

· 数量经济理论及应用 ·

时变理性预期假说与过度反应假说

——基于 ANST-GARCH 模型的国际证券市场实证检验

丁志国, 苏 治, 杜晓宇

(吉林大学 数量经济研究中心, 吉林 长春 130012)

【摘要】 基于 ANST-GARCH 模型, 我们利用美国、英国、日本和中国证券市场数据实证检验了时变理性预期假说, 发现国际证券市场普遍存在非对称均值回归特征, 非对称性源自投资主体对坏消息的过度反应和对好消息的反应不足, 过度反应假说成立。同时, 除日本以外的市场风险补偿具有时变特点, 但预期收益与风险的正相关在利空消息冲击下并不成立, 因此, 结论不支持时变理性预期假说。

【关键词】 时变理性预期假说; 过度反应假说; ANST-GARCH 模型; 非对称均值回归; 风险补偿

【中图分类号】 F830.91 **【文献标识码】** A **【文章编号】** 0257-2834(2006)02-0092-07

【基金项目】 国家自然科学基金项目 (70573040); 国家社会科学基金项目 (05BJY100); 教育部重点研究基地重大项目 (05JJD790008)

【收稿日期】 2005-03-12

【作者简介】 丁志国 (1968-), 男, 吉林延吉人, 吉林大学数量经济研究中心暨吉林大学商学院讲师, 经济学博士。

一、引言

证券价格可预测性一直是金融学研究的热点问题。有效市场理论认为, 在一个风险厌恶投资者组成的竞争市场中, 价格序列对不同信息集具有“鞅”特征 [1], 收益序列不可预测。然而, 近来计量经济学研究的进展和实证检验结论则表明金融资产收益在某种程度上是可预测的, 证券市场复杂结构和交易过程中的摩擦以及经营环境改变引起的时变预期收益可能导致价格的可预测性, 一定程度的可预测性对投资者来说是必要的 [2]。大量实证检验在证明收益序列可预测性的同时, 也发现收益波动模式的两个异象, 其一是波动的时变性特征 (Time-Varying) 和非对称性特征 (Asymmetric), 即与相同幅度价格非预期上涨相比, 证券价格的非预期下跌伴随更大的波动性, 体现了风险的变异性和动态特征 [3-5]; 另一个是均值回归 (Mean-Reversion) 的非对称性, 即利空信息冲击条件下, 证券价格向均值回归的速度明显快于利好信息的冲击 [6-8]。学术界关于均值回归特征成因的解释也存在较大分歧, 主要来自传统金融学的时变理性预期假说 (Time-Varying Rational Expectations Hypothesis) 和行为金融学的过度反应假说 (Overreaction Hypothesis)。时变理性预期理论认为证券风险与预期收益率之间存在正相关关系, 即投资者根据所

承担的风险强度变化同向调整其预期收益率, 预期收益率的变动使证券价格均值回归, 即认为均值回归源自投资者定价的理性调整 [5] [9-12]。Fama 和 French 指出, 股票价格相对其内在价值的偏离增加了股价的波动性, 使投资者要求获得额外风险补偿, 增加的风险补偿又会使证券价格向均值回归。[13] 另一种关于证券价格均值回归的解释来自行为金融学, DeBondt 和 Thaler 以及 Jegadeesh 研究发现“输家组合”比“赢家组合”的超常收益率明显高, 即存在过度反应现象。[14] [15] Poterba 和 Summer 将股价的均值回归归因于投资者对特定市场信息的过于乐观或悲观 [16], 进而引起过度反应和反应不足, 与时变理性预期假说无关 [17] [18]。

为了明晰证券价格均值回归特征的起因, 本文采用 Anderson 和 Nam 提出的 ANST-GARCH 族模型, 利用美国、英国、日本和中国证券市场数据, 实证检验时变理性预期假说和过度反应假说, 进而分析证券价格均值回归特征的原因。具体安排如下: 第二部分是 ANST-GARCH 族模型设计与实证检验机理; 第三部分是国际证券市场实证结果分析; 最后一部分是基本结论。

