

资本市场创新与风险管理  
主要参考文献  
《金融研究》  
(2006)  
(上)

中南财经政法大学  
新华金融保险学院  
湖北金融研究中心  
中国投资研究中心  
2009·武汉



# 股利政策由谁决定及其选择动因<sup>\*</sup>

——基于中国非国有上市公司的问卷调查分析

李 礼 王曼舒 齐寅峰

(南开大学商学院, 天津 300071)

**摘 要:**本文采用结构方程模型研究了我国非国有上市公司股利政策的决策以及股利政策的选择动因。分析表明:西方股利代理成本理论适用于我国的非国有上市公司,公司所有者比公司经营对股利政策具有更大的影响;“未来投资机会”、“再融资的能力”、“公司股票价格”和“未来偿债能力”四个因素是我国非国有上市公司制定股利政策时所考虑的重要因素,其中“再融资能力”表现得尤为突出;而我国非国有上市公司制定股利政策时不太考虑“公司盈利水平”。

**关键词:**所有者;经营者;股利政策;结构方程模型

**中图分类号:**F230 **文献标识码:**A **文章编号:**1002-7246 (2006)01-0074-12

## 引 言

股利政策作为公司理财的核心内容之一,是指公司将其实现的收益向股东进行分配的决策,主要包括股利政策类型的选择、股利支付率以及股利支付方式的制定等基本内容。由于股利政策既属于一种对盈余资金的分配行为,又是一种公司内部融资行为,因而一直倍受国内外财务金融学领域的关注。<sup>[1]</sup>目前,关于股利政策方面的研究主要集中于两个方向:一是股利政策的选择动因;二是股利政策的市场反应。本文的研究属于第一个方向的内容,研究对象为非国有上市公司的股利政策。

影响股利政策选择的动因有诸多方面,如公司的盈利能力、股票价格、融资能力等。由于我国上市公司存在严重的信息不对称和代理问题,上市公司股利分配的动因往往更加复杂。在借鉴了国外学者研究成果的基础上,我国学者进行了大量股利政策选择动因方面的研究,成果颇丰。然而,这些研究普遍存在以下三个方面的局限:1)多数国内学者

**收稿日期:**2005-10-04

**作者简介:**李 礼(1980-),男,湖南人,南开大学商学院博士研究生。

王曼舒(1975-),女,辽宁人,南开大学商学院讲师,博士研究生。

齐寅峰(1938-),男,河北人,南开大学商学院教授、博士生导师。

<sup>\*</sup> 本文是国家自然科学基金重点项目“我国企业投融资运作与管理研究”(项目号70232020)以及南开大学211工程建设项目“现代公司治理与企业管理创新”之子项目“公司投融资管理研究”的研究成果之一,项目主持人齐寅峰教授。我们感谢南开大学商学院古志辉副教授和李莉教授对本文所提出的启发性建议,当然文责自负。

仅研究了控股股东与外部股东之间的委托-代理关系,便得出西方股利代理成本理论无法解释我国上市公司股利分配行为的结论。由于研究过程中忽视了股东与经营者之间的委托-代理关系,由此得到的结论不免存在一定的片面性。2)目前,国内有关股利政策的文献在研究设计中的数据来源这一环节显得颇为单一,基本上都是采用公开披露的数据,而很少有通过调查问卷等形式来获取一手数据。3)在研究方法的选择上,国内学者一般是运用多元回归进行处理,而多元回归模型的假设之一是模型中任何自变量之间不存在精确的线性关系,但是相当一部分学者却忽视了这个问题,因此其研究结果很难令人信服。

针对以上三个问题,本文的研究思路如下:首先通过开展问卷调查,获取一手的调研数据;接着,对这些数据进行多重共线等问题的检验;然后,运用当前计量经济学领域最新技术——结构方程模型来研究分析;最后,对我国非国有上市公司所有者和经营者对股利政策的影响程度进行比较,得出其股利政策的选择动因。

本文的其余部分这样安排:第一部分回顾相关理论,并提出研究命题;第二部分是研究方案的设计,包括选择研究方法、设定模型以及定义模型变量;第三部分为问卷的发放与研究样本的说明;第四部分列出模型拟合结果及评价;第五部分对模型结果进行分析;在前文的基础上,第六部分为简要结论以及研究局限。

