

基于MRS Copula-GJR-Skewed-t模型的 股指期货套期保值研究

谢 赤^{1,2}, 余 聪¹, 罗长青¹, 王纲金¹

(1. 湖南大学工商管理学院, 湖南 长沙 410082;

2. 湖南大学金融与投资管理研究中心, 湖南 长沙 410082)

摘要: 构建了一个基于马尔可夫状态转换Copula函数的GJR-Skew-t模型, 用以估计4个亚洲证券市场中股指期货与指数现货之间的最小方差套期保值比率. 实证研究表明: 动态套期保值模型的风险规避效果明显优于静态模型; 根据套期保值组合方差降低百分比, 该模型套期保值效果比其它动态策略有显著提升; 除日本市场外, 基于马尔可夫状态转换Copula函数的套期保值模型可以获得比传统模型更高的收益, 这意味着该策略模型有助于降低套期保值成本.

关键词: 股指期货; 套期保值; 马尔可夫状态转换Copula函数

中图分类号: F830.91

文献标识码: A

文章编号: 1000-5781(2013)01-0083-11

Hedging of stock index futures based on Markov regime-switching Copula-GJR-Skewed-t model

Xie Chi^{1,2}, Yu Cong¹, Luo Changqing¹, Wang Gangjin¹

(1. College of Business Administration, Hunan University, Changsha 410082, China;

2. Center of Finance and Investment Management, Hunan University, Changsha 410082, China)

Abstract: This paper constructs a GJR-Skew-t model based on Copula functions with Markov regime switching to estimate the minimum variance hedging ratio between the returns of stock index futures and spots in four Asian markets. The empirical results show that the risk mitigation degree of the dynamic hedging models is higher than that of the static models. Based on the analysis of the variance reduction of hedging portfolio, the dynamic models are more effective than other models. Moreover, the proposed Markov regime-switching Copula-GJR-Skewed-t model can gain higher revenues than the traditional models except for the Japanese market, which means that our model contributes to reduce the cost of hedging.

Key words: stock index futures; hedging; Markov regime switching Copula function

1 引 言

股指期货作为一种重要的金融衍生品, 其推出给市场参与者提供了一个风险管理的有效工具. 投资者采用股指期货来进行套期保值, 可以获得更高的准确性、流动性、经济性和时效性. 股指期货交易的杠杆方

收稿日期: 2011-09-15; 修订日期: 2012-03-22.

基金项目: 国家社会科学基金重点资助项目(07AJL005); 国家软科学研究计划资助项目(2010GXSS5B141); 教育部创新群体资助项目(IRT0916); 教育部人文社会科学规划资助项目(09YJC630063); 湖南省社会科学基金资助项目(09YBA037).

式也大大降低了交易成本,赋予了投资者更多的灵活性. 2010年4月16日,沪深300股指期货正式启动,标志着中国资本市场的发展和改革又迈出了坚实的一步. 随着股指期货的成功上市,投资者如何运用股指期货来进行套期保值便成为一个具有重要研究价值的问题.

所谓套期保值(hedging),是指将期货市场当作转移价格风险的场所,利用期货合约作为将来在现货市场上买卖产品的临时替代物,对其现在买进准备以后售出的产品或对将来需要买进产品的价格进行保险的交易活动. 确定最优套期保值策略一直是风险管理研究领域最为重要的课题之一,套期保值策略的效果主要依赖于套期保值比率估计的精确程度. 在套期保值研究中应用最为广泛的最小方差套期保值比率是由期货与现货收益率之间的相关系数及其条件波动率所决定的.

近十几年来,大量文献采用二元GARCH模型来估计动态套期保值比率,研究发现动态套期保值模型的风险规避效果在大部分情况下要优于静态模型. 动态套期保值模型的优越之处在于,它实质上考虑了现货与期货收益率之间联合分布的时变特征. 然而,大多数二元GARCH动态套期保值模型都假定期货与现货收益率的联合分布服从多元正态分布,这与金融收益率数据所普遍存在的尖峰厚尾及有偏性特征并不相符. Copula函数进入金融研究领域后便提供了一种解决该问题途径,它放宽了正态性假设,并且可以通过不同的相关性结构将不同的边际分布结合成多维联合分布,因而可以更好地描述金融数据的分布特征. 因此,利用二元Copula函数与GARCH模型联合建模来估计最小方差套期保值比率,在理论意义上具有比传统二元GARCH模型明显的优势.

早期,学者们主要采用静态Copula函数来研究金融资产间的相关性结构^[1],不过由于静态Copula函数假定在样本期内相关性参数不变,而这往往与现实不符,而动态Copula函数则可以刻画金融收益序列间相关结构的动态性^[2]. 因此,为了更为精确地估计最小方差套期保值比率,学者们考虑将动态Copula函数应用于套期保值研究. Hsu等^[3]采用基于动态Copula函数的GARCH模型来估计最优套期保值比率,并比较它与其它套期保值模型的效果,结果发现其套期保值效果要比传统的静态模型、常相关系数(CCC)GARCH以及动态条件相关系数(DCC)GARCH都好. Power等^[4]发现,基于Copula-GARCH模型的套期保值效果相对于常相关系数GARCH模型和BEKK GARCH模型都有显著的提高. Lai等^[5]利用5种不同的动态Copula函数构建了Copula-TGARCH模型,并对该模型在东亚5个股票期货市场的套期保值效果进行研究,发现Copula模型的套期保值效果要比传统的静态模型以及DCC GARCH的效果都要好. 郑尊信等^[6]认为,动态Copula-GARCH模型有利于提升套期保值效果. 戴晓凤等^[7]则基于时变Copula函数提出了一种计算最小下偏矩套期保值比率的新方法,并发现使用时变Copula函数能有效改善原有最小下偏矩套期保值比率的估计效果. 由此可见,现有研究证明了动态相关系数Copula模型应用于套期保值能取得较好的效果.

