

权证市场和基础市场关系研究

——基于二元 GARCH 模型的实证分析

刘维奇 谢黎旭

(山西大学管理学院)

【摘要】 本文首先通过建立 ARIMA $(p, 0, q)$ 模型将交易量变动率分成预期的和非预期的两个变量, 然后列入到二元 GARCH $(1, 1)$ 模型的条件均值方程中, 来研究股票市场和权证市场之间的信息不对称关系。同时通过使用 BEEK 模型的设定形式作为 GARCH 模型的条件方差方程, 来研究股票市场和权证市场之间的交易量波动溢出关系。通过实证研究, 结果表明我国的股票市场和权证市场之间确实存在显著的信息不对称效应和双向的交易量波动溢出效应, 且这种波动溢出现象也具有一定的“不对称性”。

关键词 股票市场 权证市场 GARCH 模型 信息不对称效应 波动溢出效应

中图分类号 F830 文献标识码 A

The Relation between Warrant Market and Its Underlying Assets

Abstract : In this paper , we investigate the asymmetric information effect and volatility spillover effect between the trading volume of warrants and their underlying spot trading volume through the bivariate GARCH model. At first , we classify volume volatility into two parts with the ARIMA model : the expected and the unexpected , and we add them all into the conditional mean equations of the bivariate GARCH model , in order to investigate the asymmetric information relationship. At the same time , we use the form of the BEEK model as the conditional variance equations to investigate the volatility spillover relationship. The empirical study shows : there indeed exists significant asymmetric information effect and bi-directional volume volatility spillover effect with asymmetry.

Key words : Spot Market ; Warrant Market ; GARCH Model ; Asymmetric Information Effect ; Volatility Spillover Effect

引 言

权证 (warrant) 是指标的证券发行人或其以外的第三方发行, 约定持有人在规定期间内或特定到期日, 有权按约定价格向发行人购买或出售标的证券, 或以现金结算方式收取结算差价的有价证券。它是一种权凭证, 是最基本的金融衍生产品。海外权证市场的发展起源于 1911 年美国电力公司发行的股本权证, 之后在欧洲获得了蓬勃发展, 作为重要的金融衍生工具在发达国家的证券市场扮演着举足轻重的角色。国际交易联合会 (FIBV) 2003 年 3 月的一项抽样调查表明, 其 54 个会员交易所中已经有 83% (45 个) 推出了权证交易, 这一比例仅次于股票 (95%) 和企业债 (88%), 位列所有交易品种的第三位。2004 年全球权证交易总额超过 1900 亿美元, 比 2003 年上升了 50% 多。可见, 权证已成为海外各证券交易所的一类主体交易品种, 并且正以迅猛的速度不断发展。

而在国内证券市场, 1992 年 6 月, 沪市发行了我国第一只权证——大飞乐配股权证, 之后沪深两市又陆续推出了不少认股权证。但当时我国证券市场正处于初建时期, 市场法规不完善, 市场相当稚嫩, 投资者风险意识薄弱, 伴随着高度投机, 市场处于高度无序的状态。于是, 权证产品市场也相当混乱, 存在严重投机行为, 部分权证价格竟被炒得远远高于正股价格, 甚至出现了大幅度偏离、暴涨暴跌的现象。当时权证产品失去了权证的本身含义和价值, 已沦为高度投机的工具。1996 年 6 月, 权证交易最终被叫停, 沪深两市之后也没有发行新的权证, 整个权证市场从我国的证券市场上消失了。直到 2005 年 8 月, 权证产品作为股权分置改革的一个对价方式, 阔别 9 年后又回到了国内市场, 在沪市上市的宝钢权证成为恢复权证交易后第一只亮相的权证。截至 2007 年 3 月底, 沪深两市已陆续推出了 34 只权证。这一年多来, 中国权证市场发展迅猛。据国际证券交易所联合会统计, 2003~2005 年间, 香港连续 3 年是全球成交金额最高的权证市场。但 2006 年 1~11 月数据显示, 中国内地权证市场总成交额达 2439 亿美元以上, 高于香港全年约 2304 亿美元的成交金额, 成为全球最活跃的权证市场。因此, 对我国权证市场进行研究尤其是实证研究已急不可待。对我国权证市场的实证研究, 不仅可以正确认识我国的权证市场, 指导投资者合理投资, 同时可以为我国政府制定正确的政策和制度, 并可以为规范我国权证市场提供依据。

因此, 本文根据沪市的大多数权证及其标的股票的 5 分钟交易量数据, 首先运用 ARIMA (p, 0, q) 模型将交易量分为可预期的和不可预期的交易量, 然后建立二元 GARCH (1, 1) 模型, 定量分析权证市场与其基础市场之间的信息不对称效应和两市场之间的交易量波动溢出关系, 以期进一步了解我国证券市场的运行规律及特殊性, 从而对权证的定价、交易及监管提供切实可行的建议。

