

# 动态二元混合模型在量价关系中的应用研究

李双成<sup>1</sup>, 甄增荣<sup>2</sup>

- (1. 河北经贸大学 数学与统计学学院, 河北 石家庄 050061;  
2. 河北经贸大学 学报编辑部, 河北 石家庄 050061)

**摘要:**文章首次引入动态二元混合分布模型,并利用该模型对中国股票市场的量价关系进行了实证研究。研究结论认为:动态二元混合分布模型能在很大程度上捕捉收益波动的持续性特征,并能揭示交易量与收益波动的联动规律性,但同时该模型也存在一定的缺陷。文章对模型存在缺陷的原因进行了分析,并提出修正建议。

**关键词:**交易量;收益波动;二元混合分布模型

**中图分类号:**F830.91 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2004)08-0089-06

## 一、引言

对证券市场价格波动的研究一直是国际金融领域研究的重要课题。Clark(1973)首次提出了研究价格波动与交易量联动规律的“混合分布假说”(MDH)理论,从信息的视角揭示了股票市场价格的生成机制。“混合分布假说”认为,日价格波动与交易量是由潜在的直接因素——信息流过程共同决定的,信息流称为混合变量。Clark使用交易量作为潜在信息过程的替代指标,发现其对价格的波动具有显著的解释能力,后来的许多研究大都支持交易量与价格波动的正相关关系。Lamoureux和Lastrapes(1990)第一次把交易量作为弱外生变量直接加入到GARCH(1,1)模型的波动方程,发现交易量的系数显著大于0,同时发现波动方程的ARCH效应消失了,这说明交易量和价格波动是由相同因素共同趋动的,从而证明交易量替代的信息过程是价格波动ARCH效应的根源。但该推论是基于交易量作为量价系统的弱外生变量得到的,这对于价格波动和交易量由信息联合决定显然是不充分的。Tauchen和Pitts(1983)把交易量作为系统的内生变量重新定义了Clark的单

收稿日期:2004-03-01

作者简介:李双成(1970—),男,河北景县人,河北经贸大学数学与统计学学院副教授;  
甄增荣(1958—),女,河北平山人,河北经贸大学学报编辑部副教授。

元混合模型,提出了二元混合分布理论模型。Lamoureux 和 Lastrapes (1994)、Liesenfeld(1998)对二元混合模型进行了实证检验,认为二元混合模型仍存在缺陷。模型中信息流混合变量的时序行为不能充分解释价格波动的持续性特征。

本文旨在利用二元混合分布模型的基本框架,从信息经济学的视角揭示中国股票市场价格的形成机制,研究中国股票市场的量价动态关系。除了考虑 Tauchen 和 Pitts(1983)的标准二元混合模型外,我们还应用了 Andersen (1996)提出的修正混合模型(MMM),并对上述模型结论进行了比较分析。

## 二、二元混合模型

根据 Tauchen 和 Pitts(1983)的标准二元混合模型,第  $t$  天的价格变动  $\Delta P_t$  和相应的交易量  $V_t$  服从二维条件正态分布,共同依赖于日信息到达的数量  $I_t$ :

$$\Delta P_t | I_t \sim N(0, \sigma_{\Delta p}^2 I_t) \quad V_t | I_t \sim N(\mu_v I_t, \sigma_v^2 I_t) \quad (1)$$

其中,  $\text{cov}(\Delta P_t, V_t) = 0$ ,  $\sigma_{\Delta p}$ 、 $\mu_v$  和  $\sigma_v$  为正的参数。模型假定日信息量  $I_t$  是不可观测的随机变量。日价格变动和交易量服从独立的二元混合分布,信息变量  $I_t$  即为共同的混合变量,日成交量仅仅由市场信息到达对交易的冲击产生的。与此对比,Andersen(1996)受 Glosten 和 Milgrom(1985)模型的启示提出了基于非对称信息市场结构理论的修正混合分布模型(MMM)。在 Andersen 模型的结构框架下,交易量的形成不仅仅取决于市场信息驱动性交易,而且还包括交易者的流动性需求交易。修正二元混合模型的表达式如下:

$$\Delta P_t | I_t \sim N(0, \sigma_{\Delta p}^2 I_t) \quad \frac{V_t}{c} | I_t \sim P_0(m_0 + m_1 I_t) \quad (2)$$

