

中国商品期货隔夜信息对日间交易的预测能力^①

刘庆富, 张金清

(复旦大学金融研究院, 上海 200433)

摘要: 为检测我国商品期货隔夜信息对日间交易的预测能力,在构建不同分布随机波动模型的基础上,本文采用贝叶斯 MCMC 模拟技术对我国铜、铝、大豆和小麦市场进行了实证分析,研究结果显示:与正态分布、学生分布和广义误差分布相比,基于混合正态分布的随机波动模型能更好地刻画隔夜信息对日间交易的影响.从实证结果看,总隔夜收益对日间收益及其波动均具有显著的预测能力;对不同交易品种而言,其预测方向及其程度均存在一定差异.更具体地,交易当晚、周末假日和中长假日收益对日间收益及其波动均具有显著的预测能力,且比总隔夜收益的预测能力明显增强.并且,交易当晚、周末假日和中长假日收益对日间收益及其波动的预测能力呈现出不同程度的非对称性,即除大豆和小麦市场的中长假日收益对日间收益具有一定程度的反杠杆效应外,其它市场的交易当晚、周末假日和中长假日收益对日间收益及其波动的影响均具有杠杆效应.

关键词: 期货市场; 隔夜信息; 随机波动; 贝叶斯 MCMC

中图分类号: G11; G14; G18 **文献标识码:** A **文章编号:** 1007-9807(2013)11-0081-14

0 引言

我国的商品期货均在白天交易,总交易时间不足 6 h^②,还不到隔夜时间(即下午 15:00 收盘至下一交易日上午 9:00 开盘)的四分之一.然而,国内外诸多金融信息其实多是在相对冗长的隔夜期间发布的(如公司公告、经济政策的发布等).此外,由于不同国家期货交易所跨时区往往不同,在我国期货市场收盘之后,其它期货市场却仍在交易^③,这些交易信息将不可避免地传递到国内.以上这些国内外信息均在隔夜期间发生,且不断累积,并可能对日间交易产生影响.具体而言,这些信息能否对日间期货市场的收益和

波动产生影响?如果影响的确存在,影响的方向和程度如何?到目前为止,这一问题尚不十分清楚.为此,本文将试图对这些问题进行探索,并将隔夜期间细分为交易当晚、短期假日、周末假日和中长假日来进行深入研究.对隔夜信息的具体划分是这样的:若收盘后第二天仍为交易日,则从收盘到下一次开盘之间的时间称为交易当晚;若收盘后第二天为(2007年11月9日假日没有调整前的)元旦等节日,则从收盘到第三天开盘之间的时间称为短期假日;若收盘后第二天为周末,则从收盘到第四天开盘之间的时间称为周末假日;若收盘后第二天为劳动节、国庆节、春节等不少于三日的假日,则从收盘到下一次开盘之间的时间

① 收稿日期: 2011-11-04; 修订日期: 2012-06-22.

基金项目: 国家自然科学基金资助项目(71073026; 71073025); 复旦大学金融研究中心高端学术课题(2012FDFRCGD17); 上海哲学社会科学规划项目(2010BJB015).

作者简介: 刘庆富(1973—),男,山东临沂人,博士,副教授. Email: liuqf@fudan.edu.cn

② 我国期货交易时间为周一至周五的上午 9:30-11:30 和下午 1:30-3:00(法定假日除外).

③ 自 1992 年 6 月以来,已有很多国家加入了 GLOBEX 电子交易系统,加入这一系统的交易所可以实现昼夜全天候交易,如伦敦金融交易所(LME)、芝加哥商品交易所(CBOT)和纽约商品交易所(NYMEX)等.

称为中长假日^④。

目前,已有很多学者对证券市场的隔夜信息进行了相关研究。French 和 Roll^[1]认为,每小时的日间波动要比每小时的夜间波动大得多,这是因为日间交易主要是通过揭露私人信息而引起的,而隔夜期间则不然。然而,最近的经验显示,隔夜期间会积累大量的公开信息。例如,del Corral 等^[2]检验了 2000 年 1 月在纽约证券交易所(NYSE)、美国商品交易所(AMEX)和纳斯达克(NASDAQ)挂牌的所有公司的盈余公告,发现 93%的公告是在隔夜期间发布的,其中 41%是在刚闭市不久发布的,52%是在临近开市时发布的^⑤。Greene 和 Watts^[3]、Cao 等^[4]、Masulis 和 Shivakumar^[5]的实证结果显示,由于开市前议价机制设置的不同,NASDAQ 的股票对隔夜期间公告信息的价格调整要比 NYSE 的股票快很多。尽管有证据表明隔夜信息的重要性与日俱增,但很少有关于交易期间和隔夜期间的收益及其波动性的实证研究。最初的研究是 Oldfield 和 Rogalski^[6]提出的,他们认为交易收益和隔夜收益是来自数据的不同生成过程,并指出工作日、周末、假日及长周末都存在日间交易收益自回归跳跃的扩散过程;Rogalski^[7]研究了 1974—1984 年 S&P500 和 DJIA 指数交易和非交易的收益,发现周五收盘到周一开盘之间的平均收益为负。Fabozzi^[8]等检测了 1969—1989 年期货市场的假日效应,发现假日前收益明显比非假日收益高。Taylor^[9]利用条件波动的线性回归模型评价了 1998—2002 年 E-mini S&P 500 期货市场隔夜交易的预测能力,并论证了含有隔夜信息模型的波动预测能够带来更准确的风险价值测度。以上隔夜信息及其对市场的影响多采用线性回归的方法,其优点是简单明了,参数也容易估计,但这一方法常受样本量的限制。如果样本过少,估计结果将不再具有一致性和有效性,所得结论自然也不具说服力。对隔夜信息而言,数据常为稀疏的,为克服这一难题,Tsiakas^[10]构建了随机波动(stochastic volatility, SV)模型,并采用 Bayesian MCMC 技术研究了交

易当晚、周末、假日和长周末等隔夜信息对股票日间收益及其波动性的影响。然而,这一随机波动模型的建立是基于正态分布的,而金融市场的收益往往具有“厚尾”特征。因此,基于正态分布的随机波动模型并不能很好地刻画收益的厚尾性。为弥补这一不足,除采用正态分布外,本文还将选择能合理刻画“厚尾”性的学生分布、广义误差分布及混合正态分布来进行建模,希望找出能合理刻画厚尾性的最优分布,并利用最优分布的随机波动模型来探索隔夜信息对我国期货市场日间交易的预测能力^⑥。

鉴于此,本文将利用我国期货交易的开盘和收盘价格数据来实现三个目标:第一,采用 Bootstrap 数据挖掘方法检测隔夜期间的预期收益、波动性大小、隔夜收益与日间交易收益的相关性等;第二,构建基于正态分布、学生分布、广义误差分布和混合正态分布的随机波动模型,以寻找出能够合理刻画厚尾性的最优分布;第三,依据最优模型,探索隔夜信息对期货市场日间收益、日间波动的影响及其非对称效应;第四,评价隔夜信息对不同期货市场预测能力的差异性。

1 随机波动模型的建立

1.1 隔夜信息的测度公式

根据前文隔夜期间的分类,借鉴 Tsiakas^[10]界定股票市场隔夜收益的基本思想,下文将具体给出期货市场隔夜收益的生成过程。用 P_t^c 表示 t 日收盘价格, P_t^o 表示 t 日开盘价格。那么,在 t 日的每日收益 r_t 、隔夜收益 $r_{t-1/2}^n$ 和日间收益 r_t^d 可分别表示为

$$r_t = 100 \times \ln(P_t^c/P_{t-1}^c) \quad (1)$$

$$r_{t-1/2}^n = 100 \times \ln(P_t^o/P_{t-1}^c) \quad (2)$$

$$r_t^d = r_t - r_{t-1/2}^n \quad (3)$$

根据这一标准,本文把隔夜期间按照时间长度划分为交易当晚、短期假日、周末假日和中长假日互不重叠的四类隔夜收益。并且,这四类非交

④ 由于为期一天的短期假日数量很少,不具有足够的代表性,因此本文只重点研究交易当晚、周末假日和中长假日。

⑤ 事实上,许多美国公司会在上午 8 点到 9 点半(开市前)或下午 4 点到 6 点半(闭市后)向财经新闻社披露财经信息。

⑥ 与文献[10]的表述类似,本文的隔夜信息将主要采用隔夜收益这一指标来刻画。

易时段收益的定义不存在重叠,所有交易当晚、短期假日、周末假日和中长假日的收益之和也就构成了总隔夜收益^⑦。

1.2 基于不同分布的随机波动模型的建立^⑧

1) 标准随机波动模型 SV₀

为体现所建模型的拟合优度,本文设定标准随机波动模型来作为模型的比较基础。在这一模型中,假定日间收益 r_t^d 服从正态分布的 AR(1) 过程

$$r_t^d = \alpha + \beta_d r_{t-1}^d + \varepsilon_t v_t^d, \varepsilon_t \sim N(0, 1) \quad (4)$$

$$h_t^d = \mu + \gamma_d r_{t-1}^d + \phi(h_{t-1}^d - \mu) + \sigma \eta_t, \eta_t \sim NID(0, 1) \quad (5)$$