一、文献回顾

在海外市场, 从 1911 年发行第一只权证至今, 已有近 100 年的历史, 权证市场比较成熟, 国外学者对权证波动关系的研究也比较多。Drarper、Mark 和 Tang (2001) 检验了权证上市对标的股票价格、波动性和交易量的影响。结果发现交易量增加, 但是对波动性没有产生影响, 也有价格效应, 但是这种效应似乎只是暂时的。Park、Switzer 和 Bedrossian (1999) 分析发现不可预期的期权交易活动有助于提高标的股票的股本收益, 而可预期的期权交易活动只对少数公司的股本收益波动有显著影响, 这与股本期权市场的交易不会系统地引起标的股本市场的价格不稳定相一致。Hagelin (2000) 根据瑞典的 OMX 指数研究了期

权市场波动和基础市场波动之间的关系。结果表明对看涨期权、看跌期权以及看涨和看跌期权,在完整样本期间与基础市场之间存在间接因果关系,看涨期权市场与基础市场波动之间的间接因果关系在两个子样本期间都存在,在其中一个子样本期间还发现了双边因果关系。在其中一个子样本期间,看跌期权市场可预测的和不可预测的波动对基础市场波动的影响是极其显著的;而另一个子样本期间,可预测的波动对基础市场的影响是消极显著的,不可预测的波动则是消极不显著的。看涨和看跌期权不同程度地影响基础市场,这种潜在的影响根据不同的市场环境而发生变化。

我国权证市场是个新兴市场,大多学者仍局限于理论探索,实证研究相对不多。从已有的研究来看,目前国内学者大都从权证定价角度出发,研究权证的理论价值与市场价值的偏离。权证市场和基础市场之间的关系研究也很少,主要有房振明、王春峰(2006)等采用线性和非线性因果检验方法对我国股票市场和权证市场相互关系进行实证研究。结果表明刚刚启动的权证市场与股票市场之间不存在双向联系,仅存在从权证市场到股票市场较弱的单向影响。刘洋、庄新田(2006)运用因果检验的方法,检验沪市6只认购权证与其标的股票之间的因果关系。分析结果表明,在大样本条件下,认购权证与其标的股票之间存在单向的Granger因果关系,权证的价格走势影响其标的股票的价格走势;在小样本条件下,认购权证与其标的股票之间不存在显著的Granger因果关系。

可见,国内目前还没有对权证与其标的股票之间的波动传递关系研究。因此本文将采用目前研究时间序列的最新多元GARCH模型对我国权证市场和股票市场的关系进行研究。

二、数据和方法

1. 数据

2005年8月,权证产品作为股权分置改革的一个对价方式,阔别9年后又回到了国内市场,并受到了我国股民的极力热捧。截至2007年3月底,沪深两市已陆续推出了34只权证(其中沪市23只,深市11只),已摘牌权证11只(其中沪市8只,深市3只)。由于每只权证产品的上市时间有先有后,且存续期最多为一年,因此,作者根据选取尽量多只权证的原则,截取2006年12月18日至2007年1月26日作为样本区间,选取沪市的18只权证、15只标的股票交易量作为样本数据,通过建立二元GARCH模型来研究我国权证市场和股票市场之间的相互关系。

Lee和Chen(2005)在研究我国台湾的权证市场和股票市场的日内关系和刘洋、庄新田(2006)在研究我国内地的6只认购权证和标的股票之间的因果关系时用到的样本是15分钟高频数据,但是随着网上交易的趋势,越来越多的交易信息、公告和政策法规通过网上交易系统都能在第一时间反馈给股民,而且网上交易操作简单快捷,再加上T+0交易规则,5分钟K线成为股民投资参考的一个重要技术指标,因此,本文选取5分钟高频数据作为研究基础数据。选择样本期间共40天,除去非交易日,共27个交易日。我国权证的交

18只权证分别是:邯钢JTB1、包钢JTB1、包钢JTP1、长电CWB1、沪场JTP1、首创JTB1、雅戈QCB1、雅戈QCPI、万华HXB1、万华HXP1、原水CTP1、茅台JCP1、马钢CWB1、海尔JTP1、国电JTP1、伊利CWB1、中化CWB1、招行CMP1。其中,9只认购和9只认沽,包钢JTB1和包钢JTP1,雅戈QCB1和雅戈QCPI,万华HXB1和万华HXP1是三只蝶式权证。

15只标的股票分别是:邯钢铁、包钢股份、长江电力、上海机场、首创股份、雅戈尔、烟台万华、原水股份、贵州茅台、马钢股份、青岛海尔、国电电力、伊利股份、中化国际和招商银行。

易时间与股票的交易时间一样，都是上午从 9:00~11:30，下午从 1:00~3:00，一个交易日 49 个数据。再加上 2007 年 1 月 22 日 10:25 的交易量为零，应当除去。综上，所选择本期间每一序列 1322 个有效数据。所有数据均来自天相证券数据库。

为了更好地研究权证市场和基础市场之间的交易量波动关系，我们首先对原始数据进行处理，得到交易量比 $v_{i,t}/v_{i,t-1}$ 。一般来说，金融时间序列都是非平稳的，而下文用到的 ARIMA($p, 0, q$) 模型仅适用于平稳序列，于是我们对非平稳时间序列进行差分变换（单整阶数为 d ，则进行 d 阶差分）或者对数差分变换使其转化为平稳的时间序列 $I(0)$ 。因此，我们定义交易量变动率为交易量比的自然对数，即

$$V_{s,t} = \log(v_{s,t}/v_{s,t-1}) \times 100 \quad (1)$$

$$V_{o,t} = \log(v_{o,t}/v_{o,t-1}) \times 100 \quad (2)$$

其中， $v_{s,t}$ 、 $v_{o,t}$ 分别表示在时间 t ，组合股票和组合权证的 5 分钟交易量； $V_{s,t}$ 、 $V_{o,t}$ 分别表示在时间 t ，组合股票和组合权证的交易量变动率。

