

上市公司控制权转移市场反应的实证分析

刘茂平

(暨南大学金融研究所 广州 510632)

【摘要】 本文用事件研究法及ARMA模型对2003~2006年我国上市公司控制权转移事件的市场反应进行实证研究。结果表明:市场对控制权转移事件的反应具有明显的“先抑后扬再抑”的倒N型特征,控制权转移信息存在提前泄漏问题。但是,随着市场的逐步完善,投机炒作现象有所减少。

【关键词】 控制权转移量 市场反应 ARMA模型

拥有公司控制权可以带来收益,这就是为什么当今世界兼并与收购活动风起云涌、公司控制权争夺如此激烈的原因。控制权转移能够给股东带来收益,这是由于作为公司外部治理机制的控制权市场可以对不力的公司管理者形成威胁,促使其努力提高公司价值,否则控制权将转移到能够提高公司价值的其他管理者手中。当发生控制权转移时,一些表现股票市场交易特征的指标,比如股价、股票交易量会发生异常波动,即产生所谓的“市场异象”(蓝发钦等,2007)。

在国外,学者们早就注意到这一现象,并且做了大量的实证研究。在国内,由于股票市场建立的时间比较迟,并且没有形成完善的控制权交易市场,因此这方面的研究尚处于起步阶段,同时存在一定的局限。在股权分置改革后我国上市公司控制权转移有什么样的新的特征?市场的反应又有什么新的特点?在股权分置改革后如何规范发展我国的控制权交易市场?这些都是值得探讨的问题。

一、研究方法

本文先用事件研究法对我国上市公司控制权转移的市场反应进行整体分析,再引入ARMA模型进行分阶段分析。具体步骤如下:

1. 定义研究对象。本文的研究对象是上市公司控制权发生转移的事件。

2. 确定事件窗口。笔者把控制权转移公告日定义为“0”,并且将观测的窗口期设定为公告日前40个交易日以及公告日后的20个交易日。各公司控制权转移事件公告日前后的股票收益率记为 R_{jt} ,其中, j 代表第 j 家样本公司的股票, t 代表第 t 个观测日, $t=-40,-39,\dots,-1,0,1,\dots,19,20$ 。

3. 计算所需指标。

(1) 个股日收益率 R_{jt} 。

$$R_{jt} = (P_{jt} - P_{jt-1}) / P_{jt-1}$$

其中: R_{jt} 代表第 j 家样本公司股票第 t 日的收益率; P_{jt} 代表第 j 家样本公司股票第 t 日的收盘价格。

(2) 同期市场指数收益率 I_t 。

$$I_t = (i_t - i_{t-1}) / i_{t-1}$$

其中: i_t 为第 t 日的上海和深圳证券交易所综合指数收益率, i_t 为该观测日的收盘指数。

(3) 个股非正常收益率 AR_{jt} 。本文选取基于指数的计算模型来计算个股非正常收益率。即:

$$AR_{jt} = R_{jt} - I_t$$

(4) 平均超常收益率 AAR_t 。

$$AAR_t = \frac{1}{N} \sum_{j=1}^N AR_{jt}$$

其中, N 为样本公司家数。

(5) 累计平均超常收益率 CAR_t 。

$$CAR_t = \sum_{t=S}^E AAR_t$$

其中: S 是累计平均超常收益率开始计算日, E 是结束计算日。

(6) 个股相对交易量 $SVOL_{it}$ 。将第 t 日的股票交易量 VOL_{it} 除以该股票在事件期内的平均交易量 \overline{VOL}_i ,即得到标准化后的交易量。

$$SVOL_{it} = VOL_{it} / \overline{VOL}_i$$

值得注意的是,上述计算都按复权后的股票价格进行计算,以消除与控制权转移无关事件对股价的影响。

4. 进行T检验。为了验证控制权转移事件公告期间股票超常收益率是否存在,假定各样本相互独立且服从正态分布,进行T检验,其检验统计量为:

$$T_{AAR} = \frac{AAR_t}{S(AAR/\sqrt{N})} \text{ 或 } T_{CAR} = \frac{CAR_t}{S(CAR)/\sqrt{N}}$$

二、样本及数据选择

本文样本和数据均来自于中国证券市场研究数据库(CSMAR)。以沪深两市2003~2006年发生的1 868项股权转让交易为基础,从中选取符合要求的涉及控制权转移的样本进行研究。标准如下:①第一大股东在协议转让后发生变更,实际控制权发生转移。国内学者多以超过一定比例(比如20%)的股权转让作为控制权转移的标志,这种方法应该是欠妥的。对于一些股权分散的上市公司,转让低于10%的股权都可能会导致控制权的转移。相反,有些股权集中的上市公司,

