

沪深上市公司股利政策信息内涵的实证研究^①

厦门大学 李常青 沈艺峰

内容提要:近年来,股利信号理论逐渐成为西方股利政策研究的主流学派。本文对沪深144家上市公司在1995年至1998年期间所有的股利变化事件进行了检验,结果表明我国上市公司的股利政策具有信息内涵,向市场传递了公司当年盈利情况的信息。

关键词:股利政策 信息内涵 上市公司

一、引言

自五十年代以来,股利政策一直是西方财务学界研究的主题和热点,学者们进行了大量的理论与实证分析,提出了许多观点迥异的理论学说,如在手之鸟理论、MM股利无关论、税差理论、追随者理论、信号理论、代理理论和行为理论等。八十年代后,信号理论逐渐成为西方股利政策研究的主流学派。该学派认为管理当局与企业外部投资者之间存在着信息不对称,管理当局占有更多有关企业未来现金流量、投资机会和盈利前景等方面的私有信息。不过,管理当局通常要通过适当的方式向市场传递他们所掌握的这些私有信息,向外部投资者表明企业的真实价值,以此来影响投资者的决策。股利政策正是管理当局向市场传递私有信息的传导机制。如果管理当局预计到公司的发展前景良好,未来业绩有大幅度增长时,就会通过增加股利的方式将这一信息及时告诉股东和潜在的投资者;相反,如果管理当局预计到公司的发展前景不太好,未来盈利将持续性不理想,他们往往维持甚至降低现有股利水平,这等于向股东和潜在投资者发出了利淡信号。因此,股利能够传递公司未来盈利能力的信息,从而对股票市场价格产生一定的影响:当公司支付的股利水平提高时,公司的股价会上升;当公司支付的股利水平降低时,公司的股价也会下降。

二、文献回顾

股利信号思想最早源于Lintner(1956)对28家代表性公司经理们的调查,Lintner通过采访发现:经理们表现出不愿意降低已经建立起来的、成规的股利水平,同时在提高已经成规的股利水平上也趋于保守。但是,正式提出股利信号(或股利信息内涵)概念的是Miller和Modigliani(1961)。此后,Fama等(1969)通过研究股票拆细对股票价格的影响证明了股利

^① 本文是中国—加拿大大学—产业合作项目资助的“中国上市公司股利政策的理论与实证分析”课题的阶段成果。写作过程中,加拿大的刘峰教授、上海财经大学的徐政旦教授、中南财经大学的郭道扬教授、江西财经大学的裘宗舜教授以及厦门大学的余绪缨教授、吴世农教授、蔡淑娥教授、陈守文教授、胡玉明副教授、汪一凡副教授、毛付根副教授等提出了很好的建议,特此表示感谢。

政策具有信号传递效果，由此掀起了信号理论的实证研究热潮。1979年，Bhattacharya 创建了第一个股利信号模型。由此，股利信号理论进入了主流财务学的研究视野。其后，关于股利政策的研究大体上沿着两个方向发展：一方面，有的学者（如 Vermaelen 1980）继续从事实证研究，这方面的实证结果都表明股利公告向市场提供了信息；另一方面，有的学者（如 John-Williams 1985、Miller-Rock 1985 等）沿着 Bhattacharya 开辟的道路从事信号模型的构建研究，建立了一系列的股利信号模型。

纵观文献，西方股利信号实证研究主要从以下几方面入手：

1. 通过符号检验、回归检验、累计超常收益分析法、交易量检验等方法检验股利政策是否确实具有信息内涵，股利公告能否向市场提供新的信息从而引起股票价格的变动。

2. 验证股利公告传递的信息是否真实有效。股利的变动既然传递了公司未来盈利的信息，未预期股利增加，则未来盈利应增加，未预期股利减少，未来盈利也应减少。那么，可以通过验证未来盈利是否确实象股利公告所隐含的那样增加或者减少了，也就是说，通过观察预期结果与实际结果是否一致来证实股利的信号假说。如果二者一致，说明股利确实向市场传递了信号，如果二者不一致，说明要么股利并没有包含信息内容，要么股利传递了虚假的信号。

