

## 现金股利：传递盈利信号还是起 监督治理作用\*

杨 熠 沈艺峰\*\*

**摘 要** 西方学者关于股利问题的研究表明,现金股利公告能够产生相应的股价变动,对此股利信号理论和自由现金流量假说提出了不同的解释。本文研究1994—2001年的962次现金股利公告,对比两个理论在我国上市公司现金股利发放行为中的解释力。实证结果表明自由现金流量假说比股利信号理论更能解释现金股利公告的市场行为:现金股利约束自由现金流量代理成本的监督治理作用不可忽视。

**关键词** 股利信号, 自由现金流量, 现金股利

股利政策是现代公司财务理论研究的一个重要课题。关于我国上市公司派发现金股利的研究长期停留在股利信号理论的讨论上(李常青和沈艺峰, 2001),对于它在上市公司治理结构中的作用则没有给予应有的关注。但2000年11月证监会副主席范福春在第六期上市公司董事培训班上提出监管干预上市公司现金股利分配的意向<sup>1</sup>后,现金股利的派发作为一种监督公司治理的机制开始得到重视,从而引起学术界对现金股利研究的进一步深入:我国市场的投资者究竟关注现金股利传递公司发展前景的信号作用,还是更在意它对公司代理成本的约束意义?更进一步说,现金股利若是如西方信号理论所言,与公司未来业绩密切相关,而投资者能够据此做出投资决策,那么让企业自行决定现金股利发放与否则显得更加重要,用行政手段干预公司股利政策决策,反而可能收不到良好的效果(何涛,陈晓,2002);反之,若是现金股利约束公司代理问题的作用更为重要的话,那么证监会在2001年出台的再融资须派现的新条件就有可能实现其保护中小投资者利益的初衷。所以,现金股利的意义在于市

\* 本文系2003年第二届实证会计国际研讨会(重庆大学)宣读的论文,在此感谢本文的评论人韩慧博(吉林大学)和与会学者对本文提出的中肯的意见。

\*\* 厦门大学管理学院。通信作者:杨熠,邮编:361005, E-mail: lcydy@hotmail.com, 或者 yyyi@sina.com。

<sup>1</sup> 2000年11月6日,范福春指出:“目前上市公司中的不分配现象越来越多,这已引起投资者的不满和监管部门的注意。上市公司的分配与否本是公司董事会和股东大会决定的,不属于监管部门要监管的范畴,但这种情况不利于投资者树立信心。为此,证监会正在研究,能否把现金分红作为上市公司再融资的必要条件。”见2000年11月7日《证券时报》。

场如何看待它、在于对中国市场的投资者而言它的何种功能在现阶段更为重要。这也就是本文将要研究的问题。

## 一、现金股利的两种理论解释

针对现金股利传递盈利信号和监督治理的作用,国内外相关文献分别形成两大理论,即股利信号理论和自由现金流量假说。

### (一) 股利信号理论

现金股利信号的研究始于 Lintner(1956)的问卷调查。此后关于股利信息内涵的研究一直都未停息过,总的来说,股利的信号作用得到普遍支持。例如 Pettit(1972)关于股票月收益率的研究发现,股利公告能够引起股价的波动,从而向市场传递有用信息,股利支付变动公告中的股价变动是市场对股利所含新信息的肯定;Aharony & Swary (1980)发现股利增加和股利减少的信号反应具有不对称性;Healy & Palepu (1988)发现盈利变化的确伴随着首发和间断股利;Ofer & Siegel(1987)发现股利变动后分析师们会修正他们对公司的盈利预测。

国内股利政策的研究也多集中在股利信号方面。陈晓等(1998)对三种不同股利形式的信号传递效应进行了检验,发现现金股利信号的显著性水平低于混合股利和股票股利;相反魏刚(1998)则发现市场对现金股利有显著的负反应;俞乔等(2001)也认为首发股利有显著负效应;陈浪南等(2000)的结果则是反应不显著。以上多数文章并未分析股利公告所反映的信息内容,只停留在股票市场对公司股利公告事件反应的研究上。更深入的研究有李常青、沈艺峰(2001),他们证实股利具有信息内涵,但并不能传递关于企业未来盈利的信息。何涛,陈晓(2002)认为,“纯”现金股利信息(没有送、配股等方案)对股票的超额回报没有显著影响,不能显著提高企业的市场价值。

由于我国证券市场的特殊性,前述学者所引鉴的股利信号理论或许并不完全符合我国的实际情况。我国证券市场仅有十来年的历史,股利政策上有许多不同于国外上市公司的行为,综合来看有两个主要特点:不分配倾向和股利政策不稳定。(1) 不分配倾向。根据深圳国泰安 CSMAR 数据库统计整理可知,在多数年份里分配现金的公司只占上市公司总数的 30%左右,1997 年达到最低点时仅为 24.31%(不剔除同时伴随其他股利形式的样本)。(2) 股利政策不稳定。多数上市公司未能延续发放现金股利的政策,不具有国外普遍的股利政策稳定的特征。根据《新财富》2002 年第一期的调研,1997 年前上市、从上市起至 2000 年不间断派现的公司只有 37 家,占 1997 年上市公司总数的 5%。<sup>2</sup>