如果分别研究单个公司的权证交易量波动和 A 股交易量波动之间的相互关系，一方面样本股票和样本权证只数比较多，建立关系难以分析；另一方面个股交易量中含有过多的噪音成分，因此我们采用加权平均的方式分别构建 18 只权证和 15 只股票的组合交易量变动率，作为个股和市场指数的一种折中。

权证权值的计算方法为：某权证的行权价格与发行量（股）的乘积占所有样本权证的行权价格与发行量（股）的乘积之和的比例。

股票权值的计算方法为：某股的平均收盘价与境内上市的已流通股份的乘积占所有样本股票的平均收盘价与境内上市的已流通股份的乘积之和的比例。

其中平均收盘价为样本期间内日收盘价的等权平均。

2. 方法

(1) ARIMA($p, 0, q$) 模型。根据混合分布假说 (MDH)，交易量可由非信息交易量（流动性交易）和信息交易量两部分来解释。非信息交易量是交易量中可预测的部分，是投资者调整头寸或流动性需求而产生的交易，一般用交易量的均值——预期交易量来表示，信息交易量则是由于新信息的到达而产生的交易，由于无法从历史序列予以解释，一般用交易量的残差——非预期交易量来表示。

前文已经说到，ARIMA($p, 0, q$) 模型只适用于平稳序列，在使用之前先得对每一序列进行单位根检验 (unit root test)，检验其平稳性。本文通过 ADF 和 PP 检验验证了对数差分后的两个交易量变动率序列都是平稳时间序列。Chiu、Lee、Lin 和 Chen (2005) 和 Lee 和 Chen (2005) 将成交量分成预期交易量和非预期交易量来研究台湾权证市场和股票市场的关系，Park、Switzer 和 Bedrossian (1999) 则将期权的交易量分成预期交易量和非预期交易量来研究期权的交易活动对公司股本收益波动的影响。本文也通过建立 ARIMA($p, 0, q$) 模型将交易量变动率分成预期的和非预期的两个变量，然后再以零作为分界点将非预期的交易量分成正项和负项两个变量，最后都列入到二元 GARCH(1, 1) 模型的条件均值方程中，来研究股票市场和权证市场之间的相互影响关系。ARIMA($p, 0, q$) 模型如下：

组合股票指 15 只样本股票的组合。通过对 15 只股票的交易量加权平均得到。

组合权证指 18 只样本权证的组合。通过对 18 只权证的交易量加权平均得到。

$$V_{i,t} = c + \sum_{j=1}^p j V_{i,t-j} + \sum_{j=1}^q j i_{t-j} + i_{t} \quad i = \text{组合股票 (s), 组合权证 (o)} \quad (3)$$

其中, $V_{i,t}$ 指组合股票或组合权证在时间 t 的交易量变动率。

我们根据所有的估计系数显著异于零, AIC 值和 SC 值最小, 组合股票和组合权证的残差序列相互独立以及呈正态分布等标准来确定 p, q 的值, 得到他们最适合的模型分别是 ARIMA (2, 0, 1) 和 ARIMA (2, 0, 1)。然后, 我们通过求式 (3) 的均值, 分别得到组合股票和组合权证的预期交易量变动率, 而实际交易量变动率减去预期交易量变动率得到的残差, 可视为非预期交易量变动率。在理想的 ARIMA 模型中, 残差序列是均值为零, 标准差为定值的正态分布序列。

$$EV_{i,t} = c + E\left[\sum_{j=1}^p j V_{i,t-j}\right] + E\left[\sum_{j=1}^q j i_{t-j} + i_{t}\right] \quad (4)$$

$$UEV_{i,t} = V_{i,t} - EV_{i,t} \quad i = \text{组合股票 (s), 组合权证 (o)} \quad (5)$$

其中, $EV_{i,t}$ 指组合股票或组合权证在时间 t 的预期交易量变动率, $UEV_{i,t}$ 指组合股票或组合权证在时间 t 的非预期交易量变动率。

最后我们利用式 (4) 和式 (5) 得到的值将零作为判断标准, 设立两个虚拟变量即正的非预期交易量变动率 UEV^+ 和负的非预期交易量变动率 UEV^- 。虚拟变量定义如下:

$$UEV^+ = \begin{cases} UEV & \text{若 } UEV > 0 \\ 0 & \text{若 } UEV < 0 \end{cases} \quad UEV^- = \begin{cases} UEV & \text{若 } UEV < 0 \\ 0 & \text{若 } UEV > 0 \end{cases} \quad (6)$$

