

基于 MCMC 方法的中国期货市场流动性研究^①

卢 斌^{1,2}, 华仁海¹

(1 南京财经大学金融学院, 南京 210046 2 南京大学工程管理学院, 南京 210096)

摘要: 使用广义序贯交易模型, 基于高频的逐笔交易数据 (交易价格和成交量), 对中国期货市场的流动性进行了研究. 由于在广义序贯交易模型中需要考虑交易发起的方向和资产的有效价格等无法观测的变量, 因此借助 MCMC 的统计抽样方法在贝叶斯统计的框架下对模型的参数进行估计. 主要考察了中国期货市场上具有代表性的 7 个期货合约, 结果显示: 从交易成本和交易对于有效价格的影响系数这两个指标来看, 黄金期货的流动性最强; 如果仅考虑交易成本单个指标, 则强麦期货的流动性也较强. 铜、铝、天然橡胶、大豆、和强麦期货交易中含有大量有用的私有信息, 信息不对称程度很高.

关键词: MCMC 方法; 流动性; 期货市场

中图分类号: F830 91 **文献标识码:** A **文章编号:** 1007-9807(2010)09-0098-09

0 引 言

中国期货市场作为新兴市场, 自上世纪 90 年代初建立以来, 得到了迅猛发展. 期货市场的价格发现和套期保值功能得到了有效发挥, 国内期货市场在国际期货市场的作用和影响力逐步增大, 其中上海期货交易所 (SHFE) 成为紧随伦敦金属交易所 (LME) 之后的全球第 2 大金属铜期货交易市场, 大连商品交易所 (DCE) 是继芝加哥期货交易所 (CBOT) 之后的全球第 2 大大豆期货交易市场.

流动性是金融市场赖以存在与运行的基石, 是衡量市场效率的主要指标之一. 如果市场因缺乏流动性而导致交易难以完成, 那么市场就丧失了存在的基础. 在此意义上, Amihud 和 Mendelson^[1] 指出: “流动性是市场的一切”. 一般地讲, 流动性越好的市场, 配置资源的效率就越高. 因此, 期货市场的流动性对于市场中期货品种能否

迅速及时达成交易并发挥其应有功能是非常重要的. 合理的流动性为期货市场中各种类型的投资者提供了快速、低成本买卖期货合约的机会. 而在缺少流动性的期货市场中买卖双方很难在满意的价位完成预期数量的交易, 期货合约的交易将逐渐萎缩并最终被淘汰出局. 此外, 对于期货市场的套期保值者来说, 期货合约提供的很强的流动性也是吸引企业参与套期保值的动机之一.

对于市场流动性目前并没有统一的定义. 这是因为流动性包括了交易成本、指令成交速度、对市场价格的冲击等多个方面, 各种定义都只强调了流动性的某一个方面. 国际清算银行的研究报告认为, 市场的流动性指的是市场的参与者能够迅速进行大量金融资产的交易, 并且不会导致金融资产价格发生显著波动. 根据这一定义, 如果市场的流动性充足, 则参与者应该能够以较低的成本迅速完成交易, 而且大额的交易不会对市场价格造成大的冲击. 这个定义涵盖了流动性的多个

① 收稿日期: 2009-12-10; 修订日期: 2010-04-29.

基金项目: 国家自然科学基金重点资助项目 (70932003); 国家自然科学基金资助项目 (70873055 70671053; 70701016 70901037); 国家社会科学基金资助项目 (07CJL014); 教育部科技创新工程重大项目培育资金资助项目 (708044); 教育部人文社会科学研究规划资助项目 (08JA790064).

作者简介: 卢 斌 (1976—), 男, 安徽舒城人, 博士后, 副教授. Email: lubin_cuhk@163.com

方面,具有一定的代表性.因此,也就是说:具有较好流动性的期货市场,应具有较低的交易成本和较快的指令执行速度,并且能迅速平复大额交易对期货价格的冲击.

研究国外期货市场流动性的文献较多.但是,对于中国期货市场流动性的研究相对缺乏.特别是利用逐笔交易高频数据来研究中国期货市场的流动性,本文的研究尚属首次.文章的剩余部分结构如下:第 2 部分为文献回顾,第 3 部分介绍本文研究所用的数据和研究方法,第 4 部分为实证分析结果,第 5 部分为本文的主要结论.

1 文献回顾

相比于证券市场,期货市场流动性有着显著不同的特点,国外学者从各自不同的角度对期货市场流动性进行了研究.

Locke 和 Sarkar^[2]以 CBOT 的长期国债,短期国债,大豆油和生猪 4 种期货合约作为研究样本,研究了期货市场的流动性和波动率变化的情况. Domowitz 等^[3]研究了竞价期货市场中流动性(用市场深度衡量)与收益、价格波动性之间的动态关系,结果表明:非知情交易者倾向于在流动性较高时进行交易,进一步加大成交量,提高流动性;流动性和收益间存在动态的联系,尤其是波动性短期降低了流动性,破坏了价格的有效性,但是这种影响很快消失,表明市场具有较高的弹性和流动性. Milonas^[4]对美国期货市场合约的到期期限与交易量、流动性的关系进行考察,发现合约上市初期,流动性很差;随着时间的推移,交易量、持仓量开始放大并快速上升,距到期日前的 1 到 3 个月达到最高点,流动性不断增强;在交割月迅速下降直至交割. Telser 和 Higinbotham^[5]通过对期货市场日收盘价标准差的考察,发现交易量、持仓量与价格波动呈反方向关系,即交易量、持仓量越大,价格波动区间越小,市场流动性越高,从而指出交易量、持仓量可以作为度量流动性的指标.

