股票收益率均值回归理论及数量方法研究综述

赵振全，宋玉臣

（吉林大学数量经济研究中心 吉林大学商学院，长春 130012）

摘要：随机漫步理论的诞生与许多实证检验的支持证明了股票价格是不能预测的结论。但是，近十几年证券投资理论的发展，股票价格走势的可预测性无论在理论上还是在实证方面都有了突破性进展。均值回归理论认为从长期来看，股票价格呈均值回归（Mean Reversion）。本文对近些年均值回归理论和数量分析方法进行了全面、系统的综述，并对均值回归理论进行分析与评价，对长线投资者具有重要的参考价值。

关键词：均值回归；自相关；方差比率；单位根；ANST-GARCH 模型

中图分类号：**F224.0**　　　　　　**文献标识码**：**A**

股票收益率均值回归（Mean reversion）是指股票价格无论高于或低于价值中枢都会以很高的概率向价值中枢回归的趋势。均值回归理论近些年有很大影响，尤其在发达国家引起了很多学者的重视，它是证券投资理论的一个新的里程碑和历史性的跨跃，亦是股票市场可预测理论的一个突破性进展。也同时是对传统随机漫步理论(The Theory of Random Walk)的一个最大的挑战。

著名的随机漫步理论的诞生与许多实证检验的支持证明了股票价格是不能预测的结论。从随机漫步理论的创始人 Louis Bachelier （1900）开始，有许多统计学家和证券投资理论家都用大量的理论和实证得出了同样的结论。巴契里耶运用多种数学方法论证了股票价格的变化几乎无法用数学的方法进行预测；1929 年，道氏理论的重要代表人物 William Hamilton（1929）发表了《潮流的转向》一文，准确的预言美国股票市场牛市行情的结束。然而，Alfred Cowles 运用数学方法对汉密尔顿一生的投资建议进行了实证分析，得出的结论却认为汉密尔顿的准确预见不过是运气罢了，并认为要正确预见股价的变化是难以做到的。金融机构对市场的预测准确程度是各种分析手段的集中表现，Alfred Cowles 研究了市场分析员和金融服务公司预测未来价格变化的能力，并没有发现证据表明他们能够预测价格的变化；研究股价波动规律的统计学家 Holbrook Working（1934）、Maurice Kendall（1953）、Harry Roberts（1959）,他们都得出了股票价格是随机漫步的结论,坎德尔在对股市波动的统计中发现,股价变动没有任何规律和模式可寻；萨缪尔森（Paul Samuelson，1957）认为，信息是股价变动的主因，信息是无法预测的，因而股价就表现出随机性特征； Osborne（1959) 在研究中也得出了类似的结论，奥斯本发现股市日常的波动就象物理实验室中出现的布朗(Brown)运动一样,遵循一种随机行走的规律；法玛(Fama, 1965)用不同间隔天数价格变化求其自相关性的办法,得出了 1958 —1962 年期间道・琼斯工业股票价格变化的自相关系数接近于零,从而证明股价是随机走动的。

然而，许多年已来，股票市场的可预测性问题吸引了许多市场专业人士和学术界的注意。1959 年，Harry Roberts和 M.M.Osbore的理论推动了股票价格的可预测性研究，前者提供了连续价格变化为和应呈独立性特征的论证，后者提出了呈独立性的变量不是实际价格变化，而是对数价格变化的命题。在对数变化本身为正态分布的假设下，意味着价格是由布朗运动生成的。大量实证检验结论也表明，基于过去股价的变动可以对未来股价的波动趋势做出预测，即股票收益率不服从随机游走模型，呈现不同程度的自相关性。近些年，股票收益率均值回归理论对随机漫步理论提出了最大

的挑战。证券投资理论从诞生的时候起就是为研究如何预测股票价格的理论。一些理论家认为，股票收益率远非是不可预测的，从长期来看，它们应该呈负自相关，即应该是呈回归均值的趋势。这对于证券投资理论的发展具有突破性。关于股票收益均值回归理论在国外已有很多文献，但在我国证券投资理论研究中应用甚少。Fama[1]和 French（1988）、Poterba和Summers(1988)是首先在对美国纽约股票市场进行实证研究的基础上得出股票收益率从长期看呈均值回归的结论。Dimitrios Malliaropulos和 Richard Priestley（1999）对东南亚 7 个国家股票市场和Balvers和 Gilliland (2000) 对 18 个欧美发达国家股票市场的研究都得出了股票收益率长期呈均值回归的结论。股票收益均值回归理论的研究无疑对长线投资者提供了重要的理论参考，对证券投资理论来说，也具有里程碑意义。