3. 研究股利政策到底向市场传递了何种信息。股利政策可能向市场传递了新的信息，但是到底传递的是什么样的信息呢？对此学者们看法有所分歧。Pettit (1972)，Aharony and Swary (1980)，Woolridge (1983)，Ofer and Siegel (1987) 等认为，股利政策向市场传递了公司未来盈利的事前 (leading) 信息，但 Ang (1973)，Benartzi, Michaely and Thaler (1997) 认为股利政策实际上传递的是以前年度的盈利信息，也就是说，股利政策是以前年度盈利情况的滞后 (lagging) 反应。Lang and Litzenger (1989)，Denis et al (1994) 认为，股利政策传递的是公司投资不足或投资过度的信号，股利增加向市场表明公司未来的投资比预期的少，因为投资减少同时也减少因投资 $NPV < 0$ 项目而带来的损失，所以市场将之理解为利好；相反，预计投资失败公司的股利减少意味着投资浪费，会降低公司价值，所以市场视为利坏。

4. 研究公司管理层是否有意识地利用股利政策来向市场传递信息。大量的实证都表明股利政策被市场理解为关于企业未来发展前景的信号，但是管理者是否主动地采用这一信号传递方式呢？Brickley (1983) 通过比较常规股利与特别标明股利（包括额外、特别和年终股利）在股利公告日前后的反应，发现特别标明股利增加能够传递积极的市场信息，但在同等规模下，市场对特别标明股利的反应不会大于市场对常规股利的反应程度。由于是否要给股利加以特别标识的决策权在于公司管理层，因此，Brickley 认为这一市场反应差别说明管理层是有意识地利用股利政策来向市场传递有关信息。

陈晓等 (1998) 在国内率先研究了我国首次股利的信号问题，他们以 1995 年以前上市的 86 家 A 股公司为样本，按照纯现金股利、股票股利和混合股利将样本公司分为三类，采用累计超常收益率法对不同形式首次股利的信号传递效应进行了检验，最后他们发现我国股票市场中，三类股利均具有信号传递效应。但现金股利效应的显著水平及超常收益低于混合股利和股票股利。在考虑交易成本后，现金股利信号传递效应所带来的超常收益几乎消失。

三、研究方法设计

(一) 股利变化的界定

本文主要研究股利变化的信息内涵问题,那么首先要界定什么是股利变化,如何衡量股利变化?

股利变化包括预期的股利变化和未预期的股利变化两种。本文侧重研究未预期的股利变化。西方股利理论研究中通常采用Lintner (1956)模型、Fama-Babiak (1968)模型、成长调整模型或随机游走模型四种方法来测定未预期股利变化。我们认为Lintner模型和Fama-Babiak模型中关于股利决定因素的假设在我国不一定适用,而成长调整模型要求的时间序列较长,我国证券市场只有9年的历史,达不到必要的时间长度。根据西方的经验,随机游走模型虽然简单,但其有效性并不比其它的复杂模型差。因此,本文选用随机游走模型来估计公司的未预期股利变化,即用上年的实际股利(包括现金股利和股票股利)作为本年股利的预测值,然后将本年实际股利减去本年预计股利就得到本年度的未预期股利变化。

(二) 研究假设

Dewenter和Warther (1997)认为,股利信号理论的有效性取决于两个因素:一是管理者和股东之间确实存在信息不对称现象;二是投资者一般是以短期持有股票为目的。虽然这两种情况在我国目前都存在而且十分突出,但是由于我国证券市场的运行机制、监管体系、股权结构与西方发达资本市场有着天壤之别,同时,与股利政策密切相关的税收制度、会计制度和法律制度以及投资者的偏好等也与西方存在着较大的差别,股利信号理论在我国不一定完全有效,或者说股利政策在我国虽然也能作为一种信号传递方式,但传递的信号与美国等国家有较大的不同。为此,我们提出以下假设,并逐一进行检验,以探明在我国,上市公司是否利用股利政策作为信号传递工具来传递有关信息呢?传递的又是什么信息?市场是否接受、认同这种信息?

假设1:股利的增加会导致股价的上涨,股利的减少会导致股价的下跌。

假设2:股利政策的变动与未来盈利水平无关。

假设3:股利的高低与当年利润水平相关。

(三) 研究方法

由于交易量尤其是内部人员交易量的数据较难获取,本文主要采用国外学者在进行股利信号实证研究时常用的符号检验、回归检验和累计超常收益分析三种方法。

1. 假设1的实证研究方法。

假设1的检验,我们采用广为应用的累计超常收益分析法。首先,以上海上证指数和深圳成分指数作为市场证券组合计算出市场证券组合和每只股票的日收益率,将每只股票在1996年1月2日至1999年6月10日期间的日收益率与市场证券组合的日收益率进行回归,计算出每只股票的 α_i 和 β_i 值。第二,根据单一指数模型可求出每只股票的预期收益率 R_{it} 和超常收益率 ϵ_{it} 。第三,将样本组内各只股票的日超常收益率进行算术平均,得到该样本组的平均日超常收益率 $\bar{\epsilon}_{it}$,再将平均日超常收益率逐日累加,可得到该样本组的累计平均超常收益率 CAR_{it} 。最后,比较各样本组 CAR_{it} 的走势,从中可以分析出市场对各种股利变化的反应,应用 χ^2 检验则可检验股利变化方向与 CAR 变化方向的显著性。同时,股利变化与 CAR 变化不