(2) 二元 GARCH (1, 1) 模型。一元 GARCH 模型 (univariate GARCH) 是 Bollerslev 于 1986 年在恩格尔的 ARCH 模型的基础上发展起来的, 是为了考虑波动冲击的持续性而将自回归结构加入到条件方差中。虽然一元 GARCH 模型能非常有效地刻画单个金融时间序列 (或单个市场) 的波动特征, 却不能有效地研究多个时间序列 (或多个市场) 的波动相关性, 因为一元 GARCH 模型在考察多变量波动关系时, 不得不把几个序列分割开来考察各自的条件波动性, 这必然损失变量之间相关性所包含的信息 (赵留彦、王一鸣, 2003)。而多元 GARCH 模型 (又称向量 GARCH) 利用残差向量的方差—协方差矩阵蕴涵的所有信息很好地解决了这一问题。

因此, 本文我们将利用二元 GARCH 模型来研究权证市场和其基础市场股票市场之间的相互影响关系。本文中我们选用二元 GARCH 模型, 向量条件均值方程如下:

$$V_{s,t} = \sum_{i=1}^2 \beta_{1i} \times V_{s,t-i} + \sum_{i=0}^2 \beta_{1i} \times EV_{o,t-i} + \sum_{i=0}^2 \beta_{1i} \times UEV_{o,t-i}^+ + \sum_{i=0}^1 \beta_{1i} \times UEV_{o,t-i}^- + \varepsilon_{s,t} \quad (7a)$$

$$V_{o,t} = \sum_{i=1}^2 \beta_{2i} \times V_{o,t-i} + \sum_{i=0}^2 \beta_{2i} \times EV_{s,t-i} + \sum_{i=0}^2 \beta_{2i} \times UEV_{s,t-i}^+ + \sum_{i=0}^1 \beta_{2i} \times UEV_{s,t-i}^- + \varepsilon_{o,t} \quad (7b)$$

其中, $V_{s,t}$ 指组合股票在时间 t 的交易量变化率, $V_{o,t}$ 指组合权证在时间 t 的交易量变化

由于解释变量中有两个虚拟变量, 为避免陷入“虚拟变量陷阱”, 故两个方程都没有设置常数项。

率; $EV_{s,t-i}$, $EV_{o,t-i}$ 分别指组合股票和组合权证在时间 $(t-i)$ 的预期交易量变动率; $UEV_{s,t-i}^+$, $UEV_{o,t-i}^+$ 分别指组合股票和组合权证在时间 $(t-i)$ 的的正的非预期交易量变动率; 而 $UEV_{s,t-i}^-$, $UEV_{o,t-i}^-$ 分别指组合股票和组合权证在时间 $(t-i)$ 的负的非预期交易量变动率。

在条件均值方程组 (7a)、(7b) 中列入前文所设立的两个虚拟变量 UEV^+ 和 UEV^- , 来解释权证市场和股票市场之间是否存在信息不对称效应, 即某金融市场的利坏消息比利好消息会对另一市场引起更大的波动。

本文中我们使用 BEKK 向量条件方差方程:

$$H_t = C C + A_{t-1} A_{t-1} + B H_{t-1} B \tag{8}$$

其中, C 为常数上三角矩阵; A 代表 ARCH 项的系数矩阵; B 代表 GARCH 项的系数矩阵; H_t 为 2×2 维矩阵; 表示股票市场和权证市场在时间 t 的方差—协方差矩阵。各矩阵具体表示如下:

$$H_t = \begin{pmatrix} h_{s,t} & h_{s,o,t} \\ h_{o,s,t} & h_{o,t} \end{pmatrix} \quad C = \begin{pmatrix} c_{11} & c_{12} \\ 0 & c_{22} \end{pmatrix} \quad A = \begin{pmatrix} 11 & 12 \\ 21 & 22 \end{pmatrix} \quad B = \begin{pmatrix} 11 & 12 \\ 21 & 22 \end{pmatrix} \tag{9}$$

将条件方差—协方差矩阵以分量方程的形式可表示为:

$$h_{s,t} = c_{11}^2 + 2_{11} h_{s,t-1} + 2_{11} 21 h_{s,o,t-1} + 2_{21} h_{o,t-1} + 2_{11}^2 h_{s,t-1} + 2_{11} 21 h_{s,t-1} h_{o,t-1} + 2_{21}^2 h_{o,t-1} \tag{10a}$$

$$h_{o,t} = c_{12}^2 + c_{22}^2 + 2_{12} h_{s,t-1} + 2_{22} h_{s,o,t-1} + 2_{22} h_{o,t-1} + 2_{12}^2 h_{s,t-1} + 2_{12} 22 h_{s,t-1} h_{o,t-1} + 2_{22}^2 h_{o,t-1} \tag{10b}$$

$$h_{s,o,t} = c_{11} c_{12} + 11_{12} h_{s,t-1} + (12_{21} + 11_{22}) h_{s,o,t-1} + 21_{22} h_{o,t-1} + 11_{12}^2 h_{s,t-1} + (21_{12} + 11_{22}) h_{s,t-1} h_{o,t-1} + 21_{22}^2 h_{o,t-1} \tag{10c}$$

其中, $h_{s,t}$ 指股票的条件方差; $h_{o,t}$ 指权证的条件方差; $h_{s,o,t}$ 指权证和股票的条件协方差; c_{ij} , 1_{ij} , 2_{ij} 分别为矩阵 C 、 A 、 B 的第 (i, j) 个元素。