<sup>2</sup> 见郎咸平、张信东、汪姜维(2002),派现金,《新财富》第 1 期,第 43 页表 1。

我国证券市场和上市公司的这些特点和股利信号理论的基础存在一些内在的冲突：可以说没有稳定的股利政策，就没有西方股利信号理论严格意义上的“信号”。西方股利信号理论所研究的股利重在其变动上，因为过去的股利是未来股利的一个期望值，而股利中只有与期望不符的部分才具有信号的作用。然而在不派现的市场条件和不稳定的股利政策下，投资者无法用过去的股利预期未来股利，致使“过去的股利”这个股利信号模型中最主要的参照系可能需要做一些调整，才能用于解释我国的股利公告反应。如果过去的股利不能产生对未来股利的预期，投资者能够从股利变动中获得的信息必打折扣，股价对股利实际变动的依赖程度就有待讨论。再者，股利政策不稳定、并且绝大多数公司不派现的普遍现象很可能促使投资者形成“零现金股利”的预期，那么，尽管股利中传递信号的部分依旧是“未预期部分”，但是模型上就应作较大调整。

## （二）自由现金流量假说

代理成本理论是信号理论之外对股利公告市场反应的另一种重要解释，其最重要的文献有 Easterbrook(1984)和 Jensen(1986)。Easterbrook(1984)首先把代理成本理论运用于股利方面的研究。他认为，公司持续支付现金股利迫使企业自身需要资金时只能从外部筹资、接受资本市场的严格审查和监督，这样就可以减少代理成本，所以股利“在建立资本市场监督机制上所起的作用是必不可少的。”Jensen(1986)进而提出了自由现金流量假说，揭示了“管理者手中过多的现金资源是危险的”，提出要遏制其滥用公司的“多余现金”——“自由现金流量”，最有效的办法就是减少管理者可自由支配的现金资源，股利即是其中最直接的手段之一。通过增加股利支付或回购股票把自由现金流量还给股东，可以避免把自由现金流量浪费在低收益的项目上，因此股利公告有利于投资者——代理成本的降低实质性地提升了公司的价值。

众所周知，中国上市公司代理成本问题严重，其中滥用现金资源也在配股(杨熠、沈艺峰, 2002)、增发(沈洪涛、沈艺峰、杨熠, 2003)、管理费用(郭永康、杨熠, 2003)等方面都有所表现。在这种情况下，可以说股利约束现金资源代理成本的潜力很大。但国内这方面的研究尚不多见，本研究就将从自由现金流量的角度考察股利是否有助于解决代理成本问题，产生治理监督作用。

## （三）两大流派的比较研究

从理论层面看，股利信号理论和自由现金流量假说在各自的框架下都能很好地解释股利公告的市场反应，关于这两种理论比较也吸引了不少学者。Lang & Litzenger(1989)研究股利增加的市场反应与公司是否过度投资之间的关系，发现过度投资者公告反应好于未过度投资者，说明派现有利于解决这些公司的自由现金流量问题，支持自由现金流量假说。类似研究股利公告效

应和自由现金流量代理状况的研究还有 Denis 等(1994),他们的结果表明股利增加不能传递公司的过度投资状况的信息,不支持自由现金流量假说。Yoon & Starks(1995)使用了和 Denis 等(1994)类似的方法,以股利公告事件为基础,考察股利变动公告反应的影响因素,其结论不能绝对地支持或反对自由现金流量假说。总的来说,股利信号理论和自由现金流量假说在股利公告研究中孰优孰劣尚无定论。

## 二、研究假设

本研究的目的在于通过观察证券市场对股利公告的反应,考察股利的作用:究竟是传递了盈利信号还是监督了公司的治理机制,并借以说明究竟哪个理论更能解释我国上市公司派发股利的行为。

首先,股利信号模型认为公司之所以发放(或增加现金股利)主要是因为管理者掌握了利好的内部信息;相反,公司减少股利则是内部决策者对未来经营信心不足。不论其主观意愿如何,管理者的这种行为模式都为市场提供了可甄别的行动。现金股利这种方式是投资者可观察的、有效的信号行为,传递了管理者掌握的利好信息,故股利公告总体上有正的市场反应,未预期的股利对股价有显著的正向作用。

自由现金流量假说则从委托代理的角度出发,认为现金股利有助于市场监督力量的行使,制约管理者滥用现金资源的倾向,因而对代理问题严重的公司更有用。同时,投资者对股利公告的反应取决于他们判断公司的自由现金流量所引起代理成本问题得出的结论。低增长、高现金流量的公司容易出现管理者滥用资源的状况,而派发现金股利直接减少管理者能够浪费的资源,降低代理成本,故市场出现积极反应;其他没有自由现金流量代理成本问题的公司,市场反应较平缓。

基于以上分析,本文提出两个假设:

**假设 1** 根据股利信号模型,派发现金股利的公司公告期间的累计超常收益率应为正,且市场对公告反应的强度随着未预期部分股利的大小而变化。

**假设 2** 根据自由现金流量假说,派发现金股利的公司在公告期的累计超常收益率同样应为正,其中自由现金流量问题严重的公司,股利公告的市场表现好于其他派现公司。

### 三、研究设计

#### (一) 样本的选取

本文以利润分配方案正式公告<sup>3</sup>为研究事件,选取1994年至2001年(即配年度为1993年—2000年)发布现金股利公告的A股上市公司为样本,筛选标准如下:

