中国房地产上市公司股票收益率波动实证研究

曹国华,何 燕

(重庆大学 经济与工商管理学院,重庆 400044)

摘要:文章将 ARCH 家族模型引入中国房地产上市公司的行业和个股收益率波动性研究,结果发现:房地产上市公司前期收益率波动对未来影响呈现逐渐衰减趋势,利好消息引起的收益率波动比同等程度的利坏消息引起的收益率波动幅度大,大多数房地产上市公司个股期望收益与期望风险之间不存在显著的相关关系。通过实证结果可以做出简单判断,中国房地产市场的收益和风险还不具有成熟市场的属性,最后提出健全房地产市场与股票市场的相关对策。

关键词:房地产市场;股票市场;收益率波动;ARCH 模型

中图分类号:F830.91 文献标志码:A 文章编号:1008-5831(2011)06-0039-08

一、引言

20 世纪 90 年代后股票收益研究广受重视,实证研究众多。由于中国证券市场发展相对较晚,加上特殊的经济体制安排,截止目前大量研究的关注焦点仍局限于证券市场的有效性和市场的波动问题;相对而言,个股或特定行业股票收益波动方面的研究较少。自股票价格波动性成为资产定价研究的重要内容之后,股市波动性研究长期以来一直是热点,相关研究如 Roll 等,然而交易量对波动性的影响迟迟未引起理论界的足够重视^[1]。随着金融市场微观结构理论的产生和发展,以前一直被排除在经典资产定价模型之外的交易量才逐渐引起关注^①。Lamoureux 和 Lastrapes 利用美国股市中 20 只股票的数据分析 GARCH 模型中引入同期交易量后 ARCH 效应的变化,结果表明 ARCH 效应显著减小,利用成交量数据能显著增强对股票市场波动性的解释能力,交易量与波动性之间存在显著正相关关系^{[2-3]②}。

开放资本市场中,不同市场资金流动、市场运作等方面联系的加强使得市场间关联度增强,股票指数呈现出明显的协同运动趋势和波动传递效应^[4-5],主要代表研究参见 Karolyi^[3]等。中国股市发展起步晚和市场机制不完善等原因使得股价波动频繁且幅度较大。为揭秘中国股市的波动特征,国内学者从不同视角展开大量研究,可以归纳为三方面:(1)收益和波动方差间的关系研究,刻画股价波动特征^[6];(2)信息流与波动关系研究,分析引起股价波动的原因^[7];(3)股市之间波动的关联整合性研究,分析收益率波动^[8]。股票收益率作为股票市场的基

收稿日期:2011-10-03

基金项目:国家社会科学基金项目(08BYJ154)

作者简介:曹国华(1967-),男,重庆大学经济工商管理学院教授,博士研究生导师,主要从事投资研究。

① 将交易量纳入描述股票市场收益波动 GARCH 模型族中,能对其提供更为准确的描述。

②信息流理论模型:指出信息流是交易量和价格波动的共同驱动因素。

础衡量指标和直观的分析工具也越来越受到关注; 实践中,对价格波动如何随时间变化的理解是投资 者决策面临的难题,股票波动性是股票预期回报的 重要影响因素^[9]。在国内金融业处于转轨时期,资 本市场波动异常明显。对金融市场进行监控和管理 十分必要,尤其是股票市场;笔者寄希望通过特殊板 块的股票市场——房地产股票市场波动性的研究丰 富此领域的内容,并提出针对性的对策。原因是中 国房地产公司获得资金的重要渠道主要是通过银行 借贷、上市募集资金等方式,房地产行业发展影响到 国家货币政策、利率政策,房地产市场和金融市场的 宏观调控具有密切联系。

20世纪80年代学者对房地产市场的研究主要 探讨投资、税收等的影响[10];随着房地产企业的上 市,近年来研究开始逐步转向房地产价值评估[11]。 国内对房地产上市公司的研究主要集中在绩效评 价[12]、融资结构及发展趋势[13]、资本结构[14]等实体 经济方面的研究,但对房地产上市公司的股市表现 研究甚少,房市收益率波动研究文献欠缺。最新的 研究只有 Lan & Xu 通过资本资产定价模型和Fama-French 三因素模型解释股票收益率和风险之间的关 系,研究结果表明中国房地产上市公司的系统风险 呈下降趋势,股票收益率主要呈波动状态,但并未将 其量化[15]。基于上述讨论,笔者将借助 ARCH 模型 族对中国房市收益率波动进行量化分析和比较。笔 者的研究贡献主要有两点:其一,对房地产个股收益 波动性进行量化;其二,用 ARCH 模型族不同的 ARCH 模型对个股及全样本回归结果进行分析 比较。