其中 $v_t^d = \exp(h_t^d/2)$, $\{\varepsilon_t\} \perp \{\eta_t\}$, 且 $|\beta_d| < 1$ 和 $|\phi| < 1$; 若 $\gamma_d < 0$, 则说明负收益之后会有一个高波动出现,反之亦然^[11]。

2) 以总隔夜收益为条件的随机波动模型 SV₁

为探索总隔夜收益对日间交易的预测能力,在 SV₀ 模型的基础上,引入总隔夜收益项,即可建立以总隔夜信息为条件的随机波动模型

$$r_t^d = \alpha + \beta_d r_{t-1}^d + \beta_n r_{t-1/2} + \varepsilon_t v_t^d, \varepsilon_t \sim N(0, 1) \quad (6)$$

$$h_t^d = \mu + \gamma_d r_{t-1}^d + \gamma_n r_{t-1/2} + \phi(h_{t-1}^d - \mu) + \sigma \eta_t, \eta_t \sim NID(0, 1) \quad (7)$$

其中 $v_t^d = \exp(h_t^d/2)$, $r_{t-1/2}$ 为总隔夜收益,且 $\{\varepsilon_t\} \perp \{\eta_t\}$, $|\beta_d| < 1$, $|\phi| < 1$ 和 $|\beta_n| < 1$ 。

3) 以交易当晚、周末假日和中长假日收益为条件的随机波动模型 SV₂

为探寻不同类别的隔夜收益对日间交易的预测能力,在 SV₁ 模型的基础上,将总隔夜收益作更具体的划分,即可建立以交易当晚、周末假日和中长假日信息为条件的随机波动模型

$$r_t^d = \alpha + \beta_d r_{t-1}^d + \beta_1 r_{t-1/2}^1 D_{t-1/2}^1 + \beta_2 r_{t-1/2}^2 D_{t-1/2}^2 +$$

$$\beta_3 r_{t-1/2}^3 D_{t-1/2}^3 + \varepsilon_t v_t^d, \varepsilon_t \sim N(0, 1) \quad (8)$$

$$h_t^d = \mu + \gamma_d r_{t-1}^d + \gamma_1 r_{t-1/2}^1 D_{t-1/2}^1 + \gamma_2 r_{t-1/2}^2 D_{t-1/2}^2 + \gamma_3 r_{t-1/2}^3 D_{t-1/2}^3 + \phi(h_{t-1}^d - \mu) + \sigma \eta_t, \eta_t \sim NID(0, 1) \quad (9)$$

其中 $v_t^d = \exp(h_t^d/2)$, $r_{t-1/2}^1$, $r_{t-1/2}^2$ 和 $r_{t-1/2}^3$ 分别为交易当晚、周末假日和中长假日的收益,且 $\{\varepsilon_t\} \perp \{\eta_t\}$, $|\beta_d| < 1$, $|\phi| < 1$, $|\beta_i| < 1$ 和 $|\gamma_i| < 1 (i = 1, 2, 3)$; $\{D_{t-1/2}^1, D_{t-1/2}^2, D_{t-1/2}^3\}$ 分别为交易当晚、周末假日和中长假日收益的 0/1 变量。

4) 以交易当晚、周末假日和中长假日收益为条件的非对称随机波动模型 SV₃

为探讨“好消息”和“坏消息”对日间交易影响的非对称效应^[12],现将 SV₂ 模型的交易当晚、周末假日和中长假日收益分别分为非负收益和负收益两部分,进而建立以交易当晚、周末假日和中长假日信息为条件的非对称随机波动模型

$$r_t^d = \alpha + \beta_d r_{t-1}^d + \beta_1^+ r_{t-1/2}^1 D_{t-1/2}^{1+} + \beta_1^- r_{t-1/2}^1 D_{t-1/2}^{1-} + \beta_2^+ r_{t-1/2}^2 D_{t-1/2}^{2+} + \beta_2^- r_{t-1/2}^2 D_{t-1/2}^{2-} + \beta_3^+ r_{t-1/2}^3 D_{t-1/2}^{3+} + \beta_3^- r_{t-1/2}^3 D_{t-1/2}^{3-} + \varepsilon_t v_t^d, \varepsilon_t \sim N(0, 1) \quad (10)$$

$$h_t^d = \mu + \gamma_d r_{t-1}^d + \gamma_1^+ r_{t-1/2}^1 D_{t-1/2}^{1+} + \gamma_1^- r_{t-1/2}^1 D_{t-1/2}^{1-} + \gamma_2^+ r_{t-1/2}^2 D_{t-1/2}^{2+} + \gamma_2^- r_{t-1/2}^2 D_{t-1/2}^{2-} + \gamma_3^+ r_{t-1/2}^3 D_{t-1/2}^{3+} + \gamma_3^- r_{t-1/2}^3 D_{t-1/2}^{3-} + \phi(h_{t-1}^d - \mu) + \sigma \eta_t, \eta_t \sim NID(0, 1) \quad (11)$$

其中 $v_t^d = \exp(h_t^d/2)$, $\{\varepsilon_t\} \perp \{\eta_t\}$, $|\beta_d| < 1$, $|\phi| < 1$, $|\beta_i| < 1$ 和 $|\gamma_i| < 1 (i = 1, 2, 3)$; $\{D_{t-1/2}^{1+}, D_{t-1/2}^{2+}, D_{t-1/2}^{3+}\}$ 分别表示基于“好消息”的交易当晚、周末假日和中长假日收益的 0/1 变量; $\{D_{t-1/2}^{1-}, D_{t-1/2}^{2-}, D_{t-1/2}^{3-}\}$ 分别表示基于“坏消息”的交易当晚、周末假日和中长假日收益的 0/1 变量。

由于我国期货市场收益的分布常具有较厚的尾部^⑨,除上述条件均值的 ε_t 服从正态分布外,本

⑦ 与文献[10]的时段划分不同,本文的隔夜时段将划分为交易当晚、短期假日、周末假日和中长假日。并且,需要特别说明的是:虽然我国的法定假日比较多,但许多假日往往与周末捆绑在一起,施行与法定节假日连休,致使为周一日的“短期假日”转变成了“中长假日”(时间往往不少于三天),如(2007年11月9日假日调整后的)端午节、清明节、中秋节等。这样,在本文研究的时间跨度内,为周一日的“短期假日”则变得非常稀疏,鉴于其代表性不足和数据样本的限制,本文将略去“短期假日”,并着力研究“交易当晚”、“周末假日”和“中长假日”。为此,本文提及的总隔夜收益(序列),即为“交易当晚”、“周末假日”和“中长假日”的收益(序列)之和。

⑧ 与只考虑收益条件分布的 GARCH 模型不同,随机波动模型列出了收益和波动过程的联合条件分布。

⑨ 这一特性请参见 3.2 节关于期货市场收益的统计特征分析结果。

文还选择了能够刻画厚尾性的学生分布、广义误差分布和混合正态分布来共同考察,以寻找基于最优分布的随机波动模型。

1) 学生分布的概率密度函数为

$$f(\varepsilon_t) = [\pi(v-2)]^{-1/2} \frac{\Gamma((v+1)/2)}{\Gamma(v/2)} \left[1 + \frac{\varepsilon_t^2}{v-2}\right]^{-(v+1)/2} \quad (12)$$

