

期房市场对现房市场价格稳定效应的实证研究

王松涛, 刘洪玉, 陈伟, 龙奋杰

(清华大学 建设管理系, 北京 100084)

摘要: 对上海市 2000 年 11 月提高商品房预售条件对现房市场价格的影响进行了实证研究。以期房市场对现房市场价格的稳定效应为出发点, 分析取消商品房预售制度对中国房地产市场产生的可能影响。广义自回归条件异方差模型分析表明: 提高预售条件不仅从长期显著提高了上海市现房市场的价格水平, 而且还导致上海市现房市场价格波动性的显著增强。就稳定住房价格这一房地产业宏观调控目标而言, 短期内直接取消商品房预售制度并不具备可行性。

关键词: 期房市场; 现房市场; 价格稳定效应; 自回归条件; 异方差模型

中图分类号: F 293 3

文献标识码: A

文章编号: 1000-0054(2007)06-0781-04

Stabilizing effect of the pre-sale market on spot housing prices

WANG Songtao, LU Hongyu, CHEN Wei, LONG Fenjie

(Department of Construction Management, Tsinghua University, Beijing 100084, China)

Abstract The influence of pre-sale qualification enhancement initiated by Shanghai government in November 2000 on spot housing prices was analyzed using empirical data from the Shanghai housing market. The observed stabilizing effect of the pre-sale market on spot housing prices was used to predict the possible influence on China's housing market if the current pre-sale market was cancelled. Results from the generalized autoregressive conditional Heteroskedastic model indicate that not only made the spot housing prices increased in the long run, but also the price volatility of the spot housing market increased significantly. Therefore, the pre-sale housing market should not be eliminated in the short run since the real estate industry seeks to stability fast-rising housing prices.

Key words pre-sale market; spot market; stabilizing effect; autoregressive conditions; Heteroskedastic model

中国人民银行房地产金融分析小组认为: “很多市场风险和交易问题都源于商品房新房的预售制度, 目前经营良好的房地产商已经积累了一定的实力, 可以考虑取消现行的房屋预售制度, 改期房销售

为现房销售。”^[1]该观点披露后, 引起了期房市场的相关改革。

关于远期交易对于现货市场价格波动性的影响一直存在着争论。Kaldor 虽然承认投机者可以在一定程度上稳定价格的波动, 但也指出一旦投机者若不根据市场基本面制定投资策略, 则会加剧市场价格的波动^[2]。Cutler 等人的研究表明, 增大市场中投机者的比例, 将使收益序列方差增大, 即市场价格的波动性增强^[3]。与上述结论相反, Friedman 认为投机行为可以在一定程度上稳定价格的波动^[4]。Working 也指出远期市场中的套利和投机行为, 为进行准确的价格预期提供了更多的有效信息, 从而降低了现货市场价格的波动^[5]。

期房市场价格稳定效应的理论研究相对较少, 多数学者倡导建立基于区域住房价格指数的期房和期权市场。在实证研究方面, Wong 对香港期房政策变迁的研究表明: 政府提高预售条件后, 现房市场价格的波动性显著增强; 而降低预售条件后, 现房市场价格的波动性也相对减弱^[6]。

本文从理论上探讨期房市场对现房市场价格稳定效应的作用机制, 利用广义自回归条件异方差(GARCH)模型, 对上海市提高商品房预售条件对现房市场价格的影响进行实证检验。

1 期房市场对现房市场价格稳定效应的作用机制

房地产市场垄断性强, 交易成本高, 信息不对称明显, 与商品和股票期货市场相比, 期房市场在向现房市场传导信息方面可能发挥更大的作用, 其价格稳定效应更容易得到发挥。期房市场对现房市场价格的稳定效应主要体现在以下 3 点。

收稿日期: 2006-05-12

基金项目: 国家自然科学基金资助项目(70573055; 70440005)