二、研究方法设计

房地产股票收益波动理应成为金融学和房地产经济学的重要研究课题,与公司治理、公司成长、公司战略和公司价值之间存在深刻的内在联系,可以帮助我们理解"股票市场波动之谜"。房地产业属资金密集型行业,中国大多数企业都有上市冲动,因此研究早前房地产上市公司股票收益波动具有重要的指导意义。从1990年12月19日上交所正式开业开始到2000年,中国股票市场走过十年,从两个小规模的、分散的、区域性的股票市场逐步发展并成为全国性的统一市场。有研究将"10年"做阶段性划分,以1996年初为分界线,前五年的股票市场的波动性远远大于后五年。在股票市场发展初期的前五年,市场规模小而波动性大;近五年,股票市场规模逐年扩大,市场的波动性趋于平缓③。由此,如何测

度波动,对其进行量化处理就显得至关重要,这就是 方法的选择。准确刻画股票收益率的波动性对于资 产定价、资产组合构造以及金融风险管理有着重要 意义。

国内外学者对股市波动性的研究在理论和实证 方面都已取得很大进展;经典计量经济模型一般都 假定样本的随机误差项独立且方差不变,但随着金 融理论和实证研究的不断深入发展,越来越多学者 发现金融投资市场领域,尤其是在股票市场,许多时 间序列模型的扰动项在较大幅度波动之后往往会伴 随着较大幅度的波动,而在较小幅度波动之后也往 往会伴随着较小幅度的波动,即条件方差不断变化 且具有群聚性。以股票收益率"高峰厚尾和波动集 群"现象为例,传统的经济计量方法假设的同方差性 条件得不到满足。于是, Engle 提出 ARCH 模型, 用 来描述股票收益率波动的时变特征[16];Bollerslev等 对 ARCH 模型进行扩展和完善,形成广义 ARCH 模 型族,广泛用于描述股票价格时间序列的波动性特 征[17]; Engle et al. 引入 GARCH - M 模型,在该模型 方程中加入证券收益的条件波动作为证券风险的衡 量方法。GARCH 模型的估计方法主要有 BHHH 的 极大似然估计法和 GMM 估计方法[18]。Black 最先 发现股价波动的"杠杆效应",即利空消息和利好消 息对波动度的影响非对称[19]。针对这一特殊现象 Nelson^[20]、Glosten et al. ^[21]和 Zakoian^[22]对 ARCH 模 型进行修正并提出 GJR、TGARCH 和 EGARCH 三个 非对称模型。

通常情况下,在波动性研究中最广泛采用的是 GARCH(1,1)模型,根据陈千里、周少甫的模型描述^[23],均值方程定义为:

$$y_{t} = \beta' X_{t} + \varepsilon_{t}$$
 (1)
条件方差方程为:

$$h_{t} = \operatorname{Var}(\varepsilon_{t} | \Phi_{T-1}) = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^{2} + \beta h_{t-1}$$
 (2)

上述两个方程中,均值方程是带有误差项的外生变量组 X_t 的函数,而 y_t 代表的是期望收益。均值方程中,条件方差 h_t 表示期望风险,以过去信息为基础的向前一期 ε_t 的预测方差, Φ_{T-1} 表示 t-1 时刻所有可得信息的集合;条件方差方程(2)指出了交易者是根据长期平均数(常数项 ω)、上期预测方差 $h_{t-1}(GARCH$ 项)和上期观测到的有关波动的信息 $\varepsilon_{t-1}^2(ARCH$ 项)的加权平均来进行风险预知;为保证方差的非负和有限,要求模型中 $\omega > 0$, $\alpha \ge 0$, $\beta \ge 0$, $\alpha + \beta < 1$ 。

运用 GARCH 模型测度波动存在以下三点不足: (1) GARCH 模型不能解释股票收益率和收益率波动 之间的负相关现象; GARCH 模型假定条件方差是过

③原因是股票市场发展初期股票供给出现制度性"短缺",市场资金受政策调控影响显著;股市扩大到一定规模时,市场逐步规范,影响股价波动的因素越来越多,各种市场因素相互作用交织在一起而形成了一种内生稳定机制,使得股市总体的波动性趋于平缓。