在本模型中, 我们通过估计出 A 、 B 矩阵各元素的具体数值, 来研究股票市场与股票市场、权证市场和权证市场以及股票市场和权证市场之间的相互影响关系。更进一步, 我们通过 1_{ij} , 2_{ij} (其中 $i \neq j$) 值的设定进行似然比检验, 从而检验股票市场和权证市场之间是否存在交易量的波动溢出关系。具体检验如下:

- (1) 检验不存在股票对权证的单向波动溢出效应, $H_0: 12 = 12 = 0$;
- (2) 检验不存在权证对股票的单向波动溢出效应, $H_0: 21 = 21 = 0$;
- (3) 检验不存在股票和权证之间的双向溢出效应, $H_0: 12 = 12 = 21 = 21 = 0$ 。

三、实证分析

1. 基本统计描述

根据数据计算组合股票和组合权证交易量变动率, 将其按照时间顺序绘于图 1, 以便直观地观察组合股票和组合权证交易量变动率的变化情况。

BEKK 模型向量表达式是 Engle 和 Kroner 在结合 Baba, Engle, Kraft 和 Kroner 研究的基础上提出的一类多元 GARCH 模型, 此模型根据这四个人姓名的第一个字母命名。

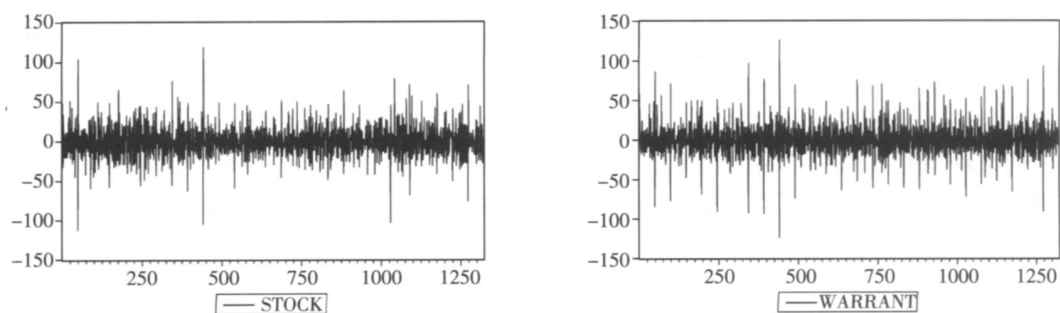


图1 组合股票和组合权证交易量变动率的时间趋势图

从图1可以看出,组合股票和组合权证两个时间序列中均有多个异常峰值出现,表明两个市场的成交量变动率波动均具有一定突发性和显著性,而且序列当中的异常波动具有非常明显的聚类现象,即在某个时间段异常波动集中在一起,这表明时间序列的波动性具有条件异方差迹象,因此,可以初步判断出这两个时间序列中出现的扰动不是白噪声过程。

表1 组合股票和组合权证基本统计特征 (2006—12—18~2007—01—26)

统计量	组合股票	组合权证
均值 (Mean)	0.03969	0.06325
标准差 (Std. Dev)	20.04311	21.18599
偏度 (Skewness)	0.126303	0.20528
峰度 (Kurtosis)	6.64884	7.42377
最大值 (Maximum)	118.3306	126.1070
最小值 (Minimum)	-112.0026	-122.0026
中位数 (Median)	-0.364822	-0.956791
极差 (Range)	230.3332	248.9442
ADF (5)	-21.498 (-2.567)	-22.30406 (-2.567)
PP (5)	-82.782 (-2.5667)	-72.06835 (-2.5667)
Jarque-Bera 检验	736.338 (<0.01)	1086.426 (<0.01)

注: ADF 和 PP 用以检验序列的平稳性,其最优滞后阶数为 5,括号内为 1% 的临界值。Jarque-Bera 统计量是用来检验序列的正态分布,在正态假设下服从 χ^2 分布,且 $JB = N[\text{skewness}^2/6 + (\text{kurtosis} - 3)^2/24]$ 。

表1进一步给出了成交量变动率的基本统计特征描述。从表1可以看出组合股票和组合权证的均值分别为0.03969和0.06325,而且在样本区间两个序列的交易量变动率的标准差非常接近。两个交易量变动率的Jarque-Bera统计值分别为736.338和1086.426,且相应的P值都小于0.01,这说明它们是显著异于正态分布的。峰度均显著大于3,说明具有尖峰特征,偏度均显著大于零,最大值分别为118.3306和126.1070,最小值分别为-112.0026和-122.8372,中位数分别为-0.364822和-0.956791,这说明两序列均是右偏的,而最大值和最小值之差即极值分别达到230.3332和248.9442,说明具有厚尾特征。因此这两个时间序列的分布具有明显的“尖峰厚尾”特征。通过对这两个序列的平稳性进行ADF检验和PP检验,得到其ADF统计量值和PP统计量值均分别小于1%显著水平下的临界值,可以判断出这两个时间序列均为平稳序列。

