

关于上市公司股利政策生成机理的实证研究

——基于管理者过度自信视角

赵澄 何建国(教授)

(吉林大学珠海学院 珠海 519041 重庆理工大学会计学院 重庆 400050)

【摘要】 本文通过收集我国上市公司经验数据,从上市公司管理者过度自信角度,即以上市公司股利分配非理性供给为研究切入点,分析我国上市公司股利分配政策偏好的原因,探究我国上市公司股利分配政策的生成机理,为上市公司股利分配政策研究提供了一个全新的视角。

【关键词】 管理者过度自信 股票股利分配 现金红利分配 认知偏差 非理性

心理学研究发现,行为个体普遍存在非理性认知偏差。基于此,打破“理性经济人”假设的行为财务理论研究成果出现,从个体行为、心理的固有认知偏差来研究个体财务行为、财务决策的非理性。从行为金融学角度研究公司股利分配政策取得突破性成果,学者开始从决策者非理性角度来寻找解释股利“异象”的原因。Baker 和 Wurgler 指出,传统股利理论失灵的根本原因就在于其考虑了股利需求却忽略了股利的供给。因此,从股利供给(管理者决策结果)的角度出发重新思考上市公司股利分配,可以为上市公司股利分配政策研究提出一个全新的视角。

一、理论述评

行为财务学是以心理学对人类决策心理的研究成果为依据,以人们的实际决策心理为出发点,研究理解和预测个体心理决策过程对资本市场的影响以及如何运用心理学和经济学原理来改善决策行为。心理学家研究发现:人们普遍存在过度自信,过度自信几乎是人类最根深蒂固的心理特征之一,管理者过度自信尤其严重。

Lease(1976)等通过问卷调查结果统计发现:选择股票时,投资者年龄与选择股票种类、股票的股利分配水平高低有直接关系:投资者年龄越大越偏好高股利支付的风险证券,因为他们依赖高的股利生活。Pettit 研究发现相近结论:管理者制定股利分配方案时,管理者年龄与所制定的股利收益水平显著正相关,与其收入负相关。Shefrin 和 Statman(1985)研究发现,现金股利支付有利于管理者从心理上区分公司盈利,通过减少管理者控制的自有现金流可有效帮助股东控制管理者的自我控制环境。通过现金股利支付,股东可直接获得现金流,进而增强对企业的自我控制能力,因此现金股利支付迎合股东偏好。Heaton(2002)在不考虑信息不对称或代理成本问题的情况下,从管理者过度自信角度出发,结合企业自由现金流,实证检验了过度自信管理者偏好内源融资:过度自信管理者过度预留企业自由现金流或将多余现金流过度投资,创新地解释了“融资优序理论”。Deshmukh、Goel 和 Howe(2008)

实证研究发现:上市公司的预期股利支付与管理者过度自信程度显著相关,过度自信管理者(CEO)通常制定更低的股利支付政策。同时,由于不同成长性企业中管理者的自信程度存在显著差异,进而导致其所制定的股利支付水平差异程度不同:管理者的过度自信使股利支付与现金流之间的正向关系、股利支付与信息不对称之间的负向关系更显著。

在国内,姜付秀(2009)等分别从管理者过度自信角度研究其对企业投资、融资的影响,但从过度自信角度研究股利分配的成果极少。黄莲琴(2009)在其博士论文中利用 2002~2007 年上市公司数据对管理者过度自信与公司融资策略选择之间的关系实证检验发现:当公司内部现金流充足时,过度自信管理者比一般的管理者更加偏好内源融资;过度自信管理者为保留更多内源资金,倾向于更少分配现金股利。同样其论文结论也支持了 Heaton(2002)的新“融资优序理论”。

基于以上观点,本文从管理者过度自信对股利分配政策的影响出发,参考姜付秀、陆正飞等(2009)有关管理者过度自信的衡量指标,对管理者过度自信进行指标量化,同时实证检验管理者过度自信对我国上市公司股利分配政策的影响。

二、研究设计

1. 研究假设提出。心理学研究发现,个体普遍认为自身能力优于平均现象,企业管理者的过度自信程度通常要强于一般人。过度自信管理者往往高估投资项目收益,将公司经营所获得的剩余利润或自由现金流留存企业,由管理者控制这部分资金进行再投资所获得的收益将显著高于分配给投资者个人进行投资获得的收益。上市公司管理层为了拥有更大的现金流控制权,一般都不愿支付现金流,同时为了建立符合自身利益最大化的经营环境,尤其是通过控制更多的自由现金流可以为自身带来额外收益和话语权时,管理者就会产生强烈的非现金股利支付或不支付意愿。因此,提出假设 1:管理者过度自信程度与现金支付显著负相关。