仅存在一种同符号的关系，两者之间还应存在一定比例关系，即股利变化幅度越大，CAR 变化幅度也会相应越大。我们采用 t 检验来检验股利变化额与股价变动额之间的同比例关系。

2. 假设 2 的实证研究方法。

对假设 2，本研究运用符号测试和回归分析方法来检验股利变化与利润变化符号一致性的假设。符号测试将本年股利变化与本年利润变化按变化的符号建立联列表，然后运用 χ^2 检验。回归分析法是将当年的股利变化与下一年度的利润变化采用最小二乘法进行回归，以检验两者的相关程度。回归分析的模型为：

$$\Delta E_{t+1} = \beta_0 + \beta_1 \Delta D_t \quad (1)$$

3. 假设 3 的实证研究方法。

对假设 3 的检验，本文同样采用符号测试和回归分析两种方法。回归分析的模型为：

$$\Delta D_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta E_t \quad (2)$$

(四) 研究样本的确定

本文选取 1994 年 12 月 31 日前在上海证券交易所和深圳证券交易所上市，且目前仍然挂牌交易的所有上市公司在 1995 年至 1998 年期间所有的股利变化事件（含股利增加、减少）为研究样本，由于数据的缺失和其它方面的原因，我们进行了如下筛选：

1. 时间基点选为股利公告日，由于我国《公司法》规定董事会公布的只是分配预案，正式方案必须经股东大会审议批准，这之间存在着一个时间间隔，但一般绝大多数公司分配预案都能得到股东大会批准而成为正式方案，分配预案理所当然地成为投资者的合理预期，故本文将董事会预案公布的时间作为股利公告日。对于董事会主动变更分配预案以及董事会分配预案与股东大会通过的正式分配方案不一致的样本，我们予以剔除。

2. 我国上市公司基本上都是一年只分配一次股利，但也有少数公司进行中期分红。为避免一年两次分红公司的干扰，此类样本也予以剔除。

3. 从 1998 年 4 月起，上海证券交易所和深圳证券交易所开始对连续两年亏损或每股净资产低于股票面值的股票实行股票交易特别处理。股票交易特别处理作为一种重大事件对股价会带来较大影响，为避免市场盲目炒作 ST 股票对本研究的影响，我们将沪深市场上 37 家 ST 股票全部予以剔除。

最后我们得到的样本公司数为 144 家，这 144 家公司在 1995 年至 1998 年期间共发生股利增加事件 142 次，股利减少事件 299 次。具体情况见表 2。

表 1 样本公司的筛选过程

样本减少的原因	深市	沪市	合计
初始样本公司数	119	169	288
已停牌	2	0	2
资料缺失	4	10	14
预案变更	4	12	16
预案与正式方案不一致	11	8	19
一年两次股利	15	30	45
股票特别处理	22	15	37
重大重组	2	9	11
最终样本公司数	59	85	144

表 2 股利变化的分布情况

	股利增加	股利减少	股利不变	合计
1995 年	21	106	17	144
1996 年	52	59	33	144
1997 年	39	73	32	144
1998 年	30	61	53	144
合计	142	299	135	576

(五) 数据来源

本文所有股票价格数据来源于钱龙证券交易系统, 分配方案、股利公告日、除权除息日以及会计数据等来自于《中国证券报》和《上海证券报》。为确保数据的可靠性, 每个数据都进行了核对, 如果两报不一致, 还参照《'98 上市公司资料速查手册》再次进行核对。

