive expectations, this paper establishes a balanced model of housing market including the differentiated expectations and policy adjustment. Then it takes the 35 large and medium-sized

(下转第 71 页)