作者简介: 王松涛(1980—), 男(汉), 辽宁, 博士研究生。

通讯联系人: 刘洪玉, 教授, E-mail: liuhuy@mail.tsinghua.edu.cn

1) 期房市场提供的远期价格信号有助于市场参与者形成合理的价格预期。

由于期房市场交易成本较低, 交易信息由政府部门集中备案, 因此容易形成有效的远期价格, 进而指导市场参与者形成合理的价格预期, 减弱现房市场价格的波动性。

2) 期房市场提供的需求量信号有助于指导开发商理性决策, 减少供给失误。

期房市场的交易量指标反映了未来住房需求量的可能变动, 可以指导开发商安排长期住房供给计划, 使期房市场在一定程度上解决了现房市场短期供给无弹性问题, 进而减弱了现房市场价格的波动性。

3) 期房市场提高了开发资金使用效率, 有利于新增住房供给长期稳定增长。

2005 年中国房地产开发到位资金中“ 定金和预收款 ”占 36.6%, 是开发资金的主要来源。在缺乏其它融资渠道的条件下, 期房市场提高了社会资金的使用效率, 有利于新增住房供给的稳定, 同时也促进了现房市场价格水平的稳定。

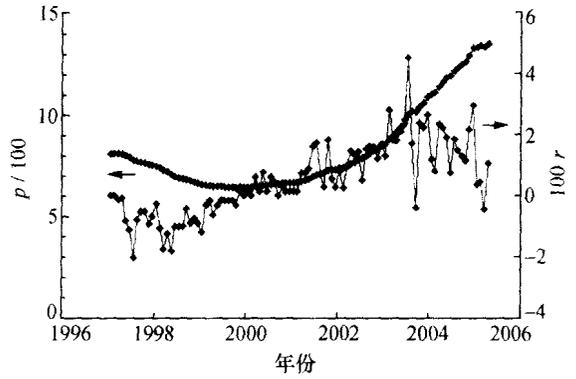
上述分析表明, 期房市场的价格稳定效应既包括其对现房市场价格波动性的稳定, 也包括其对现房市场价格水平的稳定。严格的期房政策(如缩短预售期长度)将抑制期房市场价格稳定效应的发挥。

2 上海市期房市场价格稳定效应实证分析

上海市于 2000 年 11 月颁布了商品房预售新标准, 规定商品房项目必须完成基础工程并施工到主体结构封顶(8 层及以上项目须施工到主体结构 2/3 以上)才能预售。由于新标准规定的预售条件明显提高, 预售时房屋已接近竣工, 因而期房市场对现房市场价格的稳定效应减弱。本部分将利用 GARCH 模型对上述政策变迁进行实证分析。

2.1 基础数据

“中国房地产指数系统”(简称“中房指数”), 是中国时间序列最长、反映市场状况最佳的一种房地产价格指数。由于指数成长过程中对预售商品房价格采用了时间价值修正, 因此该指数可以近似为现房市场的价格指数。本研究采用 1997 年 1 月至 2005 年 4 月中房上海住宅价格指数的月度数据, 住房价格指数(p)和其增长率(r)如图 1 所示。商业银行贷款利率(R)、通货膨胀率(F)、上证综合指数(S_h)、深证成分指数(S_z)如图 2 至图 4 所示。