去残差平方的函数,残差的符号不影响波动,即条件 方差对正的价格变化和负的价格变化的反应是非对 称的^④。GARCH 模型不能解释这种非对称现象。 (2) 难以利用 GARCH 模型对条件方差的冲击是否 持久进行评价。在对股票收益序列进行研究时,研 究者常常对条件方差的冲击会持续多久比较关注。 如果波动性变化只是暂时的,则市场对风险溢价不 会有明显的调整⑤。(3)为保证条件方差的非负性, GARCH 模型约束所有系数均大于零;这不仅排除了 条件方差的随机波动行为,而且给 GARCH 模型的参 数估计带来困难^[24]。国内学者针对 GARCH 模型在 描述金融资产时序数据的局限,尝试用随机波动模 型刻画股票收益的波动规律,采用 GMM 方法估计模 型参数[25]。为克服 GARCH 模型的上述缺陷,对非 线性模型 GARCH 进行扩展进一步由 Glosten et al. [21] 和 Zokoian [22] 提出 TARCH 模型,其条件方差方 程定义为:

$$h_{t} = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^{2} + \gamma \varepsilon_{t-1}^{2} d_{t-1} + \beta h_{t-1}$$
 (3)

还有学者,比如 Nelson 提出的 EGARCH 模型能 很好地解决收益率分布的两大特性及异方差问题,可以较好判断波动源的持续性^[26]。EGARCH 模型条件方差函数为:

$$\operatorname{Ln}(h_{t}) = \omega + \beta \operatorname{Ln}(h_{t-1}) + \alpha |_{\mathcal{E}_{t-1}} / h_{t-1}^{1/2} | + \gamma \varepsilon_{t-1} h_{t-1}^{1/2}$$
(4)

式(4)中,当 γ < 0 时表明存在杠杆效应或反馈效应。即在波动大小相同的情况下未来条件方差在负波动下的增幅大于正波动下的增幅,体现出非对称性,便于描述金融价格的波动。资本市场理论发展至今,传统的线性范式正逐渐被非线性范式所取代;非线性理论在刻画金融时间序列的波动方面有着非常重要的作用。ARCH 类模型就是一类典型的依据非线性理论而创立的模型,目前已经被国外学者广泛运用于股票收益率的波动性研究上,国内这方面的研究虽然增多,但很少考虑到中国股票交易制度变迁对模型适用性的影响,笔者期待基于特殊行业的股票波动性数据检验能更进一步地开拓国内学者研究股票收益波动性的思路。

三、实证检验结果及解释

(一)变量选取及数据来源

中国房地产行业发展开始于 20 世纪 90 年代初期,经历由资金(少量)或者关系→土地开发权→资金的商业模式向后来利用关系协议拿地(土地出让金欠交或只交一部分)→以土地抵押银行贷款筹集启动资

金(用于拆迁等开发前期支出)→建筑企业垫资开发 →楼花销售回款→偿还欠款补交土地出让金模式转 变,这其中2000年刚好是"调整期"。返回去看中国 房地产周期波动:1979-1985年为复苏期,1986-1990 年为发展期,1991-1998年是增长和宏观调控期, 1999年至今为高速增长期⑥。之间中国出台了一系列 与房地产融资有关的政策措施,针对存在的问题进行 风险指引,2001 年以后影响房地产产业发展的政策逐 渐增多。如从2002年下半年至2004年上半年两年 间,政策重点放在企业开发贷款上,政府通过金融政 策和规定开发商自有资金比例等措施对房地产企业 的开发贷款进行限制;2004年以后政策重点则由开发 投资转向消费信贷[27]。笔者的样本选取为 1991 年 1 月3日-2000年8月10日(10年)22个上市公司的 日度高频数据共65 535 个观测值,可以很好地刻画中 国 2001 年前的房地产股票市场收益率波动,从时间断 面上避免了由于2000年后国家对房地产上市公司的 宏观调控政策和措施产生的影响。选择这一样本期 间的理由是:基于房地产行业的分析是本研究的入角 点,样本期间的选择可以说是一种研究视角的转变, 需要"回头"去看,股票市场发展特殊阶段的发展对启 发性意义更大;中国的股票市场是20世纪90年代的 新生事物,发展直至今天还不到20年,初期发展历史 有必要回头思考:20 世纪 90 年代发展起来的股票市 场对房地产业发展提出挑战,股票市场的发展改变了 房地产市场的运行机制,研究房地产股票收益率波动 意义重大。