1. 公告前已上市满一年且至少有266个交易日数据;
2. 剔除派现同时送股或增发的事件点;
3. 派现当年仅派现一次;
4. 剔除兼有A股和H股的公司样本(共计27家);
5. 公告上年、公告当年末的年报之各项财务数据完整。

最后得到同时符合以上条件的派现次数共962次,涉及546家上市公司。所有数据均由CSMAR数据库整理得出。

表1 样本公司发放现金股利连续状况(单位:家)

	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	小计	合计
当年派现	2	56	76	52	94	138	165	379	962	690
连续2年派现		1	26	18	21	35	65	106	272	180
连续3年派现			0	8	10	8	23	43	92	62
连续4年派现				0	4	4	6	16	30	25
连续5年派现					0	0	2	3	5	5
合计										962

表1的样本公司发放现金股利连续状况再次说明我国上市公司发放现金股利的连续性很差。从1994年至2001年,只有5家样本公司连续5年派现,25家连续4年派现。

#### (二) 变量定义

研究变量的设计主要根据将要检验的两个理论设定:

##### 1. 股利信号模型

股利信号理论认为“未预期到”的股利才是信息真正的来源,如果用股利的变动表示未预期股利,则股利的变动量和股价的变动幅度之间有显著的正相关

<sup>3</sup> 股利信息发布实际上有三个重要时点:分配预案公告日(与会计年度报告、审计报告同时公布)、股东大会决议公告日、正式分配方案公告日。我们认为正式分配方案公告日虽然较迟,但是就信息来说最为清洁,故也采用这一公告日作为研究事件的零时点,采用同样时点的还有:俞乔等(2001)。

关系(Asquith & Mullins, 1983)。但是,正如前文所谈及的,此类文章研究股利的变动都基于稳定的股利政策,我国上市公司派现的基本情况远非如此(如表1),在总共962个样本中,仅28.27%的公司(272个)连续两次及以上发过股利,这其中又有66.17%(180家)是仅仅连续两次发过现金股利的,样本公司的股利政策连续性很差。但股利信号理论坚持只有“未预期”部分的股利才有信号作用,股利政策不稳定(往往是一年发,另一年不发)意味着投资者难以用股利的实际变动来发现其中“未预期”的部分以获得有关盈利的信息。不稳定的股利政策或许意味着上一年的股利根本不具有作为参照(期望值)的作用,在不分配、不连续的股利政策环境下,正如俞乔和程滢(2001)所说的,“投资者难以从往年的分红预测出今年的红利,更多地只是关心今年能否分红这一层面的话题”。另一方面,普遍不分配的特点,对于投资者来说则可能意味着无论上年股利发放与否,对于当年的现金股利“期望值都是0”。若用 $\Delta D$ 表示未预期股利,则:

$$\Delta D_t = \text{Div}_t - \text{Exp}(D_t) \xrightarrow{\text{Exp}(D_t) = 0} \Delta D_t = \text{Div}_t. \quad (1)$$

用公告日收盘价 $P_t$ 消除 $\Delta D_t$ 的量纲,则:

$$\Delta D_t / P = \text{Div}_t / P_{\text{公告日收盘价}}. \quad (2)$$

在控制变量上,公司规模(Size)是不对称信息的一个参照变量,Yoon & Starks(1995)在检验股利信号时,也考虑了公司的规模变量,本文也把该变量放入信号模型中以控制规模因素。

## 2. 自由现金流量假说

自由现金流量的衡量包括两个重要方面——未分配现金流量(CF)和投资机会。关于现金流量,多数实证研究均采用Lehn和Poulsen(1989)定义或Lang,Stulz和Walking(1991)定义。<sup>4</sup>而衡量“投资机会”的指标则分歧较多,有销售增长率、托宾 $Q$ <sup>5</sup>以及Jaggi和Gul(1999)设计的投资机会集(IOS)指标等等。考虑到现金流量和以增长率代表的投资机会这两个指标不匹配(低增长率、高未分配现金流量)的公司更有可能存在本文将要研究的“自由现金流量代理成本”问题,所以这里沿用以前学者把“未分配现金流量”和“投资机会”相结合来考虑的思路。鉴于托宾 $Q$ 在我国的适用性问题,<sup>6</sup>本文主要采用Lang、Stulz和Walking(1991)的方法来衡量“未分配现金流量”,用Lehn和Poulsen(1989)的销售增长率表示“投资机会”,即:

<sup>4</sup> 两种定义对分子的界定是一致的,区别在于前者用权益的市场价值作为分母,而后者则用的是总资产。

<sup>5</sup>  $Q > 1$ 只是公司未进行过度投资的必要非充分条件,但作为检验变量而言,其必要条件的特性就足够了。见Denis, Denis, Sarin(1994)第570页。

<sup>6</sup> 由于我国特殊的股本结构,计算托宾 $Q$ 时,除了流通股之外,其他的资产都用账面价值代替市值,故会导致计算出来的托宾 $Q$ 大多都大于1,以本文的研究样本为例,92.10%(886个)的样本托宾 $Q$ 值大于1。

$$CF = \frac{\text{净利润} + \text{折旧} - \text{普通股股利}}{\text{总资产}}, \quad (3)$$

$$G_{\text{销售收入增长率}} = \frac{(\text{分配年度})\text{销售收入}_t}{\text{销售收入}_{t-1}} - 1. \quad (4)$$

