

基于 GARCH 模型族的上海房价分析

黄忠华, 吴次芳, 杜雪君

(浙江大学 公共管理学院, 杭州 310029)

摘 要: 本文以房价历史信息、利率、汇率作为自变量来分析 1995 年 11 月至 2006 年 9 月上海房价的变化, 并采用 GARCH 模型族来分析上海房价的波动性。计量结果表明: 房价历史信息能部分解释当期房价的变化; 利率对房价具有显著的负影响; 汇率对房价的影响为正; 房价变化存在不对称效应, 降息对房价的冲击大于加息引起的冲击。宏观调控政策效果分析结果显示: 2005 年 3 月—2005 年 5 月出台的宏观调控政策在短期内对上海房价的上涨有抑制作用。

关键词: GARCH 模型; 房价; 利率; 波动; 上海

中图分类号: F293.3 **文献标识码:** A **文章编号:** 1002-980X(2008)05-0057-06

房价的变化如同其他金融时间序列一样存在波动集群效应 (Volatility Clustering), 即房价在某些时间段波动特别剧烈。Engel 认为, 市场的不可预测因素导致价格波动的集群性, 使得在某些时间段内价格会出现非平滑的波动^[1]。传统的计量经济模型未能把自回归条件异方差问题考虑进来, 从而使预测结果不够准确。而使用 ARCH 模型的主要好处在于: ①对条件异方差进行正确估计后可以使回归参数的估计量更有效性; ②可以更好地预测随时间变化的被解释变量的置信区间。

关于采用时间序列模型分析我国城市层面房地产价格的实证研究文献较丰富, 然而这些文献分析的样本期一般较短。较具有代表性的有: 吴公梁和龙奋杰基于 ARCH 模型对 1999 年 1 月—2003 年 10 月上海的房价指数进行了分析, 并建议结合城市经济或区域特征因素来分析房价的变化^[2]; 屠佳华和张杰采用 VAR (Vector Autoregressive) 模型对上海房价进行了实证研究, 样本期为 2000 年 7 月—2004 年 3 月, 结果发现, 房地产空置率、房地产投资与固定资产投资的比例、房价的历史信息是影响房价的主要因素^[3]; 沈悦和刘洪玉基于面板数据模型对 1995—2002 年我国 14 个城市的住宅价格与经济基本面变量的关系进行了实证研究, 其研究结果表明, 14 个城市经济基本面的当前信息和历史信息可

以部分解释住宅价格水平或变化率, 而 1998 年以后的房价变化则无法较好地用基本面因素和房价的历史信息来解释^[4]。

近年来上海房价上涨幅度远远高于全国平均水平。2000—2005 年上海房价上涨尤为迅速, 房地产销售均价从 2000 年的 3 326 元/平方米上涨到 2005 年的 7 054 元/平方米, 5 年内房价上涨了 121 %^[5]。图 1 显示了 1995 年 1 月—2006 年 12 月中房上海住宅价格指数的走势。从图 1 可知, 中房上海住宅价格指数曾从 1995 年初的 834 下降到 1999 年 10 月的最低点 640, 还会从 2000 年 8 月的 660 迅速上升至 2005 年 5 月的 1456, 在某些时间段 (如 2003 年和 2005 年下半年) 房价的波动较剧烈。

本文试图分析近年来上海房价的变化规律和宏观调控对其的影响。文章结构安排如下: 第一部分是模型、变量选择和 ARCH 效应检验; 第二部分采用 GARCH 模型族来分析上海房价的波动特征; 第三部分分析宏观调控对上海房价的影响; 最后是结论。

1 变量选择及 ARCH 效应检验

1.1 变量选择和数据说明

影响房价变化的经济因素有利率、汇率、股市、收入、土地供应、房地产投资、房价的自相关因素

收稿日期: 2008-01-31

基金项目: 2007—2008 年美国林肯土地政策研究院博士论文奖学金资助项目 (c10e005)