2. 基于二元 GRACH (1, 1) 模型的信息不对称效应和波动溢出效应检验

当我们利用 ARIMA ($p, 0, q$) 模型来估计可预期交易量与不可预期交易量时, 根据估计系数是显著的, 最小的 AIC 值和 SC 值, 得到了股票交易量变化率序列和权证交易量变化率序列的最佳模型都为 ARMA (2, 1)。根据同样的标准, 得到了向量 GARCH (1, 1) 模型中的条件均值方程的滞后阶数都为 2。这就意味着, 当信息到达某一市场后, 会马上引起该市场的交易量波动, 且这一波动一般会在 15 分钟内 (包括一期同步传递和两期滞后传递) 传递给另一市场。

(1) 基于二元 GRACH (1, 1) 模型的条件均值方程的信息不对称效应检验。在华尔街流传着这样一句话: 交易量引起价格的变化。这说明在金融市场, 交易量是信息的载体。Karpoff (1987) 也指出交易越活跃, 交易量越大, 市场波动性就越大。同时国内外大量的实证分析和市场现象也表明, 大的波动性总伴随着大的交易量, 交易量和波动性之间显著正相关。

表 2 二元 GARCH (1, 1) 模型股票和权证的系数估计结果

变 量	系数估计值	标准差	变 量	系数估计值	标准差
11	- 0. 4532 *	0. 0269	21	- 0. 4677 *	0. 0273
12	- 0. 2277 **	0. 0268	22	- 0. 2508 *	0. 0273
10	- 6. 9403 *	4. 9448	20	- 0. 9857 *	1. 8032
11	4. 6580 *	2. 8632	21	1. 3957 **	1. 2836
12	- 0. 4553 *	0. 2845	22	- 0. 1723 *	0. 1992
10	0. 4004 *	0. 0367	20	0. 4187 *	0. 0399
11	2. 9327 *	1. 7512	21	0. 8774 *	0. 7387
12	0. 1427 **	0. 0558	22	0. 0676 *	0. 0604
10	0. 4793 ***	0. 0354	20	0. 6007 ***	0. 0404
11	2. 7035 *	1. 7537	21	0. 7032 *	0. 7417
12	0. 3594 *	0. 0845	22	0. 4913 *	0. 1502

注: *、**和 ***分别表示显著性水平 1%, 5%和 10%。

表 2 给出了二元 GARCH 模型条件均值方程的估计, 结果, 从表中我们可以看出, 所有的系数都显著异于零, 这说明我国的股票市场 (权证市场) 不仅受到来自自身市场前期信息冲击的影响, 还受到权证市场 (股票市场) 的前期可预期的信息冲击和不可预期的利好信息和利坏信息冲击的影响。特别是 $\beta_{ij} < 0$ ($i, j = 1, 2$), $\beta_{10}, \beta_{12}, \beta_{20}, \beta_{22} < 0$, 且显著异于零, 这说明股票市场 (权证市场) 受到自身市场的信息冲击或权证市场 (股票市场) 的可预期的信息冲击后, 会引起较大的交易量波动, 同时这种波动还会传递给后期的股票市场 (权证市场), 且这种传递方向是相反的。从表 2 中我们还可以看到, 对于条件均值方程中分别表示正的非预期交易量和负的非预期交易量的系数 α_i 和 β_j 均大于零, 说明不可预期的交易量波动的传递方向是一致的。而且从 $\alpha_i > |\beta_j|$, 可以得到可预期的信息冲击比不可预期的信息冲击对交易量波动的影响强。我们还注意到 $|\beta_{1j}| < |\beta_{2j}|$, 这说明股票市场对权证市场的影响较权证市场对股票市场的影响显著, 这可能是因为相对来讲我国股票市场的历史较早, 比较成熟, 而权证市场是一个新兴市场, 故能起到引导作用。不过, 总的说来, 我国股票市场和权证市场之间具有双向因果或者反馈关系, 股票市场引导权证市场, 同时权证市场也能引导股票市场。也就是说, 当信息到达股票市场时, 会引起股票交易量的波动, 从而

引起股票价格的波动，同时权证市场也会对这一波动做出反应，权证交易量发生波动，权证价格相应地也会发生波动，反过来又影响股票市场。

通过条件均值方程的系数估计，我们发现股票市场对权证市场的影响大于权证市场对股票市场的影响。下面我们进一步通过似然率 $LR1$ ， $LR2$ ， $LR3$ 和 $LR4$ 来检验股票市场和权证市场是否具有信息不对称效应，从表 3 可以看出， $LR1$ ， $LR2$ ， $LR3$ 和 $LR4$ 的值在 1% 水平下都是显著大于零，这也说明了股票市场（权证市场）正的和负的交易量波动确实会影响权证市场（股票市场），而且波动传递方向是一致的。 $LR5$ 和 $LR6$ 则是检验是否存在负的交易量波动（代表坏消息）比正的交易量波动（代表好消息）对市场的影响大这一现象，即信息不对称现象。估计结果显著为负值表明，我国的股票市场和权证市场存在信息不对称现象。因此，当投资者在预期某个市场的波动时，如果忽视了信息不对称效应，不仅会增加投资风险，还会损失利润。