Lesmond^[6]以 1987-2005 年 31 个新兴国家的期货市场为样本,用 5 种基于买卖差价的方法测量了市场的流动性,通过回归分析、因子分析和似然比检验得出:在比较不同国家市场之间的流动性的时候,倾向于使用以价格为基础的 LOT 模

型和 Roll 模型;而在对国家内部之间的流动性进行比较的时候,则倾向于使用以交易量为基础的 Amihud 模型和 Turnover 模型.同时还指出国家的司法和政治体制对流动性也有影响,通过 LOT 模型和 Amihud 模型的估计得出法制比较好的国家,市场流动性也越高,交易成本越低. Hasbrouck^[7]在对期货市场进行实证研究时,通过对带有交易发起方向的指令流的估计来衡量期货市场的流动性.

Bortoli 等^[8]从场内交易商的角度研究了悉尼期货市场的流动性,指出场内交易者不仅是流动性的需求者,同时他们也是流动性的供给者.当买卖差价较大,交易量较多,价格波动性较高,信息披露较好时,交易者对流动性供给得少,反之则相反.作者同时指出,交易者作为流动性供给者的倾向是与交易者的行为(交易量,频率,交易的次数)紧密联系在一起. Grossman 和 Miller^[9]从时间角度分析了做市商在提供流动性方面的作用,认为投资者有即时交易和等待更合适的价格交易两种选择.等待则意味着风险的增加,而市场流动性则由做市商提供这种即时交易服务的价格来衡量,因此得出降低做市商的运营成本或增加其资本金都可以提高市场流动性的结论. Wang^[10]把投资者分成投机商,对冲避险商和中小投资者,分析了这 3 种投资者的观点对期货价格预测的影响,结果发现:大投机商的观点指数可以作为预测市场价格走势的指标;对冲避险商则根据信息而交易,其观点指数具有较弱的预测价格走势的作用;中小投资者是流动性交易者,他们的观点对投资回报的预测没有作用,他们交易动机反应了他们对流动性的需求.

Beikman 等^[11]对股指期货研究时,从股指期货的执行价格,交易量,买卖价差,价格效应,逆向成本等几个方面进行了研究,得出在股指期货市场上,期货交易主要是由流动性引起的,而信息的披露对其作用很小. Fung 和 Lien^[12]研究了香港恒生指数期货市场从公开报价系统转到电子交易系统后,期货市场上买卖价差的变化和价格发现功能的变化,结果发现,引入电子交易后,买卖价差减小,期货价格的信息功能增强,说明电子交易系统由于其交易匿名性和便利性吸引了更多的知情交易者进入市场,带来更多的信息,增加了市场

流动性. Bown等^[13]研究了报价单位对期货市场流动性的影响,认为在以做市商为主体的市场中,小的报价单位可能会造成流动性的降低.同时,过小的报价单位会使交易复杂化,增加交易成本,并影响数据的传输速度,也不利于流动性的提高. Craig^[14]对德国期货交易所(DTB)和伦敦国际金融期货和期权交易所(LIFFE)同时交易的德国政府债券合约的市场流动性进行研究,结果表明,采用电子交易方式的DTB较采用公开喊价方式的LIFFE有着更强的流动性.

国内学者对市场流动性的研究建立在对国外研究的借鉴和修正之上,且基本都是针对证券市场的(李平等^[15],肖辉和吴冲锋^[16]).2005年以前对于期货市场流动性的研究很少,之后的主要研究成果集中在流动性衡量指标的构建与相应的实证研究方面.

韩小龙和曹奇^[17]根据混合分布假设理论(MDH)对中国期货市场的铜、铝、天然橡胶期货的日流动性和日波动性进行了实证研究,得出交易量与波动率有显著的正相关关系,持仓量与波动率有显著的负相关关系,而流动性比率与波动性都没有显著的关系.刘洋和胡坚^[18]按照价量结合法对国内大连、郑州2000年至2004年期货市场的流动性水平以及国外成熟市场CBOT的流动性水平进行了比较.通过不同发展阶段的纵向比较得出我国期货市场的流动性是逐年提升的,流动性越来越好,市场发育逐渐成熟,并在此基础上研究了流动性和波动性的关系.游达明等^[19]以交易量、交易金额、持仓量、平均深度、有效交易量以及非流动性指标作为流动性度量指标,以近3年的日数据为基础,对中国期货市场流动性周内效应及其影响因素进行了实证研究.结果表明,中国期货市场存在显著的周内效应,而且当控制交易量、持仓量、平均价格和价格波动性等对流动性有显著解释能力的变量时,这种效应仍然存在.

综上所述可以发现,相比于证券市场流动性问题的研究,期货市场流动性的研究显得零星与分散.随着我国期货市场的发展,理论界和实务界都开始重视市场的流动性问题,但其研究有待向系统化和纵深化方向发展.目前国内对于期货市场流动性的研究还有很多尚待解决的问题,特别是期货市场流动性的内涵与特征及度量方法、流

动性的形成机理、流动性的影响因素及各主要因素对流动性的作用机理等问题,有待深入探讨.