(六) 信号群集 (clustering) 问题的处理

Charest(1978)指出, 评价股利政策信息内涵的最大困难在于研究者不容易将股利信息对股价的影响与其它信息因素对股价的影响区分开。股利政策常常与公司的其它信息(如年度财务报告、兼并收购等)混合在一起, 故存在信息群集或称之为信息污染(contamination)问题。当这些公告同时宣布时, 股票价格的变动可以归因于这些公告中的任何一个或几个。因此, 要研究股利信息对股价的影响, 首先要控制其它信息因素造成的影响, 将其它信息与股利信息分离开。对此西方实证研究有三种处理方法: ①只研究股利公告与其它公告间隔一定时间的特殊情况, 如 Aharony 和 Swary (1980) 在选取样本时就限定股利公告与盈利公告必须间隔至少 11 个交易日以上。②交叉分组, 将样本按股利高低和利润大小双重标准分组, 如 Pettit (1972) 的研究将样本首先按利润变化情况分为利润增加和利润减少两组, 然后各组再分别按股利变动大小分成-1%至-99%、1%至10%、11%至25%、大于25%、无变化、首发股利和停发股利七个组别。③在挑选样本时直接剔除在研究期间有重大公告事件的样本。

我国现行信息披露制度规定, 上市公司的利润分配预案须与年度财务报告同时公布, 这样上述①法和③法在我国都不适用。因此, 本文采取交叉分组的方法, 首先按照样本公司 EPS 变化的大小分成两组, 然后根据股利变化情况再分为股利增加、股利减少等组。

四、实证结果与分析

(一) 假设 1 的实证结果

1. 累计超常收益分析。

1995 年度至 1998 年度股利分配方案公布前后各 30 天里, 样本公司股票的累计超常收益率如图 1 所示。

从图 1 可以看出, 对于股利增加样本组, CAR 在股利分配方案宣布前 10 天开始缓慢上升, 第 0 天即公告日加速上升后趋于平稳; 而对于股利减少样本组, CAR 虽在股利分配方案宣布前有小幅度上升, 但分配方案宣布后逐浪下跌, 第 16 天降至零以下, 最低跌至-0.219。这与我们前文的假设相一致。实证结果证明, 在我国股利的增减变化能够传递某种信息, 市场也能够识别不同股利分配方案所隐含的信息内涵。

如果未预期 EPS 减少, 根据图 2, 可以得出与未预期 EPS 增加时基本相同的结论。这说明无论未预期 EPS 增加还是减少, 股利增加都会导致累计超常收益率上升; 股利减少会导致

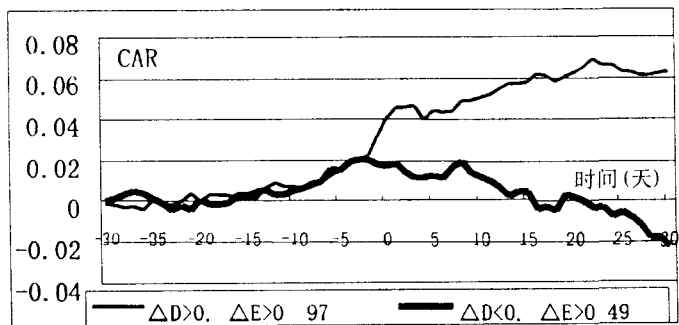


图 1 未预期 $\Delta EPS > 0$ 时股利增减宣告之 CAR 图

累计超常收益率下降。不过,比较图 1 和图 2,我们发现,未预期 EPS 增加/股利增加和未预期 EPS 减少/股利减少两种情况下, CAR 的变化最为显著,其图形特征与前文假设最为接近;未预期 EPS 增加/股利减少时 CAR 虽然在股利分配方案宣布后逐渐下降,但其下降幅度(-0.0219)远小于未预期 EPS 减少/股利减少

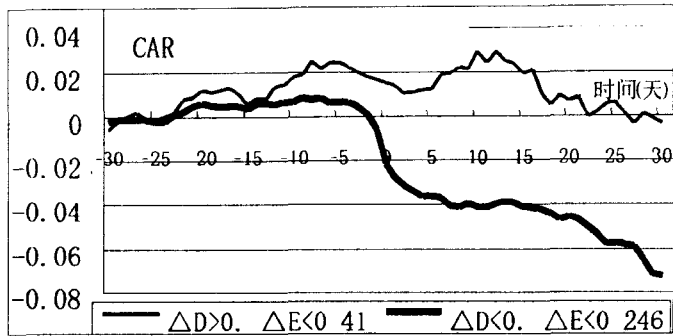


图 2 未预期 $\Delta EPS < 0$ 股利增减宣告之 CAR 图

(-0.0731); 与此类似,未预期 EPS 减少/股利增加虽然基本上能获得正的 CAR,但增幅极小,远小于未预期 EPS 增加/股利增加组(0.0633)。这说明在我国股利的增减变化虽具有信息效应,但这种信息效应很大程度上依赖于同期的 EPS 变化方向。