表 3 股票市场和权证市场信息不对称效应检验

似然率	假设检验	估计值	LR 统计量检验
LR1	$H_0: \rho_{10} + \rho_{11} + \rho_{12} = 0$	3.4758	54783.8776*
LR2	$H_0: \rho_{10} + \rho_{11} + \rho_{12} = 0$	3.5422	55156.7921*
LR3	$H_0: \rho_{20} + \rho_{21} + \rho_{22} = 0$	1.7952	696704.5462*
LR4	$H_0: \rho_{20} + \rho_{21} + \rho_{22} = 0$	1.3039	981567.3349*
LR5	$H_0: \rho_{10} + \rho_{11} + \rho_{12} = \rho_{10} + \rho_{11} + \rho_{12}$	-0.0664	384925.1358*
LR6	$H_0: \rho_{20} + \rho_{21} + \rho_{22} = \rho_{20} + \rho_{21} + \rho_{22}$	-0.4913	71419.1468*

注：*、**和***分别表示显著性水平 1%、5%和 10%。LR1~LR6 均服从 $\chi^2(1)$ 分布。

(2) 基于二元 GRACH (1, 1) 模型的条件方差方程的波动溢出效应检验。波动溢出效应通常是指两个市场之间的相互影响关系，如果一个金融市场的交易量或交易价格等的波动不仅受到自身同期或前几期的波动的影响，而且还受到别的金融市场同期或前几期的波动的影响。国外研究市场间的波动溢出效应的较多，国内也开始陆续研究。赵留彦、王一鸣 (2003) 研究了我国 A 股和 B 股之间的波动溢出效应，结果表明，我国股票市场仅存在 A 股向 B 股的单向波动溢出。董秀良、张屹山 (2006) 则研究发现，我国原油市场和伦敦原油市场之间存在显著的双向溢出效应，单相比较而言，我国市场对伦敦市场的波动溢出效应较伦敦市场对我国市场的波动溢出效应更为显著。

本文通过使用极大似然法估计出向量 GARCH (1, 1) 的条件方差方程即式 (8) 的各系数矩阵的各元素的值 (估计结果如表 4)，然后对估计模型的残差进行自相关性和 ARCH-LM 检验，得到这样建立模型是合理的。最后在估计模型的基础上再进一步做波动溢出效应检验。表 5 则显示了我国股票市场和权证市场之间的波动溢出效应的检验结果。

表 4 二元 GARCH (1, 1) 模型股票和权证的系数矩阵估计结果

矩阵元素	C	标准差	B	标准差	A	标准差
(1, 1)	0.7102*	1.4771	-0.1728*	0.0424	0.3238**	0.1112
(1, 2)	0	0	-0.1475***	0.0621	0.1979*	0.1177
(2, 1)	0.1683***	1.2818	0.1143*	0.1350	0.1576*	0.1026
(2, 2)	0.5405*	1.0883	0.0584*	0.0301	0.3124*	0.1075

注：*、**和***分别表示显著性水平 1%、5%和 10%。

表5 股票市场和权证市场之间的波动溢出效应检验

情形	假设	似然率
不存在股票向权证的单向溢出	$H_0: \lambda_{12} = \lambda_{21} = 0$	LR1 = 918.3965 *
不存在权证向股票的单向溢出	$H_0: \lambda_{12} = \lambda_{21} = 0$	LR2 = 438.1157 *
不存在股票和权证的双向溢出	$H_0: \lambda_{12} = \lambda_{21} = \lambda_{11} = \lambda_{22} = 0$	LR3 = 672.9648 *

注：*、**和***分别表示显著性水平1%、5%和10%。

从表4可以看出，矩阵A和矩阵B的对角元素 λ_{11} ， λ_{22} ， λ_{11} ， λ_{22} 在1%或5%水平下均显著异于零，这说明我国的股票市场和权证市场的交易量波动均受前期交易量波动的影响。从表5可以看出，似然率检验结果表明在1%水平下均拒绝原假设，这说明我国股票市场和权证市场之间存在显著的双向的波动溢出效应。不过，由 $LR_1 < LR_2$ ， $\lambda_{12} > \lambda_{21}$ ， $\lambda_{12} > \lambda_{21}$ 可知，股票市场和权证市场之间交易量波动的影响具有一定的“不对称性”，即我国权证市场波动对股票市场波动的影响不如股票市场波动对权证市场波动的影响显著。这可能与我国证券市场的交易制度有关，股票市场执行的是T+1交易制度，而权证市场执行的是T+0交易制度，面对来自股票市场的波动，权证市场的投资者能够更迅速、更及时地调整投资策略和改变持仓量。但是T+0交易制度允许投资者在买进的当日就可以卖出，却有利于庄家炒作，增加了中小散户的投资风险和投资损失。

四、结论

本文首先通过建立ARIMA(p, 0, q)模型将交易量变动率分成预期的和非预期的两个变量，然后再以零作为判断标准将非预期的交易量分成正项和负项两个变量，最后都列入到二元GARCH(1, 1)模型的条件均值方程中，来研究股票市场和权证市场之间的信息不对称关系。同时通过使用BEEK模型的设定形式作为GARCH模型的条件方差方程，来研究股票市场和权证市场的交易量波动溢出关系。