作者简介: 黄忠华 (1981—), 男, 浙江绍兴人, 浙江大学公共管理学院博士生, 主要研究方向: 不动产经济与管理; 吴次芳 (1954—), 男, 浙江温州人, 浙江大学公共管理学院教授, 主要研究方向: 不动产管理; 杜雪君 (1981—), 女, 浙江宁波人, 浙江大学公共管理学院博士生, 主要研究方向: 房地产经济与税收。

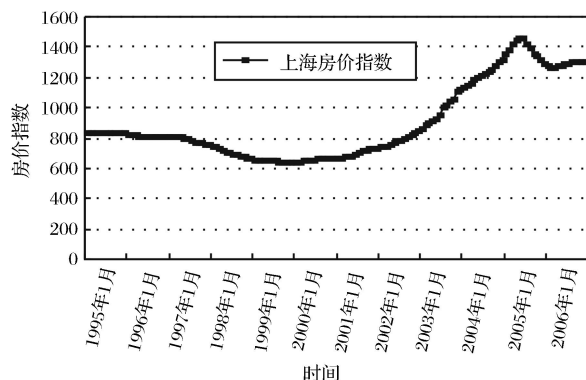


图 1 1995 年 1 月—2006 年 12 月中房上海住宅价格指数走势图

数据来源:上海市房地产估价师协会网站 (<http://www.valuer.org.cn>)。

等^[6-8]。相关实证研究显示,这些因素对房价的影响方向和程度不尽相同。

在借鉴相关文献研究成果的基础上,本文选取如下变量来分析上海房价变化的原因和特征:

①房价变化(p):采用中房上海住宅价格指数的一阶自然对数差分序列。

②利率(r):采用月存款利率。

③汇率变化(er):采用美元对人民币汇率的一阶自然对数差分序列。

④股市变化(s):采用上证综合指数的一阶自然对数差分序列。

⑤收入变化(y):采用城镇居民人均可支配收入的一阶自然对数差分序列。

⑥房地产投资变化(hi):采用住宅投资数据的一阶自然对数差分序列。

⑦土地供应变化(ls):采用土地购置面积的一阶自然对数差分序列。

可见,除利率外,本文对各变量的取值均进行一阶自然对数差分处理。这样做的好处是:一方面可以避免异方差问题,另一方面回归系数可以理解为是一种弹性系数,其具有良好的经济学含义。本文采用月度数据,除中房上海住宅价格指数外,其余数据均来源于中宏数据库。

1.2 ARCH效应检验

在进行 ARCH 效应检验前,先进行不显著变量的剔除(以节省自由度)和平稳性分析。

1.2.1 不显著变量剔除

以房价变化的一阶滞后项($p(-1)$)、利率(r)、汇率变化(er)、股市变化(s)和收入变化(y)对房价变化(p)进行最小二乘回归。回归结

果见式(1),其中括号中数字表示系数的标准差,“***”、“**”、“*”分别表示在 0.01、0.05、0.1 的水平上显著(下同)。结果显示:常数项、房价变化的一阶滞后项、利率、汇率变化项系数显著。

$$p = 3.75 + 0.64 \times p(-1) - 1.55 \times r + 1.42 \times er + 0.004 \times s + 0.001 \times ls + 0.02 \times hi - 0.13 \times y$$

$$(1.86^{***}) \quad (0.09^{***}) \quad (0.86^{*}) \quad (0.37^{***})$$

$$(0.018) \quad (0.01) \quad (0.03) \quad (0.13) \quad (1)$$

式(1)的样本期为 2000 年 3 月—2006 年 9 月, $R^2 = 0.7$, $D.W. = 2.6$ 。

1.2.2 单位根检验

剔除不显著变量后的 OLS 回归结果见式(2)。根据回归结果可发现,各变量的系数在 0.05 水平上是显著的。

$$p = 0.38 + 0.73 \times p(-1) - 0.06 \times r + 1.46 \times er$$

$$(0.12^{***}) \quad (0.05^{***}) \quad (0.03^{***}) \quad (4.49^{***})$$

式(2)的样本期为 1995 年 11 月—2006 年 9 月,有效样本数为 131 个, $R^2 = 0.7$, $D.W. = 2.42$ 。

接下来,本文对残差 u_t 进行平稳性分析。根据单位根检验的不同形式多次试算,本文发现 u_t 不含趋势项和常数项。根据显著性水平多次测算后,得到式(3):