为进一步证实上述结论,我们再按 EPS 大小分组研究股利变化的信息效应。因样本不多,我们将样本分为 $EPS < 0.1$, $0.1 \leq EPS < 0.3$, $EPS \geq 0.3$ 三组,三组股利增减的变化的 CAR 图(因篇幅关系,图略)均表明无论利润大小,股利增加, CAR 则上升(除 $EPS < 0.1$ 样本组),股利减少, CAR 则下降。CAR 上升或下降的幅度大小与 EPS 的大小成比例,即 EPS 越大,股利增加引起 CAR 上升的幅度越大, EPS 越小,股利增加引起 CAR 上升的幅度越小; EPS 越大,股利减少引起 CAR 下降的幅度越小, EPS 越小,股利减少引起 CAR 下降的幅度越大。当 EPS 小于 0.1 元时,股利增加, CAR 却下降,说明此时股利增加所传递的利好尚不足以弥补 EPS 太小所隐含的利坏,市场投资者更看重利润的大小。

股利信号理论认为股利变动和股价变动之间不仅仅存在一种同符号关系,而且有一种比例关系。也就是说,不仅仅股利增加,股价会上升,股利减少,股价会下降,而且股利的增减变化额越大,股价的变动额也相应增大。为了验证这一观点,我们将 EPS 增加/股利增加组分成股利增加额大于平均值(0.1225)和股利增加额小于平均值两组;同时将 EPS 增加/股利减少组分成分股利减少额大于平均值(-0.12345)和股利减少额小于平均值两组。同理,我们将 EPS 减少/股利增加组分成分股利增加额大于平均值(0.113)和股利增加额小于平均值两组;将 EPS 减少/股利减少组分成分股利减少额大于平均值(-0.14199)和股利减少额小于平均值两组。然后分组计算各组的累计超常收益率,并据以绘制成 CAR 图如下:

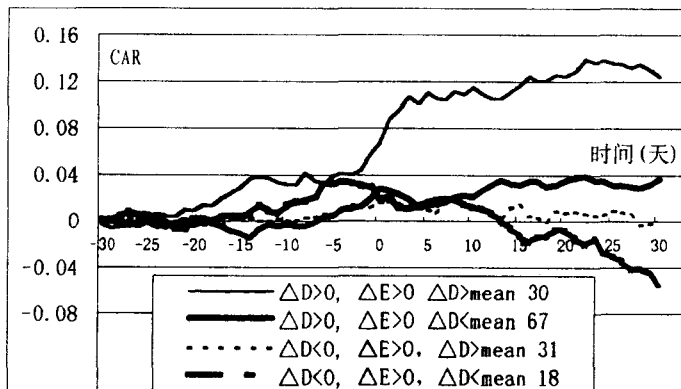


图 3 未预期 $EPS > 0$ 股利变化之 CAR 图

图 3 和图 4 都表明股利增加额大于平均值的样本组,其股价上升额要高于股利增加额小

于平均值样本组的股价上升额,股利减少额大于平均值的样本组,其股价下跌值要高于股利减少额小于平均值样本组的股价下跌值,这证实了股利变化额与股价变动额之间确实存在着正比例关系。

2. 股利变化额与股价变动额的显著性检验。

前面的实证结果表明股利变化额与股价变动额之间不仅具有同符号的关系,而且存在着正比例关系。但这种关系在统计上是否具有显著性呢?

首先采用 χ^2 检验来检验股利变化额与股价变动额之间的同符号关系。我们分别计算出股利增加组、股利减少组每天的超常收益率为正和负的股票数量,然后针对每一天将股利增加同时超常收益率为正的股票数、股利增加同时超常收益率为负的股票数、股利减少同时超常收益率为正的股票数和股利减少同时超常收益率为负的股票数四个数字构造一个 2×2 列联表,这样共有 122 个列联表,对它们一一进行 χ^2 检验,结果表明对于未预期 EPS 增加组,未预期股利变化和超常收益率在股利公告后第 16 天具有显著的统计相关,而未预期 EPS 减少组,未预期股利变化和超常收益率在股利公告日一直到股利公告后第 11 天均存在着非常显著的统计相关,这说明股利的增减变化确实能向市场传递一定的信号,并对投资者的投资决策产生影响。同时,我们注意到,未预期 EPS 增加组 χ^2 值的显著性要弱于未预期 EPS 减少组,这主要是由于前文提到的我国股利增减变化的信息效应很大程度上依赖于同期的 EPS 变化方向所致, EPS 增加所隐含的利好远大于股利减少所传递的利坏,因而许多 EPS 增加/股利减少股票的 CAR 虽呈下降趋势,但却仍然略大于零。

