

沪深300股指期货日内避险模型及效率研究^①

魏宇, 赖晓东, 余江

(西南交通大学经济管理学院, 成都 610031)

摘要: 以沪深300股指期货4种合约连续价格序列的高频数据为对象, 检验了在日内高频环境下 OLS、VAR、VECM 和 MVGARCH 等传统避险模型在我国市场中的避险效率, 并运用各种静态和动态 Copula 函数导出的非线性相依 (nonlinear dependence) 结构, 研究了现、期货收益在“尖峰胖尾”和“有偏”分布条件下的避险方法及效率。实证结果表明: 在各类静态和动态避险模型中, MVGARCH 模型具有较高的日内避险效率。但是我国股指期货的避险效率不仅明显低于发达市场的指数期货, 而且也低于周边新兴市场的期指水平。另外, 与传统期货市场理论相悖的是, 沪深300股指期货的远期合约反而具有比近期合约更高的日内避险效率。

关键词: 沪深300股指期货; 避险比率; 避险效率; Copula 方法

中图分类号: F224 文献标识码: A 文章编号: 1007-9807(2013)03-0029-12

0 引言

20世纪80年代金融衍生产品市场上最重要的工具创新莫过于股指期货(index futures)的诞生。发展至今, 股指期货已经成为以基金为代表的各类机构投资者管理其股票系统风险(systematic risk)最方便和最重要的交易工具之一。2010年4月16日, 在经过多年的筹备和论证后, 我国真正意义上的第1只规范的金融期货——沪深300股指期货合约也开始在中国金融期货交易所(CFFEX)正式交易。

在运用股指期货进行股票现货避险的实际操作中, 避险者必须回答的重要问题是“为了尽量减小现货波动的风险(方差), 则应采用多少数量的期货合约来对现货产品进行避险?”这一问题的回答就是最小方差避险比率(minimum variance hedge ratio, 以下简称为MVHR)的计算问题。MVHR被定义为避险操作中期货数量对现货数

量的比值。显然, 采用不同的避险比率将会不同程度地减少现货风险(方差)。为了衡量不同的避险方法和避险比率所导致的现货风险(方差)减少程度, 在MVHR基础上, 文献[1]提出了避险效率(hedging effectiveness)的测度方法, 即避险投资组合(现货+避险比率决定的期货)的方差相对于没有避险的现货方差所减小的比率。

早期国外文献大多表明, 通过普通最小二乘法(OLS)、向量自回归(VAR)或向量误差修正模型(VECM)等方法计算的静态避险比率(static hedge ratio)具有较好的避险效率^[1-4]。然而近年来, 更多的实证研究发现, 运用多变量的条件波动率模型(如多元广义自回归条件异方差模型, 即MVGARCH)可以更真实地刻画现货和期货之间的条件波动(conditional volatility)和条件相关(conditional correlation)关系, 从而可以通过动态的避险策略获得更好的避险效率^[5-10]。近年来, 国内学者也运用不同避险模型开展了相关避险效

① 收稿日期: 2011-01-12; 修订日期: 2012-02-15。

基金项目: 国家自然科学基金资助项目(71071131; 71090402); 教育部新世纪优秀人才支持计划资助项目(NCET-08-0826); 教育部创新团队发展计划资助项目(PCSIRT0860); 中央高校基本科研业务费专项资金资助项目(SWJTU11ZT30; SWJTU11CX137; SWJTU12CX120)。

作者简介: 魏宇(1975), 男, 四川攀枝花人, 博士, 教授。Email: weiyusy@126.com

率的对比研究^[11-18]. 如文献[17]运用债券的凸度指标,探讨了国债期货和其最便宜交割债券之间的定价关系,并提出了相应的最优套期保值比率计算方法. 文献[18]采用状态空间模型研究了我国铜期货市场的最优套期保值效率,并与其它几种传统的避险方法进行了对比. 最近,文献[19]较全面地综述了各种避险模型的效率问题.

然而值得注意的是,文献[20]进一步指出,各种形式的动态MVGARCH模型都假定现货和期货的联合分布(joint distribution)服从具有线性相关性(linear correlation)的多元正态分布. 但实际中的金融资产收益往往都同时展现出有偏(skewed)、尖峰胖尾(leptokurtic and fat-tailed)以及非对称的非线性相依结构(asymmetric nonlinear dependence). 因此从理论上讲,在进行避险比率计算时,必须将上述这些金融市场的典型事实(stylized facts)纳入考虑范围. 文献[20]指出,基于一系列Copula函数的GARCH模型(Copula-GARCH)可以为这一问题的解决提供全新的视角.

运用Copula方法来为现货和期货收益间的动态相依结构建模,其优点在于: 1) Copula方法摆脱了多元正态分布的限制,它可以将现货和期货收益率的联合分布分解为两个收益率自身单独的边际分布(marginal distribution)和一个Copula函数; 2) 更为灵活的是,这两个单独的边际分布既可以是相同的,也可以是两个不同的任意非椭圆分布(non-elliptical distribution); 3) 与传统方法只能刻画线性相关不同,各种Copula函数可以描述变量间的非线性相依结构,如下尾相依(lower-tail dependence)、上尾相依(upper-tail dependence)和非对称的尾部相依(asymmetric tail dependence). 因此,从理论上讲,基于Copula方法的GARCH模型应该可以得到更加符合实际的动态避险比率,从而获得更好的避险效率.

基于以上认识,可以发现: 目前学术界和实务界对应该采用哪种方法来进行避险比率的计算还没有达成统一共识^[18,19]. 同时,沪深300股指期货也才刚刚推出,那么在我国市场环境下,应该采用什么方法来进行有效的套期保值操作就是值得关注的重要问题. 国内学者在这一领域,也做了大量有卓越成效的前期研究工作^[11-18,21,22]. 另外,

与成熟市场和周边的新兴市场相比,我国沪深300股指期货的避险效率如何? 也就是说,沪深300股指期货能在多大程度上为现货指数提供避险,也同样具有重要的现实意义. 最后,不同到期期限的沪深300指数期货合约,其避险效率有何差异? 就检索的文献范围来看,还没有见到国内外研究中对这一系列重要问题作出较为全面的解答.