数据来源: 《中国房地产统计年鉴》

图 1 中房上海住宅价格指数 p 及增长率 r

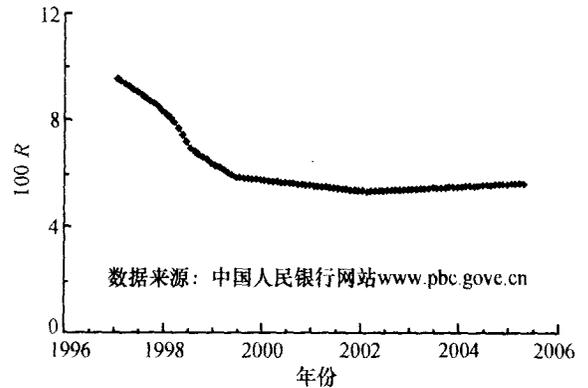
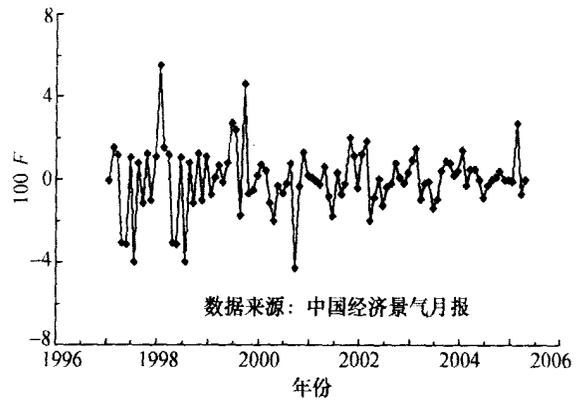
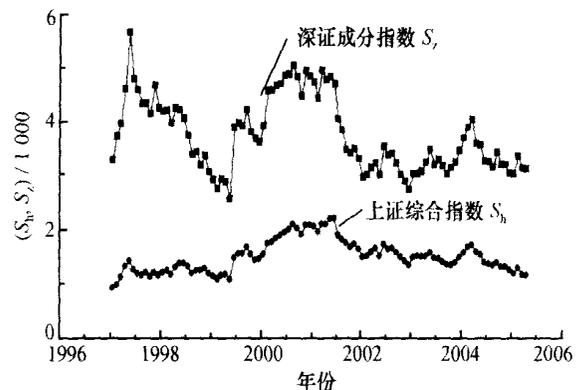


图 2 商业银行贷款利率 R (线性差值)



数据来源: 中国经济景气月报

图 3 上海市通货膨胀率 F



数据来源: 中国证券监督管理委员会网站 www.csrc.gov.cn

图 4 上证综合指数 S_h 与深证成分指数 S_z

2.2 模型构建

GARCH 模型由 Engle (1982) 提出并由 Bollerslev 进行拓展。GARCH (p, q) 过程^[7]表示为:

$$u_t | \Psi_{t-1} \sim N(0, h_t), \quad (1)$$

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \mu_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \theta_i h_{t-i} = \alpha_0 + \alpha(B) \mu_t^2 + \theta(B) h_t, \quad (2)$$

其中: $p \geq 0, q > 0, \alpha_0 > 0, \alpha_i \geq 0, \theta_i \geq 0$

GARCH (p, q) 过程中的参数 p 和 q 分别表征了残差平方序列的滞后项 (ARCH 项) 和条件方差序列滞后项 (GARCH 项) 对当期条件方差的影响阶数。在绝大多数关于金融市场的文献中, GARCH (1, 1) 模型可以有效地反映收益序列的条件异方差性质, 因此, 本次研究也采用 GARCH (1, 1) 模型来分析期房政策改变前后上海市现房市场价格的波动状况。本实证分析的模型为:

$$\Delta \ln p_t = r_t =$$

$$\alpha_0 + \alpha_1 r_{t-1} + \alpha_2 \Delta R_t + \alpha_3 F_{t-1} + \alpha_4 S_{Ht} + \alpha_5 S_{Zt} + \alpha_6 D_{1t} + \alpha_7 D_{2t} + \mu_t, \quad (3)$$

$$u_t | \Psi_{t-1} \sim N(0, h_t), \quad (4)$$

$$h_t = \beta_0 + \beta_1 u_{t-1}^2 + \beta_2 h_{t-1} + \beta_3 D_{1t}, \quad (5)$$

方程 (3) 为条件均值方程。该方程中选取的被解释变量是中房上海住宅价格指数对数的一阶差分, 即

$$r_t = \Delta \ln p_t = \ln p_t - \ln p_{t-1}. \quad (6)$$

其中 r_t 表征了住房投资收益率 (或住房价格增长率)。

均值方程共引入 7 个解释变量。 r_{t-1} 表征住房投资收益率序列的一阶滞后, ΔR_t 表征商业银行贷款利率的一阶差分, F_{t-1} 表征通货膨胀率的一阶滞后, S_{Ht} 表征上证综合指数, S_{Zt} 表征深证成分指数, D_1 是表征上海市商品房预售条件提升的虚拟变量, 而 D_2 则表征最近一轮房地产业宏观调控的虚拟变量。另外, μ_t 是随机误差项, N 代表正态分布, h_t 是条件方差项。 $\alpha_0 \sim \alpha_7$ 是条件均值方程中各变量的回归系数; $\beta_0 \sim \beta_3$ 是条件方差方程中各变量的回归系数。