其中 $E[\varepsilon_t] = 0$ 和 $Var[\varepsilon_t] = 1$ ($\nu > 2$) 为自由度, $\Gamma(x) = \int_0^\infty y^{x-1} e^{-y} dy$ 为 Gamma 函数; 当 $\nu \rightarrow \infty$ 时, 学生分布趋向于正态分布。

2) 广义误差分布的概率密度函数为

$$f(\varepsilon_t) = \frac{v \exp[-(1/2) |\varepsilon_t/\beta|^v]}{\beta \Gamma(1/v) 2^{(1+1/v)}} \quad (13)$$

其中 $E[\varepsilon_t] = 0$ 和 $Var[\varepsilon_t] = 1$ $\beta = [2^{-2/v} \Gamma(1/v) / \Gamma(3/v)]^{1/2}$, $v(0 < v < \infty)$ 为形状参数, 当 $v < 2$ 时, 广义误差分布的尾部厚于正态分布; 当 $v = 2$ 时, 广义误差分布就是正态分布; 当 $v > 2$ 时, 广义误差分布的尾部薄于正态分布。

3) 混合正态分布的概率密度函数为

$$\varepsilon_t \sim i. i. d. MN(\tau, p) = \begin{cases} N(0, \sigma^2) & 1-p \\ N(0, \pi\sigma^2) & p \end{cases} \quad (14)$$

其中 $0 < \tau < 1$ 和 $\sigma^2 = (1-p+\tau p)^{-1}$, $Var[\varepsilon_t] = 1$, ε_t 混合正态分布的概率密度函数为

$$f(\varepsilon_t) = \frac{p}{\sqrt{2\pi\tau\sigma^2}} \exp\left(-\frac{\varepsilon_t^2}{2\tau\sigma^2}\right) + \frac{1-p}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \exp\left(-\frac{\varepsilon_t^2}{2\sigma^2}\right) \quad (15)$$

为简化起见, 本文把基于正态分布、学生分布、广义误差分布和混合正态分布的随机波动模型分别记为 SV-N、SV-t、SV-GE 和 SV-MN。

2 参数估计与稳健性检测方法

2.1 贝叶斯 MCMC 估计法

尽管随机波动性模型的结构相对简单, 由于数字表达上的困难及似然方程的不可得性, 本文

将采用具有强大计算优势的贝叶斯 MCMC 算法来估计随机波动模型的参数^[10,13], 即通过马尔科夫链的吉布斯抽样获得随机波动参数的后验均值。本文吉布斯抽样的迭代次数为 5 000 次, 烧去 1 000 次, 剩余 4 000 次迭代变量作为目标后验估计样本。例如, 对基于学生分布的 SV₃ 模型而言, 贝叶斯 MCMC 运算法将产生收益均值方程中的参数 $\theta_1 = \{\alpha, \beta_d, \beta_1^+, \beta_1^-, \beta_2^+, \beta_2^-, \beta_3^+, \beta_3^-\}$ 、随机对方差方程中的参数 $\theta_2 = \{\mu, \gamma_d, \phi, \sigma^2\}$ 和检测日间交易信息和隔夜信息对随机波动冲击的参数 $\theta_3 = \{\gamma_d, \gamma_1^+, \gamma_1^-, \gamma_2^+, \gamma_2^-, \gamma_3^+, \gamma_3^-\}$ 的后验均值估计。估计高维 SV₃ 模型的关键是隔夜期间波动效应的有效抽样, 这一工作将运用吉布斯步骤来完成^[10]。具体而言, 基于贝叶斯 MCMC 的运算步骤如下:

步骤 1 将 θ_s 参量初始化, 并将数据带入 $r_t^* = \ln((r_t - \alpha_t - \beta r_{t-1} - \beta_1^+ r_{t-1/2}^+ D_{t-1/2}^{1+} - \beta_1^- r_{t-1/2}^- D_{t-1/2}^{1-} - \beta_2^+ r_{t-1/2}^{2+} D_{t-1/2}^{2+} - \beta_2^- r_{t-1/2}^{2-} D_{t-1/2}^{2-} - \beta_3^+ r_{t-1/2}^{3+} D_{t-1/2}^{3+} - \beta_3^- r_{t-1/2}^{3-} D_{t-1/2}^{3-})^2 + 0.001)$;

步骤 2 从后验密度 $\theta_2 | r^*, s$ 中抽取参数 $\theta_2 = \{\mu, \phi, \sigma^2\}$, 此外, 利用 Kalman 滤波计算 r_t^* 的对数似然值, 并对后验值优化^⑩;

步骤 3 根据 Tsiakas^[14] 中 Gibbs 抽样的基本步骤, 从条件后验密度 $\delta | r^*, h, s$ 中抽取对方方差参数 $\theta_3 = \{\gamma_d, \gamma_1^+, \gamma_1^-, \gamma_2^+, \gamma_2^-, \gamma_3^+, \gamma_3^-\}$;

步骤 4 从后验分布 $h | r^*, s, \theta$ 中抽取对方方差向量 $\{h\}$, 这一步骤将应用 De Jong 和 Shephard^[15] 的模拟平滑器, 其算法设计会对模型中的状态向量进行有效抽样;

步骤 5 基于 t 分布先验值和以 h 为条件似然值集合的均值, 从 $\theta_1 | r, h$ 中抽取均值参数 $\theta_1 = \{\alpha, \beta_d, \beta_1^+, \beta_1^-, \beta_2^+, \beta_2^-, \beta_3^+, \beta_3^-\}$, 然后代入 $r_t^* = \ln((r_t - \alpha_t - \beta r_{t-1} - \beta_1^+ r_{t-1/2}^+ D_{t-1/2}^{1+} - \beta_1^- r_{t-1/2}^- D_{t-1/2}^{1-} - \beta_2^+ r_{t-1/2}^{2+} D_{t-1/2}^{2+} - \beta_2^- r_{t-1/2}^{2-} D_{t-1/2}^{2-} - \beta_3^+ r_{t-1/2}^{3+} D_{t-1/2}^{3+} - \beta_3^- r_{t-1/2}^{3-} D_{t-1/2}^{3-})^2 + 0.001)$;

步骤 6 直接从后验概率 $Pr(s_t | r_t^*, h_t) \propto$

⑩ θ_3 向量以抽样得到的对方方差 $\{h_t^D\}$ 为条件, 采用之前信息的准确加权平均和似然条件来实现。但需要说明的是, MCMC 参数均值是 θ 后验均值的一个不对称的有效估计^[10,17], 还需通过计算数值标准差来评价后验均值估计的统计显著性^[18]。

⑪ 当然, 还需为样本提供一个先验 $t(\mu, \sigma, p)$ 分布, 进而根据 Metropolis-Hasting 算法来合理估计 t 分布。

$\Pr(s_t | r^* | h | \theta) f_N(r_t^* | h_t + \mu_{st} \sigma_{st}^2) (t \leq T)$ 中抽取混合指示变量 $s_t | r^* | h | \theta$ 其中 $(\mu \sigma^2)$ 是 t 分布密度的均值和方差;

步骤 7 转而回到第 2 步, 继续进行迭代.

2.2 稳健性检测方法

对上文构建的随机波动模型 SV_0, SV_1, SV_2 和 SV_3 , 本文已通过方差信息准则 (deviance information criterion, DIC) 分别对基于正态分布、学生分布、广义误差分布和混合正态分布的随机波动模型进行了稳健性检测, 并对它们进行了两两比较. DIC 模型定义为

$$DIC = D(\bar{\theta}_m | m) + 2p_m \quad (16)$$

其中 $D(\bar{\theta}_m | m) = -2 \log f(y | \bar{\theta}_m | m)$ [16] $p_m = \frac{D(\bar{\theta}_m | m) - D(\bar{\theta}_m | m)}{D(\bar{\theta}_m | m)}$. 这里, 若模型和 θ_m 越能解释数据, 则出现大幅偏离预测的可能性就越小, 说明全概率就越大, 即 $D(\bar{\theta}_m | m)$ 就越小; 由于 p_m 代表了模型中有效参数的个数, 若 p_m 越大, 则模型需要越多参数来进行预测. 如此, 由于 DIC 值为适合度与有效参数之和, 所以 DIC 值越小, 模型预测能力就越强^②. 此外, Spiegelhalter 等 [16] 提出了一个经验法则: 若两个模型的 DIC 值之差的绝对值小于 5, 两个模型的预测能力视为“没有显著差异”; 若介于 5 - 10 之间, 可认为预测能力有“显著差异”; 若差值大于 10, 则预测能力有“绝对差异”.