二、ANST-GARCH 族模型设计与实证检验机理

本文所采用的 ANST-GARCH (Asymmetric Nonlinear Smooth-Transition GARCH) 是由 Nam 和 Anderson 提出的 [19], 通过引入平滑区制控制参数扩展了 Bollerslev 提出的广义自回归条件异方差模型 (GARCH) [20], 能够捕捉到条件均值方程和方差方程中同时存在的双非对称性^①。下面给出 ANST-GARCH 族模型的两种形式。通过讨论模型 1 和模型 2 中非对称项前系数的取值和符号, 可以检验收益的非对称均值回归特征是否存在, 以及非对称存在的原因。

模型 1: ANST-GARCH 模型^②

$$\begin{aligned} R_t &= \mu + [\phi_1 + \phi_2 F(\varepsilon_{t-1})] R_{t-1} + \varepsilon_t \\ h_t &= a_0 + a_1 \varepsilon_{t-1}^2 + a_2 h_{t-1} + [b_0 + b_1 \varepsilon_{t-1}^2 + b_2 h_{t-1}] F(\varepsilon_{t-1}) \\ \varepsilon_t | I_{t-1} &= v_t \sqrt{h_t}, v_t \stackrel{iid}{\rightarrow} N(0, 1), \text{ 即 } \varepsilon_t | I_{t-1} \sim N(0, \sqrt{h_t}) \end{aligned} \quad (1)$$

其中: $F(\varepsilon_{t-1}) = \{1 + \exp[-\gamma(\varepsilon_{t-1})]\}^{-1}$, γ 是未知的内生区制转移 (regime-shift) 控制参数。 R_t : t 时刻股票或市场指数收益率序列; ε_t : t 时刻进入市场的信息冲击; $I_{t-1} = \{R_s, \varepsilon_s; s \leq t-1\}$: t 时刻的已知信息集。

ANST-GARCH 与普通的非对称 GARCH 模型的主要区别是该模型采用连续平滑的逻辑函数 $F(\varepsilon_{t-1})$ 度量方差方程波动性的区制转移 (Regime-Shift)。如果估计得到的 $\phi_2 \neq 0$ 并且显著, 说明均值回归具有非对称特征; 如果估计值 $b_1 + b_2 \neq 0$ 且显著, 条件波动具有非对称性, 即“杠杆效应”存在。若 $b_1 + b_2 < 0$, 任何负向冲击将使 $0 < F(\varepsilon_{t-1}) < 0.5$, 当前的波动被描述为“高波动持续区制”, 而任何正向冲击使 $0.5 < F(\varepsilon_{t-1}) < 1$, 当前的波动被描述为“低波动持续区制”。参数 γ 控制着波动的区制转移的速度, 当 γ 的估计值近似为 0 时则 $F(\varepsilon_{t-1}) \cong 1$, ANST-GARCH 模型退化为 GARCH (1, 1) 过程; 当 $\gamma = +\infty$ 时, 区制控制函数 $F(\varepsilon_{t-1})$ 变为 Heaviside 函数。

模型 2: ANST-GARCH-M 模型

$$R_t = \mu + [\phi_1 + \phi_2 F(\varepsilon_{t-1})] R_{t-1} + [\delta_1 + \delta_2 F(\varepsilon_{t-1})] \sqrt{h_t} + \varepsilon_t$$

① 其他用来捕捉条件均值方程和条件方差方程同时存在的双非对称性的 GARCH 族模型有: Fornari 和 Mele 提出的 SVSARCH 模型 (Sing- and Volatility-Switching ARCH) [21], Turner 以及 Hamilton 和 Susmel 发展的 MSVARCH (Markov Switching Volatility ARCH) 模型 [17] [22]。

② 模型截距项可用 $\mu = \mu_1 + \mu_2 F(\varepsilon_{t-1})$ 替代以验证其非对称性, 这里为了使模型简化采用常数截距 μ 。

$$h_t = a_0 + a_1 \varepsilon_{t-1}^2 + a_2 h_{t-1} + [b_0 + b_1 \varepsilon_{t-1}^2 + b_2 h_{t-1}] F(\varepsilon_{t-1}) \quad (2)$$