由于住房市场不是“完全有效市场”, 因此 r_{t-1} 可以有效解释当期住房投资收益率, 即 $\alpha_1 > 0$ 。贷款利率升高将增加住房拥有成本, 使住房需求降低, 住房价格下降, 因此 $\alpha_2 < 0$ 。由于通货膨胀将侵蚀住房投资收益率, 因此 $\alpha_3 < 0$ 。资本市场投资收益率变动对住房投资收益率既有拉动效应, 又有替代效应, 故

α_4 和 α_5 的符号有待检验。由于提高商品房预售条件将导致现房市场价格水平上涨, 因此 $\alpha_6 > 0$ 。 D_1 在 1997-01—2000-11 期间取值为 0, 在 2000-12—2005-04 期间取值为 1。2003 年 6 月开始的本轮宏观调控期间, 政策措施频繁出台, 对住房价格也产生了较大影响。由于本轮调控政策的有效性需要检验, 因此 α_7 符号不确定。 D_2 在 1997-01—2003-05 期间取值为 0; 在 2003-06 至 2005-04 期间取值为 1。另外, 人口和居民收入也影响住房价格, 但受数据限制, 本模型没有引入这 2 个解释变量。

方程 (5) 为条件方差方程, 被解释变量是第 t 期住房价格变化率的条件方差。在式 (5) 中引入虚拟变量 D_1 , 用于定量分离提高商品房预售条件对现房市场价格波动性的影响。根据理论分析, $\beta_3 > 0$ 。

对被解释变量进行 Augmented Dickey-Fuller 平稳性检验, 结果如表 1 所示。

表 1 中房上海住宅价格指数对数一阶差分序列 ADF 检验结果

ADF 检验 (截矩项和趋势项)		- 4.1774
临界值	1% 置信水平	- 4.0560
	5% 置信水平	- 3.4566
	10% 置信水平	- 3.1539

由于 $\Delta \ln p_t$ 在带有截矩项和趋势项时的 ADF 统计值小于 3 种置信度下的临界值, 所以拒绝了原序列中含有单位根的零假设, 即中房上海住房价格指数的对数一阶差分序列是平稳序列, 可以应用 GARCH (1, 1) 模型进行分析。

2.3 结果分析

实证分析结果如表 2 所示。在条件均值方程中, 除常数项和通货膨胀率外的所有变量都在 10% 的置信水平下显著不为 0。各变量参数估计的结果与预期相符, 但商业银行贷款利率除外。造成这一结果的主要原因是中国目前的商业银行贷款利率并没有完成市场化改革, 利率信号本身并不能实时有效地反映资金的稀缺情况。具体而言, 上一期投资收益率每增加 1 个百分点, 带动当期住房投资收益率上升 0.21 个百分点; 上一期通货膨胀率每上升 1 个百分点, 导致当期住房投资收益率下降 0.05 个百分点; 上证综合指数每上升 100 点, 导致住房投资收益率上升 0.12 个百分点; 深证成分指数每上升 100 点, 导致住房投资收益率下降 0.04 个百分点。值得注意的是, 提

高商品房预售条件后,住房价格月平均增长 0.41 百分点;而宏观调控期,虽然政策措施频繁出台,但是住房价格依然月平均增长 0.91 百分点。总体而言,条件均值方程的结果证明:提高商品房预售条件从长期提高了现房市场价格水平。

表 2 GARCH(1, 1) 模型计算结果

第 1 部分: 条件均值方程

变量名称	回归系数	显著性水平
常数项	- 0.0022	不显著
滞后投资收益率	0.2128	**
商业贷款利率	0.3577	***
通货膨胀率	- 0.0478	不显著
上证综合指数	1.200×10^{-5}	***
深证成分指数	$- 3.800 \times 10^{-6}$	**
期房政策	0.0041	*
调控政策	0.0091	***