3 实证研究与结果分析

3.1 数据选择

本文选择上海期货交易所 (SHFE) 的铜和铝、大连商品交易所 (DCE) 的大豆、郑州商品交易所 (ZCE) 的小麦 (硬麦) 期货合约. 这些期货合约及其交易比较成熟, 可作为我国商品期货交易的代表. 由于我国期货合约具有非连续的特点, 根据其活跃程度, 本文分别选择 3 月期的铜和铝、4 月期的大豆、2 月期的小麦每个交易日开盘

和收盘价格的连续数据 [19 20], 其时间跨度均为 1995 年 6 月 1 日至 2009 年 12 月 31 日, 所产生的铜、铝、大豆和小麦期货样本数据分别为 3 560、3 514、3 388 和 2 813. 期货价格数据来源于相应的期货交易所和 Wind 数据库.

3.2 期货市场收益和波动的统计特征分析

采用 Bootstrap 数据挖掘方法, 本文给出了日间收益、隔夜收益 (包括总隔夜收益及分类后的交易当晚、周末假日和中长假日的收益) 的描述性统计量 (如表 1 所示). 可以看出, 各期货合约日间收益和隔夜收益均表现出不同的正、负收益特性; 隔夜收益的偏度也表现出不同的左偏和右偏特征; 且各日间收益和隔夜收益均具有尖峰厚尾特征. 从标准差来看, 日间收益的标准差均小于隔夜收益的标准差, 这意味着隔夜时段的信息含量大于日间交易时段; 并且, 各期货合约交易当晚、周末假日和中长假日的标准差均呈递增态势, 这说明随着隔夜时间的延长, 信息的累积将逐渐增多, 隔夜收益的风险也会逐渐增大; 总体而言, 铜和小麦市场隔夜收益的标准差较大, 铝和大豆市场隔夜收益的标准差相对较小. 从日间收益的自相关程度上看, 除大豆市场日间收益的自相关系数为负值外, 铜、铝和小麦市场日间收益的自相关系数均为正值; 对隔夜收益而言, 除大豆市场的自相关系数为正值外, 铜、铝和小麦市场的自相关系数均为负值, 且隔夜收益的自相关程度均大于日间收益, 由此说明隔夜信息之间的依赖性相对更强. 此外, 从日间收益与交易当晚、周末假日和中长假日收益之间的关系看, 除铜市场中交易当晚和中长假日与日间收益之间的关系为正值之外, 铜市场的周末假日和铝、大豆和小麦市场的交易当晚、周末假日和中长假日收益与日间收益之间的自相关系数均为负值, 这意味着绝大多数期货市场的隔夜信息对日间交易具有负向影响.

^② DIC 也有它的缺点, 因为 DIC 假设模型的后验均值在分布中心附近, 因此, 当模型所使用的分布是高度有偏或是非单峰的, DIC 就会出现偏差. 然而, 对本文的研究对象而言, 参数变量均在分布中心附近, 且没有过高偏度和多峰情况. 因此, 本文采用 DIC 模型较为合适.

表 1 日间收益和隔夜收益的描述性统计量

Table 1 The descriptive statistics of daytime and overnight returns

品种	统计量	日间收益 r_t^d	总隔夜收益 $r_{t-1/2}^n$	交易当晚 $r_{t-1/2}^1 D_{t-1/2}^1$	周末假日 $r_{t-1/2}^2 D_{t-1/2}^2$	中长假日 $r_{t-1/2}^3 D_{t-1/2}^3$
铜	均值	0.040 1	-0.028 9	-0.048 5	0.050 6	0.299 1
	标准差	0.909 4	1.312 6	1.279 8	1.310 7	1.740 5
	偏度	0.134 0	-0.728 8	-0.908 5	-0.130 4	-0.880 7
	峰度	10.873 2	11.470 8	12.772 3	7.900 4	5.881 0
	样本量	3 651	3 650	2 966	713	34
	$Cor(r_t^d, r_{t-1}^d)$	0.013 4				
	$Cor(r_{t-1/2}^n, r_{t-1/2-1}^n)$		-0.086 3			
	$Cor(r_t^d, r_{t-1/2}^n D_{t-1/2}^n)$			0.014 4	-0.010 8	0.015 4
铝	均值	0.022 2	-0.038 1	-0.045 2	0.011 8	-0.156 9
	标准差	0.738 4	0.966 8	0.980 9	1.079 5	1.679 8
	偏度	0.203 4	-0.496 5	-0.239 7	-0.818 7	-1.491 4
	峰度	12.193 0	13.865 9	13.819 4	11.172 3	11.982 1
	样本量	3 444	3 443	2 718	651	33
	$Cor(r_t^d, r_{t-1}^d)$	0.056 8				
	$Cor(r_{t-1/2}^n, r_{t-1/2-1}^n)$		-0.115 0			
	$Cor(r_t^d, r_{t-1/2}^n D_{t-1/2}^n)$			-0.023 4	-0.000 2	-0.028 6
大豆	均值	0.010 7	0.011 8	0.002 3	0.026 6	0.103 1
	标准差	0.945 8	1.094 6	1.017 0	1.188 5	1.437 9
	偏度	-1.401 4	0.904 2	0.958 0	0.058 9	-0.108 0
	峰度	22.314 7	46.530 2	59.216 2	27.470 0	2.638 8
	样本量	3 305	3 304	2 619	614	36
	$Cor(r_t^d, r_{t-1}^d)$	-0.040 5				
	$Cor(r_{t-1/2}^n, r_{t-1/2-1}^n)$		0.045 7			
	$Cor(r_t^d, r_{t-1/2}^n D_{t-1/2}^n)$			-0.046 3	-0.023 4	-0.019 4
小麦	均值	0.010 1	-0.008 3	0.000 8	0.037 2	0.499 9
	标准差	1.027 2	1.421 8	1.264 4	1.424 5	2.592 3
	偏度	0.015 3	5.031 2	6.898 6	3.246 7	2.820 4
	峰度	8.568 0	101.105 4	166.245 1	36.429 6	11.912 6
	样本量	2 674	2 673	2 106	488	38
	$Cor(r_t^d, r_{t-1}^d)$	0.049 9				
	$Cor(r_{t-1/2}^n, r_{t-1/2-1}^n)$		-0.050 1			
	$Cor(r_t^d, r_{t-1/2}^n D_{t-1/2}^n)$			-0.137 8	-0.033 1	-0.087 1

同时,图 1 分别给出了各期货合约日间收益和总隔夜收益均值的核密度图,并与真实收益所对应的均值和方差的正态分布进行了比较.可以看出,我国商品期货市场日间收益和总隔夜收益均具有较强的尖峰特征,并表现出一定程度上的

厚尾性,这与表 1 中峰度的测度结果相吻合.因此,除选择正态分布外,本文将选择能够刻画厚尾性的学生分布、广义误差分布和混合正态分布来对收益的分布特征加以研究,以试图找到刻画厚尾性的最佳分布.