ANST-GARCH-M 模型用于检验非对称均值回归特征是否可以由时变理性预期假说解释以及风险补偿是否具有非对称性。该模型在均值方程中加入了风险补偿项 $[\delta_1 + \delta_2 F(\varepsilon_{t-1})] \sqrt{h_t}$ ，一方面可以检验波动强度自身是否具有非对称性，收益率是否与波动强度有关，即是否存在非对称的时变风险补偿；另一方面可以检验均值回归的非对称特征是否与时变理性预期假说有关。如果通过实证检验发现估计参数满足： $\phi_1 < 0$ ， $\delta_1 < 0$ ， $\phi_1 + \phi_2 > 0$ ， $\delta_1 + \delta_2 > 0$ ，则说明风险补偿具有时变的非对称性，时变理性预期假说不成立^①；同时也说明收益率序列的非对称均值回归特征与时变理性预期假说无关，意味着伴随负向（正向）信息冲击，预期收益率表现为负（正）的序列自相关，预期收益率与风险补偿之间也表现为负（正）相关。进而言之，如果出现正向收益率冲击，那么本期预期收益率与前期正相关，价格继续上升，并且风险补偿和波动性随即也增加，使得股价存在同向运动趋势；反之出现负向收益率冲击，那么本期预期收益率与前期负相关，且来自高波动的风险补偿随之减少，产生使股价反向运动的力量，进而导致股价以更快的速度向均值回归，说明非对称均值回归现象主要源自投资者的非理性投资行为，过度反应假说成立，而时变理性预期假说不成立。

三、国际证券市场实证结果分析

（一）数据选取及处理

本文选取的样本是中国市场沪深 A 股指数、美国市场 S&P 500 指数、英国市场 FTSE 350 指数和日本市场 Nikkei 225 指数的日收盘交易数据^②，样本区间为 1996 年 1 月 2 日至 2003 年 12 月 31 日，数据来自美国标准化数据公司 Bloomberg 数据库。将证券市场收盘价格指数 P_t 作一阶自然对数差分变换，求得各指数的日收益率 R_t ^③，在股票价格指数波动不是很剧烈的条件下（大多数情况下日股指的变化确实如此）， R_t 近似等于股票价格指数的日变化率，刻画市场整体日收益率水平。当样本容量比较大时，根据大数定律可知 R_t 表示了证券收益率围绕着均值水平的双向变动。表 1 给出了各市场收益率序列的统计特征。

表 1 主要国际市场指数收益率的统计特征

| 市场 | S&P 500 | FTSE 350 | Nikkei 225 | 上海 A 股 | 深圳 A 股 |
|------|-----------|-----------|------------|-----------|----------|
| 均值 | 0.000244 | 7.94E-05 | -0.000353 | 0.000548 | 0.000646 |
| 标准差 | 0.012644 | 0.011486 | 0.015298 | 0.017757 | 0.019618 |
| 偏度 | -0.082805 | -0.202632 | 0.031796 | -0.155786 | 0.011117 |
| 峰度 | 5.336665 | 5.087399 | 4.720251 | 9.246903 | 8.518361 |
| 正态概率 | 0.000000 | 0.000000 | 0.000000 | 0.000000 | 0.000000 |

从表 1 可以明显地看到各指数不同程度的都存在一定程度的“尖峰”和“厚尾”特征，并且不服从正态分布，收益率均值接近于 0。将收益率序列的波动路径绘图也可以发现明显异常波动的聚类现象^④，表明时间序列波动性具有条件时变性质，适合 GARCH 模型进行估计。

① 时变理性预期的前提假设为：高的风险要求高的风险补偿，收益率与波动性保持正相关关系。

② 选用日数据是为了保证样本容量足够大，提高模型参数估计的精度。

③ 具体计算公式为： $R_t = \ln P_t - \ln P_{t-1}$ 。

④ 考虑到篇幅原因，各指数的波动路径图在这里省略。

(二) 模型参数估计结果及实证分析

对于模型 1 和模型 2, 本文分别编写了 GAUSS 程序代码^①, 并且在参数估计过程中利用了 GAUSS 6.0、Optmum 3.0 和 Maxlik 5.0 优化包。各个主要国际市场模型 1 和模型 2 参数估计结果列示于表 2 和表 3 中。