其中,  $\text{cov}(\Delta P_t, V_t) = 0$ ,  $\sigma_{\Delta p}$ 、 $c$ 、 $m_0$  和  $m_1$  为正的参数。对比(2)和(1)式,修正二元混合模型和标准二元混合模型的主要区别在于,日交易量服从基于日信息量的条件泊松分布而非正态分布;日交易量不仅仅由市场信息冲击产生,同时还包含了交易者的流动性需求交易部分。其中,  $m_0$  反应日流动性交易到达的强度,与信息流的到达独立;  $m_1$  揭示交易对市场信息的反应强度;参数  $c$  是未知的比例常量,当交易量序列存在趋势时,我们需要用去掉趋势的交易量序列去估计模型,这时由于比例尺度问题而必须引入参数  $c$ 。修正二元混合模型中,日价格变动的边际分布和标准二元混合模型相同。

根据泊松发布特征,  $V_t/c$  必须为整数,而  $V_t$  和  $c$  均为实数,条件不可能满足。因此不能直接使用泊松发布估计参数,但如果假定  $(m_0 + m_1 I_t)$  足够大;泊松分布可以近似服从相应的正态分布,(2)式可表示为:

$$\frac{V_t}{c} | I_t \sim N([m_0 + m_1 I_t], [m_0 + m_1 I_t]) \quad (3)$$

二元混合分布模型有许多重要的应用,本文只集中研究它在价格波动与交易量行为动态特征方面的应用,尤其是价格波动方差的时变行为。由于 $\Delta P_t$ 的条件方差依赖于混合变量 $I_t$ ,因此价格变化过程的时变方差也由变量 $I_t$ 的时间序列行为所决定。根据 Lamoureux 和 Lastrapes(1990,1994)的研究结论,信息流变量 $I_t$ 正的序列相关性导致价格波动方差序列的自相关行为,因此我们所观测到的金融资产价格的持续性波动可能完全是由信息到达过程的持续性特征产生的。为了反映信息到达过程的持续性特征,假定信息变量 $I_t$ 的对数序列服从高斯 AR(1)过程(Andersen,1996),设 $\ln(I_t) = \lambda_t$ , $\lambda_t = \gamma + \phi\lambda_{t-1} + v\epsilon_t$ , $\epsilon_t \sim iidN(0,1)$ ,这就对 Tauchen 和 Pitts(1983)关于混合变量序列独立的假定进行了扩展。

对模型进行标准化,设价格波动方程中 $\sigma_{\Delta p} = 1$ ,则标准二元混合模型(1)变为:

$$\Delta P_t | \lambda_t \sim N(0, \exp(\lambda_t)) \quad (4)$$

$$V_t | \lambda_t \sim N(\mu_v \exp(\lambda_t), \sigma_v^2 \exp(\lambda_t)) \quad (5)$$

$$\text{并且: } \lambda_t | \lambda_{t-1} \sim N(\gamma + \phi\lambda_{t-1}, v^2) \quad (6)$$

对于修正混合分布模型,方程(3)式由下面的方程(7)式来替代:

$$\frac{V_t}{c} | \lambda_t \sim N([m_0 + m_1 \exp(\lambda_t)], [m_0 + m_1 \exp(\lambda_t)]) \quad (7)$$

注意到,二元混合模型包含着一个描述价格波动的单变量定义形式(4)式和(6)式,这与 Danielsson(1994), Jacquier, Polson 和 Rossi(1994)提出的一元随机波动模型一致。其中,(6)式中的参数 $\phi$ 表示对数波动过程的持续性, $|\phi| < 1$ 。常量因子 $\beta = \exp(\gamma/2)$ 表示即时波动, $v$ 表示对数波动序列的波动。本文将利用单元混合模型(4)、(6)式,标准二元混合模型(4)、(5)和(6)以及修正二元混合模型(4)、(6)和(7)式对中国股票市场进行实证研究。