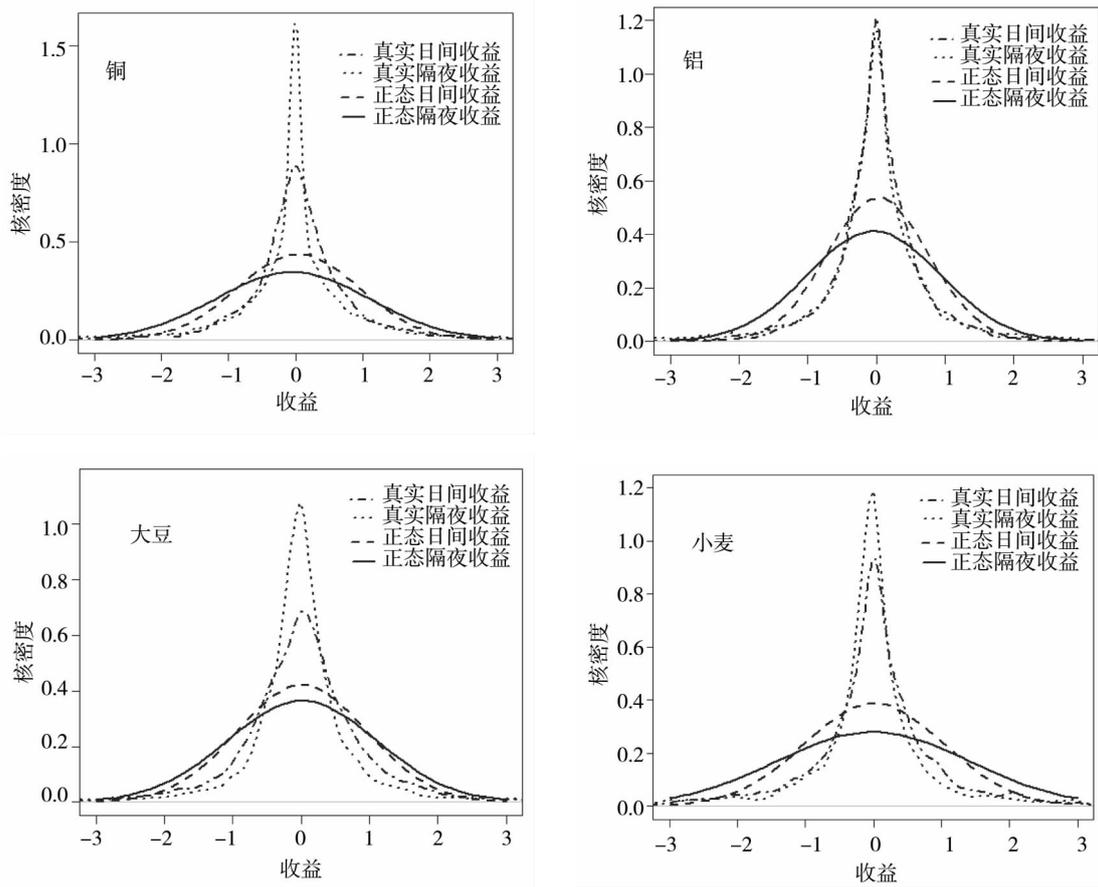


图 1 日间收益和总隔夜收益均值的核密度估计结果^⑬

Fig. 1 The estimated kernel densities of daytime and total overnight returns

3.3 实证结果与分析

首先,本文需比较基于正态分布、学生分布、广义误差分布和混合正态分布随机波动模型的优劣性.表 2 给出了每个模型对于各种期货的 DIC 值.实证结果发现:对铜、铝、大豆和小麦期货而言,无论是基于何种分布 SV_1 、 SV_2 和 SV_3 模型均显著优于 SV_0 , SV_2 和 SV_3 模型显著优于 SV_1 , SV_3 模型显著优于 SV_2 ; 并且,基于学生分布、广义误差分布和混合正态分布的 SV_0 、 SV_1 、 SV_2 和 SV_3 模型均要好于基于正态分布的对应模型,基于广义误差分布和混合正态分布的 SV_0 、 SV_1 、 SV_2 和 SV_3 模型均要好于基于学生分布的对应模型,以及基于混合正态分布的 SV_0 、 SV_1 、 SV_2 和 SV_3 模型均要好于基于广义误

差分布的对应模型.由此说明,基于混合正态分布的随机波动模型是最优的,这意味着基于混合正态分布的 SV_1 、 SV_2 和 SV_3 模型是检测我国商品期货市场隔夜信息是否影响日间交易的最优模型.

接下来,本文需根据基于混合正态分布的随机波动模型来检测三个问题的存在性,即总隔夜收益对商品期货日间收益及其波动具有预测能力,交易当晚、周末假日和中长假日收益对商品期货日间收益及其波动具有预测能力,交易当晚、周末假日和中长假日收益对商品期货日间收益及其波动的预测能力具有非对称性^⑭.表 3—5 分别给出了 SV_1 、 SV_2 和 SV_3 对铜、铝、大豆和小麦期货的

⑬ 日间收益和隔夜收益的均值 Kernel 密度是通过 10 000 个 Bootstrap 抽样得到的.

⑭ 基于这三个问题,本文分别给出了基于正态分布、学生分布、广义误差分布和混合正态分布的三类随机波动模型的假设检验,并且,假设检验的统计量设定为 $t = \hat{\theta} / \sigma(\hat{\theta}) \sim t(0, 1, \nu)$, ν 为学生 t 分布的自由度.

后验均值和标准差的模拟结果.

由表3可以看出,所有参数均在1%置信水平下显著.从条件均值方程的 β_d 值看,日间收益具有一阶滞后自相关性;从 β_n 值看,铜、铝和小麦的总隔夜收益对日间收益具有正向影响,而大豆具有负向影响,相对而言,铝和小麦的总隔夜收益对日间收益的影响较强,铜和大豆则较弱.这一结果与前文对收益的统计性描述相吻合.从条件方差方程的 ϕ 参数值(在0.9601~0.9893之间)看,期货市场的波动表现出很强的持续性;从 γ_d 估计值看,除小麦市场外,铜、铝和大豆市场的 γ_d 值均为负,这意味着铜、铝和大豆市场的日间收益为负时,随后即是更高的日间波动,而小麦市场则相反;从 γ_n 的估计值看,除大豆市场外,铜、铝和小麦市场的总隔夜收益对波动具有负向影响,相对地,铝和小麦的总隔夜收益对市场波动

的影响较大,铜和大豆却相对较小.为什么隔夜收益对日间收益及其波动具有上述预测作用呢?可从信息含量及信息传递角度来直观地加以分析:第一,与许多研究结论相一致,隔夜时段包含大量的私人信息和公共信息,如多数商品期货公司、交易所、商品现货交易所以及国家宏观经济政策等信息会在期货交易前(上午8点到9点半)和闭市后(下午3点到5点半)向财经媒体等披露许多价格敏感的信息.第二,由于所处时区不同,不同国家的期货交易存在一定程度上的非同步性,国外许多有价值的交易信息或隔夜信息会在隔夜时段传递到国内期货市场.这样,国内外大量的私人信息和公开信息在隔夜期间不断累积,这自然影响到投资者的交易行为.因此,隔夜收益能够在一定程度上对日间交易产生影响.

表2 不同分布的 SV_0 、 SV_1 、 SV_2 和 SV_3 模型的DIC估计值

Table 2 The estimated DIC of SV_0 、 SV_1 、 SV_2 and SV_3 models with different distributions

分布	不同模型	期货合约的 DIC 值			
		铜	铝	大豆	小麦
正态分布	SV_0-N	-20 454.2	-19 759.5	-19 190.3	-23 524.6
	SV_1-N	-20 675.3	-19 977.5	-19 501.7	-23 626.9
	SV_2-N	-20 950.6	-20 106.3	-19 722.8	-23 857.4
	SV_3-N	-21 033.5	-20 226.3	-19 810.4	-23 924.7
学生分布	SV_0-t	-20 582.4	-19 890.8	-19 330.2	-23 549.3
	SV_1-t	-20 705.7	-20 049.0	-19 572.3	-23 670.2
	SV_2-t	-20 968.9	-20 285.5	-19 752.0	-23 872.8
	SV_3-t	-21 070.8	-20 341.9	-19 839.3	-23 936.0
广义误差分布	SV_0-GE	-20 606.4	-19 923.3	-19 358.2	-23 595.6
	SV_1-GE	-20 747.1	-20 064.4	-19 596.4	-23 701.7
	SV_2-GE	-20 975.4	-20 312.2	-19 862.2	-23 896.1
	SV_3-GE	-21 113.2	-20 366.4	-19 999.7	-23 985.3
混合正态分布	SV_0-MN	-20 637.3	-19 934.0	-19 469.4	-23 631.8
	SV_1-MN	-20 787.8	-20 158.4	-19 850.2	-23 820.2
	SV_2-MN	-20 992.8	-20 475.2	-20 291.8	-24 050.6
	SV_3-MN	-21 145.6	-20 497.5	-20 335.9	-24 088.2

注:若 DIC 差值的绝对值分别“小于5”、“在5和10之间”及“大于10”分别表示两个模型“没有显著差异”、“显著差异”和“绝对差异”.