数据来源:Wind 数据库。房地产上市公司收益率采用自然对数形式,即每日收益率为前后交易日收盘价格的自然对数的一阶差分值,用 R_t 表示收益率, p_t 、 p_{t-1} 分别表示第 t、t-1日的收盘价,则自然对数收益率表示为:

$$R_{t} = \operatorname{Ln}(p_{t}) - \operatorname{Ln}(p_{t-1})$$
(二)描述性统计

首先,对 22 只房地产上市公司个股及全样本股票收益率时间序列进行描述性统计(表 1),重点是个股收益率的分布特征。在样本期内全样本股票收益率均值为 0.000 821,标准差为 0.032 694,偏度为 0.419 639,说明收益率分布右偏,右峰度为 15.212 04,表明收益率 R_{t} 具有"尖峰"和"厚尾"特征。Jarque – Bera 统计值给出收益率正态分布性较为可信的检验,所有个股 Jarque – Bera 统计值均在

④经验研究发现,当坏消息出现时,即股票预期收益会下降时,波动趋向增大;当好消息出现时,即预期股票收益会上升时,波动趋向于减小。

⑤因此由将来预期现金流的净现值决定的股票价格和折现因子都不会发生明显变化;如果波动冲击无限期持续,则可能改变整个风险溢价的期限结构,从而影响长期投资。但 GARCH 模型难以对此进行评价。

⑥阎雨:《中国房地产临近周期低潮,2009 年将是低谷临界点》,中国房地产报,2006 年 01 月 23 日。市场经济国家和地区的房地产均具有很强的规律性,由于各国的经济发展程度、地域环境等情况不同,房地产波动周期和频率差别很大。如美国的房地产波动周期一般为 20 年,10 年左右为上升期,10 年左右为下滑期;日本为 10 年,6~7 年上升期,3~4 年下滑期(金融危机、经济危机除外);中国台湾地区 5~6 年为一个周期,其中4年左右为上升期。

1% 水平下通过显著性检验, 拒绝正态分布的原假 设, 即全样本收益率时间序列不呈正态分布。 表1 房地产上市公司股票个股及全样本收益率的描述统计

企业名称	均值	标准差	偏度	峰度	JB 统计量 (P值)	ADF 值 (临界值)
全样本	0.000 821	0.032 694	0.419 639	15. 212 040	409 152.4*** (0.000 000)	-93.64** (-3.43)
S*ST 昌源	0.000 188	0.027 811	-0.612 829	13. 251 190	17 547.24 * * * (0.000 000)	-61.11** (-3.43)
ST 达声	0.000 706	0.034 855	0.038 537	10.518 780	9 307.558 * * * (0.000 000)	-60.12** (-3.43)
ST 中侨	0.000 601	0.032 257	-0.086 558	11.738 730	12 576.57 * * * (0.000 000)	-60.32** (-3.43)
泛海建设	0.001 342	0.032 134	-0.027 218	12.046 950	13 474.6*** (0.000 000)	-59.73 * (-3.43
高新发展	0.001 254	0.030 820	-0.260 667	10.937 810	10 417.56 * * * (0.000 000)	-59.72** (-3.43)
光华控股	0.001 105	0.036 371	-0.184 318	14. 873 160	23 229.86 * * * (0.000 000)	-57.96 * (-3.43)
金融街	0.002 111	0.031 995	-0.328 631	10.553 090	9 462.848 * * * (0.000 000)	-59.93 * (-3.43)
莱茵置业	0.001 130	0.035 428	0.282 377	11. 378 530	11 609.13 * * * (0.000 000)	-61.04* (-3.43
绿景地产	0.001 194	0.036 427	0.927 088	18. 134 710	38 274.87 *** (0.000 000)	-58.52* (-3.43
沙河股份	0.000 919	0.035 734	-0.025 408	14. 888 680	23 268.64 * * * (0.000 000)	-60.70* (-3.43
深长城	0.001 452	0.030 008	-0.650 117	18.717 760	40 948.59 * * * (0.000 000)	-60.65* (-3.43
深深房 A	0.001 181	0.034 745	-0.206 056	13.974 540	19 855.4*** (0.000 000)	-61.91* (-3.43
深振业 A	0.005 995	0.025 461	-0.538 877	23.634 160	70 283.37 * * * (0.000 000)	-11.99* (-3.43
万科 A	0.000 949	0.033 435	0.283 820	19. 574 780	45 279.4*** (0.000 000)	-61.14* (-3.43
阳光股份	0.001 495	0.031 054	0.163 681	13.612 140	18 557.31 * * * (0.000 000)	-59.66* (-3.43
亿城股份	0.001 504	0.031 010	-0.132 927	12. 842 350	15 959.17 *** (0.000 000)	-59.04* (-3.43
银基发展	0.001 232	0.035 316	-0.896 343	27.407 490	98 600.35 * * * (0.000 000)	-61.91* (-3.43
渝开发	0.001 362	0.038 337	-0.663 993	40. 828 700	235 870.4*** (0.000 000)	-63.73* (-3.43
粤宏远 A	0.001 939	0.033 291	-1.093 850	34.440 220	163 517.7 * * * (0.000 000)	-61.00* (-3.43
招商地产	0.001 572	0.033 378	-0.620 858	39.042 280	214 109.3 * * * (0.000 000)	-62.06* (-3.43
中粮地产	0.001 769	0.035 582	-0.642 229	27.937 710	102 650.1*** (0.000 000)	-61.04* (-3.43
珠江控股	0.000 882	0.035 029	-0.200 467	12.838 630	15 961.94*** (0.000 000)	-560.37* (-3.43