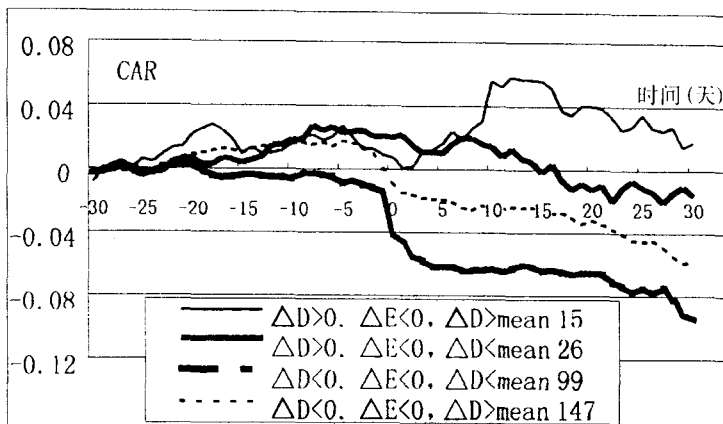


图 4 未预期 $\Delta EPS < 0$ 股利变化之 CAR 图

表 3 股利变化的 CAR 及 t 检验值表

参数		平均值	方差	样本数	t 值	P 值
$\Delta D > 0$, $\Delta E > 0$	$\Delta D >$ 均值	0.070198	0.0026	61	8.23222	1.29E-13
	$\Delta D <$ 均值	0.013758	0.000267	61		
$\Delta D < 0$, $\Delta E > 0$	$\Delta D >$ 均值	0.005249	4.03E-05	61	1.20378	0.115522
	$\Delta D <$ 均值	0.002003	0.000403	61		
$\Delta D > 0$, $\Delta E < 0$	$\Delta D >$ 均值	0.022105	0.00027	61	6.22049	3.75E-09
	$\Delta D <$ 均值	0.00545	0.000167	61		
$\Delta D < 0$, $\Delta E < 0$	$\Delta D >$ 均值	-0.01157	0.000502	61	4.79808	2.33E-06
	$\Delta D <$ 均值	-0.03584	0.001058	61		

由于 μ 、 δ (μ 为总体均值, δ 为总体标准差) 未知, 因而我们采用 t 检验来检验股利变化

额与股价变动额之间的同比例关系。原假设 $H_0: \mu_1 = \mu_2$; 备选假设 $H_1: \mu_1 > \mu_2$ (μ_1 表示股利变化大于平均值的总体均值, μ_2 表示股利变化小于平均值的总体均值), 检验结果如表 3。

当 $\alpha = 0.05$, 自由度 $df = 120$ 时, t 临界值为 1.65765, 除 $\Delta D < 0, \Delta E > 0$ 组外, 其它三组 t 值 $> t$ 临界值, 所以拒绝原假设。这说明股利变化幅度越大, CAR 变动幅度越大, 二者有显著的比例关系。 $\Delta D < 0, \Delta E > 0$ 组之所以未通过检验, 主要是由于在股利分配方案公布前 30 天, 股利变化小于均值组的 CAR 要大于股利变化大于均值组的 CAR, 而在股利分配方案公布后 30 天, 股利变化小于均值组的 CAR 迅速下降, 最终小于股利变化大于均值组的 CAR。

(二) 假设 2 的实证结果

1. 符号测试。

在分别计算出当年股利增加/下一年度利润增加, 当年股利增加/下一年度利润减少, 当年股利减少/下一年度利润增加和当年股利减少/下一年度利润减少的股票家数后, 将其予以配对构造一个 2×2 列联表, 结果如下:

由表 4 可以看出, t 年股利增加的 110 个样本 (公司/年) 中只有 39 个样本在 $t+1$ 年的利润增加, 71 个样本在 $t+1$ 年的利润减少; t 年股利减少的 233 个样本 (公司/年) 中有 129 个样本在 $t+1$ 年的利润也减少, 104 个样本在 $t+1$ 年的利润增加。列联表的 χ^2 值为 2.591, 当 $\alpha = 0.05$, 自由度 $df = 1$ 时, χ^2 临界值为 3.841, 由于 $2.591 < 3.841$, 所以我们接受原假设: 即 t 年股利变化与 $t+1$ 年利润变化相互独立, 也就是说我国上市公司 t 年的股利变化并未传递有关公司未来年度利润变化的信息。