下面就对股票收益率均值回归的理论及主要数量分析方法进行介绍。

一、主要分析方法之一——自相关检验（Sample Autocorrelation Function,SACF）

检验自相关系函数，长期收益率呈显著的负相关，就被认定为均值回归。

$$r_k = \frac{\sum_{t=k+1}^{T}(x_t - \bar{x})(x_{t-k} - \bar{x})}{Ts^2} \qquad 其中\ k = 1,2,\cdots$$

其中 r_k 为样本自相关函数（Sample Autocorrelation Function,SACF），T 为样本数量，S^2 为样本方差，k 为时滞的阶数，x_t, x_{t-k} 为时间序列的变量值，$\bar{x}$ 为均值。T 为大数时，$\sqrt{T}r_k$ 呈正态分布（Mills,2002）,如果 r_k 的绝对值大于 $2T^{-1/2}$，就可以被认为显著地不同于 0。如果 r_k 的绝对值小于 $2T^{-1/2}$，该时间序列就是随机漫步；如果呈现显著的正相关，即 $r_k > 0$，股票价格就在一种上升或下降趋势中运行；如果呈显著的负相关，即 $r_k < 0$，就呈均值回归趋势。Dimitrios Malliaropulos 和 Richard Priestley（1999）运用该方法检验了香港、马来西亚等东南亚国家和地区股票市场进行实证检验的结果是长期收益率呈明显负相关，均值回归理论得到支持。 Fama 和 French（1988）对美国纽约股票市场股票 3—5 年的收益率变化的进行了研究，发现 25—45%的变化可以从过去的收益中预测到，并且得出了均值回归的结论。但是，Lo 和 MacKinlay（1989），Kim，Nelson 和 Startz(1991), Jegadeesh（1991），Richardson 和 Stock(1989),的实证检验都提出了不同意见。他们认为 Fama 等实证检验的样本数量有限，存在小样本偏差。Jegadeesh（1991）和 Gangopadhyay(1996)的研究认为 Fama 和 French 的研究也忽略了二战前后股票价格变化的差异。而且，Jegadeesh（1991）和 Kim., Nelson,, Startz,(1991)的研究发现二战以后的纽约市场股票收益率并没有发现均值回归的现象，这一结论也同时被 McQueen(1992)的实证研究所证明。

二、主要分析方法之二——方差比率(Variance ratio) 检验，

方差比例的检验方法是Cochrane（1988）提出的。它被定义为：

$$VR(k) = \frac{\operatorname{var}(r_{t-k,t})}{k\operatorname{var}(r_t)} \qquad 并且证明： \qquad VR(k) \cong 1 + 2\sum_{j=1}^{k}(1 - \frac{j}{k})\hat{\rho}(j)$$

其中 $r_{t-k,t} = \log(p_t / p_{t-k})$ 为序列的 k 阶收益率；$\operatorname{var}(r_{t-k,t})$ 为 k 阶收益的方差，$\operatorname{var}(r_t)$ 为 1 阶收益方差，$\hat{\delta}(j)$ 为时间间隔为 j 的样本自相关系数。方差比率是长期回报的方差与短期回报的方差的比。如果 $VR(K)$ 小于 1，则表示短期回报存在负的自相关，说明短期价格过度波动，长期股票收益率呈均值回归(mean reverting)；如果 $VR(K)$ 大于 1，则表示短期回报存在正的自相关，说明短期价格没有过度波动，长期呈均值回避（Mean Averting）；当市场有效时，则价格将随机波动，故不存在自相关，即 $VR(K)$ 等于 1。$VR(K)$ 偏离 1 越远，则说明市场的有效性越低。 也就是说，如果方差率显著不为 1，则拒绝随机游走假设。假设我们考察的时间序列的原假设为一个随机漫步加正态绝对白噪声增量生成的，那么可以用方差比率进行检验。例如序列 $\{x_t\}_0^T$，假设 x_t 是随机漫步：$x_t = \theta + x_{t-1} + a_t$，其中 $a_t \sim$（0，σ^2），它的方差比率一定为 1。Lo 和 MacKinlay（1988，1989）