本文与已有研究的主要区别在于: 1) 随着经济全球化与网络信息技术的迅猛发展,金融市场的波动频率和幅度都在不断增加. 金融机构往往需要在交易日内(intraday)动态调整各种资产头寸的大小和配比. 因此,探讨日内高频环境下的股指期货套期保值策略具有越来越重要的现实意义. 进一步,考虑到沪深300股指期货推出的时间较短,为了获得尽量大的数据样本,采用的是沪深300指数现货和期货合约的15 min高频数据(high-frequency data)为研究对象. 而现有沪深300股指期货的相关研究大多采用日数据作为考察对象. 2) 本文考察了沪深300股指期货全部4种合约(即当月连续、下月连续、下季连续和隔季连续)的避险比率和效率问题,因此可以得到不同到期期限合约的避险效率差异与政策建议. 3) 除了较为全面地对比了各种传统方法,如OLS、VAR、VECM、Diagonal-MVGARCH、BEKK-MVGARCH、CCC-MVGARCH和DCC-MVGARCH模型的避险效率,还实证了各种静态和动态的Copula-GARCH模型(如Normal、Student-*t*、Clayton、Gumbel和SJC Copula)的避险效率问题. 以期为沪深300股指期货的避险比率计算和避险效率衡量提供全面可靠的实证依据以及相应的政策建议.

1 避险模型和方法

1.1 最小方差避险比率和避险效率的定义

本文定义现货和期货的百分比对数收益率分别为

$$\begin{aligned}RS_t &= 100 \times (S_t - S_{t-1}) \\RF_t &= 100 \times (F_t - F_{t-1})\end{aligned}\quad (1)$$

其中 S_t 和 F_t 分别是现货和期货在 t 时刻的自然对

数价格. 文献 [23] 提出了方差最小化避险比率 (MVHR) 的计算方法, 其定义为

$$\langle MVHR \rangle = \frac{\sigma_{sf}}{\sigma_f^2} \quad (2)$$

其中 σ_{sf} 是现货和期货收益的协方差; σ_f^2 是期货收益的方差. 从投资组合理论的角度来看, 避险可以看作是在现货头寸中加入一定数量的期货头寸, 从而减小整个投资组合的风险 (方差). 根据文献 [1] 的表述, 避险效率 (hedging effectiveness, 以下简记为 HE) 可以通过下面的一系列公式计算得出. 首先, 没有避险的现货头寸收益率 (R_U) 和通过期货避险以后的避险组合收益率 (R_H) 可以定义为

$$R_U = RS \quad (3)$$

$$R_H = RS - \langle MVHR \rangle \times RF$$

很显然, 没有避险和已避险的投资组合方差分别为

$$\begin{aligned} \text{Var}(R_U) &= \sigma_s^2 \\ \text{Var}(R_H) &= \sigma_s^2 + \langle MVHR \rangle^2 \sigma_f^2 - \\ &\quad 2 \langle MVHR \rangle \sigma_{sf} \end{aligned} \quad (4)$$

综上, 避险效率 $\langle HE \rangle$ 可以定义为通过加入期货避险以后的现货方差减小比率, 即

$$\langle HE \rangle = \frac{\text{Var}(R_U) - \text{Var}(R_H)}{\text{Var}(R_U)} \quad (5)$$

从上述定义可以看出, $\langle HE \rangle$ 是介于 0 到 1 之间的正数. 该数值越大, 表明对应的避险比率越准确, 现货的方差 (风险) 减少越多, 该避险方法的避险效率越高.

1.2 传统的静态和动态避险模型

传统的静态避险模型一般包括 OLS、VAR 和 VECM, 在实际运用中上述方法都取得过不错的避险效率^[24]. 但要指出的是, 这 3 种静态模型都假定现货和期货收益之间的联合分布是不随时间而改变的. 因此, 这些方法计算的 MVHR 都是静态的常数. 然而, 在金融市场中观察到的实际现象却并非如此. 金融资产自身的方差和它们之间的协方差都会随着时间的变化而改变. 因此, 考虑具有时变特征的条件方差和协方差的动态避险模型应该具有更好的避险效率. 文献 [8] 提出可以采用多变量 GARCH 模型 (MVGARCH) 来为现货和期货的条件收益建模. 同时, 为了刻画现货和期货

价格之间的长期协整关系, 文献 [8] 提出了基于 VECM 的多变量 GARCH 模型 (以下简记为 VECM-MVGARCH).

随后, 很多计量学者从不同角度对 MVGARCH 的条件方差—协方差矩阵 H_t 的时变特征进行了刻画, 从而发展出了对角 (diagonal)、BEKK、常条件相关 (CCC) 和动态条件相关 (DCC) 等形式的 MVGARCH 模型. 限于篇幅, 本文不对各种模型的具体设定形式进行讨论, 相关模型的具体说明可以参见文献 [20-25].

由于考虑了条件方差—协方差矩阵的时变特性, 因此, 在式 (2) 所示静态避险比率基础上, 基于 MVGARCH 模型的动态避险比率 (dynamic hedge ratio) 定义为

$$\langle MVHR \rangle_t = \frac{\sigma_{sft}}{\sigma_{ft}^2} = \rho_t \frac{\sigma_{st}\sigma_{ft}}{\sigma_{ft}^2} \quad (6)$$

同理, 通过式 (3) 式 (5) 即可计算动态避险比率条件下的避险效率.

1.3 静态和动态 Copula-GARCH 模型

虽然 MVGARCH 模型考虑了现货和期货联合分布的时变特性, 但不可避免的是, 这些动态避险模型都假定现货和期货的收益率服从具有线性相关特征 (linear correlation) 的多元正态分布. 这样的假定有两个重要缺陷: 第 1, 运用线性相关系数的前提条件是随机变量间的关系是线性的, 且变量分布应该具有有限的方差. 但金融市场中大量存在的胖尾现象显然与此相悖. 此外, 线性相关系数对非线性的相关关系是无能为力的. 第 2, 像多元正态分布这样的椭圆分布 (elliptical distribution) 只能描述变量间对称的相关关系 (symmetric correlation), 而在实际市场中却发现, 与市场出现大幅上涨相比, 当市场出现大幅下跌时, 金融资产间往往表现出更高的相关程度^[26]. 也就是说, 金融资产间往往呈现出显著非对称相依关系 (asymmetric dependence).