注:*、**、***分别表示在10%、5%和1%水平下通过显著性检验。下同。

接下来,分别对 22 只房地产上市公司个股进行描述性统计,结果发现 ST 达声、莱茵置业、绿景地产、万科 A、阳光股份偏度大于零,说明收益率分布右偏;其余 17 只股票偏度均小于零,收益率分布左偏。"左右"偏峰度均远高于正态分布的峰度值 3,说明 22 只房地产上市公司个股收益率也都具有"尖峰"和"厚尾"特征。

最后,通过比较 22 只房地产上市公司个股及全样本的标准差发现,全样本标准差为 0.033,22 只房地产上市公司个股标准差中有 9 只个股标准差小于全样本标准差(标准差列黑体),其余 13 只个股标准差大于全样本标准差,其中最大为渝开发(0.038),最小的深振业 A(0.025),说明整体上中国房地产上市公司收益率波动较大。通过 ADF 单位根检验,所有样本均在 1% 水平下显著,拒绝存在单位根的原假设;说明 22 只房地产上市公司股票及全样本股票收益率时间序列均具有平稳性特征。

(三)实证结果

1. 自相关性检验

对 $\{R_{\iota}\}$ 进行描述性统计分析后,定义 R_{ι} 的均值 方程为以下形式:

全样本均值方程:

$$R_{\iota_{1}} = c + aR_{\iota-60} + \varepsilon_{\iota}$$
 (6)
个股均值方程:

 $R_{12} = c + aR_{1-30} + \varepsilon_1$

上述方程的滞后期均由 AIC、SC 准则确定,笔者 拟用最小二乘法对式(6)(7)进行估计,检验残差 e_1 及其平方的自相关性。通过检验结果得知②,全样本 $\{e_1\}$ 及 $\{e_1^2\}$ 都具有明显的自相关;个股中光华控股、金融街、深振业 A、阳光股份 $\{e_1\}$ 及 $\{e_1^2\}$ 都具有明显的自相关,其余个股 $\{e_1\}$ 不存在显著自相关,而 $\{e_1^2\}$ 有明显的自相关。此结果表明不同时期观测值之间存在非线性关系,其条件方差具有时间可变性,为收益波动具有集簇性提供了初步证据。

2. GARCH、TARCH、EGARCH 和 ARCH - M 模型

为得到进一步的证据,对 $\{R_i\}$ 用三个模型进行建模,建立 GARCH(1,1)、TARCH(1,1)、EGARCH(1,1)和 ARCH-M模型对房地产上市企业个股及全样本收益率波动性进行分析,两个模型参数均采用拟最大似然法(quasi-maximum likelihood QML),即误差项假定为正态分布下的最大似然法。误差项假定为正态分布下的最大似然法。误差项假定为正态分布并不合适,但 Bollerslev 和 Wooldridge [28]研究指出,在条件正态分布不成立时只要均值方程和条件方差方程正确设定,GARCH类模型的最大似然估计值一致,协方差矩阵估计不一致,则可采用异方差一致协方差方法来修正 [23]。鉴于前述理由,笔者借助 GARCH(1,1)、TARCH(1,1)、EGARCH(1,1)和 ARCH - M模型对房地产上市公司全样本估计结果见表 2 8。

表 2 模型估计结果(全样本)⑨

(7)