即使转让了20%的股权也未必导致控制权的转移。因此,本文以第一大股东发生变更作为控制权转移的标准。②控制权的转移必须是交易双方自愿并按市场规则进行的。涉及法律诉讼和其他原因而使交易一方被动成为控制方的予以剔除。③转让已经成功,且不存在关联交易。④有公开的可获得的交易价格及股权转让比例数据,剔除数据不全的。⑤在控制权发生转移前后本文所选取的事件窗口内有连续的交易。

根据上述标准选择,最终得到有效样本57个。其中上海证券交易所28个,深圳证券交易所29个。

三、控制权转移市场反应的实证研究结果

(一)整体研究结果

我们分别考察控制权转移事件发生之前40个交易日内和该事件结束之后20个交易日内全部57家样本公司的市场反应,具体结果见表1。图1为整个事件期内AAR与CAR的变化趋势。

表1 AAR、CAR 分析结果

时间段	AAR	T _{AAR}	P 值	CAR	T _{CAR}	P 值
(-40,0)	0.001 1	2.487 4 **	0.015 9	0.045 0	2.487 4 **	0.015 9
(-30,0)	0.001 4	2.890 6 ***	0.005 5	0.044 8	2.890 6 ***	0.005 5
(-20,0)	0.004 7	3.098 8 ***	0.003 0	0.040 7	3.098 8 ***	0.003 0
(-10,0)	0.002 4	2.024 9 **	0.047 7	0.026 4	2.024 9 **	0.047 7
(0,+10)	-0.001 4	-1.615 4	0.111 8	-0.015 0	-1.615 7	0.111 8
(0,+20)	-0.001 3	-1.900 5 **	0.062 5	-0.026 6	-1.900 5 **	0.062 5

注:***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平上显著,下同。

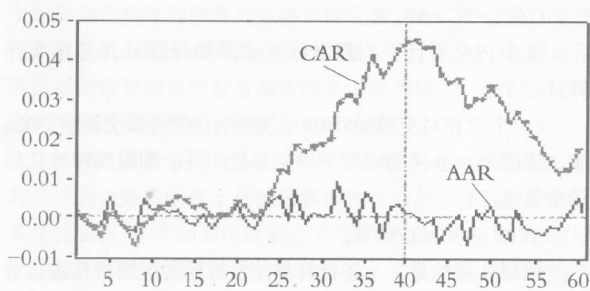


图1 AAR、CAR 的变化趋势

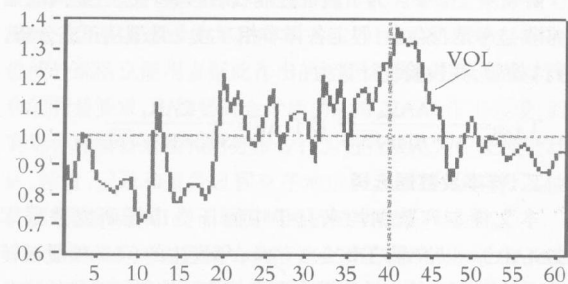


图2 VOL 的变化趋势

表1结果结合图1、图2的直观趋势表明,控制权转移作为一个完整事件,从总体上讲,市场反应在统计上是显著的。同时,CAR在[-40,-20]窗口期内基本上在0值附近波动,而在[-20,+20]窗口期内有较大的变化。因此,下面对[-20,+20]

