第8卷第5期　　管 理 科 学 学 报　　Vol.8 No.5
2005年10月　　JOURNAL OF MANAGEMENT SCIENCES IN CHINA　　Oct. 2005

股市预期收益率与波动关系的研究①

黄大海，郑丕谔
（天津大学管理学院，天津 300072）

摘要：利用SV-m模型对Koopman等的研究结论进行了验证，对SV-m模型进行了扩展，提出了一种能捕捉非对称效应的A-SV-m模型，并用该模型和SV-m模型对预期收益率与波动的关系进行了实证研究.研究结果与Koopman等人的结论不同，表明预期收益率与波动之间的关系是时变的，而且波动(条件方差)对预期收益率的影响并不显著.结合Harrison、Campbell等人的研究对结果进行了解释.

关键词：股市；预期收益率；波动；风险；SV-m模型

中图分类号：F830.91　　**文献标识码**：A　　**文章编号**：1007－9807(2005)05－0076－06

0 引 言

风险与预期收益率的关系是现代金融理论研究的一个重要内容，是建立资产定价理论模型的基础.现代许多资产定价模型都建立在投资者是风险厌恶的假定之下，这意味着风险(人们常用收益率的方差来度量风险，用波动作为风险的代名词)与预期收益率之间存在一个正相关关系，即当投资者承担较大风险时应得到较高的风险溢价，也即高风险(不可分散的系统风险)高收益率.但在目前的实证研究中，对波动(风险的替代)与预期收益率关系的认定却莫衷一是.考究目前的实证研究，可以发现对二者关系的认定存在四种结论，即正相关、负相关、不相关或关系不显著、及时变关系.如French等[1]的研究将收益率的波动分为可料与不可料两部分，即系统风险与非系统风险两部分.并运用GARCH-m模型进行了实证研究，认为预期风险溢价与可料波动之间存在正相关关系.Harrison等[2]检验了在不同持有期的情况下，预期收益率与条件波动的关系.他们认为，在持有期较长的情况下，预期收益率与波动呈正相关.Xing等[3]的研究认为以往的研究运用单变量GARCH-m模型，忽略了协方差因素.他们运用双变量GARCH-m模型对英国股市指数的周收益率序列进行了研究，认为预期收益率与波动的关系为正相关.另外，Campbell等[4]的研究也都认为预期收益率与波动的关系为正相关.但Glosten等[5]认为传统的GARCH模型中对条件方差过程的设定并不能描述正负收益率对波动的非对称影响，所以他们对GARCH模型进行了改进，加入了非对称因素和季节因素等，构建了能描述非对称性效应的GJR-GARCH-m模型，并用来研究预期收益率与波动的关系.他们的实证结果显示预期收益率与波动具有负相关关系.Campbell、Breen等的研究也支持这一观点[2].另外，Koopman等[6]提出了SV-m模型，并将其用来验证预期收益率与波动的关系，他们的实证结果也认为二者之间为负相关.但也有一些人认为预期收益率与波动不相关或关系不显著.如，Baillie等[7]利用French等[1]所用的数据，采用了基于t分布的GARCH-m模型来进行实证分析，他们的实证结果显示预期收益率与波动之间的关系不显著.Theodossiou等[8]利用GARCH-m模型，对十个国家的股市数据进行了研究，并没有发现预期收益率与条件波动之间存在

① 收稿日期：2003－08－25；修订日期：2005－08－23.
基金项目：国家自然科学基金资助项目(79670064).
作者简介：黄大海(1975—)，男，山东人，博士生.

任何关系.Lee等[9]利用GARCH-m模型对中国的股市数据进行了实证分析,也没有发现预期收益率与波动之间存在任何的关系.另外,Harvey[10]的研究提出了预期收益率与波动之间关系是时变的观点.在以上研究的基础上,本文利用SV-m模型对Koopman等[6]的研究结论进行了验证.另外,本文对SV-m模型进行了扩展,提出了一种能捕捉非对称效应的A-SV-m模型,并用来对预期收益率与波动的关系进行了研究.