模型/参数	c	a	ω	α	γ	β
GARCH(1,1)	0.000 689 * * *	0.018 306 * * *	3.52E - 05 * * *	0.104 251 * * *		0.868 185 * * *
	(8.154 074)	(8.375 733)	(71.943 140)	(109.472 5		(904.7023)
TARCH(1,1)	0.000 614 * * *	0.018 258 * * *	3.31E - 05 * * *	0.096 351 * * *	0.013 651 * * *	0.871 621 * * *
	(6.116 810)	(8.418 454)	(69.950 08)	(84.258 16)	(8.112 528)	(944.971 6)
EGARCH(1,1)	0.000 535 * * *	0.019 971 * * *	-0.485 049 * * *	0. 221 680 * * *	-0.002 253 * *	0.953 805 * * *
	(5.977 386)	(11.620 98)	(-84.674 26)	(135.8890)	(-2.117 348)	(1 315.459)
ARCH – M	0.000 506 * * *	0.018 189 * * *	3.55E - 05 * * *	0.104 791 * * *	0.220 303	0.867 397 * * *
	(1.158 124)	(8.347 891)	(72.287 67)	(107.500 6)	(1.158 124)	(886.2643)

⑦由于篇幅限制,自相关检验结果文中尚未列出,如有需要请和作者联系。

⑧鉴于篇幅限制,文中个股估计结果未在此处列举,若有需要请与作者联系。

⑨四个模型估计方程: TARCH(1,1) 模型、GARCH(1,1) 模型及 ARCH – M 模型条件方差方程: $h_{t} = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^{2} + \gamma \varepsilon_{t-1}^{2} d_{t-1} + \beta h_{t-1}$; EGARCH (1,1) 模型条件方差方程: $\operatorname{Ln}(h_{t}) = \omega + \beta \operatorname{Ln}(h_{t-1}) + \alpha \mid \varepsilon_{t-1}/h_{t-1}^{1/2} \mid + \gamma \varepsilon_{t-1}h_{t-1}^{1/2}$ 。

在 TARCH(1,1)模型估计中,全样本均值方程和条件方差方程系数均显著,表明中国房地产上市公司的收益波动具有集簇性,且 α 与 β 之和为 0.972 < 1,因此验证了 α + β < 1 的显著性;对 22 只房地产上市公司个股进行分析,均值方程系数只有 4 只个股能通过显著性检验,其余 18 只个股均值方程系数均不能全部通过显著性检验,但所有个股均值方差方程系数都能通过显著性检验。除深振业 A、沙河股份、绿景地产、金融街 4 只个股 α 与 β 之和大于 1 之外,其余 18 只个股 α 与 β 之和均小于 1,说明总体上中国房地产上市公司过去的收益率波动对未来的影响逐渐衰减。

非对称模型 TARCH(1,1)和 EGARCH(1,1)估 计结果中系数 γ 值的大小反应收益率波动的杠杆效 应或反馈效应。对全样本进行估计,两个模型中 γ 值均显著,说明中国房地产上市公司收益率波动具 有明显的杠杆效应或反馈效应。TARCH(1,1)模型 中γ值为0.013,显著为正;EGARCH(1,1)模型中γ 值为-0.002,显著为负。因此对中国房地产上市公 司行业来说,坏消息引起的收益率波动比同等大小 的好消息引起的收益率波动要大。对个股进行分 析,ST 达声、珠江控股 γ 值在 TARCH (1,1) 和 EGARCH(1,1)模型中均不显著;TARCH(1,1)模型 中 S * ST 昌源、光华控股、莱茵置业的 γ 值不显著, 但在 EGARCH(1,1)模型中显著为正。其余 17 只房 地产上市公司个股 TARCH(1,1)模型中 γ 值显著为 负,EGARCH(1,1)模型中 γ 值显著为正,说明对中 国房地产上市公司行业来说,好消息引起的收益率 波动比同等大小的坏消息引起的收益率波动要大, 这与曾慧[29] 对股市波动性的研究结论相反, 但对房 地产上市公司个股的分析支持"坏消息引起的收益 率波动比同等大小的好消息引起的收益率波动大" 的结论。随着中国市场规模的不断增大和经济功能 的不断增强,股票市场在中国的经济生活中扮演越 来越重要的角色。但是,同国外成熟的市场相比,中 国作为处于发展初期的新兴市场仍存在许多问题, 导致中国股票市场波动性大,投机气氛浓,无疑加大 了投资者风险。