Rodriguez^[8], Jondeau等^[9]以及Okimoto^[10]认为,金融市场间的相关性程度会随市场状态的不同而发生改变,他们尝试采用Copula函数与马尔可夫状态转换(Markov Regime Switching, MRS)过程相结合对金融市场间的相关性结构进行研究,并且发现MRS Copula函数模型能很好地描述金融市场相关性结构的非对称¹特征. Lee^[11]构建了一个马尔可夫状态转换Gumbel-Clayton Copula GARCH模型(RSGC)以用于农业商品期货市场套期保值研究,发现该模型较动态Copula模型能够产生更好的套期保值效果,说明了马尔可夫状态转换Copula模型能提升套期保值的效果. 但是,其模型设定存在如下缺陷: 1) 该模型实质上假设各金融资产收益率自身的均值、波动转换过程与其联合分布的相关性结构转换过程一致,这可能并不符合金融市场的实际状况; 2) 该模型假定收益率序列服从正态分布,然而经验研究表明,金融时间序列收益率往往呈现尖峰厚尾及有偏的分布特征. Garcia等^[12]以及Chollete等^[13]则根据Bollerslev^[14], Engle^[15]以及Pelletier^[16]的建模思想,提出了一种在多元环境中能更加灵活地描述相关性的基于MRS Copula函数的GARCH模型,发现MRS Copula函数能很好地刻画各金融资产收益率间相关性的非对称特征. 与传统的MRS Copula-GARCH模型不同的是,他们对GARCH模型和Copula函数的参数分两阶段进行估计,这一方法使得该模型的应用更为灵活、更加现实. 通过该方法,可以根据金融市场数据的特征,合理地设定边际波动模型及边际分布类型,从而有效地避免Lee^[11]的模型设定缺陷.

¹金融资产间非对称相关性是指在经济衰退期(或熊市期)金融资产收益率间的相关性要高于经济繁荣期(或牛市期).

尽管现有实证研究发现Copula-GARCH模型能有效降低套期保值组合的方差, 但这些研究忽略了期货与现货收益率之间相关结构的非对称性特征. 考虑到金融市场中不仅存在着波动的非对称性效应, 而且金融资产收益率分布往往呈现有偏性及尖峰厚尾特征, 本文构建一个二元条件下的基于MRS Copula函数的GJR-Skew-t模型, 以估计股指期货与指数现货间的最小方差套期保值比率. 该模型不仅能够降低由于样本数据中存在的尖峰厚尾以及非对称分布特征所导致估计结果中可能出现的模型设定误差, 而且还可以刻画期货与现货收益率之间相关结构的非对称性和动态性特征, 从而提高套期保值效果.

2 基于MRS Copula函数的套期保值模型设定

2.1 边际模型的设定

传统的二元GARCH模型, 如DCC GARCH及CCC GARCH等都是在假定残差为正态分布的条件下进行参数估计. 而根据经验, 正态分布并不能有效地描述金融资产收益率特征, 这样就会造成模型的设定误差, 从而影响最终的套期保值效果. 与之不同的是, 利用Copula函数的特性跳出正态假设的框架, 灵活地定义边际分布, 从而避免由不合适边际分布所带来的模型设定误差.

考虑到期货与现货收益率序列中所存在的波动非对称效应和期货与现货收益率分布所呈现的有偏、尖峰厚尾特征, 本文基于Hansen^[17]与Glosten等^[18]的研究, 采用GJR-skew-t模型来估计期货、现货收益率条件方差及残差分布的密度函数. 模型表示如下

$$s_t = \varphi_s + \varphi_{1,s}s_{t-1} + \varphi_{2,s}f_{t-1} + \varepsilon_{s,t}, \quad (1)$$

$$f_t = \varphi_f + \varphi_{1,f}s_{t-1} + \varphi_{2,f}f_{t-1} + \varepsilon_{f,t}, \quad (2)$$

$$\sigma_{s,t}^2 = c_s + a_{s,1}\varepsilon_{s,t-1}^2 + b_s\sigma_{s,t-1}^2 + a_{s,2}k_{s,t-1}\varepsilon_{s,t-1}^2, \quad (3)$$

$$\sigma_{f,t}^2 = c_f + a_{f,1}\varepsilon_{s,t-1}^2 + b_f\sigma_{f,t-1}^2 + a_{f,2}k_{f,t-1}\varepsilon_{s,t-1}^2, \quad (4)$$

$$\varepsilon_{s,t}/\sigma_{s,t} = z_{s,t} \sim \text{skewed-t}(z_s|\eta_s, \omega_s), \quad (5)$$

$$\varepsilon_{f,t}/\sigma_{f,t} = z_{f,t} \sim \text{skewed-t}(z_f|\eta_f, \omega_f), \quad (6)$$

其中 s_t 表示时刻 t 的现货收益率, f_t 表示时刻 t 的期货收益率. 为了便于表示, 令 $i = s$ 或 f , 分别代表现货和期货. φ_i 为截距项, 参数 $\varphi_{1,i}$ 和 $\varphi_{2,i}$ 分别反映了前一期现货和期货收益率对当期 i 收益率的影响. $\sigma_{i,t}$ 为 t 时刻 i 收益率的条件波动率, c_i , $a_{i,1}$, b_i 和 $a_{i,2}$ 为待估参数. 参数 $a_{i,1} + b_i + 0.5a_{i,2}$ 值的大小反映了收益率序列的波动持续性. $a_{i,2}$ 是反映前一期利空和利好消息对当期 i 市场的非对称影响参数, 若 $a_{i,2}$ 显著非零则表明利空和利好消息对收益率波动的影响是非对称性的. $k_{i,t-1}$ 为虚拟变量, 当残差 $\varepsilon_{i,t-1}$ 为负时, $k_{i,t-1} = 1$; 否则, $k_{i,t-1} = 0$. $z_{i,t}$ 表示第 t 期的标准化残差, 偏态t分布的密度函数表示为

$$\text{skewed-t}(z|\eta, \omega) = \begin{cases} bc \left(1 + \frac{1}{\eta-2} \left(\frac{bz+a}{1-\omega} \right)^2 \right)^{-\eta+1/2}, & z < -\frac{a}{b} \\ bc \left(1 + \frac{1}{\eta-2} \left(\frac{bz+a}{1+\omega} \right)^2 \right)^{-\eta+1/2}, & z \geq -\frac{a}{b}, \end{cases} \quad (7)$$

其中 $a = 4\omega \frac{\eta-2}{\eta-1}$, $b = 1 + 3\omega^2 - a^2$, $c = \frac{\Gamma(\eta+1/2)}{\sqrt{\pi(\eta-2)}\Gamma(\eta/2)}$, η 表示自由度参数, 取值范围为(4, 30); ω 表示用于衡量分布的非对称程度的非对称(偏度)参数, 取值范围为(-1, 1).