$$u_t = -1.23 \times u_{t-1}$$

$$(0.08^{*}) \quad (3)$$

式(3)中的样本期为 1995 年 11 月—2006 年 9 月, $R^2 = 0.62$, $D.W. = 2.02$ 。由于单位根检验的统计量 $T(\beta - 1) = 140 \times (-1.23 - 1) = -311.2 < DF_{0.05} = -1.95$, $\beta = 1$ 的原假设被拒绝(其中 β 为式(3)中 u_{t-1} 项系数),因此 u_t 为平稳序列。

1.2.3 ARCH效应检验

本文采用拉格朗日乘数(LM)检验法检验残差 u_t 是否存在 ARCH 效应。根据 $LM(12) = TR^2 = 119 \times 0.24 = 28.56 > \chi_{0.05}^2(12) = 21.03$,可知 u_t 存在 ARCH 效应。图 2 显示 u_t 存在 ARCH 效应, u_t 在 2002—2003 年期间波动最为剧烈。

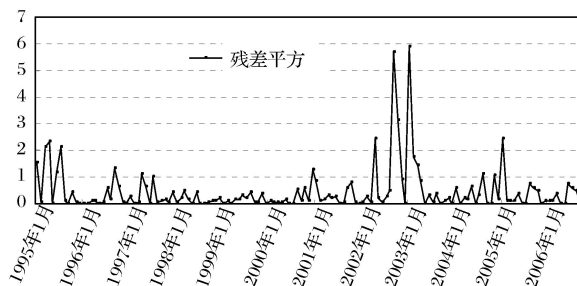


图 2 残差平方的序列

2 GARCH 模型族建立及分析

2.1 GARCH 模型族说明

自回归条件异方差 (Autoregressive Conditional Heteroscedasticity, ARCH) 模型首先由 Engle 于 1982 年提出^[1], 它主要用于建立条件异方差模型并对波动集群性进行估计。ARCH 模型的主要思想是, 基于 t 期的条件方差 (σ_t^2) 依赖于前 ($t-1$) 期至 ($t-p$) 期残差的平方, 设 ε_{t-1}^2 、 ε_{t-2}^2 、 $\cdots$ 、 ε_{t-p}^2 分别为 ($t-1$) 期至 ($t-p$) 残差的平方, 即依赖于 ε_{t-1} 、 ε_{t-2} 、 $\cdots$ 、 ε_{t-p} , 其一般形式可表示为:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_{1t} + \cdots + \beta_k X_{kt} + \varepsilon_t \quad (4)$$

式(4)中, Y_t 表示应变量, X_{1t} , X_{2t} , $\cdots$, X_{kt} 分别表示自变量, β_0 为表示常数项, β_1 , β_2 , $\cdots$, β_k 分别表示各自变量的系数。

假设 ($t-1$) 期至 ($t-1$) 期 ε 在所有信息条件下的分布为:

$$\text{Var}[\varepsilon_t | \varepsilon_{t-1}, \varepsilon_{t-2}] = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 \varepsilon_{t-2}^2 + \cdots + \alpha_p \varepsilon_{t-p}^2$$

式(5)中 α_0 表示常数项, α_1 , α_2 , $\cdots$, α_p 表示各残差平方项的系数。则式(4)和式(5)构成一个 ARCH(p) 过程。

GARCH 模型是 ARCH 模型的推广, 由 Bollerslev 于 1986 年提出, 它的一般形式为^[9]:

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{j=1}^q \beta_j \sigma_{t-j}^2 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 \quad (6)$$