本文分别用未分配现金流量(CF)和销售收入增长率(G)的中位数为分界线交叉分组,详见表2。其中低G高CF样本组的公司既没有好的投资前景,又持有大量未分配现金流量,相对于其他样本组而言,这类公司出现自由现金流量代理成本问题可能性最大。相反,另一类资源和机会不匹配的公司是高G低CF组,这类公司存在自由现金流量代理成本问题的可能性最小,这两类公司的股利公告市场反应的差异将作为本文分析的重点之一。

表2 样本分组原则

	低 G	高 G
低 CF	$G < 0.1341, CF < 0.0763$ (280 个样本点)	$G \geq 0.1341, CF < 0.0763$ (201 个样本点)
高 CF	$G < 0.1341, CF \geq 0.0763$ (201 个样本点)	$G \geq 0.1341, CF \geq 0.0763$ (280 个样本点)

除了未分配现金流量和销售收入增长率这两个指标外,还有一些控制变量是自由现金流量假说所关注的。现金股利与负债均有助于解决企业因自由现金流量而引起的代理成本(Jensen, 1986);而企业规模也常常被认为是一个反映公司代理问题的变量,例如Vogt(1997)和Jaggi & Gul(1999)就认为大公司比小公司存在更严重的代理问题。<sup>8</sup>所以在控制变量上,本研究基本上设定财务杠杆和企业规模两项。

以上各个研究变量的描述性统计见表3。

表3 变量定义及描述性统计

项目	CF	G	$\Delta D/P$	L	SIZE
平均值	0.08	0.25	0.17	0.40	20.89
标准差	0.07	0.74	0.15	0.15	0.87
最大值	0.71	13.27	1.23	0.79	23.61
中位数	0.08	0.13	0.13	0.40	20.83
最小值	-0.14	-0.83	0.01	0.02	18.29

其中,CF:未分配现金流量=(净利润+折旧-普通股股利)/总资产;

G:销售增长率=(销售净额<sub>t</sub>-销售净额<sub>t-1</sub>)/销售净额<sub>t-1</sub>;

$\Delta D/P$ :未预期股利=(Div<sub>t</sub>-Div<sub>t-1</sub>)/P=(Div<sub>t</sub>-0)/P=Div<sub>t</sub>/P;

L:财务杠杆=总负债/总资产;

Size:规模=ln(总资产)。

<sup>7</sup> 国外公式的分子实际上是:折旧前的营业性利润-税收总额-短期和长期负债的利息总额-优先股股利-普通股股利,鉴于我国财务报表的利息费用在营业利润前已经扣除,而且没有优先股,可以改写为式(3)。

<sup>8</sup> 见Vogt(1997)第371页。

### (三) 检验模型

#### 1. 事件研究分析

本文采用 $[-265, -16]$ 之间250天的数据来估计市场模型(上证指数和深圳综合指数)的系数,以此计算单只股票 $i$ 第 $t$ 天的预期日收益率。股票 $i$ 第 $t$ 天的超常收益率( $AR_{it}$ )等于其实际收益率与预期收益率之差,即:

$$AR_{it} = R_{it} - \hat{R}_{it}. \quad (5)$$

设公告当天为第0天,样本公司在研究窗口 $[-2, +3]$ (陈晓等,1998)的累计超常收益率(CAR)为:

$$CAR_t = \sum_{i=-2}^3 \left( \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N AR_{it} \right). \quad (6)$$

由于简单的事件研究尚难以对两个理论各自的解释能力进行比较,所以,本文进一步对两个理论体系中影响其公告期平均累计超常收益率的其他因素进行横截面回归。

#### 2. 横截面回归分析

本文的回归分析包括两部分,即股利信号模型回归和自由现金流量假说模型回归。对于股利信号回归模型有:

$$CAR = \alpha_0 + \beta_1 \Delta D/P + \beta_2 \text{Size} + \epsilon. \quad (7)$$

正如在变量定义时所说明的,本文认为股利信号通过未预期的股利 $\Delta D/P$ 来传递,控制变量是规模,这些自变量都和股利的信号模型相适应。可以预期 $\Delta D/P$ 应该对CAR有明显的正向影响,而规模则与之负相关。

其次,对于自由现金流量假说回归模型有:

$$CAR = \alpha_0 + \beta_1 G + \beta_2 CF \times \text{Dummy}_- G + \beta_3 \text{Size} + \beta_4 L + \epsilon, \quad (8)$$

其中,  $\text{Dummy}_- G = \begin{cases} 1, & G \geq 0.1341 (\text{中位数}), \\ 0, & G < 0.1341. \end{cases}$

公式8的特点在于使用交乘项和 $G$ 哑变量,这种方法主要参考Vogt(1997)。<sup>9</sup>这里的交乘项是为了研究 $G$ 和 $CF$ 的互动对CAR产生的整体影响。而且根据自由现金流量假说的要义,低增长率公司的未分配现金流量对市场反应的影响才是研究重点,因此,本文采用哑变量 $\text{Dummy}_- G$ ,在高 $G$ 时赋值为0。根据自由现金流量假说,可以预期交乘项应该对CAR有正向影响,因为在缺乏投资机会(低增长率)时,公司的未分配现金流量会面临更大的被滥用危险。这实际上是说, $CF$ 与CAR的正相关关系在低增长率的企业中更明显,而高增长率的企业所持有的未分配现金流量对股票价格应该没有确定的影响。