2.2 Copula函数的选择

椭圆Copula函数包括正态Copula函数和t Copula函数, 它们均包含了线性相关系数 ρ , 而线性相关系数在现代金融风险中的应用最为广泛, 因此其是应用频率最高的Copula函数形式. 根据Hsu等^[3]的研究结

果,在股指期货直接套期保值研究中,基于二元正态Copula函数模型的套期保值效果几乎要优于所有其它套期保值模型,而Lai等^[5]的实证也支持了这一结论.由此可见,股指期货市场中并不存在显著的非线性相关性结构,这可能与股指期货与股票现货价格指数的联系非常紧密有关.本文采用的避险方式为直接套期保值,因此选取二元椭圆Copula函数来进行研究.

1) 二元正态Copula是目前应用最为广泛的Copula函数之一,其概率密度函数的表示形式为

$$c^{\text{Normal}}(u_t, v_t; \rho) = \frac{1}{\sqrt{1-\rho^2}} \exp \left\{ -\frac{\rho^2 \left(\psi^{-1}(u_t)^2 + \psi^{-1}(v_t)^2 \right) - 2\rho \psi^{-1}(u_t) \psi^{-1}(v_t)}{2(1-\rho^2)} \right\}, \quad (8)$$

其中 ψ 为标准正态分布的密度函数,相关系数 $\rho \in (-1, 1)$.

2) 二元t-Copula函数的统计特征主要由相关系数 ρ 和自由度 n 所确定,其概率密度函数为

$$c^{\text{student}'t}(u_t, v_t; \rho, n) = (1-\rho^2)^{-\frac{1}{2}} \frac{\Gamma(\frac{n+2}{2})}{\Gamma(\frac{n}{2})} \left[\frac{\Gamma(\frac{n}{2})}{\Gamma(\frac{n+1}{2})} \right] \left[\left(1 + \frac{a_t^2}{n}\right) \left(1 + \frac{b_t^2}{n}\right) \right]^{\frac{n+1}{2}} \left[1 + \frac{a_t^2 + b_t^2 - 2\rho a_t b_t}{n(1-\rho^2)} \right]^{\frac{n+2}{2}}, \quad (9)$$

其中 $a_t = t_n^{-1}(u_t)$, $b_t = t_n^{-1}(v_t)$, $t_n^{-1}(\cdot)$ 表示自由度为 n 的t-分布函数,相关系数 $\rho \in (-1, 1)$.

2.3 参数估计方法

本文根据Patton^[19]所采用的两阶段最大似然法来估计Copula函数及边际分布的参数.在第一阶段,对现货和期货的收益率序列的边际分布参数 $\hat{\xi}_s$ 和 $\hat{\xi}_f$ 进行估计

$$\begin{aligned} \hat{\xi}_s &\equiv \arg \max \sum_{t=1}^T \ln f_1(z_{s,t} | \Omega_{t-1}; \xi_s), \\ \hat{\xi}_f &\equiv \arg \max \sum_{t=1}^T \ln f_2(z_{f,t} | \Omega_{t-1}; \xi_f). \end{aligned}$$

在第二阶段,将已估计出来的边际分布参数 $\hat{\xi}_s$ 和 $\hat{\xi}_f$ 代入Copula函数中,利用式(10)可以估计出Copula函数中的参数

$$\hat{\xi}_c \equiv \arg \max \sum_{t=1}^T \ln c_t \left(F_1 \left(z_{s,t} | \Omega_{t-1}; \hat{\xi}_s \right), F_2 \left(z_{f,t} | \Omega_{t-1}; \hat{\xi}_f \right) | \Omega_{t-1}, \xi_c \right). \quad (10)$$

2.4 MRS Copula函数

为了更好地描述金融资产间相关性结构的非对称特征,本文考虑采用MRS Copula函数. MRS Copula函数方法不仅可以克服由于金融数据分布的非正态性所导致估计结果的偏差,而且还可以很好地刻画金融资产间的非对称特征,从而提高估计结果的准确性.所谓MRS Copula函数,是在Copula函数的基础上引入一个状态变量 θ_t 并假设 θ_t 服从马尔可夫状态转换过程,使得Copula函数的参数随着状态变量 θ_t 的变化而变化.而在每种状态中现货与期货收益率之间的相关性程度并不一样,因此实质上MRS Copula函数也是一种动态Copula函数.根据经验,包含2个状态的马尔可夫转换模型就可以较好地拟合实际中的金融数据.不失一般性,本文假设状态变量 $\theta_t = \{1, 2\}$ 服从一个一阶2状态马尔可夫过程,那么其状态转移概率为

$$p_{ij} = \Pr(\theta_t = j | \theta_{t-1} = i), i, j = 1, 2.$$

令 $p_{11} = p, p_{22} = q$,则两状态的马尔可夫转换概率矩阵为

$$P = \begin{pmatrix} p & 1-p \\ 1-q & q \end{pmatrix}.$$

为了便于表示,假定Copula函数在不同的状态条件下的函数类型一致,那么马尔可夫状态转换Normal Copula函数的条件概率密度函数 c_t^{MRS} 可以表示为

$$c_t^{\text{MRS}}(u_t, v_t | \Omega_{t-1}; \xi_{c,t}^m) = \pi_{1t} c_t^{(1)}(u_t, v_t | \Omega_{t-1}, \rho_1) + (1 - \pi_{1t}) c_t^{(2)}(u_t, v_t | \Omega_{t-1}, \rho_2), \quad (11)$$

其中 $u_t = F_1(z_{s,t} | \Omega_{t-1}; \xi_s)$, $v_t = F_2(z_{f,t} | \Omega_{t-1}; \xi_f)$ 分别为关于 $z_{s,t}$ 和 $z_{f,t}$ 的分布函数. π_{1t} 表示在时刻 t 处于状态1的概率. 根据Gray^[20]可以将其定义为

$$\pi_{1t} = \Pr(\theta_t = 1 | \Omega_{t-1}) = p \left[\frac{c_{t-1}^{(1)} \pi_{1t-1}}{c_{t-1}^{(1)} \pi_{1t-1} + c_{t-1}^{(2)} (1 - \pi_{1t-1})} \right] + (1 - p) \left[\frac{c_{t-1}^{(2)} (1 - \pi_{1t-1})}{c_{t-1}^{(1)} \pi_{1t-1} + c_{t-1}^{(2)} (1 - \pi_{1t-1})} \right], \quad (12)$$

其中 $c_{t-1}^{(1)}(\cdot)$ 和 $c_{t-1}^{(2)}(\cdot)$ 分别表示Copula函数在 $t-1$ 时刻处于状态1和状态2的条件概率密度函数. ρ_1 和 ρ_2 分别表示为状态1和2条件下的线性相关系数.