### 三、实证结果及分析

#### 1. 数据及其修正

选取上交所 2002 年底按流通股排名前 10 位的个股每天收盘价和成交量作为本文的实证数据,时间跨度为 2000 年 1 月 1 日至 2003 年 8 月 29 日。2000 年以后上市的股票剔除从上市之后一个月的数据。日收益使用连续复利率计算的收益率,为消除股票拆分、送配、红利等事件对股价的影响,收盘价都进行了除权。日交易量我们使用日换手率数据,这样可以避免由于股票拆分、送配等事件产生的前后交易量的不可对比性;另外,量价关系模型要求进入模型的交易量数据必须是平稳序列,因此需要对交易量进行去趋势操作,而去掉趋势的平稳序列的特征将严重依赖于其消除趋势的方法(Lo 和 Wang, 2000),使用换手率可以避免上述缺陷。本文使用个股而非股指是因为 MDH

理论主要是针对个股价格波动动态特征的模型。首先对日收益序列和日换手率序列进行平稳性检验,这里运用被广泛使用的单位根检验法:增广迪基—福勒检验法(ADF)和菲利普斯—配荣方法(PP)。结果发现对所有的股票,在5%的显著性水平收益序列和换手率序列都显著拒绝单位根假设,说明它们都是平稳序列。

2. 实证结果及分析

本文基于10只股票的日数据资料,对以上三种混合分布模型进行估计,采用MCMC方法(Markov Chain Monte Carlo,马尔可夫链蒙特卡罗方法)。因为在现存的估计方法中,Jacquier(1994)等研究说明MCMC方法对随机波动模型是最优的。模型的估计是利用Winbugs软件编程实现,对每个模型的估计均模拟50000次(其中前4000次循环用于“退火”),所得结果见表1~表3。

表1 单元混合模型的参数估计结果

参数	600019	600028	600036	600050	600104	600653	600688	600808	600839	600868
$\beta$	1.169 (.0038)	1.134 (.0082)	1.591 (.0066)	1.315 (.0089)	1.599 (.0067)	1.907 (.0070)	1.240 (.0095)	1.612 (.0060)	1.673 (.0052)	1.610 (.0044)
$\phi$	.9075 (.0048)	.9157 (.0024)	.9103 (.0040)	.9471 (.0021)	.9445 (.0025)	.9468 (.0021)	.9286 (.0032)	.9043 (.0038)	.9001 (.0052)	.9223 (.0053)
$\nu$	.3723 (.0048)	.3185 (.0061)	.3042 (.0087)	.3211 (.0075)	.2782 (.0081)	.2886 (.0068)	.3176 (.0063)	.3532 (.0102)	.3801 (.0120)	.4510 (.0164)

注:( )中的值为蒙特卡罗模拟标准差(MC S. E.)。

由表1,和参数估计值相比,所有参数的蒙特卡罗模拟标准差都非常小,说明模拟精度很高。所有股票的波动持续性参数 $\phi$ 高度显著,并且都大于0.9,说明股票的收益序列具有很强的波动持续性,这与以往的实证结论完全一致。

表2 标准二元混合模型的参数估计结果

参数	600019	600028	600036	600050	600104	600653	600688	600808	600839	600868
$\beta$	1.26 (.0037)	1.24 (.0046)	1.459 (.0038)	1.263 (.0049)	1.748 (.0028)	1.978 (.0030)	1.762 (.0058)	1.529 (.0062)	1.684 (.0029)	1.337 (.0048)
$\phi$	.77 (.0011)	.761 (9.0E-4)	.752 (9.6E-4)	.8018 (5.8E-4)	.7998 (6.2E-4)	.8546 (3.7E-4)	.8526 (3.5E-4)	.8346 (8.9E-4)	.7817 (4.6E-4)	.7762 (6.7E-4)
$\nu$	.5923 (.0015)	.5908 (9.9E-4)	.616 (.0011)	.5524 (6.9E-4)	.5787 (9.8E-4)	.5136 (5.9E-4)	.5475 (4.2E-4)	.5367 (.0012)	.5323 (4.0E-4)	.5202 (5.4E-4)
$\mu_1$	.3644 (.0021)	.3953 (.0028)	.6186 (.0031)	.7688 (.0059)	.2744 (7.8E-4)	.1403 (3.6E-4)	.1698 (.0013)	.2973 (.0023)	.1363 (4.6E-4)	.1155 (7.4E-4)
$\sigma_c$	.077 (.0023)	.0547 (.0014)	.0926 (.0029)	.1051 (.0021)	.0867 (9.1E-4)	.0233 (4.5E-4)	.0238 (4.5E-4)	.0706 (.0013)	.0141 (1.4E-4)	.0127 (2.9E-4)