式(6)中, ω 表示常数项, β 和 α 分别表示各条件方差项和残差平方项的系数, p 和 q 分别表示残差平方项和条件方差项的滞后阶数。式(6)可简称为一个 GARCH (p, q) 过程。

Glosten 等和 Zakoiom 提出 TGARCH (Threshold GARCH) 模型^[10, 11], 其一般形式为:

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{j=1}^q \beta_j \sigma_{t-j}^2 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{k=1}^r \gamma_k \varepsilon_{t-k}^2 I_{t-k}^{-1} \quad (7)$$

式(7)中, ω 表示常数项; β 和 α 分别表示各条件方差项和残差平方项的系数; I_t 为指示变量 (如果 $\varepsilon_t < 0$, 则 $I_t^{-1} = 1$, 否则 $I_t^{-1} = 0$); γ_k 表示非对称效应项的系数, 只要 γ_k 不等于 0, 就存在非对称效应; p 和 q 分别表示滞后阶数。式(7)可简称为一个 TGARCH (p, q) 过程。

Nelson 于 1991 年提出 EGARCH (Exponential GARCH) 模型, 其形式如下^[12]:

$$\ln(\sigma_t^2) = \omega + \sum_{j=1}^q \beta_j \ln(\sigma_{t-j}^2) + \sum_{i=1}^p \alpha_i \left| \frac{\varepsilon_{t-i}}{\sigma_{t-i}} \right| + \sum_{k=1}^r \gamma_k \frac{\varepsilon_{t-k}}{\sigma_{t-k}} \quad (8)$$

式(8)左边是条件方差的自然对数, 表示此杠杆效应是指数的, ω 表示常数项; β 和 α 分别表示自然对数形式的条件方差项和残差与条件方差比的绝对值项的系数; γ_k 表示非对称效应项的系数, 杠杆效应的存在可通过检验系数 γ_k 不等于 0 而确定; p 和 q 分别表示滞后阶数。式(8)可简称为一个 EGARCH (p, q) 过程。

TGARCH 模型和 EGARCH 模型都可以用来检验新息 (innovation) 冲击的不对称效应。

2.2 GARCH 模型族分析

2.2.1 GARCH 模型

经多次测算, GARCH (2, 2) 为合适模型, 其估计的均值方程和方差方程分别见式(9)和式(10):

均值方程:

$$p = 0.34 + 0.84 \times p(-1) - 0.79 \times r + 1.37 \times er \quad (9)$$

$$(0.11^{***}) \quad (0.05^{***}) \quad (0.28^{***}) \quad (0.63^{**})$$

方差方程:

$$\sigma_t^2 = 0.14 - 0.23 \times \sigma_{t-1}^2 + 0.51 \times \sigma_{t-2}^2 + 0.33 \times \varepsilon_{t-1}^2 + 0.06 \times \varepsilon_{t-1}^2 \quad (10)$$

$$(0.09) \quad (0.31) \quad (0.21^*) \quad (0.19^*) \quad (0.18)$$

式(9)的样本期为 1995 年 11 月—2006 年 9 月, $R^2 = 0.68$, $AIC = 2.12$ 。

GARCH (2, 2) 模型中 ARCH 项系数和 GARCH 项系数的和为 0.8, 小于 1, 表明该模型是平稳过程。由于 $LM(12) = 14.88 < \chi_{0.05}^2(12) = 21.03$, $LM(24) = 9.56 < \chi_{0.05}^2(24) = 36.42$, 表明 GARCH (2, 2) 模型的残差不再存在 ARCH 效应。