ARCH-M 模型估计结果显示,对全样本估计结果进行分析,全样本均值方程中条件方差项系数(γ值)估计值为 0.220,显著为正,反应中国房地产上市公司行业期望收益与期望风险呈正向关系,为收益的风险溢价理论提供了依据。对个股进行分析,只有高新发展、金融街、沙河股份、深长城、深振业

A、阳光股份 6 只个股全样本均值方程中条件方差项系数 (γ 值)估计值显著,其中高新发展、金融街、沙河股份、深长城 4 只个股 γ 值显著为正,说明这 4 只中国房地产上市公司个股期望收益与期望风险呈正向关系;深振业 A、阳光股份 2 只个股 γ 值显著为正,说明这 2 只中国房地产上市公司个股期望收益与期望风险呈反向关系。其余 16 只股票全样本均值方程中条件方差项系数 (γ 值)估计值均不显著,说明中国大多数房地产上市公司个股期望收益与期望风险无显著相关关系。四个模型的残差平方 (e_1^2)的自相关系数及 Q 检验表明 GARCH 类模型确实能够较好地刻画资产收益波动的时间可变性特征。

四、结论

笔者首先对中国房地产上市企业股票收益的基 本统计特征进行计算和分析,得出收益分布的非正 态特征:有偏性,波动集群性和尖峰厚尾性;接着利 用改进的 ARCH 模型对房地产股票市场收益和波动 进行实证分析,比较22家房地产企业股票市场的收 益波动表现。通过 GARCH、TARCH、EGARCH 和 ARCH-M 模型分析中国房地产上市公司股票收益率 波动得出结论:(1)TARCH(1,1)模型说明总体上中 国房地产上市公司过去的收益率波动对未来的影响 逐渐衰减; (2) 非对称模型 TARCH (1,1) 和 EGARCH(1,1)估计结果显示,对中国房地产上市公 司行业来说,好消息引起的收益率波动比同等大小 的坏消息引起的收益率波动要大,但对房地产上市 公司个股的分析结论却相反;(3)ARCH-M 模型估计 结果显示中国大多数房地产上市公司个股期望收益 与期望风险无显著相关关系;(4)四个模型的残差平 方(e^2)的自相关系数及 Q 检验表明 GARCH 类模 型能够较好地刻画资产收益波动的时间可变性 特征。

通过分析造成中国房地产股票收益波动过大的 深层原因:中国股票市场发生发展于由计划经济向 市场经济的转型中,存在许多缺陷,具有与其他股票 市场,包括发达成熟市场和新兴市场不同的特点;独特的股权结构使得市场配置资源的功能难以发挥,市场机制的缺陷使股票价格难以真实反应公司的价值,投资者的结构特点使股票换手率高,波动大且易受人为因素影响等。对波动的实证研究证实中国房地产市场的收益和风险大多不具有成熟市场的特征。因此,中国应该优化股权结构,完善市场机制,促进中国房地产市场健康发展。笔者应用典型相关

分析方法研究实体经济与股票市场的相关关系,认 为两者存在较强的相关性是有一定的条件和前提 的,要使股票市场促进经济的增长既应该完善股票 市场本身的建设,同时也应注意制度法制的建设和 股民投资意识的培养,对行业进行调整。

参考文献:

- [1] ROLL R. Industrial structure and the comparative behavior of international stock market indices [J]. Journal of Finance, 1992, 47(1): 3-41.
- [2] LAMOUREUX C G, LASTRAPES W D. Persistence in variance, structural change, and the GARCH model [J]. Journal of Business & Economic Statistics, 1990, 8(2): 225-234.
- [3] KAROLYI G A. A multivariate GARCH model of international transmissions of stock returns and volatility: The case of the United States and Canada [J]. Journal of Business & Economic Statistics, 1995, 13(1): 11 25.
- [4] JEON B N, Von FURSTENBERG G M. Growing international co-movement in stock price indexes [J]. Quarterly Review of Economics and Business, 1990, 30: 15-30.
- [5] HAMAO Y, MASULIS R W, NG V. Correlations in price changes and volatility across international stock markets [J]. Review of Financial Studies, 1990(3): 281-307.
- [6] 丁华. 股价指数波动中的 ARCH 现象[J]. 数量经济与技术经济研究,2003(9):22-25.
- [7] 笍萌,孙彦丛,王清和. 中国股票市场交易量是否包含预测股票收益的信息研究[J]. 统计研究,2003(3):54-57
- [8] 赵留彦, 王一鸣. A、B 股之间的信息流动与波动溢出 [J]. 金融研究, 2003(10):37-51.
- [9] ANG A, HODRICK R J, XING Y, ZHANG X. High idiosyncratic volatility and low returns: international further U. S. evidence [J]. Journal of Financial Economics, 2006, 91: 1-23.
- [10] SCHWARTZ S. Real-estate tax topics: the prince of tax-shelters [J]. Real Estate Review, 1982, 12 (2): 11 –
 15
- [11] Norton C L, Porter G A. Measuring real-estate assets: An accounting controversy [J]. Real Estate Review, 1982, 11 (4): 90-93.
- [12] 施金亮,杨俊. 数据包络分析法评价房地产上市公司绩效[J]. 上海大学学报(自然科学版),2006(6):326-