表 4 列联表— t 年股利变化与 $t+1$ 年利润变化 ($t = 1995, \dots, 1997$)

变 量	$\Delta E_{t+1}+$	$\Delta E_{t+1}-$	合 计
ΔD_t+	39	71	110
ΔD_t-	104	129	233
合计	143	200	343

χ^2 值 = 2.591

2. 回归分析。

我国上市公司的股利变化传递的不是公司未来年度利润变化的信号, 这一结论与西方大多文献的结论相左, 为此, 我们借鉴 Watts (1973) 的思路采用回归分析方法进一步加以验证。

ΔE_{t+1} 与 ΔD_t 回归结果见表 5。

回归方程为:

$$\Delta E_{t+1} = -0.04119 - 0.19506 \Delta D_t$$

其中: $\Delta E_{t+1} = E_{t+1} - E_t$, $\Delta D_t = \Delta D_t - \Delta D_{t-1}$, $t = 1995, \dots, 1998$, E 代表 EPS, D 代表 DPS。

对导出的样本回归系数 β_1 进行假设检验: 原假设 $H_0: \beta_1 = 0$; 备选假设 $H_1: \beta_1 \neq 0$ 。由表 5 知 $t_{\beta_1} = -3.288$, 查 t 分布表, $\alpha = 0.05$, 自由度 $df = 430$ 时, t 临界值为 -1.96 。因为 $t_{\beta_1} < -1.96$, 所以拒绝原假设。这就表明, ΔE_{t+1} 与 ΔD_t 呈负的线性相关关系, 这与股利信号理论的股利增加, 未来利润会增加, 股利减少, 未来利润会减少的观点正好相反。考虑到相关系数

表 5 ΔE_{t+1} 与 ΔD_t 回归系数表

	回归系数	标准误差	t 值	P 值
截距	-0.04119	0.009127	-4.512939	8.26E-06
ΔD_t	-0.19506	0.059324	-3.287953	0.001092

相关系数 $r = -0.1566$ 相关可决系数 $r^2 = 0.0245$

仅为-0.1566,按照统计学通常标准: $|r| < 0.3$ 为无相关,因此,我们可以得出结论:在我国,股利变化不能传递公司未来盈利能力方面的信号。

(三) 假设 3 的实证结果

1. 符号测试。

将当年股利增加/当年利润增加,当年股利增加/当年度利润减少,当年股利减少/当年利润增加和当年股利减少/当年利润减少的股票家数予以配对构造 2×2 列联表结果如表 6。

由表 6 可以看出, t 年股利增加的 138 个样本(公司/年)中有 97 个样本在 t 年的利润增加,41 个样本在 t 年的利润减少; t 年股利减少的 295 个样本(公司/年)中有 246 个样本在 t 年的利润也减少,49 个样本在 t 年的利润增加。列联表的 χ^2 值为 121.22,当 $\alpha=0.05$,自由度 $df=1$ 时, χ^2 临界值为 3.841,由于 $121.22 > 3.841$,所以拒绝原假设: t 年股利变化与 t 年利润变化相互独立,也就是说我国上市公司 t 年的股利变化含有公司当年利润变化的信息。

2. 回归分析。

利用 EXCEL97 对 576 个样本的 ΔE_t 与 ΔD_t 进行回归,结果如下:

回归方程为:

$$\Delta D_t = -0.02231 + 0.398831 \Delta E_t$$

其中: $\Delta E_t = E_t - E_{t-1}$, $\Delta D_t = D_t - D_{t-1}$, $t=1995, \dots, 1998$, E 代表 EPS, D 代表 DPS。

同样地,对回归参数要进行假设检验:原假设 $H_0: \beta_1 = 0$; 备选假设 $H_1: \beta_1 \neq 0$ 。由表 7 知 $t_{\beta_1} = 13.445$, $\alpha=0.05$,自由度 $df=574$ 时, t 临界值为 1.96。因为 $t_{\beta_1} > 1.96$,所以接受原假设,说明 ΔE_t 与 ΔD_t 之间在 0.05 显著水平下存在线性相关关系。