2.2.2 TARCH 模型

建立 TARCH (2, 2) 模型, 均值方程和方差方程分别为式(11)和式(12):

$$p = 0.32 + 0.79 \times p(-1) - 0.51 \times r + 1.41 \times er; \quad (11)$$

$$(0.09^{***}) \quad (0.03^{***}) \quad (0.19^{***}) \quad (0.47^{***})$$

$$\sigma_t^2 = 0.02 + 1.82 \times \sigma_{t-1}^2 - 0.88 \times \sigma_{t-2}^2 + 0.04 \times \varepsilon_{t-1}^2 - 0.02 \times \varepsilon_{t-2}^2 - 0.06 \times \varepsilon_{t-k}^2 I_{t-k}^{-1} \quad (12)$$

$$(0.01^{***}) \quad (0.04^{***}) \quad (0.03^{***}) \quad (0.01^{***})$$

$$(0.01^{***}) \quad (0.01^{***})$$

式(11)中的样本期为 1995 年 11 月—2006 年 9 月, $R^2 = 0.7$, $AIC = 1.92$ 。

杠杆效应的系数为 -0.06, 显著小于 0, 说明房价的波动具有杠杆效应。“利好消息”比等量的“利坏消息”能产生更大的波动, 当出现“利好消息”冲击时, “利好消息”引起房价的响应为 0.04, 而出现“利坏消息”冲击时, “利坏消息”冲击引起房价的响应为 -0.02 (0.04 - 0.06)。

由于 $LM(12) = 0.01 < \chi^2_{0.05}(12) = 21.03$, $LM(24) = 2.11 < \chi^2_{0.05}(24) = 36.42$, 表明 TARCH(2,2) 模型中残差不再存在 ARCH 效应。

2.2.3 EGARCH模型

建立 EGARCH(2,2) 模型, 均值方程和方差方程分别为式(13)和式(14):

$$p = 0.26 + 0.83 \times p(-1) - 0.58 \times r + 1.16 \times er \quad (13)$$

$$\ln(\sigma^2) = 0.31 \times \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right| - 0.37 \times \left| \frac{\varepsilon_{t-2}}{\sigma_{t-2}} \right| + 0.09 \times \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + 1.80 \times \ln(\sigma_{t-1}^2) - 0.84 \times \ln(\sigma_{t-2}^2) \quad (14)$$

式(13)中的样本期为 1995 年 11 月—2006 年 9 月, $R^2 = 0.7$, $AIC = 1.90$ 。

由于 EGARCH 模型是指数模型, 根据对数的性质, 可以得到与 TGARCH 模型相类似的结论, 即房价的波动具有杠杆效应, “利好消息”比等量的“利坏消息”能产生更大的波动, 当出现“利好消息”时, “利好消息”冲击引起房价的响应为 0.4 (0.31 + 0.09), 而出现“利坏消息”时, “利坏消息”冲击引起房价的响应为 0.22 (0.31 - 0.09)。

由于 $LM(12) = 13.57 < \chi^2_{0.05}(12) = 21.03$, $LM(24) = 19.37 < \chi^2_{0.05}(24) = 36.42$, 表明 EGARCH(2,2) 模型中残差不再存在 ARCH 效应。

2.2.4 结果比较

当建立 GARCH-M 模型(即 GARCH 的方差项包含在均值方程中)时, 模型系数不显著, 所以在均值方程中不添加方差项。当建立 PGARCH (Period GARCH) 模型和 Component GARCH 模型时, 方差方程中绝大部分系数都不显著, 因此也不再进一步建立 PGARCH 模型和 Component GARCH 模型。

比较模型 GARCH(2,2)、EGARCH(2,2) 和 TGARCH(2,2) 的均值方程中的系数可知, 均值方程中常数项、 $p(-1)$ 项、 r 项和 er 项系数的差别较小, 除了 GARCH(2,2) 中的 er 项系数在 0.05 的水

平上显著外, 其他系数均在 0.01 的水平上显著; 常数项系数值平均在 0.3 左右; 房价变化的一阶滞后项系数的平均值在 0.8 左右, 表明上一期房价增长 1%, 当期房价将增长 0.8%; 利率项系数均为负, 平均值在 -0.6 左右, 表示利率每提高 0.01, 房价将下降 0.6%; 汇率变化项系数的平均值在 1.3 左右, 表示汇率每增加 1%, 房价将上升 1.3%。