## 一、理论背景与研究命题

西方公司财务学界对股利政策进行系统研究,始于20世纪50年代,目前处于相对较为成熟和完善的阶段。与西方学术界相比,由于我国证券市场是一个新兴市场,因而目前国内公司财务学界对股利政策的研究处于起步阶段,缺少适合中国实际国情的股利政策理论。根据本文研究的需要,笔者主要从股利政策的决策以及股利政策的选择动因两个方面对已有研究成果进行归纳,并在此基础上提出研究假设。

### (一)公司所有者与经营者对股利决策的影响程度

1976年,美国著名财务学家Jensen和Meckling发表了一篇重要的学术论文“厂商理论:管理行为、代理成本和所有权结构”,该文首次将“代理成本”引入公司财务理论,并指出“代理成本”是公司管理者持股比例的减函数。<sup>[2]</sup>根据Jensen和Meckling的研究成果,Easterbrook(1984)提出股利支付能够降低代理成本,其内在机制是:如果公司持续通过金融市场筹集资金,股东对公司经理们的监控问题和经理们的风险回避问题都能得到一定程度的缓和;而股利支付是迫使公司进入金融市场筹资的主要方法之一,因此可以达到降低代理成本的效果。<sup>[3]</sup>随后,Jensen(1986)又提出自由现金流量假说,即:股东最小化经理们控制的自由现金流,减少经理们现金处置权,使得经理们无节制的狂热行为变得困难;而提高股利支付水平是将不必要的现金从企业提走的有效方法之一。<sup>[4]</sup>

近年来,我国也有一些学者对代理成本理论在我国上市公司中的适用性进行了研究。如原红旗(2004)认为:由于我国上市公司特殊的股权结构、治理结构、市场环境以及缺乏解决代理问题的补充措施,因而用西方现有的代理理论来解释中国的股利政策是无效的;恰恰相反,我国上市公司目前的股利政策正是由于代理问题没有有效解决而形成

的。<sup>[5]</sup>肖星(2003)认为处于转轨时期的中国上市公司面临着高度的不确定性,这使得它们的决策主要考虑短期的成本与收益,基于多期博弈框架的建立声誉行为在这种决策环境下的重要性将大大降低,从这一点来看,股利的委托代理理论对于中国上市公司现金股利决策的解释能力将大大削弱。<sup>[6]</sup>

其实,如果股东能够确定经营者真正是依照股东价值最大化的准则制定每一个决策,那么股东就会毫无保留地把公司决策权委托给经营者。但是,正如我们从上文的文献回顾中所看到的:由于所有权与控制权存在明显的差异,从而没有理由可以相信公司的经营者总能以股东利益最大化作为其行为准则。因此,在面对股利支付这样的重大决策时,公司的所有者必须花费大量的监督成本,以控制公司的经营者,使其规规矩矩地为股东服务。<sup>[7]</sup>基于这一思想,我们提出研究假设 1:

H<sub>1</sub> 在公司制定股利政策的过程中,股东比经营者具有更大的影响。

## (二) 股利政策的选择动因

股利政策的选择动因研究是将股利政策与公司的基本面分析联系起来,寻找影响股利政策的重要因素。根据本课题组的前期研究成果以及结合当前我国学者的研究结论,笔者将股利政策选择动因大致分为:公司未来的投资机会、公司的盈利水平、公司再融资的能力、公司股票价格以及公司的偿债能力。<sup>[8]</sup>

### 1. 未来投资机会

从理论上讲,公司未来投资机会的多少将直接影响到股利政策的选择。这是因为,当公司的投资机会很多时,该公司则会将盈余保留于公司内部用于今后的投资,而未来缺少较好投资机会的公司则应当将现金发放给投资者。Jensen 和 Meckling(1976)提出:当公司的投资机会较多,但可支配的现金流量相对较少,则股东可容忍较低的现金股利支付率。因此,投资机会与股利支付呈负相关关系。<sup>[2]</sup> Masulis 和 Trueman(1986)提出:拥有许多获利机会的公司(高成长公司)将不支付股利而把内部资金都用完,但成熟公司将支付股利,因为投资机会不能用完所有内部资金。<sup>[9]</sup> 魏刚和蒋义宏(2001)以问卷调查的方式研究了我国上市公司股利分配的问题,结果发现:上市公司不分配现金股利,主要是因为较好的投资项目,而不是因为流通股股东不喜欢现金股利。<sup>[10]</sup> 基于上述文献,我们提出研究假设 2:

H<sub>2</sub> 未来投资机会是非国有上市公司制定股利政策时的重要考虑因素。

### 2. 公司盈利水平

股利政策是公司对于取得的盈利,在缴纳所得税及提取各种公积金后,在作为股利发放给股东或者留在公司进行再投资两者之间进行权衡所采取的基本方针。从理论上说,盈利水平是股利发放水平的上限。Baker(1985)通过对纽约证券交易所的 318 家上市公司进行问卷调查,发现:在制造业、批发零售业和公用事业三个行业中,公司股利政策最重要的影响因素都是预期的未来盈利水平。<sup>[11]</sup> 吕长江、王克敏(1999)运用改进的 Lintner 信号模型研究了沪深两市 1997、1998 年度支付现金股利的全部 316 家上市公司,得出:股利支付水平主要取决于公司当期的盈利水平及其变化。<sup>[12]</sup> 此外,陈国辉和赵春光(2000),杨淑娥、王勇、白革平(2000),刘淑莲、胡燕鸿(2003),刘文军、赵亚娟(2005)等也都得到类似的结论。但唐松华(2003)却发现:2002 年深市派现的 215 家公司中,派现率越高的公司

每股收益平均值越低,这在一定程度上反映出上市公司并不是“多盈多分”。<sup>[13]</sup>基于以上的文献,我们可以看出:目前国内大多数学者都认为公司的盈利水平对股利支付具有积极影响,仅有个别学者得出公司的盈利水平与股利政策的制定并无显著关系。因此,我们提出研究假设3:

H<sub>3</sub> 公司盈利水平是非国有上市公司制定股利政策时的重要考虑因素。

### 3. 再融资的能力

恰当的股利政策,不仅能树立起良好的公司形象,而且也能调整公司财务指标,使之符合监管部门的融资要求,确保公司拥有长期、稳定的再融资能力。如“异常高派现”是2000年中国证券市场上出现的新情况,伍利娜、高强和彭燕(2003)利用沪深两市2000-2001年的派现公司作为总体样本,探求影响“异常高派现”的因素,结果发现:上市公司非常重视股市再融资的资格,上市公司净资产收益率越接近配股达标区间(6%,7%),越容易发生高派现。<sup>[14]</sup>石柱峰和欧阳令南(2004)从西宁特钢的高额现金股利、可转换债券融资的一系列财务决策入手,运用案例分析的方法,对我国证券市场高额现金股利与再融资行为进行了深入研究,结果发现:西宁特钢高额现金股利的原因在于通过高额派现调整净资产收益率,进而达到监管部门关于可转换债券审批的监管要求。<sup>[15]</sup>此外,孔小文(2003)、肖星(2003)、袁天荣和苏红亮(2004)等也都得到类似的结论。基于上述文献,我们提出研究假设4:

H<sub>4</sub> 再融资能力是非国有上市公司制定股利政策时的重要考虑因素。

### 4. 公司股票价格

股价最适理论表明:过低的股价会降低公司信誉,而过高的股价却会降低股票的流动性和交易的活跃性,因而维持适宜股票价格是公司制定股利政策时的考虑因素。而Baker(1985)通过对纽约证券交易所的318家上市公司进行问卷调查,发现:维持或提高公司股票价格的需要是影响公司股利政策的重要因素之一。<sup>[11]</sup>陈国辉和赵春光(2000)以1996年底以前在深、沪两市上市并在1997年发放股利或以公积金转增股本的全部A股公司为总体样本,采用多元回归分析、单因素分析、分类统计分析进行研究,结果发现:样本公司的股票价格与现金股利和股票股利均为正相关。<sup>[16]</sup>赵春光、张雪丽和叶龙(2001)对1999年底以前在深、沪两市上市的A股公司进行实证研究,得到结论:股票价格越高,分配的现金股利越多,说明不管购买高价股还是低价股,股利收益率都是趋于相等的,这是市场竞争的必然结果。<sup>[17]</sup>基于以上文献,我们提出研究假设5:

H<sub>5</sub> 公司股票价格是非国有上市公司制定股利政策时的重要考虑因素。

### 5. 公司偿债能力

当前,关于我国上市公司的偿债能力对其股利政策是否具有影响这一问题,绝大多数学者都是正面肯定论证的。原红旗(2001)发现:公司偿债能力主要是通过影响企业的流通性来对现金股利起到制约作用,严峻的筹资环境是该指标发生作用的前提条件。<sup>[18]</sup>吕长江、王克敏(2002)研究了1997年至1999年深沪两市曾支付过现金股利的231家上市公司,得出:在我国上市公司中,资本结构与股利分配政策存在双向因果关系,公司负债能力越弱,其股利支付率就越低,公司股利支付率越高,其负债能力就越强。<sup>[19]</sup>基于上述文献的结论,我们提出研究假设6:

H<sub>6</sub> 公司偿债能力是非国有上市公司制定股利政策时的重要考虑因素。

## (二) 公司所有者和经营者对股利政策选择动因影响程度的解析模型

为了便于读者理解公司所有者、公司经营者和股利政策决策时所考虑的各种因素之间的关系以及上述命题,图 1 勾勒出它们之间的复杂关系,即本研究的概念模型。

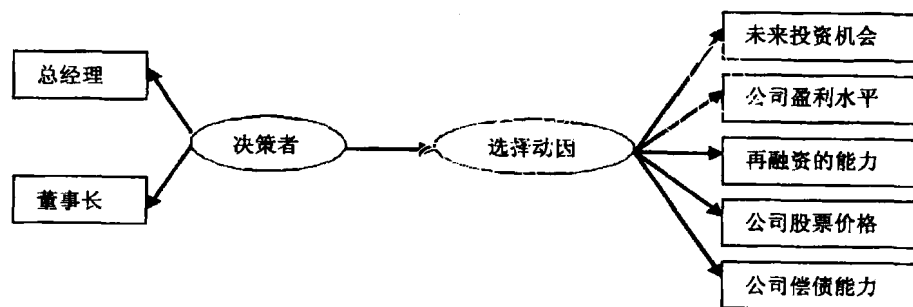


图 1 公司所有者和经营者对股利政策选择动因影响程度的解析模型

## 二、研究设计

### (一) 研究方法选择

由于本文研究的内容涉及到股利政策决策者以及股利政策选择动因这两大部分,并且每一个部分都不能仅仅依赖某个单一指标直接测量,需要多个指标测度,而传统的数理建模方法无法研究多因素多变量之间的关系,因此,本文采用结构方程建模进行研究。

结构方程建模 (Structural Equation Modeling, SEM) 是近年来西方数理经济学界最重要的综合性建模方法之一。它有效地整合了通径分析与因子分析,通过把一系列假设变量之间的因果关系反映为统计依存模式的综合假设,从而有力地反映出解释变量 (观测变量和潜在变量) 对被解释变量 (观测变量和潜在变量) 的 (直接的或间接的) 影响程度。与传统的联立方程相比,结构方程允许处理变量的测量误差,并且试图更正测量误差所导致的偏误,这就使得其较联立方程模型更受欢迎。

### (二) 模型变量定义

从本文的研究目的出发,我们根据结构方程的要求对各个变量进行类型定义和概念说明,详见下表。

表 1 变量定义表

| 变量类型 |                   | 变量代码                    | 变量定义     |
|------|-------------------|-------------------------|----------|
| 潜在变量 | 外生潜在变量 ( $\xi$ )  | Maker ( $\xi_1$ )       | 股利政策决策者  |
|      | 内生潜在变量 ( $\eta$ ) | Motivation ( $\eta_1$ ) | 股利政策选择动因 |

| 变量类型 |           | 变量代码                         | 变量定义   |
|------|-----------|------------------------------|--------|
| 观测变量 | 外生观测变量(X) | Chairman (X <sub>1</sub> )   | 公司董事长  |
|      |           | Manager (X <sub>2</sub> )    | 公司总经理  |
|      | 内生观测变量(Y) | Investment (Y <sub>1</sub> ) | 未来投资机会 |
|      |           | Earning (Y <sub>2</sub> )    | 公司盈利水平 |
|      |           | Financing (Y <sub>3</sub> )  | 再融资的能力 |
|      |           | Stock (Y <sub>4</sub> )      | 公司股票价格 |
|      |           | Liability (Y <sub>5</sub> )  | 公司偿债能力 |