根据式(11), 可以得到 $z_{s,t}$ 和 $z_{f,t}$ 的联合条件密度函数为

$$f(z_{s,t}, z_{f,t} | \Omega_{t-1}) = c_t^{\text{MRS}}(u_t, v_t | \Omega_{t-1}; \xi_{c,t}^m) f_1(z_{s,t} | \Omega_{t-1}; \xi_s) f_2(z_{f,t} | \Omega_{t-1}; \xi_f). \quad (13)$$

2.5 最优套期保值比率的确定

一般而言, 最优套期保值比率被确定为在套期保值组合风险最小的条件下期货持有头寸与现货持有头寸之比. 如果现货与期货收益率的联合分布不随时间变化, 那么就可得到传统的最小方差套期保值比率

$$h = \frac{\text{cov}(s, f)}{\text{var}(f)}. \quad (14)$$

这种静态的套期保值比率通过最小二乘法(OLS)方法就可以进行估计². 但事实上, 随着新的信息的到达, 资产间的联合分布可能是时变的, 在此情况下, 对于多期期货套期保值而言静态套期保值策略就显得不合适了. 令 s_t 和 f_t 为时刻 t 期货与现货价格各自的变化, 以时刻 t 的信息集为条件, 最优时变套期保值比率可通过最小化套期保值组合收益($s_t - h_{t-1}f_t$)的方差来获得

$$\hat{h}_t = \frac{\text{cov}_{t-1}(s_t, f_t)}{\text{var}_{t-1}(f_t)}. \quad (15)$$

为了得到最优套期保值比率, 需要估计联合密度函数的参数. 本文采用两阶段极大似然估计法对Copula函数及边际分布的参数进行估计, 从而得到时变的联合密度函数. 然后利用联合密度函数, 可以通过数值方法求得期货与现货收益率之间的协方差

$$\sigma_{sf,t} = \sigma_{s,t} \sigma_{f,t} \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} z_{s,t} z_{f,t} f(z_{s,t}, z_{f,t} | \Omega_{t-1}) dr dw. \quad (16)$$

于是, 根据式(3)、式(4)和式(16), 可以得到最优套期保值比率

$$h_t = \sigma_{sf,t} / \sigma_{f,t}^2. \quad (17)$$

3 实证分析

3.1 数据的来源及处理

本文以香港、日本、新加坡及台湾4个亚洲证券市场的股指期货为例分析各模型³的套期保值效果. 香港市场、日本市场和新加坡市场作为亚洲最具代表性的股指期货市场, 其市场运作已较趋于成熟稳定, 与现货市场的关系十分紧密, 适合投资者作为套期保值的工具. 同时, 为了考察套期保值模型在不同成熟程度市场中的适用性, 本文还选取一个新兴股指期货市场——台湾作为研究对象. 这些股指期货市场既包括成熟市场, 又涉及新兴市场, 使得实证结果更具有说服力.

所有的数据来源于汤森路透DATASTREAM数据库. 证券市场现货价格指数分别为香港的恒生价格指

²OLS方法最早由Johnson应用到期货套期保值中来, 其方程可以表达为 $s_t = c + h f_t + \varepsilon_t$. 这里的 $h = \text{cov}(s, f) / \text{var}(f)$, 即系数 h 是OLS方法估计的最优套期保值比率.

³本文主要考察了6种模型的套期保值效果, 分别为 OLS模型、CCC GARCH模型、DCC GARCH模型、DCC normal Copula-GJR模型、DCC t Copula-GJR模型以及MRS normal Copula-GJR模型.

数(HNGKNGI)、日本的日经225指数(JAPDOWA)、新加坡的海峡时报价格指数(SNGPORI)和台湾证券交易所加权价格指数(TAIWGHT). 相应的股指期货价格指数则分别为香港期货交易所恒生指数(HSI)、大阪证券交易所日经225指数(ONA)、新加坡国际金融交易所海峡时报指数(SST)和台湾期货交易所指数(TAIFEX). 其中, 所有股指期货价格指数为DATASTREAM数据库中的连续价格序列. 现货和期货的收益率序列通过对相应的指数价格进行对数差分并乘以100来获得, 即

$$r_t = 100(\ln(P_t) - \ln(P_{t-1})), \quad (18)$$

其中 r_t 为 t 时刻的收益率, P_t 和 P_{t-1} 分别表示 t 和 $t-1$ 时刻的价格. 所有的期货和现货市场的收益率数据时间区间均为2002年1月1日至2011年7月18日, 每个市场各2 490对日数据.

3.2 数据分析

表1为所有期货和现货市场日收益率数据的描述统计结果. 可以看出, 除日本市场外, 香港、新加坡和台湾市场的期货及现货收益率均值都为正且非常接近. 无条件样本标准差表明, 新加坡市场的波动程度最低而香港市场的波动程度最高. JB统计量显示, 所有收益率序列均在1%的显著性水平下显著非正态, 同时所有市场期货和现货收益率数据的峰度值都远大于3, 说明各收益率序列的经验分布频率与相应的正态分布相比存在尖峰厚尾的特征. 因此, 需要利用其它的分布函数来描述各市场期货和现货收益率的分布. 对各收益率自回归残差序列进行LM检验发现, 期货和现货中都存在高阶ARCH效应, 即GARCH效应. 所以, 可以采用GARCH类模型对各收益率进行估计.