表 2 模型 1 参数估计结果

| 市场名称 | 沪市 | 深市 | 美国 S&P 500 | 英国 FTSE 350 | 日本 Nikkei 225 |
|----------|----------|-----------|------------|-------------|---------------|
| μ | -0.12 ** | -0.17 ** | -0.01 | -0.03 | 0.00 |
| ϕ_1 | -0.078 * | -0.13 ** | -0.05 ** | -0.07 ** | -0.02 * |
| ϕ_2 | 0.19 ** | 0.34 ** | 0.10 ** | 0.16 ** | 0.04 * |
| a_0 | 0.23 * | 0.14 ** | 0.00 | 0.01 | 0.00 |
| a_1 | 0.21 ** | 0.17 ** | 0.12 ** | 0.08 ** | 0.09 ** |
| a_2 | 0.79 ** | 0.79 ** | 1.02 ** | 1.01 ** | 1.02 ** |
| b_0 | -0.19 | -0.14 ** | 0.07 ** | 0.02 | 0.03 ** |
| b_1 | 0.06 + | -0.04 * | -0.12 ** | -0.06 ** | -0.06 ** |
| b_2 | -0.07 | 0.10 ** | -0.21 ** | -0.16 ** | -0.17 ** |
| γ | 99.93 ** | 179.48 ** | 299.72 ** | 279.62 | 198.92 ** |

注: **、*、+ 分别表示在 1%、5% 和 10% 的置信水平下 Bolleslev-Wooldridge t 统计量显著。

表 3 模型 2 参数估计结果

| 市场名称 | 沪市 | 深市 | 美国 S&P 500 | 英国 FTSE 350 | 日本 Nikkei 225 |
|------------|-----------|-----------|------------|-------------|---------------|
| μ | -0.43 ** | 0.09 + | -0.07 ** | 0.09 * | -0.34 ** |
| ϕ_1 | -0.16 ** | -0.06 ** | -0.13 ** | -0.03 * | -0.11 ** |
| ϕ_2 | 0.47 ** | 0.48 ** | 0.18 ** | 0.13 ** | 0.13 ** |
| δ_1 | -0.09 ** | -0.08 ** | -0.01 | -0.16 ** | 0.13 ** |
| δ_2 | 0.16 ** | 0.21 ** | 0.06 ** | -0.02 | 0.12 ** |
| a_0 | 0.73 | 4.78 ** | 0.00 | 0.00 | 0.17 * |
| a_1 | 0.65 ** | 0.09 | 0.11 ** | 0.08 ** | 0.10 ** |
| a_2 | 0.34 ** | 0.49 ** | 1.04 ** | 1.04 ** | 0.90 ** |
| b_0 | 6.98 ** | -4.57 ** | 0.09 ** | 0.02 ** | -0.14 |
| b_1 | -0.29 + | 0.40 ** | -0.11 ** | -0.06 ** | -0.05 ** |
| b_2 | -0.28 * | 0.15 | -0.24 ** | -0.17 ** | -0.02 |
| γ | 100.00 ** | 100.00 ** | 369.98 ** | 239.30 ** | 306.05 ** |

注: **、*、+ 分别表示在 1%、5% 和 10% 的置信水平下 Bolleslev-Wooldridge t 统计量显著。

十分明晰, 各国模型 1 和模型 2 参数估计的结果都满足 $\phi_1 < 0$, $\phi_1 + \phi_2 > 0$, 且参数在 5% 的置信水平下显著, 说明在前一期利空消息的冲击下收益序列表现为负相关关系, 即反转特征; 在前期利好消息的冲击下收益序列表现为正相关关系, 即惯性趋势。市场对坏消息过度反应而对好消息反应不足, 投资者对信息反应存在非理性, 过度反应假说成立, 并且相同信息冲击强度下, 负向冲击均值的回归速度快于正向冲击的回归速度。横向比较模型 1 中 ϕ_1 和 $\phi_1 + \phi_2$ 绝对值的大小发现由小到大依次为日本 Nikkei 225 指数、美国 S&P 500 指数、英国 FTSE 350 指数、中国沪市 A 股指数和中国深市 A 股指数, 也就是说对信息冲击的反应速度由快到慢也依次为日本