过度自信管理者过度留存自由现金流,根据信号传递理论,为了向投资者传递利好信息,过度自信管理者选择股票股

利分配行为。通过支付股票股利,实现最少的现金股利支付,进而储备更多的内源资金。因此,提出假设 2:管理者过度自信程度与股票股利支付显著正相关。

2. 样本选取与数据来源。

(1)样本选取。为衡量管理者过度自信指标,本文参照了国外相关研究文献对过度自信指标的量化,选择上市公司公布的业绩预测是否与其相应的周期内披露的实际业绩背离作为衡量管理者过度自信指标。Hribar 和 Yang (2006) 研究发现,过度自信管理者进行盈利预测时,更倾向高估企业业绩。国内学者姜付秀(2009)等采用盈利预测偏差来衡量我国上市公司管理者过度自信程度。随着我国业绩预告披露体制的不断完善与发展,采用盈利预测公告作为衡量管理者过度自信的指标,保证了数据的稳定性与合理性。

(2)数据来源。本文的样本数据来自沪市 A 股(包括既发行 A 股又发行 B 股上市公司)2007~2010 年间上市公司数据。在数据整理过程中,为消除 IPO 对所研究数据产生的影响,我们在设定基础样本数据库时,收集了 2006 年 12 月 31 日已经上市的公司。同时,由于金融类公司财务报表的特殊性,在进行样本整理时我们剔除了此类公司。另外,ST、PT 类公司的管理者存在明显的盈利预测盈余管理的报告动机,故在样本中予以剔除。

首先,定义样本期内公告的实际盈利水平低于盈利预告所预测的盈利水平的上市公司为过度自信样本。我国上市公司盈利预测报告描述主要有预亏、预盈、预增、减亏和预降等几种形式。对于由于表达模糊而不能判断是否变脸的检验样本本文将其直接定义为不过度自信。因此我们得到三种过度自信指标类型,即实际亏损而预测盈利、实际增幅小于预测水平、实际降幅大于预测水平。

其次,如果业绩预测公告时间在年度财务报告报出之后,那么公司管理层实际上已经知道公司经营业绩,因而不能反映管理者对期间内是否盈利的潜在态度,本文对该种公告形式的盈利预测样本进行剔除。最后,为确保样本期内管理者经营风格的一致性,消除高管变更给公司业绩带来的影响,我们剔除样本期内实际执行者发生变更的上市公司。

根据以上样本描述得到表 1 列示的样本统计值。

表 1 管理者过度自信指标描述性统计

项目	2007年	2008年	2009年	2010年	合计
沪市A股2006年12月31日已上市且至2010年仍未退市或ST、PT的非金融类上市公司数量	732	732	732	732	
检验期内业绩预告公司数	455	448	442	418	1 763
预测期后盈利预测的公司	239	178	176	146	739
预测值至少有一次大于实际值的公司	46	36	17	20	119
样本期内实际管理者发生变更的公司	13	8	3	8	32
过度自信样本	33	28	14	12	89

从表 1 可看出,沪市 A 股 732 家上市公司中,2007~2010 年间至少进行了一次业绩预告披露的公司分别有 455、448、

442、418 家,超过全样本的一半以上。其中非公告性质的有 239、178、176 和 146 家,至少有一次盈利预测值大于实际值的分别为 46、36、17 和 20 家,在此基础上,剔除相关的高管变更样本后共得到 87 家过度自信样本值。

3. 变量定义。①被解释变量:上市公司分配的股票股利与现金红利。在 2007~2010 年度公布的年报数据中,选取上市公司送股数与转增股数之和,除以上市公司总股数比例作为分配的股票股利,而上市公司公告的分配派息数除以公司当年实现的净利润额得到上市公司现金股利分配数据。②解释变量:管理者过度自信:定义样本期内公告的实际盈利水平低于盈利预告所预测的盈利水平的上市公司为过度自信样本。③控制变量:主要包括企业自由现金流量、盈利能力、公司规模、企业成长性及企业资本结构。各变量定义具体如表 2 所示:

表 2 变量定义

字符	变量名	变量定义
XJGL	现金股利支付	现金股利/净利润
GPGL	股票股利支付	股票股利/总股数
Overconf	过度自信	虚拟变量,过度自信为1,否则为0
CF	每股企业自由现金流	[(净利润+利息费用+非现金支出)-营运资本追加-资本性支出]/总股数
ROE	盈利能力	净资产收益率
ZCDS	公司规模	总资产对数
SRZZ	成长性	主营业务收入增长率
ZCFZL	负债水平	资产负债率