表1 收益率描述性统计
Table 1 Descriptive statistics of returns

统计指标	香港市场		日本市场		新加坡市场		台湾市场	
	期货	现货	期货	现货	期货	现货	期货	现货
均值	0.026	0.026	-0.002	-0.002	0.025	0.025	0.016	0.017
最大值	11.340	13.407	18.812	13.235	7.565	7.531	6.766	6.525
最小值	-11.631	-13.582	-14.003	-12.111	-8.759	-8.696	-7.256	-6.912
标准差	1.623	1.555	1.613	1.554	1.259	1.243	1.610	1.383
偏度	0.040	0.096	-0.324	-0.502	-0.125	-0.116	-0.281	-0.278
峰度	10.129	13.393	18.256	11.480	8.362	8.096	6.817	5.832
J-B	5 273.7	11 210.6	24 827.9	7 564.7	2 989.6	2 700.1	1 544.5	864.0
P值	0.000 0	0.000 0	0.000 0	0.000 0	0.000 0	0.000 0	0.000 0	0.000 0
ARCH(5)	588.48	617.96	1 100.88	783.76	475.73	539.31	209.03	211.48
P值	0.000 0	0.000 0	0.000 0	0.000 0	0.000 0	0.000 0	0.000 0	0.000 0
N	2 490	2 490	2 490	2 490	2 490	2 490	2 490	2 490

为了检查边际模型中式(1)、式(2)的期货与现货收益率序列的滞后项是否能被排除, 本文对滞后1期的交叉—相关矩阵进行分析, 表2显示了所有市场期货与现货的日收益率序列的延迟1期交叉相关矩阵. 由表2可以看出, 在所有市场中, 现货与期货收益率的滞后1期自相关系数和交叉—相关系数都不显著. 于是, 本文对式(1)和式(2)进行调整: 将 $\varphi_{1,s}$, $\varphi_{2,s}$, $\varphi_{1,f}$, $\varphi_{2,f}$ 设定为0.

表2 滞后一期交叉—相关矩阵
Table 2 Cross-correlation matrix of first-order lagging

指数类型	香港市场		日本市场		新加坡市场		台湾市场	
	期货	现货	期货	现货	期货	现货	期货	现货
期货	-0.038	-0.037	-0.024	-0.030	-0.008	0.021	-0.038	-0.015
现货	-0.004	-0.033	0.022	-0.007	0.013	0.018	0.038	0.036

注: 若交叉—相关系数的绝对值大于 $2/\sqrt{N}$, 则表示该系数在5%水平下显著. 其中 N 等于2 490, 为数据样本量. 相应地, $2/\sqrt{N}$ 则是5%显著水平下样本相关系数的临界值, 为0.04.

为了防止“伪回归”, 本文分别采用ADF检验和PP检验对各个市场的期货和现货收益率序列进行单位根检验. 表3为所有市场收益率序列的单位根检验结果. 从表3的检验结果来看, 所有市场的期货和现货收益

率序列的ADF检验统计量及PP检验统计量在1%的显著性水平下是显著的,说明各市场期货与现货指数收益率序列是平稳的。

表3 单位根检验
Table 3 Unit root test

检验方法	香港市场		日本市场		新加坡市场		台湾市场	
	期货	现货	期货	现货	期货	现货	期货	现货
ADF	-51.82 (0.0001)	-51.54 (0.000 1)	-38.68 (0.000 0)	-50.21 (0.000 1)	-50.26 (0.000 1)	-49.00 (0.000 1)	-51.81 (0.000 1)	-48.10 (0.000 1)
PP	-51.82 (0.000 1)	-51.55 (0.000 1)	-51.36 (0.000 1)	-50.37 (0.000 1)	-50.26 (0.000 1)	-49.00 (0.000 1)	-51.87 (0.000 1)	-48.11 (0.000 1)

注:括号内数据为参数显著性,下同。

3.3 参数估计

最小方差套期保值效果的优劣取决于相关系数及条件方差的估计是否精确,而边际分布是否合适直接影响Copula函数的拟合效果,即相关系数的估计效果。因为不合适的边际分布会导致模型的设定误差,从而影响套期保值的效果,所以合适的边际分布及波动模型将有利于Copula-GARCH模型套期保值效果的提升。本文采用GJR-skew-t模型拟合各市场期货和现货收益率的边际分布并估计条件方差,其参数估计结果如表4。

表4 边际模型参数估计
Table 4 Estimation of marginal model parameters

参数	香港市场		日本市场		新加坡市场		台湾市场	
	$i = s$	$i = f$	$i = s$	$i = f$	$i = s$	$i = f$	$i = s$	$i = f$
φ_i	0.040 5* (0.060 4)	0.038 2 (0.128 0)	0.016 6 (0.486 6)	0.018 0 (0.454 2)	0.037 0** (0.044 8)	0.042 2** (0.021 1)	0.050 1** (0.027 0)	0.044 9* (0.098 5)
c_i	0.014 0** (0.025 4)	0.017 0** (0.024 5)	0.035 4** (0.000 7)	0.037 2** (0.000 4)	0.013 9** (0.002 2)	0.010 8** (0.002 2)	0.014 0* (0.080 2)	0.023 9* (0.089 6)
$a_{i,1}$	0.028 1** (0.000 3)	0.021 9** (0.001 8)	0.024 3** (0.018 1)	0.023 8** (0.011 4)	0.037 4** (0.000 4)	0.041 6** (0.010 3)	0.019 4** (0.028 4)	0.019 6 (0.133 1)
b_i	0.936 0** (0.000 0)	0.942 4** (0.000 0)	0.902 4** (0.000 0)	0.900 3** (0.000 0)	0.914 7** (0.000 0)	0.921 3** (0.000 0)	0.948 3** (0.000 0)	0.940 3** (0.000 0)
$a_{i,2}$	0.057 2** (0.005 3)	0.055 8** (0.004 7)	0.108 6** (0.000 0)	0.111 7** (0.000 0)	0.075 2** (0.000 1)	0.061 5** (0.000 6)	0.048 0** (0.014 6)	0.064 4** (0.003 7)
η_i	7.548 7** (0.000 0)	6.780 4** (0.000 0)	9.859 6** (0.000 0)	9.248 1** (0.000 0)	8.782 8** (0.000 0)	6.256 3** (0.000 0)	5.275 7** (0.000 0)	4.097 1** (0.000 0)
ω_i	-0.023 6** (0.037 2)	-0.034 9* (0.074 5)	-0.084 1** (0.000 1)	-0.098 3** (0.000 0)	-0.059 4** (0.022 9)	-0.062 8** (0.018 7)	-0.056 0** (0.010 0)	-0.048 0* (0.082 8)