表 3 基于 SV_1 -MN 模型的参数后验均值Table 3 The posterior mean of parameters based on SV_1 -MN model

条件均值	铜	铝	大豆	小麦
α	0.014 4** (0.008 6)	0.002 5** (0.008 2)	0.017 8** (0.010 6)	0.011 5** (0.009 2)
β_d	0.032 1** (0.014 2)	0.093 8** (0.015 4)	-0.033 8** (0.014 9)	0.016 5** (0.015 4)
β_n	-0.008 8** (0.009 3)	-0.025 5** (0.010 4)	0.002 4** (0.012 0)	-0.043 2** (0.010 2)
条件对数方差	铜	铝	大豆	小麦
μ	-1.238 2** (0.243 2)	-1.890 6** (0.164 0)	-0.952 8** (0.100 2)	-1.213 6** (0.142 6)
ϕ	0.990 3** (0.004 8)	0.968 0** (0.008 5)	0.963 4** (0.006 8)	0.962 0** (0.008 0)
γ_d	-0.027 2** (0.014 0)	-0.025 6** (0.024 8)	-0.018 1** (0.012 7)	0.018 9** (0.021 5)
γ_n	-0.011 2** (0.009 5)	-0.039 0** (0.022 0)	0.009 8** (0.010 1)	-0.061 8** (0.014 1)

注: 表中为基于贝叶斯 MCMC 估计的 SV_1 -MN 模型参数后验均值的估计值, 圆括号中数值为标准差; *, ** 分别表示 5% 和 1% 的置信水平。

不同于 SV_1 -MN 模型, SV_2 -MN 模型的主要改进是对总隔夜收益进行了分类, 并主要考察交易当晚、周末假日和中长假日收益是否会增加其对日间交易的预测能力。由表 4 可知, 参数 β_d 、 γ_d 和 ϕ 估计值均在 1% 置信水平下显著, 其实证结果与 SV_1 -MN 模型基本一致, 对此就不再重述, 下文将重点讨论交易当晚、周末假日和中长假日收益对日间收益及其波动的影响。

由表 4 可以发现, 除小麦市场的 β_2 和铝市场的 γ_2 在 5% 置信水平下显著外, 其他 β_i ($i = 1, 2, 3$) 和 γ_i ($i = 1, 2, 3$) 参数均在 1% 置信水平下显著。从条件均值方程的交易当晚收益参数 β_1 来看, 除大豆外, 铜、铝和小麦的交易当晚收益对日间收益均具有负向影响, 相对而言, 铝和小麦的预测能力较强, 铜和大豆较弱; 从周末假日收益参数 β_2 来看, 铜、铝和大豆的周末假日收益对日间收益具有负向影响, 而小麦则具有正向影响, 相对地, 铝和小麦的预测能力较强, 铜和大豆较弱; 从中长假日收益参数 β_3 来看, 铝、大豆和小麦的中长假日收益对日间收益具有负向影响, 而铜则具有正向影响, 相对地, 小麦较强, 铜、铝和大豆较弱。并且, 从交易当晚、周末假日和中长假日收益对日间收益的影响程度看, 铜和铝的周末假日最强, 中长假日次之, 而交易当晚最弱; 对大豆和小麦而言, 中长假日的影响最强, 周末假日的影响次之, 而交易当晚最弱。从条件方差方程的交易当晚收益参数 γ_1 看, 铜、铝、大豆和小麦的交易当晚

收益对日间波动均具有负向影响, 相对而言, 铝和小麦的影响能力较强, 铜和大豆较弱; 从周末假日收益参数 γ_2 看, 铜和铝的周末假日收益对日间波动均具有正向影响, 而大豆和小麦均具有负向影响, 相对地, 大豆和小麦的影响能力最强, 铜和铝较弱; 从中长假日收益参数 γ_3 看, 铜和大豆的中长假日收益对日间波动均具有正向影响, 而铝和小麦均具有负向影响, 相对而言, 铝和小麦的影响能力较强, 铜和大豆则较弱。进一步地, 对交易当晚、周末假日和中长假日收益对日间波动的影响程度比较看, 铜的周末假日最强, 中长假日次之, 而交易当晚最弱; 对铝而言, 中长假日影响力最强, 交易当晚次之, 周末假日最弱; 而对大豆和小麦而言, 周末假日的影响最强, 中长假日的影响次之, 交易当晚最弱。此外, 比较表 3 和表 4 分类前后的隔夜收益系数估计值, 不难发现分类后的参数绝对值绝大多数大于分类前的参数绝对值, 这意味着交易当晚、周末假日和中长假日信息对日间交易的预测能力比分类前明显增强了。

在隔夜时段, 为什么交易当晚、周末假日和中长假日收益对日间收益及其波动的影响有如上差异呢? 其缘由主要可归结为各期货市场隔夜信息在市场内部和市场外部信息累积方式的差异性^[21-22]: 第一, 来自期货市场内部的信息累积。这些新信息的累积常与自身行业特点、市场成熟度、交易活跃程度、投资者行为等有较大关系。第二,

来自期货市场外部的信息累积。除内部因素外，期货市场还受到来自市场外部的经济信息（如货币政策、财政政策和产业政策）、自然灾害等消息的影响。例如，我国铜期货市场常受到电力、汽车、家电或建筑等行业的影响，对这些行业的信息较为敏感；同时，由于我国与国外相关市场关联度较高，受国外信息的影响较大；此外，还受到国内货币政策等宏观调控因素的影响等。第三，如上文的统计性描述，这些信息还与时间的累积正相关，即非交易时间越长，信息的含量越多，对日间交易的影响也就越大。以上因素自然会影响投资者的交易行为，导致各期货市场的交易当晚、周末假日和中长假日收益对日间收益及其波动的预测能力存在诸多差异。

为刻画基于好消息和坏消息的交易当晚、周末假日和中长假日对日间收益及其波动预测能力的非对称效应，在 SV_2 -MN 模型的基础上，模型 SV_3 -MN 将交易当晚、周末假日和中长假日信息分别分为好消息和坏消息两部分。对模型 SV_3 -MN 的参数估计结果如表 5 所示。

从条件均值方程的参数统计结果看 $\beta_i^- (i =$

$1, 2, 3)$ 值均为负，而 $\beta_i^+ (i = 1, 2, 3)$ 值有正有负；从 $|\beta_i^-/\beta_i^+|$ 的数值看，除大豆和小麦的 $|\beta_3^-/\beta_3^+|$ 小于 1 以外，其他 $|\beta_i^-/\beta_i^+| (i = 1, 2, 3)$ 数值均大于 1，这说明除大豆和小麦的中长假日具有一定的反杠杆效应之外，其他各期货的交易当晚、周末假日和中长假日收益对日间收益的影响多数具有杠杆效应。从条件方差方程的参数统计结果看， $\gamma_i^- (i = 1, 2, 3)$ 值均为负，而 $\gamma_i^+ (i = 1, 2, 3)$ 值均为正；从 $|\gamma_i^-/\gamma_i^+|$ 的数值看，除铜和铝的 $|\gamma_2^-/\gamma_2^+|$ 小于 1 外，各期货的 $|\gamma_i^-/\gamma_i^+| (i = 1, 2, 3)$ 值均大于 1，这意味着除铜和铝周末假日的波动具有反杠杆效应外，其他各期货的交易当晚、周末假日和中长假日收益对日间波动的影响具有杠杆效应。总体而言，我国期货市场的交易当晚、周末假日和中长假日收益对收益和波动的预测能力均是非对称的，除了大豆和小麦的中长假日收益对日间收益与铜和铝的周末假日对日间波动具有一定的反杠杆效应之外，其他各期货的交易当晚、周末假日和中长假日信息对日间收益及其波动的影响均具有杠杆效应。