窗口期内市场的反应做进一步分析,结果如表2所示。

表2 [-20,+20]内 AAR、CAR 的 T 检验结果

	均值	T 值		均值	T 值
AAR ₋₂₀	-0.001 203	-0.357 737	CAR ₋₂₀	-0.001 203	-0.357 737
AAR ₋₁₅	-0.000 475	-0.167 718	CAR ₋₁₅	0.007 266	1.103 535
AAR ₋₁₀	0.001 333	0.423 593	CAR ₋₁₀	0.015 692	1.624 54
AAR ₋₉	0.009 094	2.954 477 ***	CAR ₋₉	0.024 786	2.407 036 **
AAR ₋₈	0.002 395	0.775 274	CAR ₋₈	0.027 181	2.623 96 **
AAR ₋₇	-0.001 859	-0.682 422	CAR ₋₇	0.025 322	2.185 15 **
AAR ₋₆	0.006 392	1.840 524 *	CAR ₋₆	0.031 714	2.708 748 ***
AAR ₋₅	0.005 358	1.487 256	CAR ₋₅	0.037 072	3.207 588 ***
AAR ₋₄	-0.004 98	-1.855 437 *	CAR ₋₄	0.032 091	2.693 161 ***
AAR ₋₃	0.002 901	0.924 696	CAR ₋₃	0.034 992	2.791 265 ***
AAR ₋₂	0.003 568	1.310 502	CAR ₋₂	0.038 673	2.984 777 ***
AAR ₋₁	0.001 666	0.361 273	CAR ₋₁	0.040 339	2.820 241 ***
AAR ₀	0.000 381	0.093 92	CAR ₀	0.040 72	3.098 785 ***
AAR ₊₁	-0.001 659	-0.407 723	CAR ₊₁	0.039 06	2.822 09 ***
AAR ₊₃	-0.006 417	-1.793 976 *	CAR ₊₃	0.032 56	2.117 064 **
AAR ₊₄	-0.002 242	-0.728 052	CAR ₊₄	0.030 318	1.918 119 *
AAR ₊₅	0.000 613	0.186 448	CAR ₊₅	0.030 931	2.031 899 **
AAR ₊₆	-0.006 811	-3.369 173 **	CAR ₊₆	0.024 121	1.577 666
AAR ₊₁₀	-0.003 674	-1.766 667 *	CAR ₊₁₀	0.025 315	1.467 345
AAR ₊₁₅	-0.004 169	-1.517 597	CAR ₊₁₅	0.012 102	0.696 407
AAR ₊₂₀	0.000 442	0.160 824	CAR ₊₂₀	0.001 374	0.726 707

由表2可知,AAR围绕0值上下波动,峰值出现在公告日前第9个交易日,AAR为0.909 4%,且通过1%的显著性检验;谷值出现在公告日后第6个交易日,AAR为-0.681 1%,且通过5%显著性检验。公告日前AAR有14日为正,占总时间段20天的70%;公告日后AAR只有7天为正,占总时间段20天的35%。

CAR在公告日前显著上升,于公告当天达到4.072%,并且通过了1%的显著性检验。这说明控制权转移在公告日前存在一定的信息泄漏,获得信息的投资者对未来公司的发展存在良好的预期,马上抬高股价,造成CAR上升。随着公告的发布,信息被逐步消化吸收,CAR呈下降趋势。

(二)分类研究结果

事件研究法将控制权转移作为一个整体事件,检验该事件对相关上市公司股价、交易量的影响是否具有统计上的显著性。下文对控制权转移事件发生过程中的股价、交易量序列做进一步的分析,目的是归纳出我国上市公司控制权转移市场反应所具有的特征。本文采用ARMA模型进行分析。

1. 平稳性检验。运用ARMA模型要求时间序列是平稳的,所以本文先对平均超常收益率和交易量序列的平稳性进行检验。

从图1、图2可以大致判断平均超常收益率和交易量分布满足平稳性的要求。为了稳健,本文分别采用ADF检验(1979)和PP检验(1988),检验结果见表3。结果表明平均超常收益率

和交易量都是平稳变量。

表3 AAR、VOL 的单位根检验

变量	类型(C,T,P)	ADF 检验 T 值	PP 检验 T 值	5%临界值	结论
AAR	(0,0,0)	-6.944 5	-6.967 4	-1.945 9	平稳
VOL	(C,0,0)	-3.441 1	-3.279 2	-2.910 1	平稳

注:检验类型(C,T,P)中的C、T、P分别表示检验时存在常数项、时间趋势项和滞后阶数。滞后阶数由AIC准则得到。

2. 相关性检验。时间序列数据的波动集聚特征表明其存在自相关性,这也是ARMA建模方法的基础。

在窗口期[-40,+20]平均超常收益率的自相关和偏自相关系数都在5%的显著性水平以内,说明此为一纯随机序列,不能用ARMA构建相应模型。这一点与蓝发钦、李琳(2007)得到的结论是一致的,但他们强行用ARMA模型进行模拟,这是值得商榷的。对交易量进行Q检验,通过Ljung-Box Q统计量分析,时滞为5、10、15的P值全部为0,说明其存在显著的序列相关性。PAC系数在第一次时滞之后急剧下降,且滞后1阶全部落入到随机区间,因此可以建立ARMA(1,2)模型。

同样地,对分窗口来说,AAR都建立不了ARMA模型。对交易量来说,窗口期[-40,-20]可建立ARMA(1,2)模型,窗口期[-20,0]可建立ARMA(1,3)模型,窗口期[0,+20]可建立ARMA(1,1)模型。

3. ARMA模型分析结果。

(1)交易量序列的总体分析。交易量的总体拟合结果见表4。那么,在[-40,+20]事件窗口期的模型如下:

$$VOL_t = 0.999^{***} vol_{t-1} + \varepsilon_t + 0.448^{***} \varepsilon_{t-1} + 0.156 \varepsilon_{t-2}$$

