

股权分置、后股权分置与股市波动性*

罗荣华 门 明 杨水清 郭明英

〔摘 要〕始于 2005 年的股权分置改革是我国股市经历的一次重大制度性变革,无疑会对我国股市的波动性产生重要的影响。本文运用 ARCH 族模型实证分析了上证 A 指和深成 A 指在股权分置时期和后股权分置时期的波动性,并对其可能的原因进行了分析。研究发现:(1)股权分置改革对上证 A 指和深成 A 指的影响是不同的,显著增加了深成 A 指的波动性,而并未显著增加上证 A 指的波动性;(2)新信息引起的波动减小了;(3)股权分置时期的杠杆效应很明显,而后股权分置时期存在一定程度的反杠杆效应,但是并不显著;(4)后股权分置时期的长期波动大于股权分置时期的长期波动,波动具有更长的记忆特性。

关键词:股权分置 后股权分置 波动性 ARCH 族模型

JEL 分类号:G10 G11 G12

一、引 言

股权分置是我国股市的特有现象,它人为的将 A 股上市公司的股票分为国家股、法人股、个人股和外资股,其中国家股和法人股暂不能上市流通,被称为“非流通股”,占有的比重大概为 2/3,另外一部分可以上市流通,被称为“流通股”,其占有比重大概为 1/3。这一制度安排造成了我国股市的“同股不同权,同股不同价”现象,严重影响了我国股市资源配置效率。为了解决这一历史遗留问题,中国证监会于 2005 年 4 月 29 日发布了《关于上市公司股权分置改革试点有关问题的通知》,并于 5 月 9 日宣布了第一批试点的 4 家公司——金牛能源、清华同方、三一重工和紫江企业,这标志着我国股权分置改革正式开始,从此我国股市正式进入“后股权分置”^①时期。股权分置改革这一事件必将对我国股市造成一系列重大影响,其中一个很重要的方面就是股市的波动性。因此,研究股权分置时期和后股权分置时期我国股市的波动性对于检验股权分置改革的效果、为制定即将到来的全流通时代风险管理措施具有很重要的意义。同时,对投资者来说也具有很强的参考价值。这正是本文写作的出发点和落脚点。

二、文献综述

股权分置改革后,国内学者对其给股市各方面造成的影响进行了大量研究,取得了丰硕的成

* 罗荣华,对外经济贸易大学国际经济贸易学院,博士研究生;门明,对外经济贸易大学国际经济贸易学院,教授,博士生导师,对外经济贸易大学远程教育学院院长;杨水清,对外经济贸易大学国际经济贸易学院,博士研究生;郭明英,对外经济贸易大学国际经济贸易学院,博士研究生。本文获得国家社会科学基金项目(课题批准号:08BJY155)、对外经济贸易大学研究生科研创新基金(A2012046)资助。

① 股权分置改革的目的是使我国的股票市场成为全流通市场。按照计划,2006 年底大部分上市公司已经完成了股改,股改产生的“小非”在股改方案通过后一年可上市流通,而“大非”在股改方案通过后三年可全流通。依此推算,到 2010 年我国股票市场应该实现全流通,不再存在“大小非”问题。但现实的情况是,到目前为止,仍有大量的“大小非”在不断的解禁流通。因此,确切的来说,目前我国股市正处在股改后、全流通前的“后股权分置”时期。