提出了对下列统计量的检验：

$$M_r(k)=VR(K)-1,\quad T^{1/2}M_r(k)\frown N(0,\frac{2(2k-1)(k-1)}{3k})$$

同时还给出了一种对序列相关和异方差具有稳健性的方差比率检验，统计量为：

$$T^{1/2}M_r(k)\frown N(0,V(k)),\ \text{其中；}\quad V(k)=\sum_{j=1}^{k-1}\left(\frac{2(k-1)}{k}\right)^2\hat{\delta}(j)\qquad \hat{\delta}(j)=\frac{\sum_{t=j+1}^{T}r_t^2r_{t-j}^2}{\left(\sum_{t=1}^{T}r_t^2\right)}$$

, $\hat{\delta}(j)$ 是 r_t 的自相关系数估计的渐进方差的异方差一致估计（Heteroskedasticity-consistent estimator）量。Lo 和 MacKinlay（1989）发现，当 k 是小数而 T 是大数时，这个大样本正态近似的效果很好。但是，他们强调当 k 是大数时，这个统计量并不如意，因为这时 $M_r(k)$ 的经验分布的偏度极大。Dimitrios Malliaropulos 和 Richard Priestley（1999）运用自助法（Bootstrap）对每个 k 进行多次重复模拟，也同时运用方差比率计量分析方法对香港、马来西亚等 7 个等东南亚国家或地区股票市场进行实证检验的结果是大量存在均值回归的证据；Poterba and Summers （1988） 对美国纽约股票市场进行实证研究的基础上得出均值回归的结论。然而，Mills（2002）运用该方法对英国全股指(Financial Times Actuaries,FTA)进行实证检验的结果却是拒绝均值回归假设，得出了均值回避的结论。

三、主要分析方法之三——单位根检验

Balvers 和 Gilliland (2000)给出下列模型：

$$R_{t+1}^i-R_{t+1}^b=\alpha^i-\lambda(P_t^i-P_t^b)+\sum_{j=1}^{k}\phi^i(R_{t+1-j}^i-R_{t+1-j}^b)+\omega_{t+1}^i$$

这是一个标准的增广迪基—富勒(ADF)单位根检验，其中 P_t^i 表示证券组合 i 的价格的自然对数，P_t^b 表示非具体的基准证券价格的对数，R_{t+1}^i 为投资者 $t+1$ 时刻获得的收益，即 $R_{t+1}^i=P_{t+1}^i-P_t^i$，$\alpha^i$ 是常数，ω_{t+1}^i 使零均值的随机项。间隔较长时期收益呈序列相关， 以 $\sum\phi^i(R_{t+1-j}^i-R_{t+1-j}^b)$ 来表示。λ 用来衡量均值回归的速度。如果 $0<\lambda<1$，则股票价格偏离内在价值是暂时的，并且形成反转走势将成为主要趋势；如果 $\lambda=1$，将形成完全反转；如果 $\lambda=0$，就是一个一阶单整过程，则拒绝均值回归假设，或称为没有“校正”迹象（no “correction”）,即没有均值回归的证据。

Balvers 和 Gilliland (2000)运用上述方法对 18 个具有代表性国家（包括发达国家和发展中国家）股票市场 1969——1996 年数据进行实证研究结果发现非常明显的均值回归特征；Jeffrey Gropp(2004)运用该方法对美国证券交易所（AMEX）、纽约证券交易所（NYSE）和纳斯达克（NASDAQ）进行实证分析的结果发现有明显的均值回归证据，并且正的均值回归（即半衰期）为 4 年半至 8 年。但是，Kausik Chaudhuri 和 Yangru Wu(2003)运用同样方法对巴西、阿根廷等 17 个发展中国家和地区进行实证检验，发现在这些新兴的市场并没有明显的均值回归证据。