① 本文中所使用的 GAUSS 程序代码是在 GAUSS 6.0 环境下编译运行的, 如需要这些代码可与作者联系。

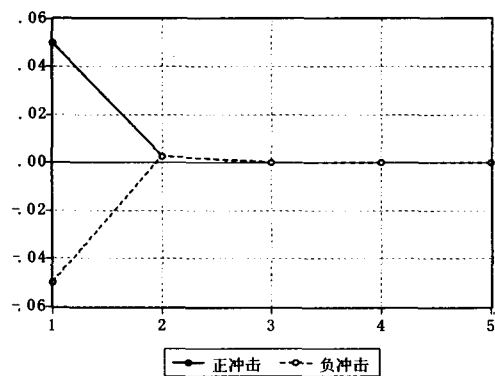


图1 美国 S&P 500 指数外生信息冲击反应函数

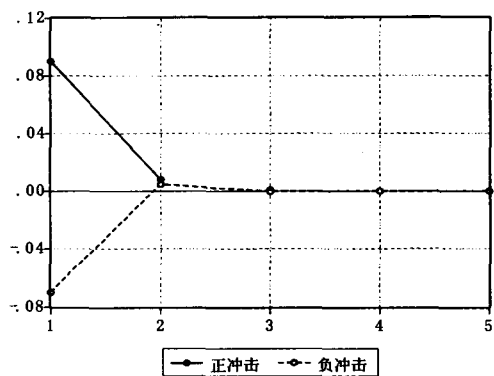


图2 英国 FTSE 350 指数外生信息冲击反应函数

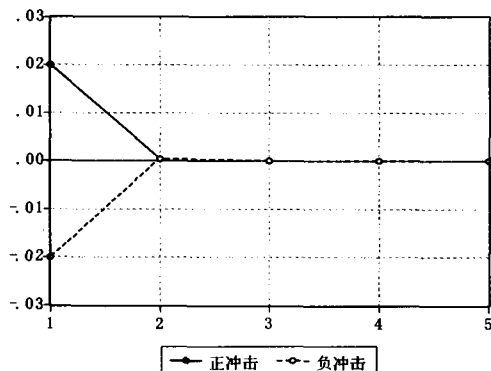


图3 日本 Nikkei 225 指数外生信息冲击反应函数

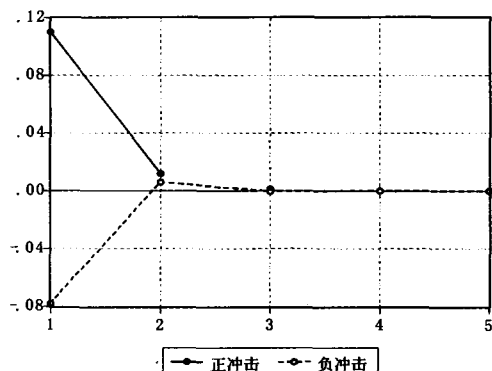


图4 沪市 A 股指数外生信息冲击反应函数

市场 Nikkei 225 指数、美国 S&P 500 指数、英国 FTSE 350 指数、中国沪市 A 股指数和中国深市 A 股指数。另外，除深圳 A 股市场外所有市场两个模型的估计结果均满足 $b_1 + b_2 < 0$ ，表明无论是否考虑风险调整因素，伴随利空信息冲击的收益波动大于伴随利好冲击的波动（深圳市场除外），说明证券价格的非预期下跌将会使投资者感受到更大的投资风险，也从另一个侧面体现了投资者的非理性。为了更加明晰地说明问题，将单位信息冲击下市场的外生信息冲击反应函数绘制成图 1 至图 5。从图中可以清晰地发现市场具有相似的信息冲击反应模式，即利空信息冲击下收益序列的均值回归速度明显快于利好信息冲击下的均值回归速度，说明市场的均值回归具有明显的非对称性。