果。在股市波动性方面,刘明和王仁曾(2006)运用 ARCH 类模型,对股权分置改革中的上证指数进行分时段拟合分析,发现改革前的市场有更大的波动性并存在反向杠杆效应,且不及股改后的市场有效率。王少平和陈永伟(2008)通过对非平稳非线性 ARCH 模型的扩展,揭示并解释了股市收益波动的特征:短期内波动存在 ARCH 效应但集聚性相对较弱,这说明中国股市的短期风险在加剧;成交量以非线性逻辑函数予以解释和确定,这意味着股改后中国股市的长期风险在减弱。李从欣等(2008)运用 GARCH 族模型分析了股权分置改革前后我国股市的波动性,结果发现与股权分置改革前相比,股权分置改革后股市波动性增大,反向杠杆作用减小,风险与收益正相关,他们认为这些都与股票全流通相关。张慧莲(2009)使用经过调整后的 TARCH 模型对股权分置改革前后我国股票市场的波动性进行了检验,结果发现股权分置改革之后,无论是上升阶段还是下降阶段,我国 A 股市场的整体波动性明显加剧。孙伶俐(2009)利用上证综合指数日收益率和深证成份指数的日收益率数据,采用 GARCH(1,1)-M 模型与 EGARCH(1,1)-M 模型对收益率的波动性进行研究。研究结果显示上海证券市场存在较明显的“杠杆效应”,且股权分置改革对上海证券市场的影响较大,对深圳证券市场的影响较小;同时也显示沪深证券市场的期望收益与期望风险存在正向关系。谢世清和邵宇平(2011)运用 GARCH 模型对 2001 年 6 月 1 日至 2010 年 5 月 31 日的万得全 A 指数进行了实证分析;区分了股权分置改革对市场波动性影响的短期效应和长期效应;重新解读了市场有效性的变化。他们发现:股改的短期效应提高了市场的波动性;股改的长期效应导致了市场波动性的下降;新信息对市场波动性的影响变小了;冲击对市场影响的长期记忆性变大。傅传锐(2012)利用系综经验模式分解方法(EEMD)考察了股改启动前、股改期间与股改基本完成后上证综指与深证成指的波动结构特征及其变化。实证结果表明:与股改基本完成前相比,股改后我国股市的波动结构发生显著变化,即短期波动成分成为解释股市总体波动的最主要因素。同时,中期波动成分的平均周期大幅延长。股改后限售股大规模且集中解禁与减持对股市的冲击强化了市场的短线投机行为,引发股市短期波动急剧增加。而人民币升值、次贷危机等因素导致的中期波动更具持久性。

三、研究方法与创新

(一)研究方法

本文采用 ARCH 族模型来研究股市的波动性。Engle(1982)提出自回归条件异方差(ARCH)模型,随后,为了描述高阶 ARCH 效应, Bollerslev(1986)对 ARCH 模型扩展,进一步提出广义自回归条件异方差(GARCH)模型。为了反映好、坏消息对条件方差的不同影响,即消息对市场波动的非对称性,国外学者提出了两个模型,一个是 Zakoian(1994)和 Glosten 等(1993)提出的门限自回归条件异方差(TGARCH)模型,另一个是 Nelson(1991)提出的 EGARCH(指数 GARCH)模型,该模型消除了 GARCH 模型中系数的非负限制。为了描述风险波动对预期收益率的影响程度,Engle 等(1987)将条件方差作为收益率的影响因子建立 ARCH-M 模型。同时,他们首先提出了成分 GARCH(Component GARCH)模型,该模型考虑到迅速衰减和缓慢衰减的不同信息类型,条件方差序列因此可以分解为长期波动成分和短期波动成分。

(二)创新之处

第一,明确了目前我国股市处在“后股权分置”时期。“后股权分置”时期这一概念在前文的脚注中以阐明,这对于把握我国股市所处的时期以及作后续的研究具有重要意义,而已有的研究未作这样的时期区分。

第二,选取上证 A 指数和深圳成分 A 指数为研究对象,同时扩大了样本区间。股权分置改革

仅仅针对 A 股,因此应该采用 A 股指数来反映股改的影响。而现有的文献除谢世清和邵宇平(2011)外,其他绝大多数选取的是上证综指和深成指。谢世清和邵宇平(2011)选取的虽然是万得全 A 指数,但是只能作为一个整体,无法区分股权分置改革对上交所和深交所两个市场的影响,本文的实证分析表明,股权分置改革对两个市场的影响确实不一样。另外,本文将样本区间扩大到 2012 年 8 月 31 日,数据量的增加更增强了结论的可靠性。