3. 模型设定

根据图 1 所示的解析模型以及表 1 的变量定义,本文选择多指标因果模式建立反映公司所有者和经营者对股利政策选择动因影响程度的结构方程模型。模型的度量方程式(1)、(2)以及结构方程式(3)如下。

$$Y = \Lambda_Y \eta + \varepsilon \tag{1}$$

$$X = \Lambda_X \xi + \delta \tag{2}$$

$$\eta = B \eta + \Gamma \xi + \zeta \tag{3}$$

其中,B 为内生潜在变量之间的相互影响效应系数,Γ 为外生潜在变量对内生潜在变量的影响效应系数,ε、δ、ζ 分别为变量 Y、X、η 的残差向量。

三、问卷发放与样本说明

(一) 问卷的发放与回收

本文所使用的原始数据均来源于国家自然科学基金重点项目“我国企业投融资运作与管理研究”的调查问卷。我们在 2003 年 3、4 月拟出问卷的大纲和草稿后,首先对河南、山东、天津等地数家大型企业的高管人员进行了深度访谈,征求意见,并进行试填。我们参考了以往的研究工作<sup>①</sup>,于 5 月份完成问卷初稿。之后,就问卷设计征求了市场营销、统计学等有关专家的意见,经过多次试填以及 20 余次修改,于 7 月定稿。

问卷分为“融资决策程序”、“投资决策程序”、“投融资管理组织概况及环境因素”以及“企业概况和总经理信息”四大部分。本文所采用的数据来源于“融资决策程序”和“投融资管理组织概况及环境因素”两大部分。调查对象为企业的总经理、财务总监或总会计师。我们认为允许匿名会提高企业回答问题的积极性和可信度,因此问卷中关于企业名称及注册地等方面的问题完全由企业自愿决定是否填写。

我们采取了随机抽样、方便抽样与雪球抽样相结合的方法发放问卷。从 2003 年 7 月

<sup>①</sup> Recanatini,Wallsten和徐立新(2002)专门对世界银行以往在全球进行的历次企业问卷调查有关问题设计方面的经验及教训撰文总结,他们的经验对我们颇有帮助。

开始,将问卷通过 E-mail、邮局寄发以及协作单位发放等方式发放给了 2002 年底以前上市(或者成立)的全部 1224 家上市企业和 3100 家非上市企业,这些非上市企业是按地区、行业和规模随机选出的。发出问卷总数为 4324 份。

问卷回收后,由专人负责整理、录入、复核。截止 2003 年 12 月底,共收回问卷 691 份。最终确定有效问卷 670 份,覆盖了 23 个省、直辖市、自治区,问卷回收率为 15.5%。

## (二) 研究样本的特征

### 1. 样本数量检验

在收回的有效问卷中,非国有上市公司为 69 家。结构方程模型是“大样本”方法,但对于大样本,并没有一致的定义。Bentler 和 Chou 建议样本大小与估计参数之比要在 5:1 和 10:1 之间。<sup>[20]</sup> 本文研究的非国有上市企业股利政策决策模型待估计参数为 13,而不同的样本矩数为  $7 \times (7+1)/2=28$ , 所以模型的自由度为  $28-13=15$ 。因此,我们的研究样本大小与估计参数之比为 69:13,介于 5:1 到 10:1 之间,符合本文的研究要求。

### 2. 观测变量的相关性分析

为了避免各观测变量之间存在严重的多重共线性而影响到结构方程模型检验的结果,我们必须分析各观测变量之间的相关关系。考虑到常规的 VIF 等方法无法进行一组观测指标与另一组观测指标之间的相关性检验,因此,本文采用了相关系数矩阵的方法,详见表 2 和表 3。

表 2 内生观测变量相关系数矩阵

| 观测变量  | $Y_1$ | $Y_2$ | $Y_3$ | $Y_4$ | $Y_5$ |
|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| $Y_1$ | 1.00  | 0.17  | 0.35  | 0.09  | 0.23  |
| $Y_2$ | 0.17  | 1.00  | 0.10  | -0.01 | 0.20  |
| $Y_3$ | 0.35  | 0.10  | 1.00  | 0.22  | 0.23  |
| $Y_4$ | 0.09  | -0.01 | 0.22  | 1.00  | 0.43  |
| $Y_5$ | 0.23  | 0.20  | 0.23  | 0.43  | 1.00  |