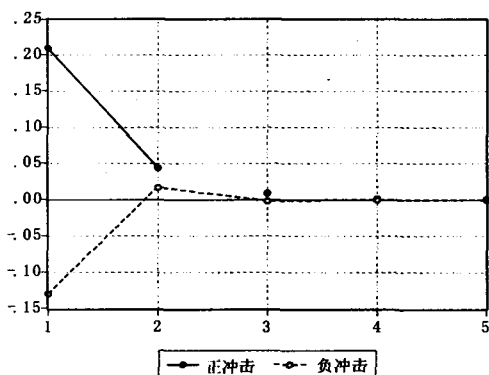


图5 深市 A 股指数外生信息冲击反应函数

由模型 2 参数估计的结果表明除日本以外的所有市场均满足 $\delta_1 < 0$, $\delta_1 + \delta_2 > 0$ ，说明投资者的风险补偿具有时变性，即在利好消息的冲击下，投资者表现为风险偏好，形成乐观预期，采取积极的投资策略；而在利空消息冲击下，表现为风险厌恶，表现为过度谨慎，采取消极的投资策略，避免面对损失。另外，从美国 S&P 500 指数、英国 FTSE 350 指数、中国沪市 A 股指数和中国深市 A 股指数收益序列 ANST-GARCH 模型参数估计满足 $\phi_1 < 0$, $\phi_1 + \phi_2 > 0$ 和 $\delta_1 < 0$, $\delta_1 + \delta_2 > 0$ 可知：虽然风险补偿具有时变特点，但是负向波动的加剧并没有导致预期收益的增

加, 因此, 结论并不支持时变理性预期假说^①。

四、基本结论

本文基于 ANST-GARCH 模型, 以中国沪市 A 股指数、中国深市 A 股指数、美国 S&P 500 指数、英国 FTSE 350 指数和日本 Nikkei 225 指数收益序列为样本, 实证检验了时变理性预期假说与过度反应假说, 得到以下几条主要结论:

首先, 无论是否考虑风险调整因素, ANST-GARCH 模型都较好地捕捉到了收益率序列的非对称均值回归特征和条件波动的时变性与非对称性, 为证券价格可预测性研究提供了新的计量检验方法。

其次, 模型 1 和模型 2 均值方程参数估计结果和信息冲击反应函数都表明: 在中国市场、美国市场、英国市场、日本市场中, 相同信息冲击强度下负向冲击均值的回归速度和幅度快于正向冲击的回归速度和幅度, 国际证券市场普遍存在非对称均值回归特征, 价格可预测特征明显; 投资者对坏消息过度反应而对好消息反应不足, 信息反应存在非理性, 过度反应假说成立, 时变理性预期假说不成立。

最后, 除深圳 A 股市场外所有市场两个模型的方差方程估计结果表明, 证券价格非预期下跌将会使投资者感受到更大的投资风险, 也从另一个侧面体现了投资者的非理性。模型 2 风险补偿项系数估计的结果表明, 除日本以外的所有市场中投资者的风险补偿具有非对称性, 即在利好消息的冲击下, 投资者表现为风险偏好, 而在利空消息冲击下, 表现为风险厌恶, 避免面对损失; 结合模型自回归系数估计结果可以发现, 虽然风险补偿具有时变特点, 但是负向波动的加剧并没有导致预期收益的增加, 预期收益与风险的正相关关系在利空消息冲击下并不成立, 因此结论并不支持时变理性预期假说。

[参考文献]