注:**表示在5%水平下显著,*表示在10%水平下显著。

由表4可知,在所有的市场中, $b_i + a_{i,1} + 0.5a_{i,2}$ 均接近于1,反映出期货与现货市场的波动具有较强的持久性。 $a_{s,2}$ 和 $a_{f,2}$ 都大于0,且从它们的 t 统计量来看都是显著的,这说明利空消息所造成的冲击对市场影响更大,即所有的市场中都存在着非对称效应。因此,采用GJR模型来估计各收益率序列的条件方差是较为合理的。参数 $a_{s,2}$ 和 $a_{f,2}$ 在日本市场中要大于其它市场,说明了这种收益率波动的非对称效应在日本市场要表现得比其它市场更为强烈。偏 t 分布的非对称参数 ω_i 及自由度参数 η_i 在所有的市场中均显著,表明选取偏 t 分布作为边际分布是合适的。

在获得边际分布的参数估计之后,便可以将各市场现货和期货收益标准化率残差序列数据和边际分布参数代入偏 t 分布的累积分布函数中,从而便可以分别得到各个市场累积分布函数值序列: u 和 v 。然后,利用序列 u 和 v 的值对DCC Copula及MRS Normal Copula函数进行拟合,所得参数估计结果如表5和表6。

从表5的参数估计结果来看,各个市场股指期货与现货指数收益率之间相关性结构均具有明显的高持续性特征。

由表6可以看出, MRS Normal Copula函数的参数在1%的显著性水平下是显著的, 这表明各个市场中不同状态下股指期货与现货指数收益率间的相关性存在显著差异, 因此可以认为MRS Normal Copula函数可以很好地描述股指期货与现货指数收益率间相关性的状态转换特征. q 均大于0.9, 说明各市场期货与现货收益率之间的相关性在高相关性状态(状态2)条件下有着较强的持久性. 台湾市场和香港市场参数 p 的值分别为0.363 4和0.655 8, 表明这两个市场的期货与现货收益率之间相关性在低相关性状态(状态1)条件下的持久性较弱.

表5 DCC Copula函数参数估计
Table 5 Estimation of DCC Copula function parameters

参数	DCC t Copula函数				DCC Normal Copula函数			
	香港市场	日本市场	新加坡市场	台湾市场	香港市场	日本市场	新加坡市场	台湾市场
α	0.017 6 (0.000 1)	0.009 3 (0.000 0)	0.041 9 (0.201 4)	0.025 2 (0.000 0)	0.015 3 (0.002 3)	0.032 9 (0.215 9)	0.068 1 (0.000 0)	0.030 2 (0.000 0)
β	0.966 7 (0.000 0)	0.990 6 (0.000 0)	0.958 0 (0.000 0)	0.955 0 (0.000 0)	0.961 5 (0.000 0)	0.951 7 (0.000 0)	0.925 9 (0.000 0)	0.938 3 (0.000 0)
n	6.239 9 (0.000 0)	7.077 3 (0.000 0)	5.279 6 (0.000 0)	4.191 8 (0.000 0)				

表6 MRS Normal Copula函数参数估计
Table 6 Estimation of MRS Normal Copula function parameters

参数	香港市场	日本市场	新加坡市场	台湾市场
p	0.655 8 (0.000 8)	0.914 3 (0.000 0)	0.941 4 (0.000 0)	0.363 4 (0.000 0)
q	0.908 7 (0.000 0)	0.964 9 (0.000 0)	0.945 8 (0.000 0)	0.960 7 (0.000 0)
ρ_1	0.905 1 (0.000 0)	0.936 9 (0.000 0)	0.877 0 (0.000 0)	0.602 2 (0.000 0)
ρ_2	0.975 4 (0.000 0)	0.984 6 (0.000 0)	0.998 1 (0.000 0)	0.963 5 (0.000 0)

由表4、表5和表6的参数估计结果以及式(13)和式(14), 可以得到基于MRS Normal Copula-GJR和动态相关系数Copula-GJR模型下的各市场最优套期保值比率. 图1显示了各市场基于MRS Normal Copula-GJR模型的最优套期保值比率⁴.

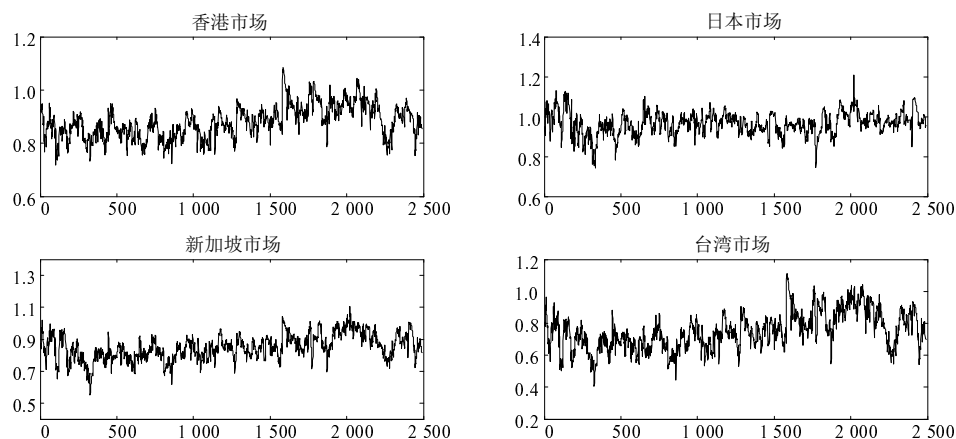


图1 基于MRS Normal Copula-GJR模型的最优套期保值比率

Fig. 1 Optimal hedging ratio of MRS Normal Copula-GJR model

⁴由于篇幅所限, 这里仅显示了4个市场中基于MRS Normal Copula-GJR模型的最优套期保值比率.

3.4 套期保值效果的比较分析

为了评价模型套期保值的效果, 本文采用应用最为广泛Ederington测度方法, 其计算公式为

$$HE_1 = -100(V_p^i - V_p^b)/V_p^b. \quad (19)$$

但是, Ederington测度方法忽视了套期保值的收益, 为了使模型更具实践价值, 在模型满足风险控制目标的前提下, 还需兼顾套期保值组合收益的提高. 因此, 本文还采用套期保值组合的平均收益之差来补充评价套期保值的效果, 其计算方法如下:

$$HE_2 = R_p^i - R_p^b, \quad (20)$$

其中 R_p^i 和 V_p^i 分别表示套期保值组合平均收益和方差, i 代表基于不同模型的套期保值策略, b 代表基准策略, 本文设基准策略为基于OLS模型的套期保值策略. 表7列出了不同模型策略下的套期保值效果⁵.