表 3 外生观测变量相关系数矩阵

| 观测变量  | $X_1$ | $X_2$ |
|-------|-------|-------|
| $X_1$ | 1.00  | 0.39  |
| $X_2$ | 0.39  | 1.00  |

表 2 和表 3 中观测变量之间相关系数介于 -0.01 至 0.43 之间,均远远小于 0.8,这说明如果把所有的变量放在同一个多指标因果模式的结构方程模型中,变量之间将不会产生严重的多重共线性问题。<sup>[21]</sup> 因此,该研究样本较符合本文的研究要求。

### 3. 研究样本中总经理持股比例信息

在这 69 家非国有上市公司中,我们最关心的信息是各公司总经理的持股比例,因为该信息直接反映了我们的暗含假设“公司总经理只代表管理层的行为,而非直接代表所



有者的行为”。在我们的样本公司中,共计 60 家认真填写了“总经理持股比例”的相关信息,其中,26 位总经理完全未持有其所在公司股票,占到填写样本的 43.3%;20 位总经理持有其所在公司的股票小于 2%。这样,在填写样本中,总经理持股比例小于 2% 的公司数累计达到 76.7%。因此,该研究样本与我们暗含假设大致吻合,符合本文的研究要求。

#### 4. 研究样本的其它信息

关于样本公司其他方面的基本信息,从行业分布来看,主要为制造业、房地产业和信息产业,处在上述行业的公司所占比重依次为:72.5%、14.5%和 10.1%,且超过两成的公司属于跨行业经营。从公司规模<sup>①</sup>来看,在填写企业年销售额的 50 份问卷中,年销售额在 3 亿元以上的超过了一大半,占 62%,3000 万到 3 亿的占 34%,3000 万元以下的占 4%;有 66 份问卷提供了公司的职工人数信息,其中 600 人以下的占 15.2%,600 ~ 2000 人的占 42.4%,2001 人以上的占 42.4%;填写资产总额的 62 份问卷中,公司总资产在 4 亿元以上的占 83.9%,4000 万到 4 亿元的占 14.5%,4000 万元以下的占 1.6%。

### 四、模型拟合结果及评价

#### (一)模型拟合结果

在数据处理方面,我们采用 LISREL8.7 软件编辑程序,选择最大似然法 (ML) 进行估计参数迭代,具体结果参见下表。

表 4 模型拟合结果表

| 假设                 | 标准化路径系数 | T 值     | 结论                |
|--------------------|---------|---------|-------------------|
| Maker — Chairman   | 0.89    | 3.80*** | 支持 H <sub>1</sub> |
| Maker — Manager    | 0.51    | 3.05*** |                   |
| Maker — Investment | 0.28    | 2.19**  | 支持 H <sub>2</sub> |
| Maker — Earning    | 0.11    | 1.50    | 否定 H <sub>3</sub> |
| Maker — Financing  | 0.37    | 2.56**  | 支持 H <sub>4</sub> |
| Maker — Stock      | 0.24    | 1.95*   | 支持 H <sub>5</sub> |
| Maker — Liability  | 0.21    | 2.05**  | 支持 H <sub>6</sub> |

注:\*\*\*表示在 0.01 水平上显著,\*\*表示在 0.05 水平上显著,\*表示在 0.1 水平上显著。

通过对表 4 的观察,我们得出:从统计结果来看,除了 H<sub>3</sub> 被否定以外,其它的假设命题均成立。

#### (二)模型拟合评价

为了从各个方面来鉴评结构模型是否能解释调查问卷的原始数据,或者说我们得出的结构模型与实际调查问卷中的原始数据之间的差距有多大,为此,我们列出结构方程拟合优度评价报告,详见下表。

<sup>①</sup> 本文公司规模所涉及的三个方面参照了 2003 年国家统计局设管司颁布的《统计上大中小型企业划分办法(暂行)》中的相关规定。

表 5 结构方程拟合优度评价报告

| 拟合度 | $\chi^2$ 值比率                       | GFI                      | AGFI         | RMSEA                      | IFI          |
|-----|------------------------------------|--------------------------|--------------|----------------------------|--------------|
| 拟合值 | 1.47                               | 0.93                     | 0.84         | 0.08                       | 0.86         |
| 解 释 | 理想<br>$1 < \chi^2 \text{ 值比率} < 3$ | 理想<br>$\text{GFI} > 0.9$ | 一般<br>接近 0.9 | 理想<br>$\text{RMSEA} < 0.1$ | 一般<br>接近 0.9 |