在模型 GARCH(2,2)、EGARCH(2,2) 和 TGARCH(2,2) 中, GARCH(2,2) 模型中的常数项、 α_1 项和 ε_2 项的系数不显著。考虑新息冲击不对称效应模型的 EGARCH(2,2) 模型和 TGARCH(2,2) 模型, 各项系数均显著, 表明确实存在新息冲击的不对称效应。ARCH 项系数和 GARCH 项系数的和小于 0.9, 表明信息冲击对房价造成的影响不是很持久。

对模型 GARCH(2,2)、EGARCH(2,2) 和 TGARCH(2,2) 的残差做 ARCH 效应检验和自相关检验, 可发现残差均不再存在 ARCH 效应和自相关效应。对残差做正态性检验, 发现服从正态分布, 与估计时设定的分布一致。

比较模型 GARCH(2,2)、EGARCH(2,2) 和 TGARCH(2,2) 的赤池信息量 (AIC) 值可知, EGARCH 模型的 AIC 值最小, 其为最优模型。另外, 需要补充说明的是, 当模型中采用 $r(-1)$ 项和 $er(-1)$ 项(即滞后一期值)分别代替 r 项和 er 项(当期值)进行回归时, 系数的显著性水平降低, 因此本文采用 r 项和 er 项的当期值进行回归分析。

3 宏观调控对上海房价的影响

3.1 宏观调控政策

在 2003 年 4 月—2006 年 5 月期间, 政府为抑制房价过快上涨而出台了一系列政策, 其中大部分组合政策在 2005 年 5 月后出台, 这些房地产调控政策的出台时间大致上可分为三个阶段。

(1) 第一阶段政策 (P_1)

第一阶段政策主要是 2003 年 4 月中国人民银行下发的《关于进一步加强房地产信贷业务管理的通知》。该通知规定, 对购买高档商品房、别墅或第二套以上(含第二套)商品房的借款人, 适当提高首付款比例, 不再执行优惠住房利率规定。这是我国自 1998 年 7 月房地产市场改革以来, 中央政府第一次采取抑制房地产过热的措施, 这表明我国中央政府对房地产的态度由支持转为警惕。

(2) 第二阶段政策 (P_2)

第二阶段政策主要是对利率和首付比例的规

定。如 2005 年 3 月,中国人民银行决定调整商业银行自营性个人住房贷款政策,取消住房贷款优惠利率,对房地产价格上涨过快的城市或地区,个人住房贷款最低首付比例由 20% 提高到 30%。

(3) 第三阶段政策(P_3)

第三阶段政策集中在 2005 年 5 月出台,包括:2005 年 5 月国务院办公厅颁布的《关于做好稳定住房价格工作的意见》;国务院总理温家宝于 2006 年 5 月 17 日在国务院常务会议上提出的“促进房地产业健康发展的六项措施”(俗称“国六条”);国家 9 部委于 2006 年 5 月 24 日颁布的《关于调整住房供应结构稳定住房价格的意见》;国家税务总局于 2006 年 5 月 30 日出台的《关于加强住房营业税征收管理有关问题的通知》。这一阶段出台的政策和措施较多,表明了政府调控房价的决心。

3.2 影响分析

常见的分析政策影响的方法有两种。

第一种方法通过模拟值与实际值的比较来反映宏观调控对房价的影响,其中模拟值表示没有受到宏观调控影响的房价潜在趋势值^[13]。由于大部分房地产宏观调控政策集中在 2005 年出台,文中采用 EGARCH(2,2) 模型对 2005 年 1 月—2006 年 9 月的上海房价进行模拟,并与上海房价的实际值进行比较。图 3 显示 2005—2006 年上海房价的模拟值和实际值走势,其中实线代表上海房价的实际走势,虚线代表模拟的房价走势。从图 3 可以看出,2005 年 4 月—2005 年 12 月,上海房价的模拟值总体上大于实际值,表明宏观调控有助于降低房价;然而从 2006 年开始,上海房价的模拟值总体上大于其实际值,表明宏观调控的效果减弱,市场中又出现了新的冲击使房价小幅上升。