表 4 基于 SV_2 -MN 模型的参数后验均值

Table 4 The posterior mean of parameters based on SV_2 -MN model

条件均值	铜	铝	大豆	小麦
α	0.013 8** (0.008 0)	0.001 9** (0.005 2)	0.019 6** (0.010 0)	0.009 1** (0.010 4)
β_d	0.032 8** (0.015 2)	0.092 6** (0.014 4)	-0.036 3** (0.014 7)	0.015 2** (0.013 7)
β_1	-0.008 3** (0.010 5)	-0.021 0** (0.008 8)	0.014 6** (0.014 8)	-0.044 0** (0.017 0)
β_2	-0.018 3** (0.020 3)	-0.027 8** (0.017 2)	-0.015 7** (0.027 7)	0.052 6* (0.026 8)
β_3	0.011 2** (0.054 1)	-0.022 0** (0.020 5)	-0.019 4** (0.036 2)	-0.056 9** (0.025 2)
条件对数方差	铜	铝	大豆	小麦
μ	-1.273 8** (0.245 0)	-1.852 6** (0.152 0)	-1.002 2** (0.080 1)	-1.247 1** (0.162 2)
ϕ	0.988 0** (0.004 4)	0.965 2** (0.008 8)	0.956 0** (0.012 8)	0.961 0** (0.011 5)
γ_d	-0.029 4** (0.012 1)	-0.022 6** (0.020 5)	-0.011 3** (0.014 2)	0.014 5** (0.020 3)
γ_1	-0.020 8** (0.011 5)	-0.038 2** (0.023 8)	-0.024 0** (0.017 5)	-0.045 9** (0.020 7)
γ_2	0.039 4** (0.021 5)	0.006 5* (0.044 8)	-0.064 3** (0.031 0)	-0.106 2** (0.036 6)
γ_3	0.022 5** (0.045 8)	-0.101 0** (0.095 5)	0.053 3** (0.032 5)	-0.062 3** (0.034 1)

注：表中为基于贝叶斯 MCMC 估计的 SV_2 -MN 模型参数后验均值的估计值，圆括号中数值为标准差；*、** 分别表示 5% 和 1% 的置信水平。

表 5 基于 SV_3 -MN 模型的参数后验均值

Table 5 The posterior mean of parameters based on SV_3 -MN model

条件均值	铜	铝	大豆	小麦
α	0.006 0** (0.009 2)	0.002 4** (0.005 5)	0.007 7** (0.012 0)	0.001 0* (0.009 0)
β_d	0.031 5** (0.014 4)	0.104 6** (0.015 0)	-0.041 3** (0.014 9)	0.005 3** (0.016 6)
β_1^+	-0.005 0** (0.019 2)	-0.022 5** (0.015 1)	0.045 5** (0.033 0)	-0.047 9** (0.028 7)
β_1^-	-0.019 2** (0.015 3)	-0.041 0** (0.016 6)	-0.058 4** (0.027 5)	-0.101 4** (0.032 2)
$ \beta_1^-/\beta_1^+ $	3.840 0	1.822 2	1.283 5	2.116 9
β_2^+	0.059 5** (0.040 2)	-0.001 4 (0.027 2)	0.026 6** (0.031 7)	0.005 4** (0.033 4)
β_2^-	-0.061 8** (0.030 1)	-0.107 3** (0.037 5)	-0.076 2** (0.065 3)	-0.034 1** (0.054 8)
$ \beta_2^-/\beta_2^+ $	1.038 7	—	2.864 7	6.314 8
β_3^+	0.132 7** (0.074 0)	-0.011 2** (0.050 0)	-0.019 6** (0.066 5)	-0.092 8** (0.045 5)
β_3^-	-0.148 2** (0.101 0)	-0.063 4** (0.052 6)	-0.012 8** (0.073 9)	-0.077 0** (0.048 2)
$ \beta_3^-/\beta_3^+ $	1.116 8	5.660 7	0.653 1	0.829 7
条件对数方差	铜	铝	大豆	小麦
μ	-2.617 9** (0.151 1)	-2.893 0** (0.154 8)	-1.424 7** (0.074 0)	-2.180 0** (0.107 2)
ϕ	0.944 6** (0.011 8)	0.896 5** (0.025 2)	0.779 2** (0.038 0)	0.772 5** (0.023 7)
γ_d	-0.024 2** (0.019 0)	-0.033 4** (0.026 4)	-0.025 6** (0.025 2)	-0.023 2** (0.027 1)
γ_1^+	0.070 9** (0.027 7)	0.159 8** (0.054 9)	0.145 1** (0.046 2)	0.323 9** (0.050 0)
γ_1^-	-0.078 0** (0.021 9)	-0.231 5** (0.060 7)	-0.254 5** (0.043 3)	-0.559 2** (0.058 3)
$ \gamma_1^-/\gamma_1^+ $	1.100 1	1.448 7	1.754 0	1.726 5
γ_2^+	0.151 2** (0.060 4)	0.250 2** (0.100 5)	0.029 7** (0.063 6)	0.141 0** (0.070 2)
γ_2^-	-0.121 6** (0.051 2)	-0.155 0** (0.087 3)	-0.363 6** (0.093 9)	-0.398 4** (0.100 5)
$ \gamma_2^-/\gamma_2^+ $	0.804 2	0.619 5	12.242 4	2.825 5
γ_3^+	0.142 9** (0.080 3)	0.192 7** (0.180 4)	0.185 5** (0.070 3)	0.088 8** (0.063 6)
γ_3^-	-0.183 6** (0.134 1)	-0.249 8** (0.131 5)	-0.194 0** (0.117 5)	-0.229 2** (0.068 4)
$ \gamma_3^-/\gamma_3^+ $	1.284 8	1.296 3	1.045 8	2.581 1

注：表中为基于贝叶斯 MCMC 估计的 SV_3 -MN 模型参数后验均值的估计值，圆括号中数值为标准差；*、** 分别表示 5% 和 1% 的置信水平。

4 结束语

为检测我国商品期货的隔夜收益是否具有对日间交易的预测能力，本文通过构建基于正态分布、学生分布、广义误差分布和混合正态分布随机波动模型的基础上，并采用贝叶斯 MCMC 技术对 1995 年 6 月 1 日—2009 年 12 月 31 日我国铜、铝、大豆和小麦期货市场进行了实证分析，研究结果显示：

1) 与基于正态分布、学生分布和广义误差分布的随机波动模型相比，基于混合正态分布的随

机波动模型能更好地刻画隔夜收益对日间交易的影响。此外，基于广义误差分布的随机波动模型要好于学生分布的随机波动模型，而基于学生分布的随机波动模型要好于正态分布的随机波动模型。如此，基于混合正态分布的随机波动模型能更好地刻画总隔夜收益、分类后的交易当晚、周末假日和中长假日收益对日内收益及其波动的预测能力以及交易当晚、周末假日和中长假日收益对日内收益及其波动预测能力的非对称效应。

2) 利用基于混合正态分布的随机波动模型对我国商品期货市场的实证研究发现，商品期货市场的日间收益存在显著的一阶滞后自相关性；

除小麦市场外,铜、铝和大豆市场的波动与滞后一阶的日间收益存在显著为负的关系,这意味着后者的日间收益为负时,随后即是更高的日间波动,而前者却相反;并且,期货市场的波动均具有很强的持续性。

3) 从总隔夜收益对日间收益及其波动的影响看,对日间收益而言,铜、铝和小麦市场的总隔夜收益对日间收益具有正向预测能力,大豆市场的总隔夜收益对日间收益具有负向预测能力,且相对而言,铝和小麦市场的总隔夜收益对日间收益的影响较强,而铜和大豆市场则较弱;对日间波动而言,除大豆市场外,铜、铝和小麦市场的总隔夜收益对波动具有负向影响,相对地,铝和小麦市场的总隔夜收益对市场波动的影响较大,而铜和大豆市场却相对较小。

4) 交易当晚、周末假日和中长假日收益对日间收益及其波动均存在显著的预测能力。从影响方向及其大小上看,各期货市场均存在一定差异。从交易当晚、周末假日和中长假日收益对日间收益的影响程度看,铜和铝的周末假日最强,中长假日次之,而交易当晚最弱;对大豆和小麦而言,中长假日的影响最强,周末假日的影响次之,而交易当晚最弱。从交易当晚、周末假日和中长假日收益对日间波动的影响程度看,铜的周末假日最强,中长假日次之,而交易当晚最弱;对铝市场而言,中长假日影响力最强,交易当晚次之,周末假日最弱;而对大豆和小麦而言,周末假日的影响最强,中长假日的影响次之,交易当晚最弱。并且,与分类前的总隔夜收益相比,分类后的交易当晚、周末假日和中长假日收益对日间交易的预测能力明显增强了。