本文使用广义序贯交易模型,利用逐笔交易数据研究了上海期货交易所(SHFE)交易的铜、铝、黄金和天然橡胶期货合约,大连商品交易所(DCE)的大豆和豆粕期货合约,以及郑州商品交易所(ZCE)的强麦期货合约的流动性.主要使用买卖价差和交易对于价格的影响这两个量来衡量期货市场流动性.因为买卖价差是衡量交易成本的直接指标,但是其局限性在于对于交易规模不敏感,即无法反映市场的深度情况,而广义序贯交易模型可以同时使用这两个指标来衡量市场的流动性.由于在广义序贯交易模型中存在交易发起的方向和资产的有效价格等无法观测的潜变量,所以直接对该模型进行统计推断是十分困难的.但是,如果在交易发起的方向和资产的有效价格等变量已知的条件下,这个模型就是一般的多元时间序列模型.本文使用MCMC方法中的Gibbs抽样器的方法,在已知交易价格和交易量的条件下,将无法观测的潜变量和未知参数从它们后验分布中抽出足够多的样本,基于随机样本,对参数进行贝叶斯统计推断.因此,无论是实证使用的数据、模型,还是对于模型参数的估计方法上在国内期货市场流动性研究中都是首次使用.

2 模型、数据和实证方法

2.1 模型

在市场微观结构的研究中,通常将价格变动的来源分为由交易引起的变动和由非交易引起的变动.因此,假设对数有效价格 $m_t = \log M_t$ 服从下面的随机动态模型

$$m_t = m_{t-1} + \sum_{j=0}^J q_{t-j} \lambda_j u_{t-j} + u_t \quad (1)$$

其中: M_t 为资产的有效价格; u_t 表示 t 期新的公共信息且服从独立同分布的 $N(0, \sigma_u^2)$; q_{t-j} 为前面第 j 次交易的发起方向,如果 $q_{t-j} = +1$ 表示交易是由买方发起的, $q_{t-j} = -1$ 则表示交易是由卖方发起的,且 $q_t \sim \text{Bernoulli}(0.5)$; $\lambda_j = (\lambda_{j, \text{intercept}}, \lambda_{j, \text{slope}})^T$ 是前面第 j 次交易对当前的资产有效价格的影响系数, $j = 0, \dots, J$; Vol_{t-j} 为前面第 j 次交

易的交易量, $u_{-j} = (1, \sqrt{Vol_{t-j}})^T$ 是 2 维的向量. 在本文的估计中, 考虑滞后 5 期交易的影响, 即 $J = 5$ 式 (1) 可以改写为下面的回归方程形式

$$\Delta m_t = \sum_{j=0}^J q_{t-j} \lambda_j u_{-j} + u_t \quad (2)$$

这样在式 (2) 中, $\sum_{j=0}^J q_{t-j} \lambda_j u_{-j}$ 表示由交易引起的价格变动部分, 而由公开信息或不能归因于交易量的价格变动的随机游走部分则由 u_t 来表示.

Harris^[20] 指出“股价聚集于整数. 整数比 2 等分数普遍; 2 等分数比奇数倍的 1/4 普遍; 奇数倍的 1/4 比奇数倍的 1/8 普遍; 其他的分数则很少能观测到. 这种现象对各种股票均持续显著”. 为了考虑交易价格的集聚性, 即交易价格通常会集中在最小报价单位的某些倍数上. Hasbrouk^[21] 指出这种交易价格的集聚性源于隐含的有效最小价格变动单位. 所谓有效最小价格变动单位就是个自然数, 记为 K . 实际的报价并不总是按照最小价格变动单位来变化的, 而可能是按照最小价格变动单位乘以自然数 (即隐含的有效最小价格变动单位) 来变化的. 这种现象的发生可能是由于交易条约或个人的偏好所致. 为了拟合这种现象, Hasbrouk^[21] 提出了如下的买卖报价舍入变换模型 (rounding transformation models)

$$B_t = \text{Floor}[M_t - C, K_t] \quad (3)$$

$$A_t = \text{Ceiling}[M_t + C, K_t]$$

其中 C 为买卖价差的 1/2 这里的隐含有效最小价格变动单位 K_t 服从如下的 Bernoulli 分布

$$K_t = \begin{cases} 1 & \text{概率为 } (1 - k) \\ \kappa & \text{概率为 } k \end{cases} \quad (4)$$

其中 κ 称为集聚乘数, Bernoulli 分布的参数 k 称为集聚强度. k 的值越大说明有效最小价格变动单位等于 κ 的次数就越多. Floor[•] 和 Ceiling[•] 函数表示向上和向下近似到离输入数值最近的隐含有效最小价格变动单位点上. 而在 t 时刻, 隐含有效最小价格变动单位等于 κ 概率为 k 这样, 就可以很好地描述交易价格集聚性特征.