注:此表是笔者根据 Lisrel 8.70 软件输出的结果整理得到。

表 5 告诉我们:非国有上市公司的所有者和经营者对股利政策选择动因影响程度的结构方程模型较为理想,即结构方程模型能够比较有效的解释调查问卷中相对应的原始数据。

## 五、模型结果分析

### (一)非国有上市公司所有者和经营者对股利政策的影响程度比较

根据股利代理成本理论,发放股利是公司所有者降低其与公司经营者之间代理成本的重要手段,因此,公司所有者应该比公司经营者对股利政策具有更大的影响。但是依文献回顾部分所见,近年来,我国大部分学者的研究成果表明:西方的股利代理成本理论无法解释我国上市公司的股利分配行为。

然而,本文的研究结果与西方股利代理成本理论相一致,与我国学者之前得出的结论发生冲突。究其原因,笔者认为这种差异主要是源自于研究对象的差异,即:我国学者多是以国有企业为主的上市公司总体作为研究对象,而本文则是以非国有上市公司作为研究对象。对于国有上市公司而言,一方面,公司资产归根结底属于“全体劳动人民”,国家、政府以及公司管理层只不过是全民财产委托链条上不同环节的受托代理人,而非剩余收入索取者;另一方面,公司真正的所有者——“全体劳动人民”无法直接享有对公司经营管理的决策权。与国有上市公司相比,非国有上市公司产权较为明晰,不存在国有上市公司的“所有者缺位”问题。非国有上市公司的所有者既是出资人,又是剩余收入索取者,因此理所当然地对公司经营管理具有决策权。在这一意义上,我国非国有上市公司与西方上市公司更具有内在一致性。从而,我们有理由相信我国非国有上市公司的所有者与经营者的行为更符合现代公司财务学中主流理论范式,实证结果也验证了我们的假设。

### (二)非国有上市公司的股利政策选择动因

#### 1. “再融资的能力”是非国有上市公司制定股利政策时最重要的考虑因素

这个结果似乎在意料之外,但其实正在情理之中。究其原因,我们认为主要有以下几点:第一,从公司内部融资的角度来看,我国非国有上市公司普遍都存在着严重的“资金饥渴”现象,如宋献中等(2003)发现民营上市公司经营产生的现金不足以支持所需的资本支出。<sup>[22]</sup>第二,从公司负债融资的角度来看,非国有上市公司的融资渠道相对狭窄,在目前以国有银行为主体的银行系统中,发放信贷优先考虑的是国有企业。第三,从公司权益融资的角度来看,我国证监会不断出台相关政策,把上市公司进行现金分红与再融

资资格联系起来<sup>①</sup>;并且,在上市公司配股增发条件中始终存在净资产收益率的硬性规定,通过现金股利实现对本公司净资产收益率的调整就必然成为非国有上市公司的“共识”。综合以上三点,我们可以得出:正是由于我国非国有上市公司融资难,从而不得不通过股利政策等途径来获得再融资的能力。因此,非国有上市公司在制定股利政策时会非常重视再融资能力。

2. “未来投资机会”、“公司偿债能力”和“公司股票价格”也对非国有上市公司股利政策的制定有很重要的影响

“投资机会”与“融资能力”本是一个问题的两个方面。投资机会决定融资决策,而融资能力也反过来影响投资决策。根据 Myers 和 Majluf (1984) 提出的融资选择优序理论:公司优先选择内部资金满足融资需求。<sup>[23]</sup> 因此,若公司的投资机会越多,发放高水平现金股利的可能就越小;而当公司的投资机会较少时,发放高水平现金股利的可能则会越大。所以,我国非国有上市公司视“未来投资机会”来决定是否发放及发放现金股利的水平。