因此, 假定具有线性相关关系的椭圆联合分布也许不能准确地刻画现货和期货间的非线性相关特征. Copula 理论的出现则为上述问题的解决提供了新的方法. 从理论上讲, Copula 方法具有很多传统模型无法比拟的优点: 首先, 由于对边缘分布 (marginal distribution) 的选择没有限制, 因此可以运用 Copula 方法构造灵活多变的多元联

合分布. 举例来说, 对边缘分布的刻画既可以采用不同分布, 又可以采用相同分布. 特别是, 即使采用相同的分布形式, 如学生 t 分布, 各个 t 分布也可以具有不同的自由度, 这就便于精确描述边际分布. 其次, Copula 方法可以把变量的边缘分布和它们之间的相关结构分开建模, 这个相关结构可由特定的 Copula 函数来描述. 而各种不同的 Copula 函数则可以描述变量间不同的非线性相依结构, 如下尾相依、上尾相依以及非对称的尾部相依等. 正是由于 Copula 方法所具备的这些优异性质, 使其在金融领域得到了广泛应用^[26].

本文在文献 [20] 的基础上, 不仅考虑了各种在金融实证领域广泛应用的静态 Copula 模型, 还引入动态 Copula 方法来刻画现货和期货收益间复杂的非线性相依结构. 此外, 还加入了文献 [26] 提出的 symmetrized Joe-Clayton Copula (以下简称 SJC Copula) 来刻画非对称的尾部相依关系, 以增强研究结论的稳健性. 下面是本文所采用的 Copula-GARCH 建模方法.

首先, 对现货和期货收益的边缘分布进行建模. 考虑到金融收益普遍展示出的波动聚集、非对称杠杆效应以及条件有偏胖尾特征 (实证部分的描述性统计结果, 表 1 同样证实了这一点), 本文采用 AR(1)-GJR(1, 1)-Skewed T 模型来刻画条件边缘分布^[20], 即假定现货收益率满足

$$RS_t = \mu_t + \varepsilon_t = \rho RS_{t-1} + \sigma_t z_t \quad (7)$$

其中 μ_t 是收益率的条件均值, 假定其服从 AR(1) 过程, σ_t^2 是条件方差, 而新生量 (innovation) z_t 则是满足均值为 0, 方差为 1 的独立同分布 (i. i. d) 随机变量.

进一步, 假定条件方差 σ_t^2 满足 GJR(1, 1) 模型

$$\sigma_t^2 = \omega + [\alpha + \gamma I(\varepsilon_{t-1} < 0)] \varepsilon_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2 \quad (8)$$

其中 $I(\cdot)$ 是指示函数 (indicator function), 即当 () 中的条件成立时, 其取值为 1, 否则取值为 0. γ 称为“非对称杠杆系数” (asymmetric leverage coefficient), 如果 $\gamma > 0$, 则表明与相同幅度的前一期正收益相比, 前一期的负收益率将导致本期更高的波动性.

$$c_t^{\text{Normal}}(u_t, v_t | \rho_t) = \frac{1}{\sqrt{1 - \rho_t^2}} \exp \left\{ - \frac{\rho_t^2 [\Psi^{-1}(u_t)]^2 + \Psi^{-1}(v_t)]^2 - 2\rho_t \Psi^{-1}(u_t) \Psi^{-1}(v_t)}{2(1 - \rho_t^2)} \right\} \quad (13)$$

同时, 假定新生量 z_t 服从“有偏学生分布” (Skewed T), 其概率密度函数则表示为

$$f(z_t | \xi, \nu) = \begin{cases} \frac{2}{\xi + \frac{1}{\xi}} s \cdot g \left[\frac{sz_t + m}{\xi} \mid \nu \right] & \text{若 } z_t < -\frac{m}{s} \\ \frac{2}{\xi + \frac{1}{\xi}} s \cdot g \left[\frac{sz_t + m}{\xi} \mid \nu \right] & \text{若 } z_t \geq -\frac{m}{s} \end{cases} \quad (9)$$

其中 $g(\cdot | \nu)$ 是标准对称学生分布 (均值为 0, 方差为 1) 的概率密度函数, ν 是其自由度, ν 越小, 则表明该收益分布的“尖峰胖尾”特征越明显; ξ 称为“非对称系数”, 如果 $\ln(\xi) > 0$, 则表明该新生量 z_t 的分布为右偏, 如果 $\ln(\xi) < 0$, 则表明其为左偏; m 和 s^2 分别是该有偏学生分布的均值和方差, 它们分别表示为

$$m = \frac{\Gamma\left(\frac{\nu-1}{2}\right) \sqrt{\nu-2}}{\sqrt{\pi} \Gamma\left(\frac{\nu}{2}\right)} \left(\xi - \frac{1}{\xi} \right) \quad (10)$$

$$s^2 = \left(\xi^2 + \frac{1}{\xi^2} - 1 \right) - m^2 \quad (11)$$

对期货收益率 RF_t 的建模方法同上.

为了公式清晰起见, 用 x 和 y 分别表示现货和期货收益率, 经过上述 AR(1)-GJR(1, 1)-Skewed T 模型拟合后的标准残差序列. 令 x 和 y 的联合分布函数为 $H(x, y)$, 其边缘分布函数分别为 $F(x)$ 和 $G(y)$, 三者对应的概率密度函数分别为 $h(x, y)$, $f(x)$ 和 $g(y)$. 根据 Sklar 定理, 它们的相依结构可以由密度函数为 $c(\cdot)$ 的 Copula 函数 $C(\cdot)$ 来表示^[27]. 如果令 $u = F(x)$, $v = G(y)$, 则其联合概率密度函数可以表示为

$$h(x, y) = f(x) g(y) c(u, v) \quad (12)$$

本文所采用的 5 种 Copula 函数的定义为^[26, 27]:

1) 动态 Normal Copula

其中 Ψ 是标准正态分布的累积概率密度函数 (CDF); ρ_t 是待估参数, 它衡量两个变量之间的相依程度. 如果假定 ρ_t 为一常数 ρ , 则式 (13) 变为静

$$c_t^{\text{Student}}(u_t, v_t | \rho_t, v^c) = (1 - \rho_t^2)^{1/2} \frac{\Gamma(v^c + 2)/2}{\Gamma(v^c/2)} \left[\frac{\Gamma(v^c/2)}{\Gamma(v^c + 1)/2} \right]^2 \times \left[1 + \frac{t_{v^c}^{-1}(u_t)^2 + t_{v^c}^{-1}(v_t)^2 - 2\rho_t t_{v^c}^{-1}(u_t) t_{v^c}^{-1}(v_t)}{v^c(1 - \rho_t^2)} \right]^{-(v^c+2)/2} \left[\left(1 + \frac{t_{v^c}^{-1}(u_t)^2}{v^c} \right) \left(1 + \frac{t_{v^c}^{-1}(v_t)^2}{v^c} \right) \right]^{(v^c+1)/2} \quad (14)$$