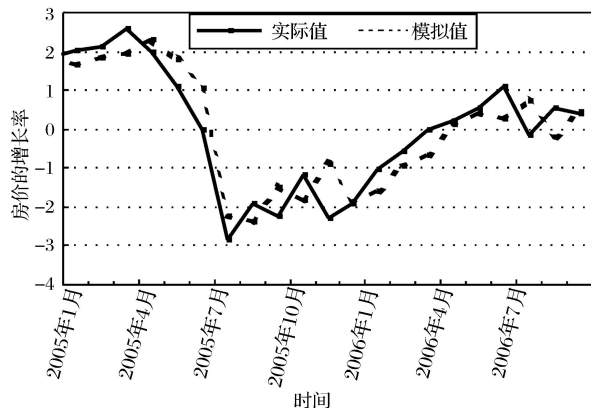


图 3 宏观调控对上海房价的影响

第二种评估政策影响的间接方法是虚拟变量

法。 P_1 、 P_2 和 P_3 分别表示不同阶段的政策虚拟变量(政策实施前为 0,实施后为 1),由于政策虚拟变量 P_2 和 P_3 相隔一期,存在多重共线性,因此采用虚拟变量 P_1 和 P_3 表示这两个时期各自出台的调控措施对上海房价的影响,其回归结果见式(15):

$$p = 0.34 + 0.61 \times p(-1) - 0.74 \times r + 1.3 \times er + 0.53 \times P_1 - 0.72 \times P_3 \quad (15)$$

(0.14**) (0.07***) (0.32***) (0.35***)
(0.19***) (0.28*)

式(15)中的样本期为 1995 年 11 月—2006 年 9 月, $R^2 = 0.72$, $AIC = 2.26$ 。从式(15)可以看出,所有系数在 0.1 的水平上显著。政策 P_1 的系数为正,政策 P_3 的系数为负,说明政策 P_1 没有起到抑制上海房价上涨的效果,而政策 P_3 确实起到了抑制上海房价上涨的效果。由于政策 P_1 主要针对购买别墅、高档商品房和第二套以上商品房的消费者,因此对普通商品房的价格上涨影响不大;政策 P_3 主要包括一系列旨在调控房价上涨的组合措施,确实有助于抑制房价上涨。

4 结论

本文的结论主要有以下三点。

1) 在 GRACH 模型、EGARCH 模型和 TGARCH 模型的均值方程中,房价变化的一阶滞后项、利率项和汇率变化项系数均在 0.05 水平上显著。系数的意义是:当期房价每增加 1%,下期房价将增加 0.8%;利率每提高 0.01,房价将下降 0.6%;汇率每提高 1%,房价将增加 1.3%。

2) 在 TGARCH 模型和 EGARCH 模型中发现新息的冲击存在不对称效应。“利坏消息”比“利好消息”能引起更大的冲击,表明利率下降比利率上升能引起更大的冲击。这也解释了“降息容易引起房价上涨”这一经常现象。然而,当为抑制房价上涨而多次加息时,房价下降的幅度则不明显。

3) 在政策分析中,采用模拟值与实际值比较法和虚拟变量法来检验宏观调控政策对上海房价的影响,结果表明,2005 年 3 月至 5 月的宏观调控政策确实有助于抑止上海房价的上涨。

参考文献

- [1] ENGLE R F. Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation[J]. *Econometrica*, 1982, 50(4): 987-1007.
- [2] WU GL, LONG FJ. The Time-Series Study of Housing Price Index of Shanghai [EB]. [2004-04-29]. www.asres.org/