1　SV-m模型

通过现有的实证研究可以看出,这些实证所采用的模型多为GARCH-m模型及其扩展形式,这些模型建立的基础都是ARCH模型.ARCH模型是Engle于1982年提出的一种针对时变方差的建模方法,其后Bollerslev于1986年对其进行了扩展,提出了GARCH模型.Engle等[11]1987年的研究将ARCH模型扩展为ARCH-m模型,在超额收益率的均值表达式中加入了条件方差的影响.ARCH-m模型的建立为考察预期收益率与波动关系的实证研究提供了有力的支持,Bollerslev等[12]对ARCH-m模型的应用做了较为详细的论述.从实证研究的分析中还可以看出,以前的实证研究忽略了对另外一种针对波动的建模方法－SV模型的应用,这是由于SV模型的估计较难而造成的.随着SV模型估计方法的改进,Koopman等[6]才提出了SV-m模型,并将其用于考察预期收益率与波动关系的实证研究中.SV模型最早由Clark于1973年提出,后由Jacquier,Harvey等人引入经济计量学领域.目前应用较为广泛的SV模型是由Taylor提出的,它是一种离散时间的SV模型.SV模型假定时变方差是一种不可观测的随机过程,GARCH模型则假定时变方差可用一个确定的函数形式来表示,而这个函数由过去收益率的残差平方与滞后的条件方差来决定.考究目前国内外有关这两种波动模型的比较研究可以看出,多数研究认为SV模型在许多方面是优于GARCH模型的,所以本文的研究主要建立在SV-m模型及其扩展形式之上.各模型如下所示.

1.1　基于正态分布的SV-m模型

Koopman等[6]的研究中所用的模型为基于正态分布的SV-m模型,其形式如下:

$$\begin{cases} y_t = \mu_t + \sigma^* \exp(0.5\theta_t)\varepsilon_t \\ \qquad\qquad \varepsilon_t \sim \mathrm{NID}(0,1) \\ \theta_t = \phi\theta_{t-1} + u_t \qquad u_t \sim \mathrm{NID}(0,\tau^2) \\ \mathrm{corr}(\varepsilon_t, u_t) = 0 \\ \mu_t = a + by_{t-1} + d\sigma^* \exp(\theta_t) \end{cases} \tag{1}$$

其中:y_t为在时间t的超额收益率或称风险溢价;μ_t为预期收益率;θ_t是对数波动;σ^*为尺度因子,是一常数,本文中对其赋值为1;ε_t与u_t是互不相关的白噪声过程;ϕ为波动持续性参数;τ为对数波动序列的波动;a为常数;b为一回归系数;d度量了波动对预期收益率的影响.

1.2　基于t分布的SV-m模型

Ballie等[7]的研究中采用了French等[1]所用的数据,运用了基于t分布的GARCH-m模型,但他们的实证结果显示预期收益率与波动之间的关系不显著,与French等[1]的研究不相一致.作为对应,本文对SV-m模型进行了扩展,提出了基于t分布的SV-m模型,以考察条件分布对预期收益率与波动之间关系的影响.其形式如下:

$$\begin{cases} y_t = \mu_t + \exp(0.5\theta_t)\varepsilon_t \\ \qquad\qquad \varepsilon_t \sim t(0,1,k) \\ \theta_t = \phi\theta_{t-1} + u_t \qquad u_t \sim \mathrm{NID}(0,\tau^2) \\ \mathrm{corr}(\varepsilon_t, u_t) = 0 \\ \mu_t = a + by_{t-1} + d\exp(\theta_t) \end{cases} \tag{2}$$

其中,k为自由度.

1.3　非对称SV-m模型

Black认为股价变化与波动之间存在负相关,即股价的下跌使波动加剧,股价的上涨使波动幅度变小,即好、坏信息(正、负收益率)对波动的影响是非对称的.这种非对称效应可通过令预期收益率等式与条件波动等式中的白噪声相关来捕捉,即令$\mathrm{corr}(\varepsilon_t, v_{t+1}) = \rho$,$\rho$通常为负数.Glosten等[5]曾考虑了非对称效应的影响,对传统的GARCH-m模型进行了修正,建立了GJR-GARCH-m模型,并用来研究预期收益率与波动的关系,结论是二者之间存在负相关关系.为与之对应,本文在传统的非对称SV模型基础上,加入了波动对预期收益率的影响,建立了非对称SV-m模型,其形式如下.

$$\begin{cases} y_t = \mu_t + \exp(0.5\theta_t)\varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim \mathrm{NID}(0,1) \\ \theta_{t+1} = \phi\theta_t + \tau v_{t+1} \qquad v_{t+1} \sim \mathrm{NID}(0,1) \\ \mathrm{corr}(\varepsilon_t, v_{t+1}) = \rho \\ \mu_t = a + by_{t-1} + d\exp(\theta_t) \end{cases} \tag{3}$$