* 表示在 10% 的置信水平下显著;

** 表示在 5% 的置信水平下显著;

*** 表示在 1% 的置信水平下显著。

第 2 部分: 条件方差方程

变量名称	回归系数	显著性水平
常数项	$- 1.200 \times 10^{-7}$	不显著
ARCH 项	- 0.0393	***
GARCH 项	1.0186	***
期房政策	3.200×10^{-7}	***

*** 表示在 1% 的置信水平下显著。

第 3 部分: 模型统计参数

调整 R 平方	0.698
赤池弘治信息准则	- 7.383
残差正态性检验	0.441
ARCH 最大似然检验	0.537

在条件方差方程中, ARCH 项和 GARCH 项的系数都在 1% 的置信水平下显著不为 0。由 Bollerslev (1986) 可知, 当且仅当 $\alpha_1 + \alpha_2 < 1$ 时, GARCH (p, q) 过程才是宽平稳的^[8]。本模型中, ARCH 和 GARCH 项系数之和为 $0.9793 < 1$, 不仅证明本模型是宽平稳随机过程, 而且反映出上海市住房价格的条件方差具有很强的持续性质。另外, D_1 的回归系数为 3.2×10^{-7} , 而且其在 1% 的置信水平下显著不为 0。这表明上海市提高商品房预售条件后, 其现房市场价格波动的条件方差增大, 现房市场的波动性显著增强。由于模型的调整 R 平方达到 0.698,

赤池弘治信息准则 (AIC) 系数已经达到最小值 - 7.383。残差正态性的 Jarque-Bera 检验以及 ARCH 最大似然检验结果均不显著, 说明模型的残差项已经近似为白噪声, 且已不存在条件异方差项, 模型设定准确。

3 结 论

实证研究表明: 上海市 2000 年 11 月提高商品房预售条件不仅长期显著提高了现房市场的价格水平, 而且还导致现房市场价格波动性的显著增强。这证明期房市场对现房市场价格具有稳定效应。

取消商品房预售制度将无法发挥期房市场对现房市场价格的稳定效应。这不仅可能导致现房价格水平在长期内向上偏移, 而且可能导致现房价格的波动性在长期内增强。短期内取消商品房预售制度无助于实现稳定住房价格的调控目标, 政府应主要从规范行为、加强监管等方面来完善商品房预售制度。

参考文献 (References)

- [1] 中国人民银行房地产金融分析小组 2004 中国房地产金融报告 [R]. 北京: 中国人民银行, 2005.
The Real Estate Finance Analysis Team of The People's Bank of China 2004 Real Estate Finance Report of China [R]. Beijing: The People's Bank of China, 2005. (in Chinese)
- [2] Kaldor N. Speculation and economic stability [J]. *Rev Econ Studies*, 1939, 7(1): 1 - 27.
- [3] Cutler D M, Poterba J M, Summers L H. Speculative dynamics and the role of feedback traders [J]. *Ame Econ Rev*, 1990, 80(2): 63 - 68
- [4] Friedman M. The case for flexible exchange rates [C]// *Essays in Positive Economics*. Chicago: The University of Chicago Press, 1953
- [5] Working H. New concepts concerning futures markets and prices [J]. *Ame Econ Rev*, 1962, 52(3): 432 - 459
- [6] Wong S K, Yiu C Y, Tse M K S, et al. Do the forward sales of real estate stabilize spot price [J]. *J Real Estate Finance and Economics*, 2005, 32(3): 289 - 304
- [7] 李子奈, 叶阿忠. 高等计量经济学 [M]. 北京: 清华大学出版社, 2004.
LI Zinao, YE Azhong. *Advanced Econometrics* [M]. Beijing: Tsinghua University Press, 2004. (in Chinese)
- [8] Bollerslev T. Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity [J]. *J Econ*, 1986, 31(3): 307 - 327.