四、主要分析方法之四——ANST-GARCH 模型分析法

Kiseok Nam、Chong Soo Pyun 和 Augustine C. Arize（2002）,Kiseok Nam、Chong Soo Pyun 和 Stephen L.Avard(2001)用 ANST-GARCH(Asymmetric Nonlinear Smooth-transition GARCH)模型，选择 1926 年 1 月——1997 年 12 月美国股票市场的月度数据进行研究，得出了股票收益率呈均值回归的结论，但是非对称的（Asymmetric），负收益率的均值回归速度明显大于正收益率的均

值回归速度。

在进行实证检验时他们给出了下列非线性自回归模型：股票收益率 R_t 服从一阶非线性动态自回归模型 AR(1)，并且序列的相关系数在正信息冲击的情况下为 ϕ^+，在负信息冲击的情况下为 ϕ^-。

$$R_t = \mu + \phi^- R_{t-1} + \varepsilon_t \qquad \varepsilon_{t-1} < 0$$

$$R_t = \mu + \phi^- R_{t-1} + \varepsilon_t \qquad \varepsilon_{t-1} > 0$$

$|\phi^-| < 1$ 和 $|\phi^+| < 1$ 是序列稳定的条件，ε_{t-1} 表示上一期信息冲击的大小和方向，如果 $\varepsilon_{t-1} > 0$，表示上一期信息冲击为正，如果 $\varepsilon_{t-1} < 0$，表示上一期信息冲击为负。若 $\phi^+ > \phi^-$，在相同的冲击强度下，负冲击比正冲击的均值回归速度更快，反之亦然。具体来说如果 $\phi^+ > \phi^-$ 且 $\phi^+ > 0$、、$\phi^- > 0$，那么当期的负冲击比正冲击导致的对未来收益率影响的持续性弱，均值回归收敛速度快；如果 $\phi^+ > \phi^-$，且 $\phi^+ > 0$、、$\phi^- < 0$，那么负冲击将使收益率自回归过程呈现反转特征，而正冲击对未来收益率的影响主要表现为持续特征。检验假设条件 $\phi^+ > \phi^-$，如果 $\phi^+ > \phi^-$ 成立，则证明负收益率的均值回归速度明显大于正收益率的均值回归速度。

Kiseok Nam、Chong Soo Pyun 和 Augustine C. Arize（2002）给出了四个 ANST-GARCH 模型进行检验不同的非对称性。ANST-GARCH 模型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。以下四个模型分别包括了不同的非对称项，用以检验均值回归的非对称性是否与时变理性预期理论有关。时变理性预期理论认为股票波动性与预期收益率之间正相关，投资者根据股票价格的不同波动程度调整其预期收益率，预期收益率的变动导致股票收益率呈均值回归，也就是说均值回归是由于投资者的理性定价调整带来的。按照时变理性预期理论的观点，均值回归应呈对称特征，至少不应该正的或负的回归呈明显的规律性特征。恰恰他们的结论是负收益率的均值回归速度明显大于正收益率的均值回归速度。时变理性预期假设时不成立的。

模型 1

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

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

其中：$F(\varepsilon_{t-1}) = \{1 + \exp[-\gamma(\varepsilon_{t-1})]\}^{-1}$，$\gamma$ 是未知的内生区制转移控制参数。R_T 为 t 时刻股票或市场指数收益率序列，ε_t 为 t 时刻进入市场的信息冲击。ANST-GARCH 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。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。

模型 2

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

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

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设解释以及风险补偿是否具有非对称性。如果 $\phi_2 > 0$ 并 $\delta \neq 0$，则说明风险补偿具有时变的非对称性，时变理性预期假设不成立。

模型 3

$$R_t = \mu + [\phi_1 + \varphi \sqrt{h_t}] \cdot R_{t-1} + \varepsilon_t$$

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

如果 $\varphi < 0$ 非对称均值回归系数与风险补偿有关,如果 $\varphi \geq 0$ 非对称均值回归系数与风险补偿无关。

模型 4

$$R_t = \mu + [\phi_1 + \phi_2 \cdot F(\varepsilon_{t-1}) + \varphi\sqrt{h_t}] \cdot R_{t-1} + \varepsilon_t$$
$$h_t = a_0 + a_1\varepsilon_{t-1}^2 + a_2 h_{t-1} + [b_0 + b_1\varepsilon_{t-1}^2 + b_2 h_{t-1}] \cdot F(\varepsilon_{t-1})$$

如果 $\phi_2 = 0$ 收益率序列的非对称均值回归系数与风险补偿有关；如果 $\phi_2 > 0$，不管 φ 的符号，非对称系数与风险补偿无关。

均值回归理论是股票投资理论的重要发展，尤其对于长线投资者具有重要指导意义。

参考文献

[1] Balvers, R., Wu, Y., Gilliland, E.. Mean reversion across national stock markets and parametric contrarian investment strategies [J]. Journal of Finance, 2000, (55): 745-772.