注:( )中的值为蒙特卡罗模拟标准差(MC S. E.)。

和一元混合模型相比,所有参数估计值的MC样本标准差估计精度更

高。交易量方程中的参数  $\mu_v$  和  $\sigma_v$  的估计值均显著为正,这说明日交易量的条件期望和条件方差都与日信息量  $I_t$  正相关,符合 Clack(1973)的 MDH 混合分布假说理论。但我们注意到,标准二元混合模型所反应的波动持续性参数和一元混合模型相比都有不同程度的降低,除 600653、600688 和 600808 降低较小外,其他股票平均降低 15.6%,说明标准二元混合模型没能充分反应股价波动方差的持续性。这与我们所理想的有些差距,如果二元混合分布模型被正确定义,其对股票波动持续性参数的估计应该显著等于或大于单元混合分布模型。

表 3 修正二元混合模型的参数估计结果

参数	600019	600028	600036	600050	600104	600653	600688	600808	600839	600868
$\beta$	1.277 (.0025)	1.267 (.004)	1.483 (.0061)	1.367 (.0079)	1.765 (.0040)	2.021 (.0068)	1.812 (.0043)	1.585 (.0053)	1.729 (.0039)	1.325 (.0059)
$\phi$	.8008 (3.6E-4)	.808 (6.5E-4)	.7722 (8.3E-4)	.8339 (.0010)	.8006 (4.7E-4)	.8649 (2.8E-4)	.8662 (3.3E-4)	.8405 (6.5E-4)	.8049 (4.4E-4)	.8097 (.0012)
$\nu$	.6296 (.0010)	.6755 (.002)	.6919 (.0027)	.7163 (.0033)	.6035 (.0012)	.5109 (9.2E-4)	.596 (.0011)	.6414 (.0021)	.6025 (.0015)	.7019 (.0025)
$c$	.0288 (2.2E-4)	.026 (2.4E-4)	.0469 (4.7E-4)	.0398 (5.3E-4)	.026 (2.9E-4)	.0114 (7.2E-5)	.0114 (7.9E-5)	.0194 (1.4E-4)	.0094 (6.8E-5)	.0069 (1.4E-4)
$m_0$	2.232 (.0289)	4.231 (.0698)	4.279 (.097)	7.74 (.1347)	1.138 (.0399)	1.583 (.0672)	4.802 (.0697)	5.956 (.0962)	6.779 (.0871)	9.614 (.1898)
$m_1$	10.58 (.0684)	10.84 (.093)	10.24 (.0997)	10.92 (.1101)	9.891 (.0857)	11.38 (.0683)	11.9 (.0814)	10.75 (.0334)	10.88 (.0807)	10.29 (.2804)

注:( )中的值蒙特卡罗模拟标准差(MC S. E.)。

表 3 列出了修正二元混合模型的估计结果。从估计结果看,  $m_0$  和  $m_1$  显著大于 0,这充分验证了理论模型的假定:日交易量由流动性交易和日信息流冲击产生的信息交易构成。而我们更感兴趣的是该修正模型对价格波动持续性的反应程度,所有股票的  $\phi$  值均落在 0.77 和 0.87 之间,这在很大程度上揭示了价格波动的持续性。和表 2、表 1 相比,修正二元混合模型参数  $\phi$  的估计值均大于标准二元模型估计的相应值,说明其对波动持续性的描述强于标准二元混合模型;但仍低于一元混合模型的相应值,除了 600653、600688 和 600808 降低较少外,其他股票平均降低 12.7%。分析出现这种结果的原因,可能是由于二元混合模型的理论假定在解释价格波动的持续性方面还不够完善。比如,交易量与价格变动的动态关系由信息流变量惟一决定的假定;交易者对待信息流过程的敏感度相同的假定等。另外,信息流对股票价格的冲击和对交易量的冲击程度也许并不相同,信息对价格波动的冲击可能比对交易量的冲击具有更长的记忆性,因此,把信息流过程分解为长期成份和短期成份也许是必要的。