<sup>9</sup> 见Vogt, 1997, Cash Flow and Capital Spending: Evidence from Capital Expenditure Announcements. *Financial Management* 26-2 (Summer): 48. 他用哑变量 $Q$ 与 $CF$ 的交乘项研究自由现金流量假说和优序融资理论。



控制变量规模的系数预计将为正,财务杠杆的系数为负。

### 3. 事后经营状况回归分析

尽管股利信号理论和自由现金流量假说在公司股利公告的市场反应上有着共同的预期,但它们对股价上升的原因有不同的解释。股利信号理论认为公司提高股利意味着公司具有好的发展前景。国外这方面研究都会考察公司股利公告后分析师的盈利预测变动状况(Lang & Litzenger, 1989),鉴于国内情况的限制,本文则用公司下年度的实际盈利数字来替代分析师的预测,研究未预期股利能否解释公司来年的 ROE 变动(股利信号理论)。如果股利信号理论切合实际,那么可以预期  $\Delta ROE$  将与  $\Delta D/P$  显著正相关。用回归模型表示,即:

$$\Delta ROE = \alpha_0 + \beta_1 \Delta D/P + \beta_2 \text{Size} + \epsilon. \quad (9)$$

另一方面,自由现金流量假说倾向于认为没有投资机会、又把持大量现金的公司(低 G 高 CF)发放股利可能是因为管理者迫于压力<sup>10</sup>而吐出现金,降低自由现金流量代理成本,那么下一个步骤就可能是经营收缩、削减资产、提高资产周转率(Nohel & Tarhen, 1998)来提高经营效率(ROE),其中最重要的特征是降低来年的资本性支出(Denis, Denis, Sarin, 1994)。按照自由现金流量假说的观点,公司下一年的资本性支出将与股利公告时的代理问题、投资机会有关,自由现金流量(这里用前面使用过的交乘项表示)高的公司资本性支出下降。回归模型如公式 10 所示:

$$CE = \alpha_0 + \beta_1 G + \beta_2 CF \times \text{Dummy}_G + \beta_3 \text{Size} + \beta_4 L + \epsilon. \quad (10)$$

## 四、实证结果与讨论

### (一) 事件研究结果分析

从图 1 可以看出,在事件公告窗口里样本公司股票累计超常收益率基本为正,且平均超常收益率在窗口  $[-1, +2]$  内都显著大于 0(见表 4),说明现金股利公告后样本公司股价的累计超常收益率持续上升。这与国外关于股利公告的大部分实证结果(Pettit, 1972 等)一致,但与国内的一些研究所认为的现金股利特有的信息效应较弱(陈晓等, 1998; 陈浪南等, 2000)不符。

<sup>10</sup> 这可能是内、外部控制机制发生了作用。实际上,这一点也是自由现金流量假说,甚至整个股利的代理成本理论在解释股利公告行为时不完善的地方之一,那就是:既然公司的控制机制能够有效地约束管理者的行为,并且对自由现金流量的代理成本问题有所认识,那么何须绕着弯路通过发放股利的形式来解决?由董事会直接在管理者出现代理成本问题的苗头时约束其行为即可,而且考虑交易成本问题,这样直接的办法似乎更能为股东节省资源。见 Allen 等, 2002, Payout policy, SSRN working paper, 第 61 页。

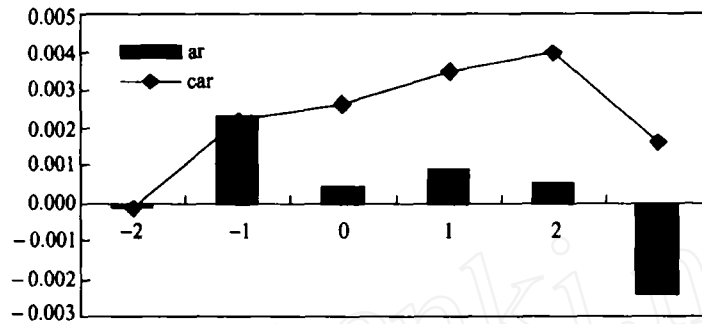


图1 派发现金股利的市场反应 CAR 图

表4 公告效应的  $t$  检验

日期	-2	-1	0	1	2	3
CAR 均值	0.000	0.002*	0.002*	0.003**	0.004***	0.001
$p$ 值	0.898	0.051	0.054	0.020	0.010	0.348
低 $\Delta D/P$	0.0002	0.0015	-0.0001	-0.0001	-0.0002	-0.0006
高 $\Delta D/P$	-0.0004	0.0029**	0.0053***	0.0070***	0.0082***	0.0038*
组间差异	-0.0006	0.0014	0.0054**	0.0071**	0.0083***	0.0044
$p$ 值	0.7575	0.5303	0.0459	0.0175	0.0099	0.1883
H-G L-FCF	-0.0005	0.0034**	0.0022	0.0023	0.0041	0.0001
L-G H-FCF	-0.0013	0.0001	0.0038**	0.0076***	0.0101***	0.0108**
组间差异	0.0008**	0.0032	-0.0016	-0.0053	-0.0059**	-0.0106*
$p$ 值	0.0111	0.4582	0.5535	0.6756	0.0323	0.0731