[2] Cochrane, J.H.. How big is the random walk in GNP? [J]. Journal of Political Economy, 1988, (95):

1062-1088.

[3] Dimitrios Malliaropulos, Richard Priestley. Mean reversion in Southeast Asian stock [J]. markets Journal of Empirical Finance, 1999, (6): 355-384.

[4] Fama, E., French, K.. Permanent and temporary components of stock prices [J]. Journal of Political Economy, 1988, (96): 246-273.

[5] Gangopadhyay, P., Reinganum, M.. Interpreting mean reversion in stock returns [J]. Quarterly Review of Economics and Finance, 1996, (36): 377-394.

[6] Jeffrey Gropp. Mean reversion of industry stock returns in the U.S., 1926-1998 [J]. Journal of Empirical Finance, 2004, (11): 537-551.

[7] Jegadeesh, N.. Seasonality in stock price mean reversion: evidence from the U.S. and the U.K [J]. Journal of Finance, 1991, (46): 1427-1444.

[8] Kausik Chaudhuri, Yangru Wu. Random walk versus breaking trend in stock prices: Evidence from emerging markets [J]. Journal of Banking & Finance, 2003, (27): 575–592.

[9] Kim, M., Nelson, C., Startz, R.. Mean reversion in stock prices? A reappraisal of the empirical evidence [J]. Review of Economic Studies, 1991, (58): 515-528.

[10] Kiseok Nam, Chong Soo Pyun, Augustine C. Arize. Asymmetric mean-reversion and contrarian profits: ANST-GARCH approach [J]. Journal of Empirical Finance, 2002, (9); 563-588.

[11] Kiseok Nam, Chong Soo Pyun, Stephen L.Avard. Asymmetric reverting behavior of short-horizon stock returns: an evidence of stock market overreaction [J]. Journal of Bank ＆ Finance, 2001, (25): 807-824.

[12] Lo, A.W., MacKinlay, A.C.. Stock prices do not follow random walks: Evidence from a simple

specification test [J]. Review of Financial Studies, 1988, (1): 41-66.

[13] Lo, A.W., MacKinlay, A.C.. The size and power of the variance ratio test in finite samples: A Monte Carlo investigation [J]. Journal of Econometrics, 1989, (40): 203-238.

[14] McQueen, G.. Long-horizon mean-reverting stock prices revisited [J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 1992, (27): 1-18.

[15] Poterba, J.M., Summers, L.H.. Mean reversion in stock prices: Evidence and implications [J]. Journal of Financial Economics, 1988, (22): 27-569.

[16] Richardson, M., Stock, J.H.. Drawing inferences from statistics based on multiyear asset returns [J]. Journal of Financial Economics, 1989, (25): 323-348.

[17] [英]特伦斯.C.米尔斯，俞卓菁译．金融时间序列计量经济学模型第二版[M]．经济科学出版社, 2002.

A Summary of Studies on the Theory of Stock Price Mean Reversion and its Quantitative analysis method

ZHAO Zhen-quan, SONG Yu-chen

(Quantitative Research Center of Economics in Jilin University, Changchun 130012)

Abstract: The establishment of The Theory of Random Walk and many tests of it support that the stock price could not be predicted. Nevertheless, with the development of security investment theory for a decade, there has been a great progress at the forecast of the movement of share price theoretically and practically. The Theory of Mean Reversion believers argue that from a long run, the price of stock appears to be like mean reversion. The following article proves to be a comprehensive and systematic description , as well as a relevant analysis and comment of the theory of mean reversion ,especially for long-term investors.

Key words: Mean Reversion; Autocorrelation; Variance ratio; Unit root; ANST-GARCH Model

收稿日期：2005-02-16;

[1]这和Fama以前的研究不同