其中：τ 为对数波动的波动；ρ 为相关系数，取值为 $[-1,1]$，若 ρ 为负值，则说明相同强度的冲击，利空（收益率为负值）消息的冲击对波动的影响大于利好冲击. 公式中将对数波动设定为 $\theta_{t+1} = \phi\theta_t + \tau v_{t+1}$ 是因为 Yu[13] 的研究认为此种形式能更好地描述非对称效应. 令

$$u_{t+1} = (v_{t+1} - \rho\varepsilon_t)/\sqrt{1-\rho^2}$$

即 $v_{t+1} = u_{t+1}\sqrt{1-\rho^2} + \rho(y_t - \mu_t)/\exp(0.5\theta_t)$，则式(3)变为

$$\begin{cases} y_t = \mu_t + \exp(0.5\theta_t)\varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim \mathrm{NID}(0,1) \\ \theta_{t+1} = \phi\theta_t + \sigma_v(u_{t+1}\sqrt{1-\rho^2} + \\ \qquad \rho(y_t - \mu_t)/\exp(0.5\theta_t)) \\ u_{t+1} \sim \mathrm{NID}(0,1) \\ \mathrm{corr}(\varepsilon_t, u_{t+1}) = 0 \\ \mu_t = a + by_{t-1} + d\exp(\theta_t) \end{cases} \tag{4}$$

2 数据及处理

本文所用实验数据为四个指数序列，分别为 S&P Composite Stock Index（美国）、Topix Stock Index（日本）、上证指数和深圳成指. 其中，前两组数据为 Koopman 等[6] 的研究中所用数据，起止时间为 1988.1.1—1998.12.31，每组指数包括 2 869 个数据；后两组数据的起止时间为 1998.2.9—2003.6.23，上证指数包括 1 282 个数据，深圳成指包括 1 284 个数据. 所有数据用如下公式

$$R_t = 100 \cdot \ln(p_t/p_{t-1}) \tag{5}$$

计算其连续时间的日收益率，其中 P_t 是每组指数第 t 个交易日的收盘价，R_t 是其相应的日收益率. 然后，用如下公式

$$y_t = R_t - 100 \times r_t \tag{6}$$

计算每组指数的超额日收益率或称风险溢价. 其中，y_t 代表每组数据的超额日收益率，r_t 为无风险日利率. 在计算每组指数的超额收益率时，S&P Composite Stock Index 所用无风险利率的替代为美国三月期国债利率；Topix Stock Index 所用无风险利率的替代为日本一月期国债利率；而我国无相应的短期国债，所以，本文用三月期固定存款利率作为无风险利率的替代. 并用如下公式

$$r_t = (1 + r_n)^{1/360} - 1 \tag{7}$$

计算无风险日利率 r_t. 其中，r_n 为第 n 个时段内三月期固定存款的年利率. 在本文所用的上证指数和深圳成指采样区间内，我国于 1997.10.23、1998.3.25、1998.7.1、1998.12.7、1999.6.10、2002.2.21 对三月期固定存款利率进行了调整.

3 实证结果

本文实证分析中，对 SV-m 模型及其扩展模型的估计采用了 MCMC 方法（马尔可夫链蒙特卡罗方法）. 因为在对 SV 模型进行估计的现存方法中，Jacquier 等人[14] 的研究说明 MCMC 方法是最优的. 文献[15] 曾对 MCMC 方法作过较为详细的介绍. 文中模型的估计是利用 Winbugs 软件（Spiegelhakter 等，1999）编程实现的，对每个模型的估计均模拟 30 000 次（其中前 4 000 次循环用于“退火”）.

3.1 基于正态分布的 SV-m 模型的实证

作为对 Koopman 等[6] 的研究结论的检验，本文采用四组股票指数，运用基于正态分布的 SV-m 模型进行了验证，估计结果如表 1 所示.