为进一步检验股利信号理论, 本文将未预期股利 ( $\Delta D/P$ ) 按照中位数 (0.1319) 分成两组, 各自公告期走势如图 2。笔者发现  $\Delta D/P$  显著地影响了公司的市场表现。高  $\Delta D/P$  公司的 CAR 多数显著大于 0, 低  $\Delta D/P$  者则多数小于 0 (见表 4), 两者的区别在  $[0, +2]$  都很显著。总的来说, 股利的市场反应与未预期的股利直接相关。这些结果支持假设 1。

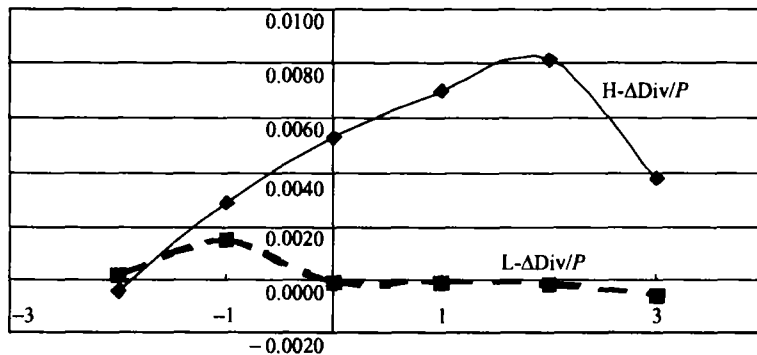


图2 未预期股利对 CAR 走势影响对比

为了检验自由现金流量假说,按照前文表 2 的定义对样本进行分组,不同样本组的股票市场表现如图 3 所示。自由现金流量假说认为,公告公司若属于低增长水平,那么发放现金股利有助于解决代理问题属于利好消息,应该有正的市场反应;对于高增长的公司,该理论未给出明确的推断。从图 3 以及表 4 中,我们的确发现了一些证据:前文分析的自由现金流量代理问题较为严重的“高 CF 低 G”公司在公告期间内走势非常突出, $[0, 2]$ 上显著大于 0,其他三组的公司的 CAR 都在 0 处徘徊。该组公司在公告后的第二、三天 CAR 显著高于对照组——高 G 低 FCF 公司( $p$  值分别为 0.03 和 0.07)。这一结果基本上支持了本文的假设 2,也与 Lehn & Poulsen(1989)的结论比较接近。

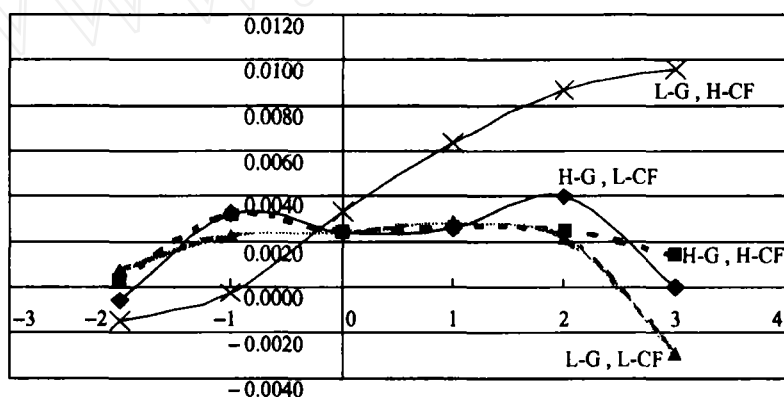


图 3 存在和不存在自由现金流量代理成本问题的公司组之 CAR 走势对比

总之,现金股利公告的市场反应显著,并且两个理论在各自的研究框架下都基本获得支持。下面本文转入横截面回归分析,尝试把两个理论结合起来讨论。

## (二) 横截面回归结果分析

表 5 中的模型 1 由式 7 得到, $\Delta D/P$  的系数为 0.119( $p$  值为 0.000),对 CAR 影响显著,这说明未预期的现金股利对公司股价具有显著的作用,支持股利信号理论。

模型 2 则是公式 8 的结果,实证结果也基本上支持自由现金流量假说。公司增长率与 CAR 负相关(-0.068),而且显著( $p=0.037$ ),说明低增长的公司发放现金股利更受欢迎。由于存在过度投资的倾向,增长率越低的公司用股利的形式分配现金资源,越有利于降低代理成本、提高股东价值,市场就会给予肯定。同时交乘项的系数为正(10%水平下显著),说明低增长率的公司中,所持有的现金资源越多(即越可能存在自由现金流量代理问题)股利公告的正面反应越强烈。而控制变量规模和杠杆的符号也都符合自由现金流量假说的预期并且都显著,这意味着:规模越大者代理问题可能越严重(Jaggi & Gul, 1999),

现金股利发挥监督治理作用的潜力就越大;另外,对负债依赖越低的公司股利作用的余地就越大,而已用杠杆越高者已受约束较多,股利的边际作用就越小。

表5 多元回归模型结果汇总

变量	模型 1-Signal		模型 2-FCF		模型 3-Total	
	系数项	p 值	系数项	p 值	系数项	p 值
$\alpha$	-0.060	0.146	-0.067	0.111	-0.067	0.113
$\Delta D/P$	0.119***	0.000			0.116***	0.000
G			-0.068**	0.037	-0.069**	0.035
CF×DUMMY-G			0.049*	0.097	0.057*	0.083
Size	0.042	0.188	0.060*	0.074	0.052	0.117
L			-0.80**	0.016	-0.069**	0.039
F 值	7.982***		3.441***		5.415***	
调整后的 R <sup>2</sup>	0.014		0.010		0.022	