第三,将整体和分时期研究相结合。已有的文献要么是将收益率序列作为一个整体,采用虚拟变量研究股改前后的波动性,如孙伶俐(2009),谢世清和邵宇平(2011),张慧莲(2009)。要么是将收益率序列分成股改前后两个时间段分别进行研究,如李从欣等(2008),傅传锐(2012),刘明和王仁曾(2006)。本文将两者结合,使研究结论更可靠。

第四,使用成分 GARCH 模型研究股市的短期和长期波动。已有的研究成果并未有采用此方法来研究股市的短期和长期波动,而且本部分的研究结论与其他部分的研究结论相互印证和补充。

四、实证分析

(一)数据选取、处理及检验

我国服务在 1996 年 12 月 16 日实行了涨跌停制度,即在一个交易日内,除首日上市的证券外,证券的交易价格相对于上一个交易日收盘价格的涨跌幅度不得超过 10%。这大大降低了由于投机而引起的股价波动。因此,本文选取上证 A 指和深成 A 指 1997 年 1 月 2 日至 2012 年 8 月 31 日的日收盘价为研究对象,共 3790 个数据。数据来源为 Wind 数据库,分析软件采用 Eviews6.0。本文首先求出日收盘价的对数收益率,即 $r_t = \ln p_t - \ln p_{t-1}$, r_1 和 r_2 分别代表上证 A 指和深成 A 指的收益率序列,然后对收益率序列进行正态性、平稳性和 ARCH 效应的检验。

1.正态性检验

由表 1 可知,收益率序列皆呈现左偏和尖峰的特性,JB 统计量的伴随概率 p 等于 0。因此,可认为收益率序列不服从正态分布。

表 1 收益率序列正态性检验结果

收益率序列	均值	偏度	峰度	JB 统计量	P 值
r_1	0.000213	-0.21511	7.311923	2964.54	0
r_2	0.000242	0.000242	6.436036	1883.32	0

2.平稳性检验

平稳性检验采用不含截距项和趋势项的 ADF 检验,滞后项阶数由软件自动确定。从表 2 的结果可知,两收益率序列皆是平稳的。

表 2 收益率序列平稳性检验结果

收益率序列	ADF 统计量	1%临界值	5%临界值	10%临界值	P 值
r_1	-61.75529	-2.56557	-1.94091	-1.616643	0.0001
r_2	-59.3059	-2.56557	-1.94091	-1.61664	0.0001

3.ARCH 效应检验

本文采用 ARCH-LM 方法检验。首先将收益率序列对常数项进行回归得到残差序列,然后取滞后阶数为 8,结果如表 3 所示。由此,可知残差序列存在高阶 ARCH 效应,因此可使用 GARCH 模型进行分析。

表 3 收益率序列 ARCH 效应检验结果

收益率序列	F 统计量	卡方值	P 值
r_1	32.98751	247.2326	0
r_2	40.5179	299.2047	0

(二)股权分置改革对股市波动的实证分析

1.股权分置改革前后整体波动性大小

为了比较股权分置与后股权分置时期波动性大小,本文采用设定虚拟变量 d ,股权分置时期(1997 年 1 月 2 日——2005 年 4 月 29 日)其取值为 0,后股权分置时期(2005 年 5 月 9 日——2012 年 8 月 31 日)其取值为 1。同时,为了反映风险与收益的关系,模型在均值方程中加入风险这一变量,由于残差不服从正态分布,本文采用广义误差分布(GED)。因此,本部分采用 $GARCH(1,1)-M$ 模型,其具体的形式如下:

$$\begin{cases} r_t = \mu + \delta \ln h_t + \varepsilon_t \\ \varepsilon_t = \sqrt{h_t} v_t, v_t \sim i.i.d \\ h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1} + \gamma d \end{cases} \quad (1)$$

从表 4 的结果可知:无论是上证 A 指还是深成 A 指,其风险的系数为正,且在显著性水平为 5%下通过检验。因此,我们可认为风险和收益呈正相关关系,即风险越大,投资者要求的期望收益也越大;虚拟变量 d 的系数都为正,但在 5%的显著性水平下,上证 A 指未通过检验,这说明股权分置改革对上证 A 指和深成 A 指的影响是不同的,显著增加了深成 A 指的波动性,而并未显著增加上证 A 指的波动性。其原因可能是上海证券交易所的承载能力较强,股权分置改革造成的影响在很大程度上已被其消化。