表 1 模型参数估计结果（括号内为标准差）

Table 1 Prediction of model parameters

	S&P	Topix	上证指数	深圳成指
a	0.078 0 (0.019 9)	0.022 7 (0.022 0)	0.013 5 (0.043 3)	−0.102 (0.047 2)
b	0.023 0 (0.019 3)	0.099 2 (0.019 5)	0.042 0 (0.028 9)	0.024 2 (0.028 9)
d	−0.051 8 (0.035 2)	−0.034 8 (0.023 6)	−0.002 1 (0.028 9)	0.030 1 (0.026 1)
ϕ	0.986 3 (0.004 3)	0.963 9 (0.007 9)	0.932 2 (0.016 7)	0.957 (0.012 7)
τ	0.159 6 (0.019 3)	0.252 4 (0.024 3)	0.353 9 (0.041 8)	0.297 1 (0.036 0)

表 1 中前两列指数是 Koopman 等[6] 中采用的

数据，本文中的尺度因子设定为 1，结果与 Koopman 等人的数值有些差异，但总体特征一致．另外，从第三列数据看，利用上证指数所得的模型参数特征与 Koopman 等人的结论也是一致的，参数 d 也为负值，但从深圳成指所得的模型看，其参数 d 为正值．可见，本例的结论与 Koopman 等人认为参数 d 总是负的结论不同．这里的结论是，当利用 SV-m 模型来研究波动与预期收益率的关系时，参数 d 可负也可正．

3.2　基于 t 分布的 SV-m 模型的实证

Ballie 等[7] 的研究显示，在利用 GARCH-m 模型对预期收益率与波动之间关系进行研究时，条件分布对研究结果是有影响的．为检验这一结果是否也存在于 SV-m 模型的实证分析中，本文将条件分布设为 t 分布后利用与 3.1 相同的四组数据对模型进行了估计，结果见下表 2.

表 2　模型参数估计结果(括号内为标准差)

Talbe 2 Prediction of model parameters

	S&P	Topix	上证指数	深圳成指
a	0.053 3 (0.023 6)	0.043 9 (0.023 15)	0.029 6 (0.047 7)	-0.083 6 (0.051 7)
b	0.002 2 (0.017 8)	0.083 4 (0.018 3)	0.035 5 (0.028 0)	0.016 7 (0.027 3)
d	-0.007 3 (0.055 0)	-0.091 9 (0.033 6)	-0.018 0 (0.036 6)	0.020 5 (0.035 1)
ϕ	0.997 3 (0.001 4)	0.983 8 (0.004 7)	0.953 2 (0.014 5)	0.969 7 (0.010 0)
τ	0.071 3 (0.008 0)	0.166 2 (0.018 1)	0.265 8 (0.039 8)	0.213 9 (0.033 3)

将表 2 与表 1 进行比较，可以看出，将条件分布改为 t 分布后，模型参数符号并没有改变．由参数数值的变化可以看出，基于 t 分布的 SV-m 模型对数据的描述较正态分布时更好，如 ϕ 值普遍增大，说明对波动的持续性把握较好；τ 值普遍变小，说明对数据的拟合更好．所以，条件分布的变化并不能影响 SV-m 模型的实证结果．

3.3　非对称 SV-m 模型的实证

Glosten 等人[5] 的研究中提出了能对非对称效应进行描述的 GJR-GARCH-m 模型，并用其对预期收益率与波动的关系进行实证分析，得到了与利用 GARCH-m 模型相反的结论．为考察类似情况是否存在于 SV-m 模型的实证研究中，本文提出了一种能对非对称效应进行描述的 A-SV-m 模型，并利用它对四组指数数据进行了实证研究，结果见表 3.

表 3　模型参数估计结果(括号内为标准差)

Table 3 Prediction of model parameters

	S&P	Topix	上证指数	深圳成指
a	0.041 4 (0.021 2)	-0.055 2 (0.022 7)	-0.043 4 (0.045 7)	-0.145 7 (0.046 9)
b	0.033 23 (0.019 7)	0.110 4 (0.019 1)	0.048 6 (0.028 9)	0.030 4 (0.028 6)
d	-0.040 5 (0.032 8)	0.011 9 (0.022 6)	0.035 9 (0.030 6)	0.059 4 (0.027 4)
ϕ	0.979 9 (0.005 7)	0.968 2 (0.007 1)	0.937 2 (0.015 9)	0.961 7 (0.011 1)
ρ	-0.427 1 (0.071 7)	-0.629 6 (0.050 4)	-0.381 3 (0.072 3)	-0.350 6 (0.083 8)
τ	0.198 5 (0.025 7)	0.233 8 (0.021 4)	0.338 9 (0.037 9)	0.275 (0.033 1)

由表 3 可以看出，A-SV-m 模型所得结果与 SV-m 模型所得结果相比有较大变化，突出表现为，由 Topix 和上证指数所揭示的预期收益率与波动的关系从负相关变为正相关，而 S&P 和深圳成指的结果则没有变化．由此可以看出，非对称效应也并非是影响预期收益率与条件波动关系的决定因素．但由此也可看出，模型的设定对实证结果的影响也还是较大的．