4. 模型构建。根据提出的假设,本文拟采用多元线性回归模型,并用最小二乘法进行参数估计。本文采用计算 Pearson 相关系数来检验多重共线性。如果相关系数小于 0.7,一般认为不存在多重共线性。由此构建以下检验模型:

$$\text{模型 1: } XJGL = \beta_0 + \beta_1 \text{Overconf}_1 + \beta_2 CF_1 + \beta_3 ROE_3 + \beta_4 ZCDS + \beta_5 SRZZ + \beta_6 ZCFZL + \varepsilon$$

$$\text{模型 2: } GPGL = \beta_0 + \beta_1 \text{Overconf}_1 + \beta_2 CF_1 + \beta_3 ROE_3 + \beta_4 ZCDS + \beta_5 SRZZ + \beta_6 ZCFZL + \varepsilon$$

模型 1 用来检验假设 1,模型 2 用来检验假设 2。模型中,β₀ 是回归方程中的常数项,β_i 是各解释变量的待估系数(i=1,2,⋯,6),ε 表示随机误差项。

三、实证分析

1. 描述性统计。模型中全样本描述性统计分析见表 3。

表 3 全样本描述性统计

变量	均值	中位数	最大值	最小值	标准差
GPGL	0.077 099	0	4.928 912	0	0.240 462
XJGL	0.267 460	0	81.660 43	0	2.228 401
Overconf	0.029 713	0	1	0	0.169 824
CF	0.233 297	0.317 093	10.100 24	-18.818 91	1.640 366
ZCDS	21.978 94	21.794 76	28.135 65	16.508 29	1.282 081
SRZZ	1.189 347	0.153 173	1 924.530	-0.986 061	36.150 93
ZCFZL	0.525 392	0.528 704	12.238 37	0.031 757	0.327 332
ROE	0.095 123	0.083 835	5.467 732	-3.280 005	0.204 353

从表3中反映的我国上市公司股利分配情况来看,上市公司现金股利分配最大值为81.66,最小值为0,股票股利分配最大值为4.93,最小值为0,相差较大,说明我国上市公司间股利政策各异,利润分配情况差距很大。管理者过度自信衡量指标均值为0.03,说明管理者非理性的现象较少,绝大多数的管理层是理性决策的。

从控制变量来看,上市公司资产负债率指标均值为52.5%,较已有研究成果的资产负债率有所提高,说明我国上市公司提高负债水平,相对于大多数发达国家上市公司的负债水平差距有所缩小,从侧面也反映出我国上市公司更加理性地对待股权融资行为,而转向债务融资。样本中上市公司的净资产收益率均值为0.095,明显偏低,说明我国上市公司的实际盈利能力有待提高。

2. 相关性分析。主要变量的相关系数见表4。从表4可知,因变量现金红利分配与因变量股票股利分配在10%显著性水平上呈负相关关系,这表明上市公司进行利润分配时通常会采用互补的分配方式,如果进行了现金股利分配,那么就不再进行股票股利分配。从因变量现金红利分配和控制变量资产总额、资产负债率及净资产收益率分别在1%、1%、5%水平上显著相关,而现金红利分配与管理者过度自信、企业自由现金流、销售收入增长率间没有显著的相关关系。

表4 主要变量的相关系数表

变量	GPGL	Overconf	CF	ZCDS	SRZZ	ZCFZL	ROE
XJGL	-0.005 2*	0.004 3	0.001 6	-0.025 0***	-0.003 3	-0.019 4***	-0.013 3**
GPGL	1	0.050 6***	-0.155 3***	0.017 9***	-0.006 0**	-0.044 **	0.106 1***
Overconf		1	-0.020 6	-0.003 1***	0.010 0	0.012 8***	0.027 7***
CF			1	0.087 1***	-0.041 2**	0.066 1**	0.019 4**
ZCDS				1	-0.012 1*	0.291 6***	0.091 0***
SRZZ					1	0.034 8**	0.257 2***
ZCFZL						1	-0.020 5
ROE							1

注:*表示在10%置信度水平上显著;**表示在5%置信度水平上显著;***表示在1%置信度水平上显著(下同)。

控制变量企业自由现金流与上市公司的现金红利分配不存在显著相关关系。这表明无论上市公司现金流是否充裕,都不是上市公司是否进行红利分配的依据,如企业自由现金流充裕,不会直接促使上市公司进行现金红利分配。