其中 $t_{v^c}(\cdot)$ 是自由度为 v^c 的学生 t 分布的累积概率密度函数. 与上面类似, 如果假定 ρ_t 为一常数 ρ , 则式 (14) 变为静态 Student- t Copula 的概率密度函数;

3) 动态 Clayton Copula

$$c_t^{\text{Clayton}}(u_t, v_t | \kappa_t) = \frac{(1 + \kappa_t)(u_t^{-\kappa_t} + v_t^{-\kappa_t} - 1)^{-2\kappa_t^{-1}}}{(u_t v_t)^{\kappa_t + 1}} \quad (15)$$

其中

$$C_t^{\text{Clayton}}(u_t, v_t | \kappa_t) = \exp \left\{ - \left[(-\ln u_t)^{\kappa_t} + (-\ln v_t)^{\kappa_t} \right]^{\kappa_t^{-1}} \right\} \quad (17)$$

待估参数 κ_t 同 Clayton Copula. 可以证明^[27], Clayton Copula 可以描述变量间的下尾相依性, 而 Gumbel Copula 则着重于刻画变量间的上尾相依性;

5) 动态 Symmetrized Joe-Clayton Copula

与 Clayton 和 Gumbel Copula 只能刻画下尾或上尾的相依结构不同, 文献 [26] 提出的 Symmetrized Joe-Clayton Copula 则可以同时描述下尾和上尾的相依结构, 且这种相依结构可以是非对称的. 换句话说, SJC 可以同时精确地捕捉变量间非对称的尾部相依关系, 从而具有上述 4 种 Copula 函数所无法比拟的灵活性和普适性. 其密度函数的定义为

$$c_t^{\text{SJC}}(u_t, v_t | \tau_t^L, \tau_t^U) = 0.5 [C_{\text{JC}}(u_t, v_t | \tau_t^L, \tau_t^U) + C_{\text{JC}}(1 - u_t, 1 - v_t | \tau_t^L, \tau_t^U) + u_t + v_t - 1] \quad (18)$$

其中

$$C_{\text{JC}}(u_t, v_t | \tau_t^L, \tau_t^U) = 1 - \left\{ 1 - \left[1 - (1 - u_t)^{\lambda_t} \right]^{-\gamma_t} + \left[1 - (1 - v_t)^{\lambda_t} \right]^{-\gamma_t} - 1 \right\}^{-1/\lambda_t}$$

态 Normal Copula 的概率密度函数;

2) 动态 Student- t Copula

其中 $\kappa_t = (1 - \tau_t)^{-1}$ 是待估的时变参数; τ_t 是 Kendall's τ 系数, 用以衡量变量间的非线性相依结构. 同理, 如果假定 κ_t 为一常数, 则得到的是静态 Clayton Copula;

4) 动态 Gumbel Copula

$$C_t^{\text{Gumbel}}(u_t, v_t | \kappa_t) = \frac{C_t^{\text{Gumbel}}(u_t, v_t | \kappa_t) (\ln u_t \ln v_t)^{\kappa_t - 1} \left[(-\ln u_t)^{\kappa_t} + (-\ln v_t)^{\kappa_t} \right]^{\kappa_t^{-1}} + \kappa_t - 1}{u_t v_t \left[(-\ln u_t)^{\kappa_t} + (-\ln v_t)^{\kappa_t} \right]^{2 - \kappa_t^{-1}}} \quad (16)$$

$$\lambda_t = \frac{1}{\log_2(2 - \tau_t^U)} \quad (19)$$

$$\gamma_t = \frac{-1}{\log_2(\tau_t^L)}$$

τ_t^L 和 τ_t^U 分别是时变的下尾和上尾相依系数, 用以衡量非对称的尾部相依结构. 同理, 可以得到静态的 SJC 函数形式.

综上, 在计算避险比率时, 分别考察了静态和动态的 Normal、Student- t 、Clayton、Gumbel 以及 SJC Copula, 共计 10 种函数设定形式. 限于篇幅, 各类动态 Copula 模型相依结构的时变特征设定可以参考文献 [20-26] 的讨论.

对于 Normal 和 Student- t Copula, 直接采用所计算的静态或动态 ρ 带入式 (6), 从而得到 MVHR; 对于 Clayton 和 Gumbel Copula, 采用 Kendall's τ 系数替换 ρ 来计算; 而对于 SJC, 则采用 τ_t^L 和 τ_t^U 的均值替换 ρ 来计算 MVHR (该均值的经济含义可以参考文献 [26]).

2 数据样本说明及其描述性统计

本文采用的数据样本为沪深 300 股指现货和期货从 2010-05-04 ~ 2011-05-30 的 15 min 高频数据. 首先, 由于沪深 300 股指期货在 2010 年 4 月 16 日推出之初, 市场各方对该新产品需要熟

悉过程,因此为了准确起见,在数据选取时剔除了2010年4月剩余几个交易日的价格数据。其次,由于沪深300股指期货在同一时间有4个不同到期期限的合约交易,因此选取了全部这4个不同合约的交易数据,即当月连续、下月连续、下季连续和隔季连续合约(分别简记为IF01、IF02、IF03和IF04),以便对比各合约的避险效率差异。最

后,由于沪深300股指期货的交易会提前现货15 min 开盘并滞后现货15 min 收盘,所以剔除了现货和期货交易时间不匹配的数据,共获得了4 160组期现货价格数据。其收益率的描述性统计结果如表1所示,其中Spot表示现货收益率,而IF01、IF02、IF03和IF04分别表示不同到期期限的股指期货收益率。

表1 期现货收益率的描述性统计

Table 1 Descriptive statistics of the returns of spot and index futures

参数	Spot	IF01	IF02	IF03	IF04
均值	-0.001	-0.001	-0.001	-0.002	-0.002
标准差	0.346	0.353	0.359	0.362	0.362
最小值	-2.154	-2.237	-2.233	-2.313	-2.694
最大值	2.225	3.023	2.736	3.172	2.800
偏度	-0.118 ***	0.538 ***	0.389 ***	0.385 ***	0.260 ***
峰度	3.809 ***	6.963 ***	6.557 ***	8.122 ***	7.486 ***
Jarque-Bera 检验值	2 523.457 ***	8 601.331 ***	7 556.240 ***	11 534.478 ***	9 758.347 ***
Q(20)	61.403 **	74.529 ***	77.597 ***	62.041 ***	61.033 ***
ADF	63.652 ***	62.143 ***	61.374 ***	62.780 ***	-62.379 ***
P-P	63.960 ***	62.492 ***	61.764 ***	62.244 ***	-62.963 ***