表7 套期保值效果比较
Table 7 Comparison of hedging performance

市场	模型	收益率均值	收益率方差	收益率均值之差	方差降低百分比
香港市场	OLS	0.002 0	0.164 5		
	MRS Normal Copula	0.002 6	0.158 7	0.000 6	4.05
	DCC t Copula	0.003 2	0.162 1	0.001 2	1.46
	DCC Normal Copula	0.003 1	0.161 9	0.001 1	1.58
	DCC GARCH	0.002 5	0.160 9	0.000 5	2.19
	CCC GARCH	0.002 3	0.160 9	0.000 3	2.19
日本市场	OLS	-0.000 4	0.132 7		
	MRS Normal Copula	-0.002 1	0.126 5	-0.001 7	4.67
	DCC t Copula	-0.002 2	0.126 5	-0.001 8	4.67
	DCC Normal Copula	-0.002 7	0.126 5	-0.002 3	4.67
	DCC GARCH	-0.003 8	0.128 3	-0.003 4	3.32
	CCC GARCH	-0.003 7	0.129 0	-0.003 3	2.79
新加坡市场	OLS	0.001 6	0.102 9		
	MRS Normal Copula	0.004 3	0.102 0	0.002 7	0.87
	DCC t Copula	0.002 6	0.101 7	0.001 0	1.17
	DCC Normal Copula	0.002 2	0.101 0	0.000 6	1.85
	DCC GARCH	0.001 2	0.101 4	-0.000 4	1.46
	CCC GARCH	0.000 8	0.106 7	-0.000 8	-3.69
台湾市场	OLS	0.004 2	0.196 9		
	MRS Normal Copula	0.004 9	0.172 0	0.000 7	12.65
	DCC t Copula	0.004 9	0.195 6	0.000 7	0.66
	DCC Normal Copula	0.004 7	0.196 1	0.000 5	0.41
	DCC GARCH	0.003 8	0.194 2	-0.000 4	1.37
	CCC GARCH	0.002 4	0.194 5	-0.001 8	1.22

套期保值资产组合收益方差越小, 说明套期保值效果越显著. 从表7可以看出, 本文所进行比较的套期保值策略都能很好地降低风险. 由套期保值组合方差降低百分比来看, 在所有的市场中, DCC GARCH及DCC Copula, MRS Normal Copula模型均取得了比传统的OLS方法更好的套期保值效果, 这表明了动态套期保值策略相较于静态策略的优势. 对于MRS Normal Copula模型而言, 它在香港、日本、新加坡和台湾4个市场中的套期保值组合方差分别为0.158 7、0.126 5、0.102 0和0.172 0, 相对于OLS方法的方差降低百分比为4.05、4.67、0.87和12.65. 根据方差降低百分比可以判断, 在香港、日本和台湾市场中, MRS Normal Copula模型取得了最优的套期保值效果. 而在新加坡市场中, DCC Normal Copula模型的套期保值效果最好, 而MRS Normal Copula模型的套期保值效果虽不优于所有动态套期保值模型, 但相对于OLS方法仍有显著提升. 这可能由于DCC Normal Copula函数能比MRS Normal Copula函数更好的描述新加坡市场中股指期货与现货指数收益率之间的相关性. 总体而言, 与其它动态套期保值模型以及传统OLS模型相比, MRS Normal

⁵为了便于表示, 将MRS Normal Copula-GJR模型、DCC Normal Copula-GJR模型和DCC t Copula-GJR模型分别简写为MRS Normal Copula, DCC Normal Copula和DCC t Copula模型.

Copula模型能更有效地规避风险. 这些说明了令Normal Copula函数的相关系数服从马尔可夫状态转换过程能更有效提升模型套期保值的效果.

从套期保值组合的平均收益来看, 在日本市场中, OLS模型亏损最小为 -0.0004 ; MRS Normal Copula模型则仅次于OLS模型, 为 -0.0021 . 而在其它市场中, 基于Copula函数的套期保值模型所获得的收益均要高于DCC GARCH, CCC GARCH及OLS模型. MRS Normal Copula模型在香港、新加坡和台湾3个市场中的套期保值组合收益分别为 0.0026 、 0.0043 和 0.0049 . 该模型在新加坡和台湾市场中所获得的套期保值组合收益最大. DCC t Copula则在香港和台湾市场中获得了最大收益, 分别为 0.0032 和 0.0049 . 可见, 相对于其余动态模型以及OLS模型而言, MRS Normal Copula模型能获得更大的收益. 而在日本市场中, 由于样本期内日经225指数及对应的指数期货收益率均值以及偏度均为负数, 这说明样本期内日经225指数及对应的指数期货收益率序列存在更明显的下尾相关特征, MRS Copula-GJR-Skewed-t模型虽然能更好描述这一特征, 但可能在降低套期保值组合收益方差的同时, 也付出了一定的成本, 即降低了组合收益率, 从而使得套期保值组合收益低于传统模型.

根据上述两种套期保值效果测度方法的计算结果, 由于基于MRS Normal Copula函数的套期保值模型要较传统的OLS方法具有更高的套期保值组合收益率(除日本市场外)和更低的套期保值组合方差, 因此可以认为它要明显优于传统的OLS模型. 按照套期保值组合方差降低百分比, MRS Normal Copula模型在除新加坡市场外的3个市场中具有最低的套期保值组合方差, 同时考虑到在新加坡和台湾市场上MRS Normal Copula模型获得了最大的套期保值组合收益, 所以可以得到结论: 在传统的Normal Copula函数的基础上考虑令其相关系数服从马尔可夫状态转换过程能更有效提升套期保值的效果. 总体而言, 基于MRS Normal Copula模型的套期保值效果要优于其它动态策略. 因此, 对于投资者而言, 基于MRS Normal Copula函数的动态套期保值策略是避免投资风险的较好选择.

4 结束语

本文构建了二元条件下的基于MRS Copula函数的GJR-Skew-t模型, 将其应用于估计4个亚洲市场股指期货与指数现货收益率间的最小方差套期保值比率, 并比较分析其与动态相关系数Copula模型以及传统动态套期保值模型(如DCC, CCC GARCH模型)的套期保值效果, 研究发现:

1) 在所有的4个市场中, 无论是股指期货还是现货指数收益率波动都存在着明显的非对称效应, 说明在这些市场中资产价格的下跌会造成比资产价格上涨程度更强烈的波动. 同时, 上述所有市场股指期货与现货指数收益率之间相关性结构具有明显的高持续性及状态转换特征, 根据这些特征, 投资者可以对所持有的股票现货资产进行更为有效的风险管理.