通过回归方程表明样本 ΔE_t 与 ΔD_t 间呈正的线性相关关系, t 检验结果表明这一结论可以推广到总体,同时回归结果表明 ΔE_t 与 ΔD_t 的相关系数达到 0.509,按照统计学通常标准: $|r| \geq 0.5$ 为显著相关,因此,我们可以得出结论:当年股利变化 ΔD_t 与当年利润变化 ΔE_t 之间存在显著的线性相关关系,这也就意味着,在我国股利变化传递的是关于公司当年盈利能力方面的信号。

五、研究结论

本研究参照国外相关文献,结合我国证券市场的实际情况,采用实证研究方法探讨股利变化的信息内涵,实证检验表明:

1. 股利变化公告后,股价有显著的反应:股利增加, CAR 增加,股利减少, CAR 减少。

表 6 列联表— t 年股利变化与 t 年利润变化 ($t=1995, \dots, 1998$)

变量	ΔE_t+	ΔE_t-	合计
ΔD_t+	97	41	138
ΔD_t-	49	246	295
合计	146	287	433

χ^2 值=121.22

表 7 ΔE_t 与 ΔD_t 回归系数表

	回归系数	标准误差	t 值	P 值
截距	-0.02231	0.005474	-4.07582	5.23E-05
ΔE_t	0.398831	0.029665	13.4445	5.1E-36

相关系数 $r: 0.509375$ 相关可决系数 $r^2: 0.259463$

股价变动与股利变化不仅方向相同，而且具有一定的比例关系。同时，我们还发现股价与股利变化的这种关系在很大程度上依赖于同期的利润变化方向。这一发现支持了我国股利政策变化具有信息内涵的假设。

2. 我国上市公司股利的变化虽能向市场传递一定的信号，但所传递的内容与西方成熟市场有较大的不同。我国上市公司股利变化并未传递有关公司未来盈利能力方面的信息，传递的只是公司当年盈利情况的信息。

3. 国外的经验告诉我们：股利政策是一项事先的计划预测工作，而不仅仅是简单的事后分配。从我国上市公司股利变化传递的只是公司当年盈利情况的信息来看，我国上市公司对股利政策制订的重视程度远远不够，或者说还未能从战略高度、从全局角度、从公司的长远发展角度对股利政策进行整体规划设计。

参考文献：

1. 陈晓、陈小悦、倪凡，1998：“我国上市公司首次股利信号传递效应的实证研究”，《经济科学》第5期。
2. 吴世农等，1997：“上市公司盈利信息报告、股价变动与股市效率的实证研究”，《会计研究》第4期。
3. 沈艺峰，1996：“会计信息披露和我国股票市场半强式有效性的实证分析”，《会计研究》第1期。
4. 赵宇龙，1998：“会计盈余披露的信息含量”，《经济研究》第7期。
5. 李常青，1999：“我国上市公司股利政策现状及其成因”，《中国工业经济》第9期。
6. Lintner, J. , 1956, “The Distribution of Income of Corporations among Dividends, Retained Earnings, and Taxes”, *American Economic Review* 46, PP97-113.
7. E. F. Fama, L. Fisher, M. C. Jensen and R. Roll, 1969, “The Adjustment of Stock Prices to New Information”, *International Economic Review*, Vol. 10, No. 1, PP1-21.
8. Kose John and Larry H. P. Lang, 1991, “Insider Trading around Dividend Announcements: Theory and Evidence”, *Journal of Finance*, Vol. XLVI, No. 4.
9. S. Bhattacharya, 1979, “Imperfect Information, Dividend Policy, and ‘the Bird in the Hand’ Fallacy”, *Bell Journal of Economics* (Spring), PP259-270.
10. Harry DeAngelo, Linda DeAngelo, Douglas J. Skinner, 1996, “Reversal of Fortune Dividend Signaling and the Disappearance of Sustained Earnings Growth”, *Journal of Financial Economics* 40.
11. K. D. Dewenter and V. A. Warther, 1997, “Dividends, Asymmetric Information, and Agency Conflicts: Evidence from a Comparison of the Dividend Policies of Japanese and U. S. Firms”, *Journal of Finance* (August).
12. R. R. Pettit, 1972 “Dividend Announcements, Security Performance, and Capital Market Efficiency”, *Journal of Finance* (December), PP993-1007.
13. J. Aharony and I. Swary, 1980, “Quarterly Dividend and Earnings Announcements and Stockholders Returns: an Empirical Analysis”, *Journal of Finance* (March), PP1-12.

作者单位：厦门大学管理学院

邮 编：361005