注:**和***分别表示在5%和1%水平上显著;Q(20)为滞后阶数为20的Ljung-Box Q统计量;ADF和P-P分别是以最小AIC准则确定最优检验滞后阶数后得到的Augmented Dickey-Fuller单位根检验以及Phillips-Perron单位根检验结果。

从表1的描述性统计结果可以看到,无论是现货(spot)还是各种不同到期期限的期货收益序列(IF)都表现出“有偏”和“尖峰胖尾”的分布特征,且都明显超出了正态分布假定的范围(Jarque-Bera统计量都很显著)。同时,在滞后20期的时间范围内,都展示出非常显著的自相关特征,这也说明了指数现货和期货波动存在较为显著的持续性(persistence)特征。进一步,ADF和Phillips-Perron单位根检验表明,各序列都显著拒绝了存在单位根的原假设,因此,可以认为各序列是平稳时间序列,从而可以直接作进一步的计量建模。

3 实证结果

由于本文涉及的计量模型众多,且研究了4种不同到期期限的期货合约,为了清晰起见,这里

没有报告各类模型的参数估计结果^②,而重点展示各种模型对动态相关(相依)关系的度量结果,从而计算各种时变的避险效率。下面的实证结果都以沪深300现货指数和当月连续期货价格数据(IF01)为例来说明。

3.1 时变相关(相依)关系的估计结果

图1显示的是VECM-DCC-MVGARCH模型和两种动态Copula模型的时变相关(相依)系数估计结果。从图中可以看出,DCC-MVGARCH模型和动态Normal Copula的估计结果比较接近,其估计的沪深300股指现货和期货的相关程度大致在0.8到0.9之间。这说明用这两种方法测度的现货和期货之间的相关程度较高。而动态SJC模型的估计结果则表现为现、期货之间相对较小的相依度关系(大致在0.6到0.7之间)。另外,从相关(相依)系数的波动特征来看,DCC-MVGARCH和动态Normal Copula模型估计得到的现货和期

^② 如有需要,作者可以提供各类计量模型的参数估计结果,且各类模型滞后阶数都依照SIC信息准则来确定。

货相关度具有较为频繁的“相对峰值”出现. 这说明通过这两种模型导出的现货和期货相关度的时变特征更加明显, 其对金融市场相关信息到来的

反应更加灵敏. 而动态 SJC 模型导出的时变相依系数的“相对峰值”出现频率不高, 说明其对市场信息到来的反应灵敏度可能较低.

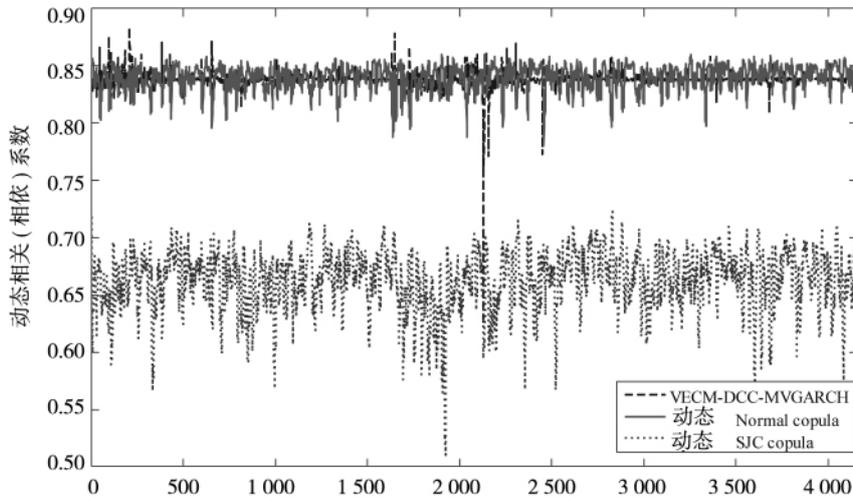


图 1 三种模型的动态相关(相依)系数估计结果

Fig. 1 Dynamic dependences estimated by three models

3.2 时变避险比率的比较

图 2 则是基于上述 3 种模型的动态避险比率

(MVHR) 估计结果. 作为对照, 也展示了 OLS 的静态避险比率, 如图中水平横线所示.

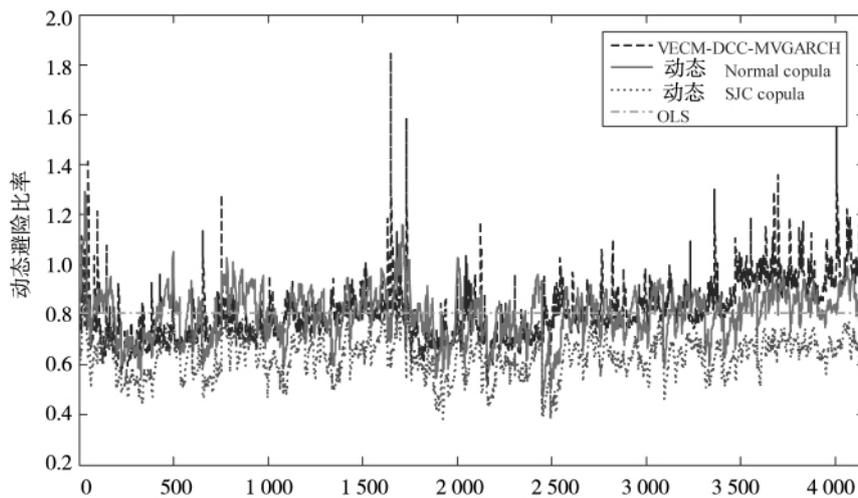


图 2 三种模型的动态避险比率估计结果

Fig. 2 Dynamic hedge ratio estimated by three models

与图 1 类似, 从图 2 中仍然可以发现, DCC-MVGARCH 和动态 Normal Copula 的避险比率结果比较接近, 而动态 SJC 则得到了相对较低的避险比率. 这也就是说, 相对于 SJC 模型, 如需对同样数量的沪深 300 股指现货避险的话, 前两种模型的避险操作需要使用更多数量的期货合约. 另外, DCC-MVGARCH 和动态 Normal Copula