5) 我国商品期货市场的交易当晚、周末假日和中长假日收益对日间收益及其波动的预测能力

均是非对称的,除了大豆和小麦市场的中长假日收益对日间收益具有一定的反杠杆效应之外,其他各期货市场的交易当晚、周末假日和中长假日收益对日间收益及其波动的影响均具有杠杆效应。

以上发现有利于充分认识和把握我国各期货市场隔夜信息与日间交易之间的关系,加深我国期货市场隔夜信息对日间交易产生影响规律的认识,并为期货市场投资者和风险管理部门等提供一定帮助:

第一,可利用期货市场隔夜信息对日间交易收益的正向或负向预测关系来优化期货交易者的投资决策。不同于期货交易期间的信息发布,对于隔夜期间发布的消息,投资者会有更多的信息分散时间,也有更多时间来呈递和修改订单。因此,投资者除清楚认识期货市场的交易信息外,还需全面把握和正确认识隔夜信息,以便利用这些信息为投资者制定更加合理的投资决策服务^⑤。

第二,投资者可利用交易当晚、周末假日和中长假日对不同期货合约影响的差异性来规避隔夜风险对期货日间交易的冲击。根据隔夜期间包含的大量私人信息和公共信息,投资者可预期到隔夜期间富有价值的好消息和坏消息,以及时把握和调整投资头寸,并根据不同期货市场隔夜信息的差异性制定风险规避策略,避免或化解期货市场中隔夜风险对日间交易的冲击。

第三,风险管理部门可根据期货市场的隔夜信息适时地开展市场引导和风险监管,规范市场秩序,维护市场稳定。本文研究结论不仅可以为我国风险管理制度的制定及风险监管策略的设计等提供必要的方法和信息服务,还可为管理者提供有针对性地制定日间交易和隔夜期间的风险防控措施服务,实现期货市场日间和隔夜期间风险的有效监管。

参 考 文 献:

- [1] French K, Roll R. Stock return variances: The arrival of information and the reaction of traders[J]. *Journal of Financial Economics*. 1986, 17(1): 5-26.

^⑤ 期货市场的投资者主要包括套利者、投机者和套期保值者;由于他们的投资目的各异,相对于套期保值者,以上这些对策建议对套利者和投机者的借鉴作用更大。

- [2] del Corral W, Colwell D, Michayluk D, et al. News Releases When Markets Are Closed [R]. Working Paper, University of Technology Sydney, 2003.
- [3] Greene J, Watts S. Price discovery on the NYSE and the Nasdaq: The case of overnight and daytime news releases [J]. *Financial Management*, 1996, 25(1): 19–42.
- [4] Cao C, Ghysels E, Hatheway F. Price discovery without trading: Evidence from the Nasdaq pre-opening [J]. *Journal of Finance*, 2000, 55(3): 1339–1365.
- [5] Masulis R W, Shivakumar L. Does market structure affect the immediacy of stock price responses to news? [J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2002, 37(4): 617–648.
- [6] Oldfield G, Rogalski R. A theory of common stock returns over trading and non-trading periods [J]. *Journal of Finance*, 1980, 35(3): 729–751.
- [7] Rogalski R J. New findings regarding day-of-the-week returns over trading and non-trading periods: A note [J]. *Journal of Finance*, 1984, XXXIX(5): 1603–1614.
- [8] Fabozzi F J, Ma C K, Briley J E. Holiday trading in futures markets [J]. *Journal of Finance*, 1994, 49(1): 307–324.
- [9] Taylor N. A note on the importance of overnight information in risk management models [J]. *Journal of Banking and Finance*, 2007, 31(1): 161–180.
- [10] Tsiakas I. Overnight information and stochastic volatility: A study of European and US stock exchanges [J]. *Journal of Banking and Finance*, 2008, 32(2): 251–268.
- [11] Bae J, Kim C J, Nelson C R. Why are stock returns and volatility negatively correlated? [J]. *Journal of Empirical Finance*, 2006, 14(1): 41–58.
- [12] Campbell J, Hentschel L. No news is good news: An asymmetric model of changing volatility in stock returns [J]. *Journal of Financial Economics*, 1992, 31(3): 281–318.
- [13] Chib S, Nardari F, Shephard N. Markov chain Monte Carlo methods for stochastic volatility models [J]. *Journal of Econometrics*, 2002, 108(2): 281–316.
- [14] Tsiakas I. Periodic stochastic volatility and fat tails [J]. *Journal of Financial Econometrics*, 2006, 4(1): 90–135.
- [15] De Jong P, Shephard N. The simulation smoother for times series models [J]. *Biometrika*, 1995, 82(2): 339–350.
- [16] Spiegelhalter D, Best N, Carlin B, et al. Bayesian measures of model complexity and fit (with discussion) [J]. *Journal of the Royal Statistical Society B*, 2002, 64: 583–639.
- [17] Geweke J. Bayesian inference in econometric models using Monte Carlo integration [J]. *Econometrica*, 1989, 57(6): 1317–1339.
- [18] Geweke J. Evaluating the Accuracy of Sampling-Based Approaches to the Calculation of Posterior Moments [M]. In: Bernardo, 1992.
- [19] 丁秀玲, 华仁海. 大连商品交易所大豆与豆粕期货价格之间的套利研究 [J]. *统计研究*, 2007, 24(2): 55–59.
Ding Xiuling, Hua Renhai. Spread arbitrage between soybean futures prices and soybean meal futures prices of Dalian commodity exchange [J]. *Statistical Research*, 2007, 24(2): 55–59. (in Chinese)
- [20] Liu Q, Wong I, An Y. Asymmetric Information and Volatility Forecasting in Commodity Futures Markets [R]. Fudan University and University of Windsor, Sep. 2011.
- [21] 刘庆富. 中国期货市场的波动性与风险控制研究 [M]. 上海: 上海财经大学出版社, 2007.
Liu Qingfu. *Volatilities and Risk Control in Chinese Futures Markets* [M]. Shanghai: Shanghai University of Finance and Economics Press, 2007. (in Chinese)
- [22] 刘庆富, 华仁海. 重大风险事件对中国商品期货市场的冲击效应——基于学生分布的随机波动模型 [J]. *数量经济技术经济研究*, 2012, 29(5): 89–103.
Liu Qingfu, Hua Renhai. Impacts of major events on commodity futures markets in China: Based on stochastic volatility model with student distribution [J]. *Journal of Quantitative & Technical Economics*, 2012, 29(5): 89–103. (in Chinese)
- [23] Black F. Studies of Stock Price Volatility Changes [C]. Proceedings of the 1976 Meetings of the American Statistical Association

ciation, Business and Economics Statistics Division, 1976, 177 – 181.

[24] Tsiakas I. The economic gains of trading stocks around holidays [J]. Journal of Financial Research, 2010, 33(1): 1 – 26.

Forecasting ability of overnight information on daytime trading in Chinese commodity futures markets

LIU Qing-fu, ZHANG Jin-qing

Institute for Financial Studies, Fudan University, Shanghai 200433, China

Abstract: To investigate the predictive ability of overnight information on daytime trading in Chinese commodity futures market, this paper gives the stochastic volatility models based on normal, student- t , generalized error and the mixture of normal distributions respectively. Then, using Bayesian Markov Chain Monte Carlo (MCMC) estimation techniques, the empirical analyses are given for copper, aluminum, soybean and wheat futures markets. The results show that the stochastic volatility models with the mixture of normal distributions can better fit the stochastic volatility with normal, student- t , generalized error distributions in describing the impact of overnight information on daytime trading prices. Total overnight information shows significant predictive ability for daytime returns and volatility. Moreover, the aspects and degrees of prediction are different for different futures contracts. Furthermore, weeknight returns, weekend returns and medium-long holiday returns show prominent predictive abilities for daytime returns and volatility. Their predictive abilities are evidently stronger than those of the total overnight information, and show different degrees of asymmetry. Concretely, there are leverage effects for the impact of overnight information during the weeknights, weekends and medium-long holidays on the daytime returns and volatility in most futures contracts, except for inverse leverage effects of medium-long holiday in both soybean and wheat futures contracts.

Key words: futures market; overnight information; stochastic volatility; Bayesian MCMC