其中,  $\Delta D/P$ : 未预期股利 =  $(Div_t - Div_{t-1})/P = (Div_t - 0)/P = Div_t/P$ ;

CF: 未分配现金流量 =  $(\text{净利润} + \text{折旧} - \text{普通股股利})/\text{总资产}$ ;

G: 销售增长率 =  $(\text{销售净额}_t - \text{销售净额}_{t-1})/\text{销售净额}_{t-1}$ ;

DUMMY-G: 销售增长率的哑变量, 当销售增长率小于其中位数时, 取 1, 否则取 0;

Size: 规模 =  $\ln(\text{总资产})$ ;

L: 财务杠杆 = 总负债/总资产。

把模型 1、2 放在一起回归, 调整后的  $R^2$  有所提高, 股利信号模型的主要变量  $\Delta D/P$  保持它对 CAR 显著的正向影响; 而自由现金流量假说的变量 (G 和交乘项) 显著性都有所增强, 特别是交乘项, 对 CAR 有明显的正向作用, 这和模型 2 以及图 3 的结果都一致, 再一次证明了股利可以成为解决自由现金流量代理问题的一条出路。

到目前为止, 从各个指标总的检验结果来看, 各项结果既支持自由现金流量假说, 也不否定股利信号模型。为了更深入地比较这两个理论的解释力, 本文进而做了稳健性检验, 即把研究延伸至股利公告一年以后的公司财务状况, 看看到底更符合哪个理论的框架。

### (三) 事后经营状况的回归分析

表面上看, 股利信号理论和自由现金流量假说在公司股利公告的市场反应上有着共同的预期, 但它们对股价上升的原因有不同的解释。根据公式 9 和 10, 本文对派现公司事后的经营状况与派现时的主要特征变量进行回归, 结果见表 6。

表 6 事后经营状况的回归模型结果汇总

自变量	模型 4-Signal		模型 5-Total		模型 6-FCF		模型 7-Total	
	$\Delta ROE$				CE			
	系数项	p 值	系数项	p 值	系数项	p 值	系数项	p 值
$\alpha$	-0.006	0.131	-0.132	0.099	0.257	0.401	0.262	0.392
G			0.028	0.400	0.053	0.256	0.054	0.245
CF×DUMMY-G			0.062*	0.215	-0.173***	0.000	-0.179***	0.000
Size	0.035	0.275	0.045	0.175	-0.021	0.650	-0.020	0.671
L			-0.064*	0.059	-0.026	0.572	-0.029	0.536
$\Delta D/P$	0.050	0.121	0.048	0.139			-0.014	0.671
F 值	1.861		2.352**		3.261***		2.643**	
调整后的 $R^2$	0.002		0.007		0.009		0.008	

其中, CE: 分配年度之后一年的资本性支出/总资产的账面价值;

$\Delta ROE$ : 净资产报酬率年度之差,  $ROE_{t+1} - ROE_t$ ;

CF: 未分配现金流量 = (净利润 + 折旧 - 普通股股利)/总资产;

G: 成长性 = 总资产的市值/总资产的账面价值;

DUMMY-G: 销售增长率的哑变量, 当销售增长率小于其中位数时, 取 1, 否则取 0;

$\Delta D/P$ : 未预期股利 =  $(Div_t - Div_{t-1})/P = (Div_t - 0)/P = Div_t/P$ ;

L: 财务杠杆 = 总负债/总资产;

Size: 规模 =  $\ln(\text{总资产})$ 。

注: 由于 CSMAR 数据库没有资本性支出的数据, 故采用固定资产的变动量代替, 这里可能出现的问题是, 用两期资产负债表之变动量作为资本性支出, 可能会因为部分资产退出生产而导致低估了当年新投入的固定资产数量。

回归模型 4 和模型 5 以  $\Delta ROE$  为因变量、以  $\Delta D/P$  为自变量。实证结果发现没有任何系数在统计上显著。并且回归方程的 F 值不显著,  $\Delta D/P$  的系数虽然为正, 但统计上没有显著性 (p 值为 0.13), 不支持股利信号理论的结论。

而模型 6、7 则以分配年度之后一年的资本性支出 (CE) 为因变量, 研究股利公告时的自由现金流量代表变量对下年度 CE 的影响, 结果发现交乘项与下年度 CE 呈现显著的负相关, 说明低增长的公司现金流量高者来年的资本性支出反而低, 支持自由现金流量假说。

总的来说, 事后经营状况的研究支持自由现金流量假说, 但不支持股利信号理论。因此, 笔者认为股利信号理论看起来虽然也能解释现金股利公告的市场反应, 但是该理论在事后研究上缺乏解释力。相比之下, 自由现金流量假说更能解释现金股利公告效应。

## 五、结 论

本文研究现金股利公告效应,发现我国上市公司现金股利公告存在显著市场反应,事件研究和横截面回归中,自由现金流量假说和股利信号理论都能在各自的分析框架下获得支持;但在事后研究的回归分析里,自由现金流量假说更能够解释派现与其后公司发展状况的关系,而股利信号理论则说服力较弱。这一结果的现实意义在于它说明了股利作为一种代理成本的约束机制在我国资本市场能够起到一定的作用,并非像部分学者认为的“显然有限”(何涛等,2002)。现金股利的市场表现依赖于公司投资机会和现有的代理问题状况,这说明市场能够观察到现金股利派发所起的约束代理成本的作用,客观上提高了管理者滥用现金资源时的机会成本,能够对他们施加一定的压力。总而言之,相对于股利传递未来盈利能力信号的作用而言,我国投资者或许更加关注股利的公司治理功能——约束自由现金流量代理成本。这也为证监会保护中小股东的权益、实施现金股利与再融资资格挂钩的规定提供了一定的理论和经验的佐证。