模型的避险比率结果围绕 OLS 避险比率上下波动, 而动态 SJC 模型的避险比率则基本上都低于 OLS 的避险比率. 由于 OLS 的避险比率可以看做是“平均”(average) 或“非条件”(unconditional) 的避险比率^[19], 因此, 这或许说明了 DCC-MVGARCH 和动态 Normal Copula 模型估计的避险比率更加符合实际, 而动态 SJC 模型则有

低估 MVHR 的可能性。

当然,图1和图2只能给出直观的相关(相依)关系和避险比率变化情况。如果要定量判断各类模型在我国市场中的表现优劣,则需要比较各类模型的避险效率(HE)的高低。

3.3 避险效率对比

表2是各类模型在4种期货合约中的避险效率结果。从表中结果可以看出如下几点。

1) 所有4种到期期限的股指期货合约都显示,基于VECM残差序列的MVGARCH模型具有更高的避险效率。其中,下月连续(IF02)、下季连续(IF03)以及隔季连续(IF04)合约的结果表明,形式上相对简单的对角多元GARCH模型(Diagonal-MVGARCH)具有最优的避险效率。而对于当月连续合约(IF01),则表明BEKK-MVGARCH模型的表现稍好。同时,各种设定形式的MVGARCH模型并未表现出显著的避险效率差异。进一步需要指出的是,由于本文采用的是15 min的高频数据,如果考虑到频繁交易带来的管理难度以及交易费用等问题,MVGARCH模型的优势必将有所降低。这也是本文研究的不足以及有待进一步检验之处。

2) 静态的OLS、VAR和VECM模型在避险比率和避险效率方面,均未展示出明显差异。因此,对于我国的沪深300股指期货而言,如果仅考虑静态模型的话,简单的OLS模型就是不错的选择。

3) 虽然Copula方法比静态模型(OLS、VAR和VECM)以及MVGARCH模型更具理论上的优势,但是就沪深300股指期货而言,无论是静态还是动态的Copula方法都没能提升应有的避险效率。特别是近期在金融领域广泛应用的Clayton、Gumbel以及SJC Copula模型反而得到了相对较差的避险效率结果。因此也许可以推断,Copula方法对我国股指期货市场的避险效率并无突出的实际应用价值。

4) 从避险比率、避险效率与期货合约到期期限的关系来看,随着合约到期期限的由近到远,大致呈现出避险比率(MVHR)逐渐降低,而避险效率(HE)逐渐增加的趋势。而传统期货避

险理论认为,相对远期合约而言,近期合约的交易应该更为活跃,其反应现货价格波动特征的能力越强,其避险效率应该越高。但我国沪深300股指期货的这一表现与传统理论似乎有较大差异。其原因可能在于股指期货对于我国资本市场的各方参与者而言是新兴的交易工具。早期,由于规则的不熟悉和证监会的风险警示效应等原因,使得在沪深300股指期货的交易中,更多存在的是投机者(speculator)而非大量持有股票现货的券商等机构避险者(hedger)。由于近期合约的成交量大,流动性更好,因此投机者更愿意参与其中,从而造成近期合约的价格信息失真,价格发现能力减弱。对于券商等机构避险者来讲,由于其持有的股票现货头寸都有相对较长的持有期限,因此,远期合约更能满足其避险期间的需要。由于机构避险者更多地参与,从而可能导致远期合约的价格发现能力更强,其避险效率更高。

另外需要指出的是,总体来讲,在日内高频环境下,我国股指期货的避险效率偏低。就本文实证结果来看,各类模型的避险效率最高仅为70%左右。而就美国市场而言,文献[28]的研究发现,S&P500股指期货可以为现货指数提供高达97%左右的避险效率。在欧洲市场,文献[29]的研究表明,伦敦国际金融期货交易所(LIFFE)的FTSE100和FTSE250股指期货合约,则可以提供87%至98%的避险效率。在亚洲市场,文献[30]的研究表明,Nikkei 225、Hang Seng和KOSPI 200期指合约都拥有超过90%的避险效率。即使是新兴的马来西亚KLSE股指期货,也能提供75%到80%的避险效率^[31]。本文认为,造成这一差异的原因可能有两个:一是,我国推出股指期货的时间还很短,期指的交易量与现货市场的规模相比还不具有明显优势,其价格形成机制还不完善,价格发现能力较弱;另一方面,本文研究采用的是交易日内的高频数据,而国外研究大多采用的是日交易数据(daily data)。相信随着我国资本现货市场和金融衍生品市场的不断壮大和成熟,我国股指期货的避险能力必将大幅提升。

表 2 沪深 300 股指期货各类合约的日内避险比率和避险效率结果
Table 2 Intraday hedge ratio and effectiveness of the CSI300 index futures

避险模型	当月连续(IF01)		下月连续(IF02)		下季连续(IF03)		隔季连续(IF04)	
	$\langle MVHR \rangle$	$\langle HE \rangle$						
OLS	0.806	0.676	0.805	0.694	0.797	0.692	0.799	0.697
VAR	0.813	0.676	0.807	0.694	0.803	0.692	0.805	0.697
VECM	0.815	0.676	0.805	0.694	0.800	0.692	0.806	0.697
VECM-Diagonal-MVGARCH	0.837 (0.092)	0.682	0.850 (0.098)	0.702	0.842 (0.104)	0.698	0.834(0.060)	0.700
VECM-BEKK-MVGARCH	0.858 (0.094)	0.669	0.849 (0.118)	0.700	0.834 (0.122)	0.698	0.833 (0.072)	0.697
VECM-CCC-MVGARCH	0.850 (0.067)	0.678	0.848 (0.071)	0.703	0.847 (0.082)	0.701	0.835 (0.074)	0.700
VECM-DCC-MVGARCH	0.814 (0.118)	0.672	0.836 (0.087)	0.702	0.833 (0.083)	0.701	0.829 (0.070)	0.700
Static Normal Copula	0.802 (0.098)	0.672	0.814 (0.099)	0.701	0.795 (0.095)	0.698	0.789 (0.091)	0.698
Static Student-t Copula	0.806 (0.099)	0.672	0.819 (0.099)	0.702	0.798 (0.096)	0.698	0.791 (0.091)	0.698
Static Clayton Copula	0.504 (0.062)	0.573	0.517 (0.063)	0.592	0.505 (0.060)	0.592	0.497 (0.057)	0.591
Static Gumbel Copula	0.596 (0.071)	0.617	0.587 (0.073)	0.641	0.580 (0.069)	0.635	0.574 (0.066)	0.637
Static SJC Copula	0.633 (0.078)	0.638	0.633 (0.079)	0.662	0.633 (0.076)	0.659	0.622 (0.072)	0.658
Dynamic Normal Copula	0.803 (0.101)	0.672	0.797 (0.103)	0.701	0.795 (0.098)	0.698	0.789 (0.091)	0.698
Dynamic Student-t Copula	0.793 (0.103)	0.673	0.795 (0.103)	0.701	0.794 (0.099)	0.698	0.716 (0.362)	0.698
Dynamic Clayton Copula	0.505 (0.071)	0.574	0.506 (0.072)	0.592	0.506 (0.068)	0.591	0.498 (0.062)	0.591
Dynamic Gumbel Copula	0.588 (0.075)	0.619	0.587 (0.076)	0.640	0.586 (0.075)	0.637	0.574 (0.070)	0.636
Dynamic SJC Copula	0.633 (0.081)	0.638	0.633 (0.081)	0.660	0.635 (0.079)	0.659	0.622 (0.075)	0.658