因变量股票股利分配和管理者过度自信、企业自由现金流、企业规模、资产负债率、主营业务收入增长率、净资产收益率等自变量在不同水平上具有显著相关关系。所有控制变量除资产总额与资产负债率的相关系数在5%的水平上显著外,其他控制变量和管理者过度自信的相关系数都在1%的水平上显著。管理者过度自信与公司股票股利分配在1%水平上显著正相关,这表明过度自信管理者更加倾向股票股利分配,与假设2相符。

从控制变量与因变量关系来看:上市公司资产负债率及主营业务收入增长率与股票股利分配在5%水平上显著负相关。其原因可能在于:公司有良好的成长性,而上市公司进行

股票股利分配会使潜在投资者低估公司风险证券价值,故而促使上市公司回避股票股利分配。另外,管理者过度自信与上市公司资产负债率在1%水平上显著正相关。这告诉我们,我国过度自信管理者偏好或采取激进的融资手段。这与Shefrin(1999)、Heaton(2002)及余明桂(2006)等得出的过度自信可能导致管理者采取激进的负债行为的结论相符。

3. 回归分析。管理者过度自信利润分配政策影响的回归分析结果见表5:

表5 回归分析结果

项目 变量	股票股利分配与管理者过度自信		现金红利分配与管理者过度自信	
	系数	T值	系数	T值
Overconf	0.064 0***	2.480	0.063 3	0.259 207
CF	-0.023 3***	-8.651	0.006 3	0.248 924
ZCDS	0.006 3*	1.702	-0.036 1	-1.031 789
SRZZ	0.000 3**	-2.153	8.020 1	0.006 722
ZCFZL	-0.054 4**	2.112	-0.176 1	-0.722 620
ROE	0.135 5***	6.040	-0.131 5	-0.619 436

从表5的回归分析结果可知,过度自信变量在1%水平上与上市公司股票股利分配呈显著正相关关系,说明管理者越是过度自信,其越偏好股票股利分配,这与假设2相符。究其原因,

笔者认为过度自信管理者比一般管理者更加偏好内源融资。过度自信管理者往往高估投资项目收益,将公司经营所获得的剩余利润或自由现金流留存企业,而不是进行现金红利分配。但同时为了向投资者传递利好信息,过度自信管理者选择股票股利分配行为,保留更多的内源资金。因而过度自信管理者偏好股票股利分配,厌恶现金股利分配,间接验证了假设1。

同样的,从表5管理者过度自信与上市公司现金红利分配回归结果来看,

管理者过度自信变量与公司现金红利分配无显著的相关关系,与假设1不符。不仅如此,其他各个控制变量,即使在前面变量相关关系分析的资产规模、资产负债率及企业净资产收益率存在显著相关关系的控制变量,而在进行现金红利模型回归分析时,运行结果显示不呈现显著相关关系。笔者认为,这可能是我国上市公司现金红利分配方案不规范、很多上市公司出现超额现金股利分配行为导致的。

从回归结果还可看出,控制变量与股票股利分配的关系:我国上市公司股票股利分配与企业自由现金流在1%水平上呈现显著负相关关系,现金流越充裕,现金股利分配越多;与一般上市公司的财务状况相吻合。而资产负债率在5%的水平上显著负相关,这符合我国企业现状:高负债率进行现金红利分配会使公司的财务风险增加,严重的甚至导致破产;如果选择股票股利分配政策会使外部投资者获得企业负面信息,即企业如此高的负债率因无现金分配而只能采用股票股利分配

减少其现金流出。所以在这种情况下,上市公司通常选择不分配股票股利是最保险的做法。

4. Granger 因果关系检验。

(1)上市公司股票股利分配与管理者过度自信的 Granger 因果关系检验结果见表 6:

表 6 股票股利分配与管理者过度自信的因果关系检验

零假设	滞后阶数					
	1		2		3	
	F值	概率	F值	概率	F值	概率
Overconf ₁ 对gpgl无Granger影响	2.049 4	0.152 4	1.821 3	0.162 2	4.787 4	0.002 6
gpgl对Overconf ₁ 无Granger影响	1.138 3	0.286 1	0.936 0	0.392 4	0.513 0	0.673 5

Granger 因果关系检验结果显示,gpgl对Overconf₁无Granger影响;而Overconf₁对gpgl存在Granger影响。股票股利分配政策不是管理者过度自信的决定因素,股票股利分配的多少不显著影响管理者过度自信行为;但是,管理者过度自信是上市公司进行股票股利分配的决定因素,管理者过度自信显著影响上市公司股票股利分配的多少。因此,依据2007~2010年间上市公司股票股利分配政策,管理者过度自信与上市公司进行股票股利分配存在Granger意义上的因果关系,与假设2相符。