表 4 整体检验结果

系数	上证 A 指			深成 A 指		
	估计值	Z 统计量	P 值	估计值	Z 统计量	P 值
均值方程						
δ	0.001602	4.485001	0	0.001832	4.535426	0
μ	0.014355	4.589306	0	0.015666	4.537531	0
方差方程						
α_0	4.72E-06	4.141716	0	5.31E-06	4.262097	0
α_1	0.088638	8.633935	0	0.083403	8.952506	0
β_1	0.891958	77.97757	0	0.895867	87.00182	0
γ	2.11E-06	1.724813	0.0846	4.25E-06	2.642888	0.0082

2.波动持续性比较

本部分将收益率序列分成股权分置时期和后股权分置时期两个序列分别进行研究,且仍然在均值方程中考虑风险这一变量。因此,本部分采用的模型形式如下:

$$\begin{cases} r_t = \mu + \delta \ln h_t + \varepsilon_t \\ \varepsilon_t = \sqrt{h_t} v_t, v_t \sim i.i.d \\ h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1} \end{cases} \quad (2)$$

从表 5 的结果可知,无论是上证 A 指还是深成 A 指都有:(1) $\alpha_1 + \beta_1 < 1$,这表明波动序列是平稳的,具有可预测性;(2)新信息引起的波动减小了;(3)历史信息引起的波动增加了,波动表现为更

长的记忆特性。其原因可能是近年来机构投资者发展的较快,占有的比重越来越大,其他散户投资者也变得越来越理性,更加注重对历史信息分析,以此决定股票的交易,而不像股权分置时期更注重“消息”和“政策”。

表 5 波动持续性比较结果

系数	上证 A 指		深成 A 指	
	股权分置	后股权分置	股权分置	后股权分置
估计值				
均值方程				
δ	0.002151*	0.001154**	0.001779*	0.001382***
μ	0.019031*	0.010756**	0.015073*	0.012181***
方差方程				
α_0	0.0000122*	0.00000191***	0.00000914*	0.00000318**
α_1	0.147949*	0.051131*	0.116292*	0.048716*
β_1	0.802193*	0.943871*	0.851261*	0.943679*

注:*,**、*** 分别表示在 1%、5%、10%下显著。

3. 杠杆效应比较

为了研究坏消息是否会比好消息引起更大的波动,即是否存在杠杆效应,本部分采用 $TGARCH(1,1)-M$ 和 $EGARCH(1,1)-M$ 模型。由于篇幅原因,只列出模型的检验结果,模型的具体形式如下:

$$\begin{cases} r_t = \mu + \delta \ln h_t + \varepsilon_t \\ \varepsilon_t = \sqrt{h_t} v_t, v_t \sim i.i.d \\ h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \gamma d_{t-1} \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1} \end{cases} \quad (3)$$

$$\text{其中 } d_{t-1} = \begin{cases} 0, \varepsilon_{t-1} \geq 0 \\ 1, \varepsilon_{t-1} < 0 \end{cases}$$

从表 6 的结果可以看出,无论是上证 A 指还是深成 A 指,股权分置时期的杠杆效应很明显,而后股权分置时期存在一定程度的反杠杆效应,但是并不显著。其可能的原因是我国的股市仍然是一个新兴的市场,投机的成分还较浓。当股价上升时存在“追涨”现象,而当股价下跌时并不“杀跌”,存在一定程度的“惜售”情结。另外用 $EGARCH(1,1)-M$ 模型检验也能得到相同的结论。