注: $\langle MVHR \rangle$ 为最小方差避险比率, 其中对于动态模型, 数字为避险比率均值, 其右边括号内是标准差, $\langle HE \rangle$ 为避险效率, 其对应列中的黑体数字表示的是各种模型中的最大避险效率值。

4 结束语

本文对我国新推出的沪深 300 股指期货的日内避险效率进行了较为全面的分析。通过运用多种常见和新发展起来的避险模型, 研究了 4 种到期期限合约的静态以及动态避险比率及其避险效率。主要实证结果显示: 首先, 在日内高频避险环境下, 与其他国家的股指期货相比, 沪深 300 股指期货的价格发现能力较弱, 导致其避险效率偏低 (最高仅为 70% 左右), 且远期合约呈现出比近期合约更高的避险效率; 其次, 动态避险模型中的各种 VECM-MVGARCH 模型能够获得最好的避险

效率, 而近年来发展起来的 Copula 避险模型并未展示出与其理论优势一致的良好表现; 最后, 静态模型中的 OLS、VAR 以及 VECM 模型在避险比率和避险效率方面, 均未表现出明显的差异。

针对本文的实证发现, 本文的政策建议如下。

1) 与其它市场的股指期货相比, 沪深 300 股指期货的价格发现能力较弱, 避险效率偏低。为了增强沪深 300 股指期货的价格发现能力, 减少投机行为导致的价格失真, 金融监管当局应该逐步放宽对现有机构投资者参与股指期货交易的限制。虽然中国证监会在 2010 年 4 月 23 日发布了《证券公司参与股指期货交易指引》和《证券投资基金从事股指期货交易指引》, 但对机构的投机

行为、投资比例等都做了非常严格的限制。这些严格限制对机构参与股指期货,充分发挥期货市场的避险功能来说,确实产生了较大的影响。

2) 与传统套期保值理论相悖的是,发现沪深 300 股指期货的远期合约反而比近期合约具有更好的日内避险效率。因此,认为造成近期合约价格发现能力较弱的原因在于投机者在期货市场交易中的占比过高。因此,为了更好地稳定市场,发挥期指的避险功能,可以采取积极措施,增加机构投资者的类型。因为更多类型的机构投资者参与,会导致各种量化模型的运用以及多样化的避险策略,将会极大地丰富期指市场在不同环境下的投资行为,从而对市场稳定起到积极作用。因此,可以鼓励和推动商业保险、社保基金以及 QFII 等其它类型的机构进入股指期货市场。可喜的是,中国证监会已于 2011 年 5 月初正式发布了《合

格境外机构投资者参与股指期货交易指引》,以期能进一步完善我国股指期货市场的投资者结构,更好地发挥其服务于我国实体经济的基本功能。

3) 实证结果表明,在日内高频环境下,动态 MVGARCH 模型具有更好的避险效率。因此,机构投资者在进行避险操作时,可以采用动态的 MVGARCH 模型来指导其避险比率的计算和避险策略的执行,以便获得更好的避险效率。当然,动态避险必将导致较为频繁的市场操作和较高的交易费用。同时也发现,各种静态避险模型(OLS、VAR 和 VECM)具有非常接近的避险效率。因此,如果考虑到管理难度和成本费用等问题,静态的避险模型对我国沪深 300 股指期货而言也是不错的选择。特别是,最简单的 OLS 模型与其它各类避险模型并未表现出明显差异。

参 考 文 献:

- [1] Ederington L. The hedging performance of the new futures market [J]. *Journal of Finance*, 1979, 34(1): 157 - 170.
- [2] Figlewski S. Hedging with stock index futures: Theory and application in a new market [J]. *Journal of Futures Markets*, 1985, 5(1): 183 - 199.
- [3] Lee C F, Bubnys E L, Lin Y. Stock index futures hedge ratios: Tests on horizon effects and functional form [J]. *Advances in Futures and Options Research*, 1987, 2(3): 291 - 311.
- [4] Benet B A. Hedge period length and Ex-ante futures hedging effectiveness: The case of foreign-exchange risk crosses hedges [J]. *Journal of Futures Markets*, 1992, 12(2): 163 - 175.
- [5] Cecchetti S G, Cumby R E, Figlewski S. Estimation of optimal futures hedge [J]. *Review of Economics and Statistics*, 1988, 50(4): 623 - 630.
- [6] Baillie R T, Myers R J. Bivariate GARCH estimation of the optimal commodity futures hedge [J]. *Journal of Applied Econometrics*, 1991, 6(1): 109 - 124.
- [7] Myers R J. Estimating time-varying optimal hedge ratios on futures markets [J]. *Journal of Futures Markets*, 1991, 11(1): 39 - 53.
- [8] Kroner K, Sultan J. Time-varying distributions and dynamic hedging with foreign currency futures [J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 1993, 28(4): 535 - 551.
- [9] Park T H, Switzer L N. Bivariate GARCH estimation of the optimal hedge ratios for stock index futures: A note [J]. *Journal of Futures Markets*, 1995, 15(1): 61 - 67.
- [10] Choudhry T. Short run deviations and optimal hedge ratios: Evidence from stock futures [J]. *Journal of Multinational Financial Management*, 2003, 13(2): 171 - 192.
- [11] 吴冲锋, 钱宏伟, 吴文锋. 期货套期保值理论与实证研究(I) [J]. *系统工程理论方法应用*, 1998, 7(4): 20 - 26.
Wu Chongfeng, Qian Hongwei, Wu Wenfeng. Hedging theories in futures markets and empirical study (I) [J]. *Systems Engineering Theory-Methodology-Application*, 1998, 7(4): 20 - 26. (in Chinese)