## 五、结 论

本文利用动态二元混合分布模型对中国股票市场进行了实证检验。得出以下结论:

(1)二元混合分布模型揭示了交易量与价格波动的联动性特征,即交易量与价格波动是由潜在的直接因素——流过程共同趋动的,股市信息是产生价格持续性波动的根源。

(2)标准二元模型的实证结果显示日交易量的条件期望和条件方差都与日信息量正相关。修正二元混合模型的实证检验结论表明,日交易量由与信息独立的流动性交易和市场信息冲击产生的信息交易构成,从而进一步加强了量价关系理论与市场微观结构理论的内在联系。

(3)动态二元混合模型能够揭示交易量与收益波动的联动规律性,能够在很大程度上捕捉日价格波动的持续性,但还显不足。分析原因可能由于二元混合模型理论的假定尚存在一些偏差。因此如何对二元混合模型进行完善,使之与市场微观结构理论更加紧密衔接将是研究者面临的重大挑战,同时也对市场微观结构研究者能够开发出更加适于量价动态关系的理论提出更高的要求。

参考文献:

- [1]Anderson T G. Return volatility and trading volume: An information flow interpretation of stochastic volatility[J]. Journal of Finance, 1996,51.
- [2]Karpoffm J M. The relation between price changes and trading volume: A survey[J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis,1994,64.
- [3]Danielsson Jon. Stochastic volatility in asset prices estimation with simulated maximum likelihood[J]. Journal of Econometrics, 1994,64.
- [4]Glosten L , Milgrom P R. Bid, ask, and transaction prices in a specialist market with heterogeneously informed traders[J]. Journal of Financial Economics 1985,14.
- [5]Jacquier E, Polson N G Rossi P E. Bayesian analysis of stochastic volatility models[J]. Journal of Business and Economic Statistics,1994,12.
- [6]Lamoureux C G, W D Lastrapes. Heteroskedasticity in stock return data: Volume versus GARCH effects[J]. Journal of Finance, 1990,XLV, No. 1.
- [7]Lamoureux C G, W D Lastrapes. Endogenous trading volume and momentum in stock return volatility[J]. Journal of Business and Economics Statistics, 1994,12.
- [8]Liesenfeld R. Dynamic Bivariate Mixture models: Modeling the behavior of prices and trading volume[J]. Journal of Business and Economic Statistics,1998,16.

(下转第 133 页)

and the effectiveness of strategic conducts of a firm, and it's also a good measurement of the sustainable competitiveness of a firm. The paper focuses on the strategic maturity of Chinese firms from the prominence of core business, the way of starting new business, the value of business, share of strategy, and the causes of strategic success and failure. It puts forward the measures to improve the strategic maturity of Chinese firms so as to cope with the international competition.

**Key words:** strategic maturity; core business; competitiveness

---

(上接第 94 页)

## A Study on the Application of Dynamic Bivariate Mixture Model in Price-volume Relationship

LI Shuang-cheng<sup>1</sup>; ZHEN Zeng-rong<sup>2</sup>

(1. School of Mathematics and Statistics, Hebei University  
of Economics and Trade, Shijiazhuang 050061, China

2. Editorial Department, Journal of Hebei University of Economics  
and Trade, Shijiazhuang 050061, China)

**Abstract:** This paper is the first one to have introduced the Dynamic Bivariate Mixture Distribution Models(DBMD) and to have used it to make an empirical study on price-volume relationship in China's stock market. The results of the study show that the DBMD models can capture the persistence of return volatility, and reveal the joint dynamic relations between price volatility and trading volume. But there are shortcomings in the models. The paper analyses the causes of these shortcomings and puts forward some suggestion to revise it.

**Key words:** trading volume; return volatility; Dynamic Bivariate Mixture Distribution Models