另外, 实际观测到的交易价格 P_t 是离散的. 为了达成交易价格, 需要交易一方付出一定的交易成本, 因此假定交易价格 P_t 服从下面的模型

$$P_t = \begin{cases} B_t & \text{若 } q_t = -1 \\ A_t & \text{若 } q_t = +1 \end{cases} \quad (5)$$

这说明, 如果交易是由卖方发起的, 则 $P_t = B_t$, 这时成交价格低于资产的有效价格, 这两个价格之间的价差即为卖方为了达成交易需要付出的交易成本; 如果交易是由买方发起的, 则 $P_t = A_t$, 这时成交价格高于资产的有效价格, 同样两个价格之间的价差为买方为了达成交易需要付出的交易成本. 本文称由式 (1)、(3)、(4) 和 (5) 构成的模型为广义序贯交易模型. 在这个模型中, 观测到的数据包括交易价格和交易量 $X = \{P_t, Vol_t\}_{t=1}^T$, 观测不到的潜变量为有效价格、交易发起方向和隐含的有效最小价格变动单位 $Y = \{m_t, q_t, K_t\}_{t=1}^T$. 模型中的所有待估参数为 $\theta = \{\sigma_w^2, C, k, \lambda_0, \dots, \lambda_j\}$. 广义序贯交易模型的实质在于: 通过对正在发生的动态信息流观察, 可以揭示出交易者的个人信息, 从而有助于报价者修正其下一步的买卖价格.

为了对上面的模型进行贝叶斯统计分析, 需要对未知的参数指定如下的先验分布

$$\sigma_w^2 \sim \text{IG}(\alpha, \beta); C \sim N^+(\mu_C, \sigma_C^2);$$

$$k \sim \text{Beta}(a, b); \lambda_j \sim N^+(\mu_{\lambda_j}, \Omega_{\lambda_j}),$$

$$j = 0, \dots, J \quad (6)$$

其中 IG 表示逆伽玛分布, $N^+(\cdot, \cdot)$ 表示该正态分布的支撑集限制在 $[0, +\infty)$ 上.

2.2 基于抽样的估计方法

对于上面的模型, 本文在贝叶斯统计分析的框架下, 使用 Gibbs 抽样器 (Geman and Geman^[22]) 从待估参数和潜变量的联合后验分布 $[Q | Y | X]$ 中进行抽样, 然后基于抽取的随机样本进行统计推断. Gibbs 抽样是迭代方式的抽样方法, 当迭代的次数 $n \rightarrow \infty$ 时, 它可以确保抽出的样本就是来自于待估参数和潜变量的联合后验分布 $[Q | Y | X]$. 在任意的第 $i (i = 1, \dots, n)$ 次的迭代中, Gibbs 抽样器又分为从潜变量的完全后验分布 $[Y^i | \theta^{i-1}, X]$ 中进行抽样和从参数的完全后验分布 $[\theta^i | Y^i, X]$ 进行抽样. 这样一直迭代下去, 就可以得到潜变量和参数的随机样本序列 $\{\theta^i, Y^i\}_{i=1}^n$. 相关的统计推断, 例如参数 θ 的估计可以由样本的均值给出, 即 $\hat{\theta} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \theta^i$, 参数 θ 的估计的标准差由样本的标准差给出. 下面分别讨论如

何从 $[Y^i | \theta^{i-1}, X]$ 和 $[\theta^i | Y^i, X]$ 中进行抽样.

对于潜变量 $\{m_b^i, q_b^i, K_t^i\}_{t=1}^T$ 的抽样, 具体的步骤如下:

1) 从分布

$$[q_b^i, K_t^i | m_b^i, \dots, m_{t-b}^i, q_b^i, \dots, q_{t-b}^i, P_t]$$

中抽出 $\{q_b^i, K_t^i\}$;

2) 从分布

$$[m_t^i | m_b^i, \dots, m_{t-b}^i, q_b^i, \dots, q_b^i, K_t^i, P]$$

中抽出 m_t^i .

对于参数部分 $\{\sigma_u^{2i}, C^i, k^i, \lambda_0^i, \dots, \lambda_j^i\}$ 的抽样, 具体的步骤如下:

1) 从分布

$$[\lambda_0^i, \dots, \lambda_j^i | Y^i, P, \sigma_u^{2i-1}, C^{i-1}, k^{i-1}]$$

中抽出 $\{\lambda_0^i, \dots, \lambda_j^i\}$;

2) 从分布

$$[\sigma_u^{2i} | Y^i, P, C^{i-1}, k^{i-1}, \lambda_0^i, \dots, \lambda_j^i]$$

中抽出 σ_u^{2i} ;

3) 从分布

$$[k^i | Y^i, P, C^{i-1}, \lambda_0^i, \dots, \lambda_j^i, \sigma_u^{2i}]$$

中抽出 k^i ;

4) 从分布

$$[C^i | Y^i, P, \lambda_0^i, \dots, \lambda_j^i, \sigma_u^{2i}, k^i]$$

中抽出 C^i .

以上完全后验分布的推导过程, 由于篇幅的限制没有在本文中一并给出, 如有需要可以与作者联系.