通过实证研究，结果表明，我国的股票市场（权证市场）不仅受到来自自身市场前期信息冲击的影响，还受到权证市场（股票市场）的前期可预期的信息冲击和不可预期的利好信息和利坏信息冲击的影响。这可能是因为我国股票市场的历史较早，比较成熟，而权证市场是一个新兴市场，故能够起到引导作用。当信息到达股票市场时，会引起股票交易量的波动，从而引起股票价格的波动，权证市场会对这一波动做出反应，引起权证交易量的波动，权证价格相应也会发生波动，反过来又影响股票市场。但是权证市场波动对股票市场波动的影响不如股票市场对权证市场强。

结果同时表明，我国的股票市场和权证市场之间确实存在信息不对称效应，和显著的双向的交易量波动溢出效应，且这种波动溢出现象也具有一定的“不对称性”，即我国权证市场波动对股票市场波动的影响不如股票市场波动对权证市场波动的影响显著。关于股票市场和权证市场之间波动溢出效应的不对称性，可能与我国的证券市场的交易制度有关，股票市场执行的是T+1交易制度，而权证市场执行的是T+0交易制度，面对来自股票市场的波动，权证市场的投资者能够更迅速、更及时地调整投资策略和改变持仓量。因此，我们一方面要加强投资者教育，向投资者传播投资知识、传授投资经验、培养投资技能、倡导理性投资观念、提示投资风险、告知投资者权利及其保护途径和提高投资者素质，另一方面要强化市场监管，加强信息及时披露，增加信息的透明度，严厉打击庄家的非法炒作行为。

参考文献

- [1] Draper, Paul, Billy S. C. Mark, & Gordon Y. N. Tang, 2001. *The derivative warrant market in Hong Kong: relationships with underlying assets* [J], *Journal of Derivatives*, 8, 4: 72~84.
- [2] Park, Tae H., Lorne N. Switzer & Robert Bedrossian, 1999, *The interactions between trading volume and volatility: Evidence from the equity options markets* [J], *Applied Finance Economics*, 9, 6: 627~637.
- [3] Hagelin H., 2000, *Index option market activity and cash market volatility under different market conditions: an empirical study from Sweden* [J], *Applied Financial Economics*, 10, 6: 597~613.
- [4] 房振明、王春峰、李晔、卢涛:《我国股票与权证市场之间的线性及非线性因果关系》[J],《系统工程》2006年第7期。
- [5] 刘洋、庄新田:《沪市认购权证与其标的股票价格走势的 Granger 因果检验》[J],《管理学报》2006年第6期。
- [6] Lee, Ming-Chih & Chur-Da Chen. 2005, *The intraday behaviors and relationships with its underlying assets: Evidence on option market in Taiwan* [J], *International Review of Financial Analysis*, 14, 5: 587~603.
- [7] Epps, Thomas W. & Mary Lee Epps., 1976, *The Stochastic Dependence of Security Price Changes and Transaction Volumes: Implications for the Mixture-of-Distributions Hypothesis* [J], *Econometrica*, 44, 2: 305~321.
- [8] Copeland T. E. 1976, *A model of Asset trading under the assumption of sequential information arrival. Journal of Finance* [J], 31, 1149~1168.
- [9] Jennings R. H., L. T. Starks, & J. C. Fellingham. 1981, *An Empirical model of Asset Trading with Sequential Information Arrival* [J], *Journal of Finance*, 3, 6: 143~161.
- [10] Chiu, Chien-Liang, Ming-Chih Lee, Cho-Min Lin & Chur-Da Chen, 2005, *Studies on the effect of trading volume and return volatility on call warrant and underlying stocks in Taiwan* [J], *Quarterly Journal of Business & Economics*, 44, 1 & 2: 29~43.
- [11] 赵留彦、王一鸣:《AB股之间的信息流动与波动溢出》[J],《金融研究》2003年第10期。
- [12] 董秀良、张屹山:《国内外原油市场波动溢出效应的多元分析》[J],《中国软科学》2006年第12期。
- [13] 华仁海、仲伟俊:《我国期货市场期货价格收益、交易量、波动性关系的动态研究》[J],《统计研究》2003年第7期。
- [14] 高铁梅:《计量经济分析方法与建模: Eviews 应用及实例》[M],清华大学出版社,2006。
- [15] Engle, Robert F. & Kroner, Kenneth F. 1995, *Multivariate simultaneous generalized ARCH* [J], *Econometric Theory*, 11, 122~150.
- [16] Bollerslev, Tim, 1990, *Modeling the coherence in short-run nominal exchange rates: a multivariate generalized ARCH model* [J], *The Review of Economics and Statistics*, 72, 3: 498~505.
- [17] Schwert, William G., 1989, *Why does stock market volatility change over time?* [J], *Journal of Finance*, 54, 5: 1115~1151.
- [18] Karpoff, Jonathan M., 1987, *The relation between price changes and trading volume: a survey* [J], *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 22, 1: 109~126.
- [19] Bessembinder, H. & P. J. Seguin. 1993, *Price volatility, trading volume, and market depth: evidence from future market* [J], *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 28, 1: 21~29.
- [20] Easley, David & Maureen O'Hara. 1992, *Time and the process of security price adjustment* [J], *Journal of Finance*, 47, 2: 577~605.

(责任编辑:朱长虹;校对:吕小玲)