(2)上市公司红利分配与管理者过度自信的 Granger 因果关系检验结果见表 7:

表 7 红利分配与管理者过度自信的因果关系检验

零假设	滞后阶数					
	1		2		3	
	F值	概率	F值	概率	F值	概率
Overconf ₁ 对xjgl无Granger影响	0.084 1	0.771 9	0.176 0	0.838 7	0.056 5	0.982 4
xjgl对Overconf ₁ 无Granger影响	0.046 4	0.829 6	0.144 6	0.865 4	0.208 4	0.890 6

Granger 因果关系检验结果显示,Overconf₁对xjgl无Granger影响,xjgl对Overconf₁无Granger影响。中国上市公司的管理者过度自信不是公司现金红利分配的决定因素,管理者是否过度自信不显著影响上市公司红利分配的多少。与假设1不相符。

5. 研究结论。从理论上来说,传统股利理论面临困境的根本原因在于,他们考虑了股利需求,却忽略了股利的供给。上市公司股利政策是股利供给方的决策结果,即管理层。本文的研究显示,管理层存在过度自信认知偏差,认为将企业获得的剩余收益再投资比投资者个人进行再投资获得的收益更高,因而他们偏好留存企业剩余利润或自由现金流。同时,为了符合证监会关于利润分配的规范,或出于向市场传递利好信息,上市公司管理者进而选择股票股利分配政策。实证结果说明,我国上市公司管理层过度自信程度与股票股利分配政策显著相关。通过进一步Granger因果关系检验发现,我国上市公司的管理层过度自信是促使上市公司管理层进行股票股

利分配政策的原因。

四、启示与展望

1. 研究启示。对于过度自信的管理者来说,无论企业当前是否有良好的投资机会,管理者倾向最大限度地留存企业自由现金流进行再投资。而已有研究结果表明,他们的这种留存企业剩余收益再用于投资的结果并没有达到预期水平。我国上市公司的利润分配政策,正是上市公司管理层过度留存企业剩余收益、避免现金股利支付的反映。管理层这种最大限度控制企业自由现金流进行低效率或负收益的再投资行为,严重损害了股东利益。

为避免出现上市公司这种不分、少分现金股利而普遍进行股票股利分配的现象,政府相关部门应进一步出台上市公司现金红利分配实施规范,强制性要求上市公司进行现金红利分配;同时,规范上市公司股票股利分配标准,对上市公司股票股利分配行为设定限制条件,从而从股利分配政策这一环节上控制与监督上市公司的经营效益,维护广大投资者特别是中小投资者的权益。从本文研究结论来看,管理者增持公司股票将进一步加深管理层过度自信心理偏差,从而会加深这种非理性行为。因此,针对人的非理性行为研究有待进一步深化。

2. 本文研究的局限性。过度自信的心理偏差是心理学发现的人类判断的最稳定的特征。尽管如此,作为人内在的心理活动,管理者的行为决策是主观的,它受到各种因素的影响。正是由于它的这种不确定性,所以对过度自信本身的衡量是对该课题研究的重大挑战,这也是为什么从管理者过度自信提出到现在,实证研究滞后于理论研究的根本原因。本文选取了管理者的盈利预测偏差作为本文管理者过度自信衡量指标,参考了国内学者已有的衡量方法,在指标量化上有待创新。同时,该衡量指标本身具有很大的主观性,研究结论会受到一定影响。对人的非理性如何衡量仍然具有争议性。因此,要在行为财务研究领域取得创新成果,对非理性人的心理偏差进行量化,仍然任重道远。

主要参考文献

1. Heaton, J. B.. Managerial Optimism and Corporate Finance. Financial Management,2002;31
2. Ben-David, Graham J.R. and C.R. Harvey. Managerial Overconfidence and Corporate Policies. SSRN Working Paper, 2007;1
3. Baker,M., Wurgler,J. A.. Catering Theory of Dividends. The Journal of Finance,2003;3
4. 郝颖,刘星,林朝南.我国上市公司管理者人员过度自信与投资决策的实证研究.中国管理科学,2005;5
5. 姜付秀等.管理者过度自信、企业扩张与财务困境.经济研究,2009;1
6. 唐蓓.管理者过度自信对上市公司并购投资的影响.审计与经济研究,2010;9
7. 黄莲琴,傅云略.管理者过度自信与公司融资策略的选择.福州大学学报,2010;4