2 3 数据

由于国内期货市场各期货品种推出时间和成交规模的差异较大, 故选择代表性较强 (推出时间较早和成交规模较大) 的期货品种即上海期货交易所的铜、铝、黄金、橡胶, 大连商品交易所大豆、豆粕, 郑州商品交易所的强麦作为代表, 样本的时间跨度为 2008年 6至 7月, 考虑到每个品种不同月份合约的活跃程度不一样, 为保证样本的代表性, 选择在此期间较为活跃的期货合约作为代表, 即铜 0809合约、铝 0809合约、黄金 0812合约、橡胶 0809合约, 大豆 0901合约、豆粕 0809合约、强麦 0901合约. 样本数据是样本期内代表性合约的逐笔交易数据 (tick-by-tick data), 数据来源于相应的期货交易所. 数据的基本统计特征如表 1所示.

表 1 合约描述和样本数据的基本统计特征

Table 1 Description of the futures contracts and descriptive statistics of the data set

数据	合约品种						
	铜	铝	黄金	橡胶	大豆	豆粕	强麦
到期日	2008/9	2008/9	2008/12	2008/9	2009/1	2008/9	2009/1
交易天数	43	43	43	43	43	43	43
交易笔数	124 133	97 630	115 551	529 394	548 759	303 128	294 540
平均成交价格 / (元·吨 ⁻¹)	62 254	19 391	202 91 ^①	26 760	4 852 9	4 158. 5	2 137. 3
基数 (Tick)	10	10	0 01	10	1	1	1
合约大小 / 吨	5	5	1000 ^②	5	10	10	10
价格变化标准差 (对数价格 × 10 000)	2 015 6	2 206 5	2 350 2	2 118 2	1. 972 6	2 660 6	2 626 1
每天平均交易笔数	2 886	2 270	2 687	12 311	12 762	7 049	6 850
平均每笔交易间隔时间 / 秒	5. 00	6. 34	5. 36	1. 17	1. 13	2. 04	2. 10
每笔交易大小的分布	最小	2	2	2	2	2	1
	25% 分位数	2	2	2	4	4	2
	75% 分位数	4	4	2	12	12	6
	中位数	10	12	6	34	44	20
	最大	1 000	794	874	5 522	14 480	2 030

① 单位为元 / 克 ② 单位为克.

3 实证分析

基于广义序贯交易模型, 本文研究上海期货交易所 (SHFE) 的铜、铝、黄金和天然橡胶期货合约, 大连商品交易所的大豆和豆粕期货合约, 以及郑州商品交易所的强麦期货合约的流动性。为了确定每种合约交易价格的集聚乘数 κ , 可以计算出交易价格的集聚频率 $f_{\kappa}^C = f_{\kappa} - (1/\kappa)$, f_{κ} 为交易价格 P_t 落在 κ 倍最小价格变动单位上的频率。假设价格在每个最小价格变动单位上是均匀分布的, 则其落在 κ 倍最小价格变动单位上的期望值应该为 $1/\kappa$ 。如果 f_{κ} 远离 $1/\kappa$, 即 f_{κ}^C 很大, 则说明样本合约交易价格的集聚性很显著。本文研究的 7 种期货合约交易价格的集聚频率在表 2 中列出。由表 2 可知: 黄金期货合约和铜期货合约的集聚乘数 $\kappa = 10$ 而其他期货合约交易价格的集聚性不显著。但是为了比较的方便, 在模型的估计中也令其他期货合约交易价格的集聚乘数 $\kappa = 10$ 。

表 2 样本期货合约交易价格的集聚频率

Table 2 Clustering frequencies of transaction prices in data set

集聚乘数 κ	集聚频率 (%)						
	铜	铝	黄金	橡胶	大豆	豆粕	强麦
2	0	0	3	0	0	1	0
4	1	1	5	0	0	0	0
5	1	1	5	0	0	0	0
8	1	1	1	0	0	0	0
10	5	1	12	2	1	3	0

为了避免贝叶斯统计分析在先验分布中超参数选择上的争论, 这里选择的是无信息先验, 即在式 (6) 中, $\alpha = \beta = 10^{-12}$, $a = b = 0.5$, $\mu_c = 0$, $\sigma_c^2 = 10^6$, $\mu_{\lambda_0} = \mu_{\lambda_1} = \dots = \mu_{\lambda_5} = 0$, 对所有的 $j = 0, 1, \dots, 5$, Ω_{λ_j} 为对角矩阵且对角线元素的值为 10^6 。根据前面提出的 Gibbs 抽样算法, 进行了 2 000 次迭代, 对于每个潜在变量和参数都得到了 2 000 个随机样本。在剔除了算法预热阶段的前 500 个样本后, 使用后面的 1 500 个样本来进行贝叶斯统计推断。由于选取的每个合约在研究期间

都是十分活跃的, 因此每份合约的交易次数基本都在四五十万次。所以在 DELL T3400 的工作站上对于每份合约的分析都需要三个多小时。模型的参数估计和相关的统计量列示在表 3 中。从参数估计的后验标准差和经过样本自相关性修正后的后验均值的标准差的估计值, 可以发现绝大多数的参数估计在 1% 的显著性水平下都是显著的。而且对于简单的序贯交易模型 (basic roll model), 通过矩估计的方法得到的买卖价差 C 的估计值都是偏大的。由于篇幅限制, 关于简单的序贯交易模型的参数估计没有在此列出。

表 3 中: SEM 为经过样本自相关性修正后的后验均值的标准差; $S_1 = \sum \lambda_{y, Intercept} \times 10\,000$, $S_2 = \sum \lambda_{y, Slope} \times 10\,000$, $R^2 = R_{\Delta m, Trades}^2$ 为式 (2) 的判断系数。