330.

- [13]潘岳奇. 我国房地产上市企业资本市场融资方式比较——以10家房地产上市企业为例[J]. 中国房地产, 2008(3):48-57.
- [14] CHEN S Q. Capital structure of listed company in China: Based on real estate industry [C]//Industry Cluster And Meta-Studies. Conference Information: International Conference on Industrial Cluster Development and Management, 2008;330 – 336.
- [15] LAN C Z, XU F Y. Stock yield and risk characteristic research of listed real estate companies in China [J]. Advances in Management of Technology, 2008 (2): 658 662.
- [16] ENGLE R E. Autogressive conditional heteroskedasticity with estimates of the variance of UK inflation [J]. Econometrica, 1982, 50: 987 – 1008.
- [17] BOLLERSLEV T. Generalzed autoregressive conditional heteroskedasticity [J]. Journal of Econometrics, 1986, 31: 307 - 327.
- [18] ENGLE R E, DAVID M L, RUSSELL P R. Estimating time varying risk premia in the term structure: The ARCH-M model [J]. Econometrica, 1987, 55: 391-407.
- [19] BLACK F. Studies in stock price volatility changes [C]. Proceedings of the 1976 Business Meeting of the Business and Economics Statistics Section, American Statistical Association, 1976; 177 – 181.
- [20] NELSON D B. Conditional heteroskedasticity in asset returns: A new approach [J]. Econometrica, 1990, 59: 347-370.
- [21] GLOSTEN L, JAGANNATHAN R, RUNKLE D. On the relation between expected return on stocks [J]. Journal of Finance, 1993, 48: 1779 – 1801.
- [22] ZAKOIAN J M. Threshold heteroskedastic model [J]. Journal of Economic Dynamics and Control, 1994, 18: 931-955.
- [23] 陈千里,周少甫.上证指数收益的波动性研究[J]. 数量 经济技术经济研究,2002(6):122-125.
- [24] 王燕辉, 王凯涛. 股票交易量对收益率波动性的影响——对深市个股的实证分析[J]. 金融研究, 2004 (12):81-88.
- [25] 沈根祥. 股票收益随机波动模型研究[J],中国管理科学,2003(2):16-20.

- [26] NELSON D B. ARCH models as diffusion approximations [J]. Journal of Econometrics, 1990, 45: 7 38.
- [27] 张艳. 我国房地产上市公司直接融资问题研究[J]. 中国房地产,2008(2):40-43.
- [28] BOLLERSLEV T, WOOLDRIDGE J. Quasi-maximum
- likelihood estimation and inference in dynamic models with time-varying covariances [J]. Econometric Reviews, 1992, 11(2): 143 172.
- [29] 曾慧. ARCH 模型对上证指数收益波动性的实证研究 [J]. 统计与决策(理论版),2005 (3):97 98.

An Empirical Study on the Fluctuations of Stock Returns in Real Estate Listed Companies in China

CAO Guo-hua, HE Yan

(College of Economics and Business Administration, Chongqing University, Chongqing 400044, P. R. China)

Abstract: This paper leads ARCH models into the study of fluctuations of stock returns in real estate listed companies and industry in China. We conclude that: fluctuations in the early returns of real estate listed companies' impact on the future show gradually decline trend; the fluctuations leading by Good news will be greater than that of the same degree of bad news; There is no significant correlation between expected benefits and expected risks in most of the real estate listed companies. It can be judged that benefits and risks in real estate listed companies don't have the properties of mature markets. At last, we propose countermeasures about how to improve the real estate market and the stock market.

Key words: the real estate market; the stock market; fluctuations of yield; ARCH model

(责任编辑 傅旭东)