- [1] Shiryayev A N. Essentials of Stochastic Finance: Facts, Models, Theory [M]. Singapore: World Scientific Press, 1999.
- [2] Campbell J Y, Lo A W, MacKinlay A C. The Econometrics of Financial Markets [M]. Princeton: Princeton University Press, 1997.
- [3] Black F. Studies in stock price volatility changes [A]. Proceedings of the Business Meeting of the Business and Economic Statistics Section [C]. New York: American Statistical Association, 1976.
- [4] Nelson D B. Conditional heteroskedasticity in asset returns: A new approach [J]. *Econometrica*, 1991, (59).
- [5] Campbell J Y, Hentschel L. No news is good news: An asymmetric model of changing volatility in stock returns [J]. *Journal of Financial Economics*, 1992, (31).
- [6] French K R, Schwert G W, Stambaugh R F. Expected stock returns and volatility [J]. *Journal of Financial Economics*, 1987, (19).
- [7] Schwert G W. Why does stock market volatility change over time? [J]. *Journal of Finance*, 1989, (44).
- [8] Glosten L R, Jagannathan R, Runkle D E. On the relation between the expected value and the volatility of the nominal excess return on stocks [J]. *Journal of Finance*, 1993, (48).
- [9] Pindyck R S. Risk, inflation, and the stock market [J]. *American Economic Review*, 1984, (74).
- [10] Cecchetti S G, Lam P, Mark N C. Mean reversion in equilibrium asset prices [J]. *American Economic Review*, 1990, (80).

① 日本市场参数估计结果出现不同是否与日本市场近年的持续低迷有关还有待进一步研究和探讨。

- [11] Haugen R A, Talmor E, Torous W N. The effect of volatility changes on the level of stock prices and subsequent expected returns [J]. *Journal of Finance*, 1991, (46) .
- [12] Veronesi P. Stock market overreaction to bad news in good times: A rational expectations equilibrium model [J]. *Review of Financial Studies*, 1999, (12).
- [13] Fama E F, French K R. Permanent and temporary components of stock prices [J]. *Journal of Political Economics*, 1988, (96).
- [14] DeBondt W F M, Thaler R H. Does the stock market overreact? [J]. *Journal of Finance*, 1985, (40).
- [15] Jegadeesh N. Evidence of predictable behavior of security returns [J]. *Journal of Finance*, 1990, (45).
- [16] Poterba J M, Summers L H. Mean reversion in stock prices: Evidence and implications [J]. *Journal of Financial Economics*, 1988, (22).
- [17] Turner C M, Startz R, Nelson C R. A Markov model of heteroskedasticity, risk, and learning in the stock market [J]. *Journal of Financial Economics*, 1989, (25).
- [18] De Long J B, Shleifer A, Summers L, Waldmann R. Noise trader risk in financial markets [J]. *Journal of Political Economy*, 1990, (98).
- [19] Anderson H M, Nam K, Vahid F. An asymmetric nonlinear smooth-transition GARCH model [A]. Rothman P. *Nonlinear Time Series Analysis of Economic and Financial Data* [C]. Boston: Kluwer Academic Publishers, 1999.
- [20] Bollerslev T. Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity [J]. *Journal of Econometrics*, 1986, (31).
- [21] Fornari F, Mele A. Sign- and volatility-switching ARCH models: Theory and applications to international stock markets [J]. *Journal of Applied Economics*, 1997, (12).
- [22] Hamilton J D, Susmel R. Autoregressive conditional heteroskedasticity and changes in regime [J]. *Journal of Econometrics*, 1994, (64).

[责任编辑: 赵东奎]

Empirical Study for the Time-Varying Rational Expectations Hypothesis or the Overreaction Hypothesis Based on ANST-GARCH Approach: International Stock Markets Evidence

DING Zhi-guo, SU Zhi, DU Xiao-yu

(Quantitative Research Center for Economics, Jilin University, Changchun 130012, China)

Abstract: This paper empirically tests the Time-Varying Rational Expectations Hypothesis in US, UK, Japan and China stock markets based on asymmetric nonlinear smooth transition generalized autoregressive conditional heteroskedasticity (ANST-GARCH) models. The results illustrate that the asymmetric pattern of return reversals is directly associated with the unequal pricing behavior on the part of investors, which supports the Overreaction Hypothesis. Even though the risk premium is time-varying except in Nikkei, a bad information shock leads a positive relationship between expectation returns and risk can not be held, which could not support the Time-Varying Rational Expectations Hypothesis.

Key words: time-varying rational expectations hypothesis; overreaction hypothesis; ANST-GARCH model; asymmetric mean-reversion; risk premium