表 6 杠杆效应检验结果

系数	上证 A 指		深成 A 指	
	股权分置	后股权分置	股权分置	后股权分置
估计值				
均值方程				
δ	0.001914*	0.001314*	0.001653*	0.001386***
μ	0.016827*	0.012162*	0.013882*	0.012219***
方差方程				
α_0	0.0000112*	1.56E-06	0.00000871*	0.00000316**
α_1	0.088184*	0.056779*	0.086383*	0.048866*
γ	0.103146*	-0.01308	0.064645*	-0.00032
β_1	0.813707*	0.947003*	0.851898*	0.943741*

注:*,**、*** 分别表示在 1%、5%、10%下显著。

4.短期、长期波动的比较

本部分采用成分 $GARCH(1,1)-M$ 模型来研究两个时期的短期和长期波动情况。模型的具体形式为：

$$\begin{cases} r_t = \mu + \delta \ln h_t + \varepsilon_t \\ \varepsilon_t = \sqrt{h_t} v_t, v_t \sim i.i.d \\ h_t - c_t = \alpha(\varepsilon_{t-1}^2 - c_{t-1}) + \beta(h_{t-1} - c_{t-1}) \\ c_t = \omega + \rho(c_{t-1} - \omega) + \lambda(\varepsilon_{t-1}^2 - h_{t-1}) \end{cases} \quad (4)$$

在式(4)中, $h_t - c_t$ 表示短期波动成分, 且以 $\alpha + \beta$ 的势趋于 0, c_t 表示长期波动成分, 且以 ρ 的势趋于 ω 。

从表 7 的结果可知, 无论是上证 A 指还是深成 A 指都有: (1) 后股权分置时期 $\alpha + \beta$ 值大于股权分置时期 $\alpha + \beta$ 值, 这表明后股权分置时期的短期波动衰减的速度慢于股权分置时期。(2) 后股权分置时期 ω 值大于股权分置时期 ω 值, 这表明后股权分置时期的长期波动大于股权分置时期的长期波动。其原因可能是投资者对股权分置改革后“大小非”的陆续解禁和减持给市场带来的波动产生了更高的预期。(3) 后股权分置时期 ρ 值大于股权分置时期 ρ 值, 这表明后股权分置时期的长期波动的持久性大于股权分置时期, 表现更长的记忆特性。其可能的原因与前文一样。

表 7 短期和长期波动检验结果

系数	上证 A 指		深成 A 指	
	股权分置	后股权分置	股权分置	后股权分置
	估计值			
ω	0.000254*	0.000347***	0.000265*	0.000434***
ρ	0.96115*	0.995696*	0.977411*	0.997551*
λ	0.13796*	0.043167*	0.07231*	0.024296
α	0.00838*	0.00838*	0.084233**	0.029381
β	-0.98795	0.832244***	0.69084*	0.940501*

注: *, **, *** 分别表示在 1%、5%、10% 下显著。

五、结论和政策建议

通过以上实证分析, 本文主要得出以下四点结论:

第一、股权分置改革对上证 A 指和深成 A 指的影响不同, 显著增加了深成 A 指的波动性, 而并未显著增加上证 A 指的波动性。其原因可能是上海证券交易所的承载能力较强, 股权分置改革造成的影响在很大程度上已被其消化。

第二、新信息引起的波动减小了; 历史信息引起的波动增加了, 波动表现为更长的记忆特性。其原因可能是近年来机构投资者发展的较快, 占有的比重越来越大, 其他散户投资者也变得越来越理性, 更加注重对历史信息分析, 以此决定股票的交易, 而不像股权分置时期更注重“消息”和“政策”。

第三、股权分置时期的杠杆效应很明显, 而后股权分置时期存在一定程度的反杠杆效应, 但是并不显著。其可能的原因是我国的股市仍然是一个新兴的市场, 投机的成分还较浓, 当股价上升时存在“追涨”现象, 而当股价下跌时并不“杀跌”, 存在一定程度的“惜售”情结。

第四、后股权分置时期的短期波动衰减的速度慢于股权分置时期; 后股权分置时期的长期波动大于股权分置时期的长期波动, 其原因可能是投资者对股权分置改革后“大小非”的陆续解禁和

减持给市场带来的波动产生了更高的预期;后股权分置时期的长期波动的持久性大于股权分置时期,表现更长的记忆特性。

针对我国股市流通环节存在的问题,本文提出以下几点建议:

第一、完善信息披露制度,加大对披露虚假信息的处罚力度。上市公司各方面重要的信息对投资者非常重要,投资者可根据上市公司披露的信息来判断公司股票的投资价值,以此决定是否买卖股票以规避损失,上市公司必须按照信息披露制度及时、准确的进行披露;另一方面,对于上市公司不进行信息披露、或者披露不完全、甚至虚假披露的违法行为,监管者要依法严惩,绝不姑息。给投资者造成损失的要依法补偿。

第二、进一步完善交易制度和其他各项措施。股权分置改革的核心问题可以说是如何处理“大小非”的问题。许多研究表明,“大小非”的解禁和减持给股市带来了一定程度的波动性,监管者要继续完善“大小非”在大宗交易平台交易的制度,鼓励限售股股东自愿延长锁定期,股东也要兑现自己在一定时期内不减持的承诺。除此之外,还可运用各种政策手段,如税收手段对“大小非”减持数量进行调控,从而遏制股东减持冲动。另外,要严格细化“大小非”的解禁时间和解禁数量,稳定投资者的预期,缓解给股市带来的波动。

第三、优化投资者结构,规范投资者的交易行为。投资者结构是否合理是评价一个市场是否成熟的重要标志。在欧美等发达市场,其机构投资者占有的市值达70%左右,其中一半是养老金和保险公司等长期机构投资者,还有相当数量的公益基金和赠与基金。而据有关资料显示,我国机构投资者持有的市值大概20%左右,其中社保资金、企业年金等长期资金的市值占比不到5%,投资者结构严重不平衡。因此,必须大力发展机构投资者,加快养老金、企业年金和住房公积金等长期资金入市步伐,监管者要在市场准入、业务模式、费率体系、评价激励等方面采取更加灵活的制度安排。同时,要规范投资者的交易行为,对投资者进行教育,倡导价值投资、理性投资和长期投资的理念。

第四、大胆进行金融创新。金融创新是金融发展的生命力所在。实践证明,金融创新能够为投资者规避风险,从而减缓股市的波动性。现阶段,我们要继续完善融资融券、转融资和股指期货等金融创新,稳步推进转融券的试点工作,为投资者对冲金融风险提供丰富的金融产品和渠道。

参考文献

- 傅传锐(2012):《股权分置改革与股市波动结构——基于EEMD方法的实证研究》,《经济经纬》,第1期。
- 李从欣、李国柱、符立新(2008):《股权分置改革前后股市波动特性分析》,《财会月刊》,第4期。
- 刘明、王仁曾(2006):《股权分置改革中上证指数波动——基于ARCH类模型比较分析》,《统计与信息论坛》,第21期。
- 孙伶俐(2009):《股权分置改革对我国证券市场波动性的实证分析》,《经济纵横》,第1期。
- 王少平、陈永伟(2008):《中国股权分置改革与股市波动的非线性持续》,《世界经济》,第3期。
- 谢世清、邵宇平(2011):《股权分置改革对中国股市波动性与有效性影响的实证研究》,《金融研究》,第2期。
- 张慧莲(2009):《股权分置改革前后股指波动性测度及原因分析》,《金融研究》,第5期。
- Bollerslev, T. (1986): “Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity”, *Journal of Econometrics*, 31, 307-327.
- Engel, R. (1982): “Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of U.K. Inflation”, *Econometrica*, 50, 987-1008.
- Engle, R., D. Lilien and R. Robins (1987): “Estimating Time Varying Risk Premium in the Term Structure: The ARCH-M Model”, *Econometrica*, 55, 391-407.
- Glosten, L., R. Jagannathan and D. Runkle(1993): “On the Relation between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks”, *Journal of Finance*, 48, 1779-1801.
- Nelson, D. (1991): “Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach”, *Econometrics*, 59, 347-370.
- Zakoian, J. (1994): “Threshold Heteroskedastic Model”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 18, 931-944.

(责任编辑:周莉萍)