由于自回归系数 $\rho_1 = 0.999$,表明交易量序列在事件期内整体上是水平波动的,基本服从随机游走形式。但这并不能说明市场对控制权转移事件的反应与平时一样,这是因为时间序列的平均波动把各时段的变化给掩盖了,因此得进行分阶段分析。

表4 [-40,+20]内交易量序列的ARMA模型分析结果

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AR(1)	0.999 442	0.006 293	158.807 5	0.000 0
MA(1)	-0.448 498	0.131 084	-3.421 460	0.001 2
MA(2)	-0.156 060	0.130 993	-1.191 362	0.238 4
R-squared	0.442 588	Mean dependent var		1.001 229
Adjusted R-squared	0.423 030	S.D. dependent var		0.157 848
S.E. of regression	0.119 899	Akaike info criterion		-1.355 627
Sum squared resid	0.819 419	Schwarz criterion		-1.250 910
Log likelihood	43.668 82	Durbin-Watson stat		1.962 549

(2)交易量序列的分阶段分析。根据前面的分析,对三个窗口期[-40,-20]、[-20,0]、[0,+20]分别有如下结论(括号中数值代表相应T值):

窗口期[-40,-20],拟合为ARMA(1,2)模型: $VOL_t = 0.983^{***} vol_{t-1} + \varepsilon_t + 1.098 6^{**} \varepsilon_{t-1} + 1.229 4^{**} \varepsilon_{t-2}$ (1)

(136.68) (-2.32) (-2.31)

窗口期[-20,0],拟合为ARMA(1,3)模型: $VOL_t = 1.017^{***} vol_{t-1} + \varepsilon_t + 1.284 \varepsilon_{t-1} - 0.404^{***} \varepsilon_{t-2} - 0.328 \varepsilon_{t-3}$ (2)

(111.53) (-4.91) (0.98) (1.22)

窗口期[0,+20],拟合为ARMA(1,1)模型:

$$VOL_t = 0.976^{***} vol_{t-1} + \varepsilon_t + 0.192 9 \varepsilon_{t-1}$$
 (3)

(64.98) (-0.82)

模型(1)中自回归系数 $\rho_1 = 0.983$,表明在这一窗口期内交易量有明显的下降趋势,产生了大约-1.7%的自回归累积。这说明控制权转移事件公告20天以前交易量不但没有出现大幅上升,反而出现下降趋势。

模型(2)中自回归系数 $\rho_1 = 1.017$,也即自回归累积为1.7%。说明在控制权转移事件公告前20天以内的这段时间,交易量有明显的放大现象。这可能是由于市场对提前透露的信息给予正面的预期,认为控制权转移对公司未来业绩的提高具有一定积极作用。

模型(3)中自回归系数 $\rho_1 = 0.976$,自回归累积为-2.4%。说明在公告日以后,交易量有明显的下降趋势,而且幅度比前面的要大,表明投资者对上市公司控制权转移估值的理性化,使相关的炒作逐渐减少。

四、结论

本文运用事件研究法和ARMA模型,以2003~2006年发生在我国沪深两市57起控制权转移事件作为研究对象,对上市公司控制权转移的市场反应做了实证分析。主要结论如下:整个事件期内控制权转移事件的市场反应在统计上是显著的,市场存在明显的信息提前泄露现象,表明我国相关的法律监管还有很多漏洞,使得少数投资者或机构可以利用内幕消息获得超额利润。但是平均超常收益率呈随机游走形式且不具备自相关性,说明我国证券市场基本达到弱式有效。市场反应具有明显的“先抑后扬再抑”倒N型的规律,交易量在接近公告日上升,出现超常交易量,且连续自相关,推高累计平均超常收益率。这说明市场存在着炒作痕迹,获得内幕消息的投资者通过炒作先压低相关股票价格,再逢低买进,达到在控制权转移时获得更多谈判筹码的目的。在控制权转移事件公告后,由于市场失去炒作题材,股价失去进一步上涨的推动力,出现下滑。

因此,我国证券市场信息披露机制以及相关法规制度还有待完善,应从证券市场的微观结构着手,完善上市公司控制权交易市场。随着全流通时代的到来,通过二级市场的兼并与收购来获得控制权的案例会急剧增加,因此完善我国控制权交易市场将显得更加迫切。

主要参考文献

1. 张维,邹高峰.我国上市公司控制权转移的市场反应.系统工程,2004;12
2. 蓝发钦,李琳.中国上市公司控制权转移市场异象的实证研究.福建师范大学学报(哲学社会科学版),2007;1
3. 何诚颖,李翔.股权分置改革、扩容预期及其市场反应的实证研究.金融研究,2007;4