- 2004Conference/papers/24_Wu%20&%20Long.doc.
- [3] 屠佳华,张洁.什么推动了房价的上涨:来自上海房地产市场的证据[J].世界经济,2005(5):28-38.
- [4] 沈悦,刘洪玉.住宅价格与经济基本面:1995—2002年中国14城市的实证研究[J].经济研究,2004(6):78-86.
- [5] 陈杰,郝前进.上海住宅房地产1993—2005市场化发展与居民住房支付能力[EB]. [2006-05-29]. <http://web.cenet.org.cn/upfile/90572.pdf>.
- [6] 周京奎.金融支持过度与房地产泡沫——理论与实证研究[M].北京:北京大学出版社,2005:155-166.
- [7] TSE R Y C. Housing price,land supply and revenue from land sales[J]. Urban Studies,1998,35(8):1377-1392.
- [8] WHEATON W C. Real estate 'cycle',some fundamentals[J]. Real Estate Economics,1999,27(2):209-231.
- [9] BOLLERSLEV T. Generalized autoregressive conditional heteroscedasticity[J]. Econometrica,1986,54(2):347-370.
- [10] GLOSTEN L R,JAGANATHAN R,RUNKLE D. On the relation between the expected value and the volatility of the normal excess return on stocks[J].Journal of Finance,1993,48(5):1779-1801.
- [11] ZAKOIAM J M. Threshold heteroscedastic Models[J]. Journal of Economic Dynamics and Control,1994,18(5):931-944.
- [12] NELSON D B. Conditional heteroscedasticity in asset returns:a new approach[J]. Econometrica,1991,59(2):347-370.
- [13] CHOW G. Estimating economic effects of policy movements in China[J]. Journal of Comparative Economics,1996,23(2):192-208.

Analysis on Shanghai's Housing Price Based on GARCH Model Families

Huang Zhonghua,Wu Cifang,Du Xuejun

(College of Public Administration,Zhejiang University, Hangzhou 310029,China)

Abstract: Adopting past housing price information,interest rate and exchange rate as independent variables and using the GARCH model families,this paper analyzes the characteristics of Shanghai's housing price from November 1995 to September 2006. The econometric analysis shows that ,past housing price information could partially explain current housing price change; interest rate has negative influence on housing price , while past housing price growth and exchange rate has positive effects ;innovation unsystematically affects housing price ,which shows that the response to positive innovation shock is larger than to negative one ,and the implementation of macro-control policy issued during March 2005 to May 2005 helps to suppress the rise of Shanghai's housing price in the short run.

Key words: GARCH model; housing price; interest rate; volatility; Shanghai

(上接第 47 页)

- [4] 邱东.多指标综合评价方法的系统分析[M].北京:中国统计出版社,1991:112-130.
- [5] 中国科学技术部.国科学技术指标(2002)[M].北京:科学技术文献出版社,2003:102-118.
- [6] HU A G. Ownership, government R&D,private R&D, and productivity in Chinese industry[J]. Economics of Innovation and New Technology,2004(13):67-70.
- [7] 曹吉云.我国总量生产函数与技术进步贡献率[J].数量经济技术经济研究,2007(11):38-39.
- [8] 辽宁省统计局.2007年辽宁省国民经济和社会发展统计公报[EB/OL]. [2008-02-04]. <http://www.nen.com.cn>.
- [9] 谢洪明,罗惠玲,王成,等.学习、创新与核心能力:机制与路径[J].经济研究,2007(2):65-68.

Dual Technology Structure of Enterprise Evaluation and Empirical Analysis

Cuo Yanqing

(College of Business Administration,Liaoning University,Shenyang 110136,China)

Abstract: Through the indicator structure analysis and multi-factor analysis,this paper adopts the manifest and latent indicator system to analyze and evaluate the technical structure of China's enterprises from the perspective of dual technical structure,and concludes dual paths and evaluative methods on technical structure of enterprises. And it points out problems existing in the technical structure of China's enterprises. Finally,it puts forward the strategies choice of China's enterprises in the future,which are that enterprises should adjust the traditional product development line,and pay attention to the lack and the potential of technology structure,and increase innovation input while strengthening leading products and technologies.

Key words: dual structure; technology; innovation; evaluation