- [12] 马永开, 唐小我. 股票组合的套期保值策略研究[J]. 管理工程学报, 2000, 24(1): 61-62.
Ma Yongkai, Tang Xiaowo. Research on stocks portfolio hedging strategies[J]. Journal of Industrial Engineering and Engineering Management, 2000, 24(1): 61-62. (in Chinese)
- [13] 马永开, 唐小我. 利用股票指数期货的组合套期保值策略及其理论研究[J]. 预测, 1999, 18(4): 60-61.
Ma Yongkai, Tang Xiaowo. Research on stocks portfolio hedging strategies with stock index futures[J]. Forecasting, 1999, 18(4): 60-61. (in Chinese)
- [14] 马超群, 刘钰. 股指期货最小风险套期保值比率计算方法及实证研究[J]. 系统工程, 2008, 26(9): 80-84.
Ma Chaoqun, Liu Yu. The calculation methods and empirical research on the minimum risk hedge ratio of the stock index futures[J]. Systems Engineering, 2008, 26(9): 80-84. (in Chinese)
- [15] 王欣, 刘彦初, 方兆本. 股指期货套期保值率的小波分析方法[J]. 预测, 2009, 28(6): 60-64.
Wang Xin, Liu Yanchu, Fang Zhaoben. Hedge ratio of stock index futures using wavelet analysis[J]. Forecasting, 2009, 28(6): 60-64. (in Chinese)
- [16] 付胜华, 檀向球. 股指期货套期保值研究及其实证分析[J]. 金融研究, 2009, 31(4): 113-119.
Fu Shenghua, Tan Xiangqiu. An empirical analysis of hedging of stock index futures[J]. Journal of Financial Research, 2009, 31(4): 113-119. (in Chinese)
- [17] 杨宝臣, 张玉桂, 姜中锡. 基于凸度的套期保值模型及分析[J]. 管理科学学报, 2005, 8(6): 69-73, 82.
Yang Baochen, Zhang Yugui, Joseph Kang Choong Seok. Convexity based hedge with treasury futures: Model and numerical analysis[J]. Journal of Management Sciences in China, 2005, 8(6): 69-73, 82. (in Chinese)
- [18] 付剑茹, 张宗成. 时变最优套期保值比估计及比较研究——基于卡尔曼滤波在状态空间模型中的应用[J]. 管理科学学报, 2010, 13(12): 23-33.
Fu Jianru, Zhang Zongcheng. Evaluation and comparison of time-variant optimal hedging ratio: Based on the use of Kalman filter in state space model[J]. Journal of Management Sciences in China, 2010, 13(12): 23-33. (in Chinese)
- [19] Lien D. A note on the hedging effectiveness of GARCH models[J]. International Review of Economics and Finance, 2009, 18(2): 110-112.
- [20] Hsu C, Tseng C, Wang Y. Dynamic hedging with futures: A copula-based GARCH model[J]. Journal of Futures Markets, 2008, 28(11): 1095-1116.
- [21] 李悦雷, 张维, 熊熊, 等. 基于极值相关分析方法的股指期货操纵防范研究[J]. 管理科学学报, 2010, 13(11): 104-111.
Li Yuelei, Zhang Wei, Xiong Xiong, et al. Investigation on prevention of manipulation in the stock index future markets based on method of extreme correlation[J]. Journal of Management Sciences in China, 2010, 13(11): 104-111. (in Chinese)
- [22] 梁斌, 陈敏. 我国股指期货的套期保值比率研究[J]. 数理统计与管理, 2009, 28(1): 143-151.
Liang Bin, Chen Min. A study of hedging ratios of stock index futures in China[J]. Application of Statistics and Management, 2009, 28(1): 143-151. (in Chinese)
- [23] Johnson L. The theory of hedging and speculation in commodity futures[J]. Review of Economic Studies, 1960, 27(2): 139-151.
- [24] Lien D. The effect of the cointegrating relationship on futures hedging: A note[J]. Journal of Futures Markets, 1996, 16(7): 773-780.
- [25] Thomas S, Brooks R. GARCH based hedge ratios for Australian share price index futures: Does asymmetry matter? [J]. Accounting, Accountability and Performance, 2001, 7(1): 61-76.
- [26] Patton A J. Modeling asymmetric exchange rate dependence [J]. International Economic Review, 2006, 47(4): 527-556.
- [27] Nelsen R B. An Introduction to Copulas[M]. New York: Springer, 1999.

- [28] Kenourgios D. Hedge ratio estimation and hedging effectiveness: The case of the S&P 500 stock index futures contract [J]. *International Journal of Risk Assessment and Management*, 2008, 9(2): 121–134.
- [29] Laws J, Thompson J. Hedging effectiveness of stock index futures [J]. *European Journal of Operational Research*, 2005, 163(1): 177–191.
- [30] Wang J, Hsu H. Hedge ratio stability and hedging effectiveness of time-varying hedge ratios in volatile index futures markets: Evidence from the Asian financial crisis [J]. *Asia-Pacific Journal of Financial Studies*, 2010, 39(6): 659–686.
- [31] Pok W C, Poshakwale S S, Ford J L. Stock index futures hedging in the emerging Malaysian market [J]. *Global Finance Journal*, 2009, 20(2): 273–288.

Intra-day hedging models and hedging effectiveness of CSI300 index futures

WEI Yu, LAI Xiao-dong, YU Jiang

School of Economics & Management, Southwest Jiaotong University, Chengdu 610031, China

Abstract: Based on high-frequency data of four contracts with different maturities of CSI300 index futures, this paper investigates the intra-day hedging effectiveness of several traditional models, such as OLS, VAR, VECM and MVGARCH. Furthermore, the newly developed copula method is also used to depict the nonlinear dependence between the spot and futures returns with skewed and fat-tailed conditional distributions. The main empirical results show that, the MVGARCH models obtain better intra-day hedging effectiveness among different hedging models. The hedging effectiveness of CSI300 index futures is lower than that in the developed and other neighboring emerging markets. Moreover, different from traditional futures theories, CSI300 index futures with longer maturities obtain higher intra-day hedging effectiveness than those with shorter maturities.

Key words: CSI300 index futures; hedge ratio; hedging effectiveness; Copula method