## 参 考 文 献

- [1] 陈浪南、姚正春,2000,我国股利政策信号传递作用的实证研究,《金融研究》第10期,第69—77页。
- [2] 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,第33—43页。
- [3] 郭永康、杨熠,2003,管理费用之自由现金流量假说的实证检验,《中国经济问题》第6期,第62—70页。
- [4] 何涛、陈晓,2002,现金股利能否提高企业的市场价值——1997—1999年上市公司会计年度报告期间的实证分析,《金融研究》第8期,第26—38页。
- [5] 李常青、沈艺峰,2001,沪深上市公司股利政策信息内涵的实证分析,《中国经济问题》第5期,第43—52页。
- [6] 吕长江、王克敏,1999,上市公司股利政策的实证研究,《经济研究》第6期,第31—39页。
- [7] 沈洪涛、沈艺峰、杨熠,2003,我国新股增发:自由现金流量假说还是优序融资假说,《世界经济》第8期,第53—61页。
- [8] 魏刚,1998,中国上市公司股利分配的实证研究,《经济研究》第6期,第30—36页。
- [9] 俞乔、程滢,2001,我国公司红利政策与股市波动,《经济研究》第4期,第32—40页。
- [10] 杨熠、沈艺峰,2002,我国上市公司自由现金流量假说检验,新经济环境下会计与财务问题研讨会(2002年度)会议论文。
- [11] 张水泉、韩德宗,1997,上海股票市场股利与配股效应的实证研究,《预测》第3期,28—33。
- [12] Aharony, J., and I. Swary, 1980, Quarterly Dividend and Earnings Announcements and Stockholders' Returns: An Empirical Analysis, *The Journal of Finance* 35: 1—12.

- [13] Allen F., and R. Michaely, 2002, Payout policy, *SSRN working paper*.
- [14] Denis, D. J., D. K. Denis and A. Sarin, 1994, The Information Content of Dividend Changes: Cash Flow Signaling, Overinvestment, and Dividend Clientele, *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 29-4: 567—587.
- [15] Easterbrook, F. H., 1984, Two Agency Costs Explanation of Dividends, *American Economic Review* 74: 650—659.
- [16] Hanson, R. C., 1992, Tender Offers and Free Cash Flow: An Empirical Analysis, *The Financial Review* 27-2 (May): 185—209.
- [17] Healy, P., and K. Palepu, 1988, Earning Information and Omissions, *Journal of Financial Economics* 21: 149—176.
- [18] Jaggi, B., and F. Gul, 1999, An Analysis of Joint Effects of Investment Opportunity Set, Free Cash Flow and Size on Corporate Debt Policy, *Review of Quantitative Finance and Accounting* 12: 371—381.
- [19] Jensen, M. C., 1986, Agency Costs of Free Cash Flow. Corporate Finance, and Takeovers, *American Economic Review* 76: 323—339.
- [20] Lang, L., R. Stulze and R. Walking, 1991, A Test of the Free Cash Flow Hypothesis, the Case of Bidder Returns, *Journal of Financial Economics* 29: 315—335.
- [21] Lang, L.H. P., and R. H. Litzenger, 1989, Dividend Announcements: Cash Flow Signalling vs. Free Cash Flow Hypothesis? *Journal of Financial Economics* 24: 181—191.
- [22] Lehn, K., and A. Poulsen, 1989, Free Cash Flow and Stockholder Gains in Going Private Transactions, *The Journal of Finance* XLIV 3 (July): 771—787.
- [23] Ofer, A.R., and D. Siegel, 1987, Corporate Financial Policy, Information, and Market Expectations: An Empirical Investigation of Dividends, *The Journal of Finance* 42, 889—911.
- [24] Pettit, R., 1972, Dividend Announcements, Security Performance, and Capital Market Efficiency, *The Journal of Finance* 28: 993—1007.
- [25] Vogt, S. C., 1997, Cash Flow and Capital Spending: Evidence from Capital Expenditure Announcements, *Financial Management* 26-2 (Summer): 44—57.
- [26] Watts, R., 1973, The Information Content of Dividends, *Journal of Business* 46 (2): 191—211.
- [27] Yoon, P., and L. Starks, 1995, Signaling, Investment Opportunities, and Dividend Announcement, *The Review of Financial Studies* 8: 995—1018.

## Cash Dividend: Signaling Earning Information or Supervising Corporate Governance

YI YANG YIFENG SHEN  
(Xiamen University)

**Abstract** Signaling theory and Hypothesis of Free Cash Flow (FCF) are two main theories on cash dividend. This paper compares them by Event Study on the announcements of cash dividend from 1994 to 2001 in China. The result shows that the hypothesis of FCF explains price

fluctuations around dividend announcements better, so indicates cash dividend played a role on supervising corporate governance more than signaling earning information.

**Key words** Signaling of Dividend, Free Cash Flow, Cash Dividend

www.cnki.net