2) 从套期保值组合方差来看, 动态套期保值模型要普遍优于传统静态套期保值模型(OLS). MRS Normal Copula模型在香港、日本和台湾市场中的套期保值效果最好, 而仅仅在新加坡市场中, 该模型的套期保值效果虽没有取得最佳的套期保值效果但是仍要优于OLS模型. 这表明, 相对于其它动态套期保值策略, MRS Normal Copula模型策略能更有效规避风险.

3) 就套期保值组合收益而言, 在香港、日本和台湾市场中, MRS Normal Copula模型能获得比OLS, DCC GARCH以及CCC GARCH模型更高的收益; 而在日本市场中, MRS Normal Copula模型所获得的收益仅次于OLS模型. 这些意味着MRS Normal Copula模型策略有助于降低套期保值成本.

总而言之, 考虑股指期货与现货指数收益率波动的非对称性及其分布的尖峰厚尾有偏性特征, 及令Copula函数的相关性参数服从马尔可夫状态转换过程模型设定做法, 能全面有效提升套期保值的效果. 根据以往的研究发现, 金融资产收益率还存在着结构突变、跳跃性等特征. 在今后的研究中将更为全面的考虑资产收益率的特征, 以其为股指期货投资者进行套期保值提供更为有效的策略.

参考文献:

- [1] 韦艳华, 张世英, 郭 焱. 金融市场相关程度与相关模式的研究[J]. 系统工程学报, 2004, 19(4): 355-362.

- Wei Yanhua, Zhang Shiyong, Guo Yan. Research on degree and patterns of dependence in financial markets[J]. Journal of Systems Engineering, 2004, 19(4): 355–362. (in Chinese)
- [2] 韦艳华, 张世英. 金融市场动态相关结构的研究[J]. 系统工程学报, 2006, 21(3): 313–317.
Wei Yanhua, Zhang Shiyong. Research on dynamic dependence structure of financial markets[J]. Journal of Systems Engineering, 2006, 21(3): 313–317. (in Chinese)
- [3] Hsu C C, Tseng C P, Wang Y H. Dynamic hedging with futures: A copula-based GARCH model[J]. The Journal of Futures Markets, 2008, 28(11): 1095–1116.
- [4] Power G, Vedenov D V. The Shape of The Optimal Hedge Ratio: Modeling Joint Spot-Futures Prices Using an Empirical Copula-GARCH Model[R]. St.Louis: Mumford Hall, 2008: 1–18.
- [5] Lai Y H, Chen Y S, Gerlach R. Optimal dynamic hedging via copula-threshold-GARCH models[J]. Mathematics and Computers in Simulation, 2009, 79(8): 2609–2624.
- [6] 郑尊信, 徐晓光. 基差、随机冲击与不对称相关结构下的期货套期保值: 来自亚洲股指期货市场的证据[J]. 数量经济技术经济研究, 2009(3): 91–105.
Zheng Zunxin, Xu Xiaoguang. Basis, stochastic impulse and futures hedging with asymmetric correlation[J]. The Journal of Quantitative & Technical Economics, 2009(3): 91–105. (in Chinese)
- [7] 戴晓凤, 梁巨方. 基于时变Copula函数的下偏矩最优套期保值效率测度方法研究[J]. 中国管理科学, 2010, 18(6): 26–32.
Dai Xiaofeng, Liang Jufang. Research of optimal lower partial moment to measure the efficiency of hedging based on Copula function[J]. Chinese Journal of Management Science, 2010, 18(6): 26–32. (in Chinese)
- [8] Rodriguez J C. Measuring financial contagion: A Copula approach[J]. Journal of Empirical Finance, 2007, 14(3): 401–423.
- [9] Jondeau E, Rockinger M. The Copula-GARCH model of conditional dependencies: An international stock market application[J]. Journal of International Money and Finance, 2006, 25(5): 827–853.
- [10] Okimoto T. New evidence of asymmetric dependence structures in international equity markets[J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 2008, 43(3): 787–816.
- [11] Lee H T. A Copula-based regime-switching GARCH model for optimal futures hedging[J]. The Journal of Futures Markets, 2008, 29(10): 946–972.
- [12] Garcia R, Tsafack G. Dependence structure and extreme comovements in international equity and bond markets[J]. Journal of Banking & Finance, 2011, 35(8): 1954–1970.
- [13] Chollete L, Heinen A, Valdesogo A. Modeling international financial returns with a multivariate regime switching Copula[J]. Journal of Financial Econometrics, 2009, 7(4): 437–480.
- [14] Bollerslev T. Modeling the coherence in short-run nominal exchange rates: A multivariate generalized ARCH approach[J]. Review of Economics and Statistics, 1990, 72(3): 498–505.
- [15] Engle R F. Dynamic conditional correlation: A simple class of multivariate generalized autoregressive conditional heteroskedasticity models[J]. Journal of Business and Economic Statistics, 2002, 20(3): 339–350.
- [16] Pelletier D. Regime switching for dynamic correlations[J]. Journal of Econometrics, 2006, 131(1/2): 445–473.
- [17] Hansen B. Autoregressive conditional density estimation[J]. International Economic Review, 1994, 35(3): 705–730.
- [18] 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(5): 1779–1801.
- [19] Patton A J. Modeling asymmetric exchange rate dependence[J]. International Economic Review, 2006, 47(2): 527–556.
- [20] Gray S F. Modeling the conditional distribution of interest rates as a regime-switching process[J]. Journal of Financial Economics, 1996, 42(1): 27–62.

作者简介:

谢 赤 (1963—), 男, 湖南株洲人, 博士, 教授, 博士生导师, 研究方向: 金融工程与风险管理, E-mail: xiechi@hnu.edu.cn;
余 聪 (1987—), 男, 湖南娄底人, 硕士, 研究方向: 金融工程与风险管理, E-mail: yucong134@163.com;
罗长青 (1983—), 男, 湖南长沙人, 博士, 研究方向: 金融工程与风险管理, E-mail: ChangqingLuo@gmail.com;
王纲金 (1985—), 男, 湖南娄底人, 博士, 研究方向: 金融工程与风险管理, E-mail: wanggangjin@foxmail.com.