买卖价差 C 是度量交易者为了立即达成交易而付出的成本。价差越小表示立即执行交易的成本最小, 市场流动性也越好。从交易成本 C 的估计值可以看出黄金期货的流动性最好 ($C = 0.097$), 其他 6 个期货品种的流动性相差不大 (C 在 0.200 到 0.245 之间)。这是由于黄金的金融属性, 黄金期货价格具有较强的敏感性, 受通胀预期、美元指数、宏观经济等因素的影响较大, 同时, 不同于一般的商品期货, 黄金期货吸引了大量机构投资者, 特别是以商业银行为首的机构投资者投资者的参与, 极大地提高了黄金期货市场的流动性。

交易对于有效价格的影响系数 $\lambda_{Intercept}$ 和 λ_{Slope} 也可以用来度量市场流动性。如果 $\lambda_{Intercept}$ 与 λ_{Slope} 的和 (即 S_1 和 S_2) 很大, 则说明前期的交易对于当前资产价格的变化仍然是有影响的。从 S_1 和 S_2 的估计值来看对于给定交易量的交易, 对铝和橡胶期货价格的冲击最大, 而对黄金和强麦期货价格冲击的最小。事实上, 上海期货交易所铝和橡胶期货交易量相对较少, 市场的深度较小; 而黄金和强麦期货市场参与者较多, 市场的深度较大。

表 3 广义序贯模型的估计结果

Table 3 Estimates of the generalized sequential trading model

合约品种	参数	后验均值	后验标准差	SEM
铜 ($\kappa = 10$)	$\sigma_u \times 10\ 000$	1 283	0 023 6	0 002 1
	C (ticks)	0 232	0 050 4	0 004 6
	k	0 003	0 000 1	0 000 1
	S_1	1 146	0 118 4	0 010 4
	S_2	0 023	0 007 8	0 000 3
	R^2	0 560	0 019 8	0 001 8
铝 ($\kappa = 5$)	$\sigma_u \times 10\ 000$	1 440	0 018 9	0 001 9
	C (ticks)	0 245	0 020 1	0 002 1
	k	0 001	0 000 1	0 000 1
	S_1	4 262	0 296 0	0 030 9
	S_2	0 009	0 009 4	0 000 7
	R^2	0 929	0 003 4	0 000 4
黄金 ($\kappa = 10$)	$\sigma_u \times 10\ 000$	0 945	0 012 6	0 001 3
	C (ticks)	0 097	0 177 2	0 018 8
	k	0 019	0 001 5	0 000 1
	S_1	0 323	0 088 9	0 009 2
	S_2	0 062	0 008 5	0 000 5
	R^2	0 251	0 018 9	0 002 0
橡胶 ($\kappa = 5$)	$\sigma_u \times 10\ 000$	1 473	0 034 1	0 003 6
	C (ticks)	0 232	0 047 4	0 005 0
	k	0 001	0 000 1	0 000 1
	S_1	3 082	0 204 8	0 021 5
	S_2	0 029	0 002 9	0 000 3
	R^2	0 869	0 023 2	0 002 4
大豆 ($\kappa = 5$)	$\sigma_u \times 10\ 000$	1 073	0 030 6	0 003 3
	C (ticks)	0 228	0 085 4	0 009 0
	k	0 001	0 000 2	0 000 1
	S_1	1 177	0 785 7	0 083 7
	S_2	0 012	0 006 0	0 000 6
	R^2	0 773	0 054 5	0 005 8
豆粕 ($\kappa = 5$)	$\sigma_u \times 10\ 000$	2 005	0 108 1	0 011 4
	C (ticks)	0 275	0 103 2	0 010 9
	k	0 003	0 000 6	0 000 1
	S^1	1 340	0 237 3	0 025 1
	S^2	0 064	0 005 4	0 000 4
	R^2	0 317	0 046 7	0 005 0
强麦 ($\kappa = 5$)	$\sigma_u \times 10\ 000$	1 372	0 072 4	0 007 7
	C (ticks)	0 218	0 049 1	0 005 2
	k	0 001	0 000 1	0 000 1
	S_1	0 305	0 019 6	0 001 9
	S_2	0 006	0 002 0	0 000 1
	R^2	0 915	0 001 5	0 000 2