4　结论与解释

通过本文的实证研究首先可以看出，利用 SV-m 模型研究预期收益率与波动的关系时，模型参数 d 有时为负，有时为正，并非如 Koopman 等[6] 结论所述总为负．由此可以看出，预期收益率与波动的关系是时变的，参数 d 并非一成不变．这也可以解释为什么近年来人们会对传统的资产定价理论模型提出较多的质疑．本文认为参数 d 的正负可能与不同市场不同时刻所表现出的特性有关．另外，由本文的研究还可看出，虽然参数 d 是时变的，但其数值较小，说明波动(条件方差)对预期收益率的影响是微弱的．

为对此结论进行解释，首先来看一下波动与风险的关系．假定一种金融资产的收益率均值为 μ，波动为 σ．考虑投资者风险厌恶的影响，假定当收益率 r 实现时的效用为 $U(r) = r \cdot \gamma r^2$．$\gamma$ 是风

险厌恶系数，它决定 $U(\cdot)$ 的凹度. 在这个例子中，预期效用为 $\mu - \gamma(\sigma^2 + \mu^2)$，由此，可以得到 $EU(r) = U(Er) - \gamma\sigma^2$. 作为预期效用最大化的投资者，对其预期结果的效用评价是一个波动调整过程，调整的程度取决于风险厌恶系数 γ，调整量是 $-\gamma \cdot \sigma^2$. 所以，由此可以看出，波动并非风险的全部，资产的风险取决于两个部分，一是波动 σ；另一个是风险偏好系数 γ[16]. 这对本文的结论具有部分解释作用，为更好地对本文的结论进行理解，可以通过以下公式来进行解释. 这是一个加入风险偏好因素的资产定价模型，其形式如下

$$E_t r_{i,t+1} - r_{f,t+1} + \frac{V_{ii}(t)}{2} = \gamma V_{im}(t) + (\gamma - 1) V_{ih}(V) \tag{8}$$

其中，$r_{i,t+1}$ 为从 t 到 $t+1$ 时刻，资产 i 的收益率；$r_{f,t+1}$ 是从 t 到 $t+1$ 时刻，无风险资产的收益率；$V_{ii}(t)$ 是资产 i 在 t 时刻的条件方差；$V_{im}(t)$ 是 t 时刻资产 i 和市场收益率的条件协方差；$V_{ih}(t)$ 是 t 时刻资产 i 的非预期收益率与市场未来收益率贴现值的协方差；γ 是风险偏好系数，取值区间为 $[-1,1]$，$\gamma = 1$ 表明市场或投资者是绝对风险厌恶型；$\gamma = -1$，表明市场或投资者是绝对风险喜好型. 令资产 i 为市场组合，则利用 Jensen 不等式，公式(8) 可变为如下形式

$$E(r_{m,t+1} - r_{f,t+1}) = \left(\gamma - \frac{1}{2}\right) V_{mm}(t) + (\gamma - 1) V_{mh}(t) \tag{9}$$

等式左边为从 t 到 $t+1$ 时刻，市场组合的预期超额收益率，$V_{mm}(t)$ 是 t 时刻时市场收益率的条件方差，$V_{mh}(t)$ 是 t 时刻时的条件协方差；等式右边第一项集中体现了风险与收益率的关系，第二项与 Merton1973 所提模型中的对冲组合相类似. 当风险偏好系数 $\gamma = 1$ 时，或 $V_{mh}(t) = 0$ 时，或 $V_{mh}(t)$ 与 $V_{mm}(t)$ 完全相关时，公式(9) 便是传统的 Sharp-Linter-Mossin 资本资产定价模型，即当市场或投资者是完全理性时，波动与预期收益率正相关，此时波动可作为风险的完美替代；而当以上条件不满足时，即当市场或投资者表现出非完全理性时，波动与预期收益率便表现出负相关；而当市场中理性投资者与非理性交易者即噪声交易者势均力敌时，从总体的平均水平来看，波动对预期收益率的影响是微弱的[2,17].