从市场微观结构的角度来看, 同样大小的交易对期货产生的价格影响幅度是不一样的, 这与交易人群中潜在知情交易者的比例、当前交易者对知情交易者的概率有关。如果对于某种期货, 投资者中的信息分布严重不对称, 那么较小的交易量也会导致较大的价格变化, 这时, 该期货品种的流动性比较差, 投资者的交易成本较大。在有效价格的动态模型 (2) 中, $R_{\Delta m, Trades}^2$ 可以用来衡量交易量对于有效价格波动率的解释力度, 这与一般的线性回归中的 R^2 是类似的。因为如果市场是有效市场, 即不存在任何私有信息, 则其市场上交易资产的有效价格是不可预测的, 所以有效价格的变动是随机的、不可预测的。也就是说, 在有效市场中模型 (2) 中带有交易发起方向交易量对于资产有效价格变动应该是没有解释力的。但是如果带有交易发起方向交易量对于资产有效价格变动有解释力, 则说明市场上存在有用的私有信息。所以 Hasbrouck^[23] 指出在序贯交易模型中这个量可以用来度量交易者之间的信息不对称程度。从表 2 中可以看出 $R_{\Delta m, Trades}^2$ 相对较低的是黄金期货合约 (25.1%) 和豆粕期货合约 (31.7%), 而铝期货合约 (92.9%) 和强麦期货合约 (91.5%) 是非常高的。由于黄金商品自身的特点, 黄金市场的国际化程度高, 信息公开透明, 相对于其它商品期货品种, 黄金期货市场信息不对称现象最低非常自然。相对于其它期货商品, 由于小麦是关系到国际民生的品种, 我国小麦的国际贸易还没有完全放开, 进出口仍实行配额制, 并且配额外进口小麦关税较高, 其价格远高于国内小麦价格, 弱化了国内小麦价格与国际小麦价格之间的联系, 市场化程度较低, 因而, 小麦期货市场信息不对称较高。所以, 从信息不对称的角度来看, 黄金期货和豆粕期货的流动性最好。

4 结束语

基于高频的逐笔交易数据 (交易价格和成交量), 本文使用了广义序贯交易模型来刻画期货

市场的微观结构。由于广义序贯交易模型考虑了前期交易对于当期资产有效价格的影响、交易价格的离散性和集聚性等市场中实际存在的现象, 从而对期货市场微观结构的描述更加精确。但是由于在广义序贯交易模型中存在交易发起的方向和资产的有效价格等无法观测的潜变量, 这给模型的统计推断带来了很大的麻烦。但是得益于近年来 MCMC 方法和统计计算技术的发展, 可以在给定模型的结构和可观测变量的条件下将这些潜变量和模型参数随机模拟出来。然后, 在贝叶斯统计分析的框架下, 对模型的参数进行统计推断。

流动性是衡量市场运行效率的重要指标, 而流动性的内涵是极其丰富的, 采用不同的视角, 可以对市场流动性做出不同的评价。本文从交易成本、交易对有效价格的影响程度, 以及交易者之间信息不对称程度等多个不同的角度, 对我国期货市场的流动性进行了全面分析, 比较了不同层面市场流动性所表现出的差异, 这有助于更加全面地了解我国期货市场的微观结构特征, 各个品种在流动性方面的差异。这也是本文不同于其他作者研究期货市场流动性的区别。本文的具体结果是:

(1) 无论是使用交易成本还是交易对于有效价格的影响系数来作为流动性的度量指标, 黄金期货的流动性都是最强的。这主要是因为黄金是一种特殊的商品, 具体金融属性。黄金期货吸引了大量机构投资者, 特别是以商业银行为首的金融机构投资者的参与, 极大地提高了黄金期货市场的流动性。而强麦期货市场参与者较多, 市场规模较大, 深度较深, 所以交易对于有效价格的影响系数这个指标来度量流动性时, 它的流动性也是很强的。

(2) 交易对所有 7 个期货品种的有效价格均有显著的影响。如果这些影响是永久的, 则除了黄金和豆粕期货外, 其他 5 种期货价格的长期波动率只是有 50% 以上是由于交易引起的, 也就意味着这些交易当中含有很大有用的私有信息, 信息不对称程度很高。

参 考 文 献:

- [1] Amihud Y, Mendelson H. Liquidity and assets prices: Financial management implications[J]. *Financial Management*, 1988, (17): 5-15.
- [2] Locke P R, Sarkar A. Volatility and Liquidity in Futures Markets[R]. Federal Reserve Bank of New York Research Paper No. 9612, May, 1996.
- [3] Domowitz I, Glen J, Madhavan A. Liquidity, volatility and equity trading costs across countries and over time[J]. *International Finance*, 2001, 4(2): 221-55.
- [4] Milonas N T. Price variability and the maturity effect in futures markets[J]. *Journal of Futures Markets*, 1986, (6): 443-460.
- [5] Teker L G, Higginbotham H N. Organized futures markets: Costs and benefits[J]. *The Journal of Political Economy*, 1977, 85(5): 969-1000.
- [6] Lesmond D A. Liquidity of emerging markets[J]. *Journal of Financial Economics*, 2005, 77: 411-452.
- [7] Hasbrouck J. Liquidity in the futures pits: Inferring market dynamics from incomplete data[J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2004, 39(2): 365-384.
- [8] Bortoli L, Frino A, Jamecic E, et al. Limit order book transparency, execution risk, and market liquidity: Evidence from the Sydney futures exchange[J]. *Journal of Futures Markets*, 2006, 26(12): 1147-1168.
- [9] Grossman S J, Merton H M. Liquidity and market structure[J]. *Journal of Finance*, 1988, 43: 617-633.
- [10] Wang C Y. Investment Sentiment, Market Timing, and Futures Return[R]. Working paper, Department of Finance and Accounting, National University of Singapore, 2000.
- [11] Berkman H, Brailsford T, Frino A. A note on execution costs for stock index futures: Information versus liquidity effects[J]. *Journal of Banking and Finance*, 2005, 29: 565-577.
- [12] Fung J, Lien D, Tse Y, et al. Effects of Electronic Trading on the Hang Seng Index Futures Market[R]. Working paper, School of Business, Hong Kong Baptist University, 2003.
- [13] Brown S H, Laux P, Schachter B. On the existence of an optimal tick size[J]. *Review of Futures Markets*, 1991, (10): 50-72.
- [14] Craig P. Market liquidity and depth on computerized and open outcry trading systems: A comparison of DTB and LIFFE bund contracts[J]. *Journal of Futures Markets*, 1996, 16(5): 519-43.
- [15] 李平, 曾勇, 唐小我. 市场微观结构理论综述[J]. *管理科学学报*, 2003, 6(5): 87-98.
Li Ping, Zeng Yong, Tang Xiaowo. Survey of market microstructure theory[J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2003, 6(5): 87-98 (in Chinese).
- [16] 肖辉, 吴冲锋. 现货市场与期货市场微观结构比较研究[J]. *管理科学学报*, 2009, 12(1): 93-100.
Xiao Hui, Wu Chong-feng. Study on microstructures comparison between cash market and futures market[J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2009, 12(1): 93-100 (in Chinese).
- [17] 韩小龙, 曹奇. 中国期货市场波动性与流动性关系的实证研究[J]. *西南交通大学学报*, 2007, 8(3): 122-128.
Han Xiaolong, Cao Qi. An empirical study of correlation between liquidity and volatility in Chinese futures markets[J]. *Journal of Southwest Jiaotong University (Social Science)*, 2007, 8(3): 122-128 (in Chinese).
- [18] 刘洋, 胡坚. 中国期货市场流动性的实证研究[J]. *经济科学*, 2005, (3): 54-65.
Liu Yang, Hu Jian. An empirical study on liquidity of Chinese futures markets[J]. *Economic Science*, 2005, (3): 54-65 (in Chinese).
- [19] 游达明, 鲁小东, 曾蔚, 等. 中国期货市场流动性协调现象实证研究[J]. *系统工程*, 2008, 26(9): 74-79.
You Daming, Lu Xiaodong, Zeng Wei, et al. Empirical research on liquidity commonality in Chinese futures market[J]. *Systems Engineering*, 2008, 26(9): 74-79 (in Chinese).
- [20] Harris L. Stock price clustering and discreteness[J]. *Review of Financial Studies*, 1991, (4): 389-415.
- [21] Hasbrouck J. Security bid/ask dynamics with discreteness and clustering: Sample strategies for modeling and estimation[J]. *Journal of Financial Markets*, 1999, (2): 1-28.

(下转第 128页)

- [15] Famer J D, Joshi S. The price dynamics of common trading strategies[J]. Journal of Economic Behavior & Organization Elsevier, 2002, 49(2): 149–171
- [16] Ponzi A, Aizawa Y. Criticality and punctuated equilibrium in a spin system model of a financial market[J]. Chaos, Solitons & Fractals, 2000, 11(9): 1739–1746

Research on collaborative herding behavior and market volatility: Based on computational experiments

CHEN Ying¹, YUAN Jian-hui², LIX in-dan¹, XIAO Bin-qing¹

1. School of Management and Engineering Nanjing University, Nanjing 210093, China

2. Nanjing Information Engineering University, Nanjing 210044, China

Abstract In comparison with the volatility of short-term real interest rates, consumption and dividend, the stock price volatility is in an abnormally high level. This phenomenon is called “the stock market volatility puzzle”. Previous studies show that synergies between herding behavior and market sentiment would cause stock market volatility. In this paper, it is observed obviously that stock price bubbles or crashes are caused by synergy herding behavior through imitation between agent and market sentiment signals on computing experimental platform. The paper’s research on herd behavior contains not only the agent’s private signal, but also the overall market impact. The evidence is found that there is a strong correlation between herd behavior and earnings volatility. It has a strong theoretical value that agent-based computational finance is used in the research of behavioral finance. At the same time, the results will give some reference to investors and regulators.

Key words herding behavior; market fluctuations; computational experiments

(上接第 106 页)

- [22] Geman S, Geman D. Stochastic relaxation, Gibbs distribution, and the Bayesian restoration of images[J]. IEEE Transactions on Pattern Analysis and Machine Intelligence, 1984, (6): 721–741.
- [23] Hasbrouck J. The summary informativeness of stock trades: An econometric analysis[J]. Review of Financial Studies, 1991, (4): 571–595.

Research on liquidity of Chinese futures markets via MCMC method

LU Bin^{1,2}, HUA Ren-hai¹

1. School of Finance, Nanjing University of Finance and Economics, Nanjing 210046, China

2. School of Management and Engineering, Nanjing University, Nanjing 210096, China

Abstract In this paper, based on generalized sequential trading models and tick-by-tick trading data, we investigate the liquidity of Chinese futures markets through the seven main representative contracts. But due to the existence of trade directions and effective prices which can not be observed, it is difficult to find the estimations of interesting parameters accurately. Fortunately, in the framework of Bayesian statistics, we can solve this problem by recent advances in Markov Chain Monte Carlo (MCMC) method. Through the empirical analysis, we conclude that the Gold futures contracts have the highest liquidity among the seven futures contracts. The liquidity for the other six futures contracts is about the same. The reason may be that Gold is a special commodity which has financial nature, while the other six commodities have similar characteristics.

Key words MCMC method; liquidity; futures market