通过本文的实证结论及以上的理论解释可以看出，波动与预期收益率的关系是时变的，非线性的. 而在传统的资本资产定价模型中，波动与预期收益率的关系是静态的，线性的，这显然与现实是不相吻合的，于是人们在对传统的资本资产定价模型进行质疑、批判的同时，也对其进行了修正和拓展，如 Merton 于 1973 年提出的 ICAPM (Intertemporal CAPM)、Breeden 于 1979 年提出的 CCAPM(Consumption CAPM)、Statman 和 Shefrin 于 1994 年提出的 BCAPM (Behavioral CAPM)等，前两者都侧重于从对资产风险的重新界定角度来进行修正，因为波动并非风险的全部，仅用资产收益率的波动来代替风险有时并不能真正揭示出风险与预期收益率的关系. 而 BCAPM 则对传统的 CAPM 进行了扩展，将投资者分为按传统 CAPM 行事的信息交易者和会犯认知偏差错误并不按传统 CAPM 行事的噪声交易者. 在 BCAPM 中，资产的预期收益率是由其行为 Beta 决定的.

参考文献：

[1]French K R, Schwert G W, Stambaugh R F. Expected stock returns and volatility[J]. Journal of Financial Economics, 1987, 19: 3—29.

[2]Harrison P, Zhang H H. An investigation of the risk and return relation at long horizons[J]. The Review of Economics and Statistics, 1999, 81(3): 399—408.

[3]Xing X J, Howe J S. The empirical relationship between risk and return: Evidence from the UK stock market[J]. International Review of Financial Analysis, 2003, 12: 329—346.

[4]Campbell J Y, Hentschel L. No news is good news: An asymmetric model of changing volatility in stock returns[J]. Journal of Financial Economies, 1992, 31: 281—318.

[5]Glosten L R, Jagannathan R J, 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(5): 1779—1801.

[6]Koopman S J, Uspensky E H. The stochastic volatility in mean model: Empirical evidence from international stock markets[J]. Journal of Applied Econometrics, 2002, 17: 667—689.

[7]Baillie R T, DeGennaro R P. Stock returns and voaltility[J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 1990, 25(2): 203—214.

[8]Theodossiou P, Lee U. Relationship between volatility and expected returns across international stock markets[J]. Journal of Business Finance and Accounting, 1995, 22(2): 289—300.

[9]Lee C F, Chen G M, Rui O M. Stock returns and volatility on China's stock markets[J]. The Journal of Financial Research, 2001, 24(4): 523—543.

[10]Harvey C R. Time varying conditional covariances in tests of asset pricing models[J]. Journal of Financial Economics, 1989, 24: 289—317.

[11]Engle R F, Lilien D M, Robins R P. Estimating time varying risk premia in the term structure: The ARCH-m model[J]. Econometrica, 1987, 55(2): 391—407.

[12]Bollerslev T, Chou R Y, Kroner K F. ARCH modeling in finance[J]. Journal of Econometrics, 1992, 52: 5—59.

[13]Yu J. MCMC Methods for Estimating Stochastic Volatility Models with Leverage Effects: Comments on Jacquier, Polson and Rossi (2002)[R]. WORKING PAPER, 2002.

[14]Jacquier E, Polson N G, Rossi P E. Bayesian Analysis of Stochastic Volatility Models[J]. Journal of Business and Economic Statistics, 1994, 12: 371—417.

[15]王春峰，万海辉，李 刚. 基于MCMC方法的金融市场风险VaR的估计[J]. 管理科学学报，2000, 3(2): 54—61. Wang Chun-feng, Wan Hai-hui, Li Gang. MCMC-based prediction of financial market risk VaR[J]. Journal of Management Sciences China, 2000, 3(2): 54—61. (in Chinese)

[16]Christensen B J. Financial Risk, Volatility Modelling, and Econometric Inference[R]. Working Paper, 2003.

[17]Campbell J Y. Understanding risk and return[J]. Journal of Political Economy, 1996, 104: 298—345.

SV-m models-based study on relationship between expected stock returns and volatility

HUANG Da-hai, *ZHENG Pi-e*

School of Management, Tianjin University, Tianjin 300072, China

Abstract: In this paper conclusion of Koopman et al(2002) has been tested using SV-m model. Then, SV-m model is extended and A-SV-m model is proposed, which can catch asymmetry information effect. Boot the old SV-m model and A-SV-m model are used in empirical studies on the relationship between expected returns and volatility. Results are different from Koopman's conclusion and show that the relationship between expected returns and volatility is time varying, and the effect the volatility has on the expected retruns is insignificant. Finally, results are explained by using studies of Harrison(1999)、Campbell et al(1996).

Key words: stock market; expected returns; volatility; risk; SV-m model