近几年来,随着我国金融体制改革的深入,各商业银行均加强了自身的风险监控,对贷款采取了实时的五级分类制。由于国有上市公司与商业银行系统的主体——国有商业银行同属“国有”性质,因此,债务偿还与否存在着一定的软约束。但是对于非国有企业而言,债务则完全是硬约束,因此,必须注重偿债能力。从而我国非国有上市公司发放股利时,必须考虑是否会导致公司财务状况恶化,是否会影响其偿债能力。

由于我国非国有上市公司“一股独大”的问题没有国有上市公司那么突出,因此相对而言,非国有上市公司会更加重视流通股股东的利益。而流通股股东的收益主要有两个渠道——股利以及资本利得。股利支付水平不仅能够直接影响流通股股东的收益;更重要的是,它还能引发股票价格波动,从而为流通股股东带来资本利得。所以,公司股票价格也是我国非国有上市公司制定股利政策时重要的考虑因素。

3. “公司盈利水平”不是非国有上市公司制定股利政策时的重要考虑因素

笔者认为这一结果产生的原因可能有两点:首先,正如前文所言,我国股市的许多证券监管政策一直把上市公司的股利发放与再融资的资格联系起来,加之,非国有上市公司相对难融资。从短期利益出发,非国有上市公司就会不顾自身盈利水平来制定股利政策从而获得权益再融资的资格。其次,由于公司的股利政策向市场发出了公司经营情况的信号。因此,盈利能力强的非国有上市公司会支付较多的股利,而收益比较差的非国有上市公司为了吸引投资者,也有可能增大股利的支付。这样,在一定程度上,我国非国有上市公司并不会“多盈多分”,从而公司的盈利水平与股利政策的制定并无显著关系。

<sup>①</sup> 2000年底证监会出台了关于上市公司申请配股或增发必须满足近三年现金分红条件的规定。2001年3月29日,证监会颁布的《上市公司新股发行管理办法》中规定:“担任主承销商的证券公司应当重点关注下列事项,并在尽职调查报告中予以说明:……(七)公司最近3年未有分红派息,董事会对于不分配的理由未作出合理解释”。2001年5月18日证监会发布《关于上市公司新股发行审核工作的指导意见》中规定:“发审委委员审核上市公司新股发行申请,应当特别关注下列问题,并根据这些问题存在与否及是否影响公司发行新股独立作出判断:……(四)关于上市公司的分配情况,应当关注公司上市以来最近三年历次分红派息情况,特别是现金分红占可分配利润的比例以及董事会对于不分配所陈述的理由”。

## 六、主要结论与研究局限

根据前文的论述,我们做出以下简要结论:西方股利代理成本理论适用于我国的非国有上市公司,公司所有者比公司经营者对股利政策具有更大的影响:“再融资的能力”、“未来投资机会”、“公司偿债能力”和“公司股票价格”四个因素是我国非国有上市公司制定股利政策时所考虑的重要因素,其中“再融资的能力”表现得尤为重要;而我国非国有上市公司制定股利政策时不太重视“公司盈利水平”。

本研究毕竟不是实地研究,研究的外部效果可能会受到限制。比如说,由于不同公司在管理认识和视角上的差异,会对调查问卷中选项的测度造成一定的影响。另外,我国证券市场是一个新兴市场,发展历史仅仅十余年左右,其制度结构一直都在动态的变化过程中。我国上市公司的股利政策选择动因很大一部分程度上是相关法规条文的产物,而本研究并未涉及到此方面的问题,这是值得我们深入研究的。

## 参考文献

- [1] 齐寅峰,公司财务学[M]. 北京:经济科学出版社,2002:303-307。
- [2] Jensen, M. C. and Meckling, W. H. Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Cost, and Capital Structure[J]. Journal of Financial Economics, 1976, 3: 305-360。
- [3] Easterbrook, F. H. Two Agency-Cost Explanations of Dividends[J]. American Economic Review, 1984, 74 (4): 650-659。
- [4] Jensen, M. J. Agency Costs of Free Cash Flow, Corporate Finance and Takeover[J]. American Economic Review, 1986, 76: 323-329。
- [5] 原红旗,中国上市公司股利政策分析[M]. 北京:中国财政经济出版社,2004:115-121。
- [6] 肖星,中国上市公司现金股利决策研究[D]. 北京:清华大学经济管理学院,2003:42-47。
- [7] Thomas E. Copeland, J. Fred Weston, Kuldeep Shastri. Financial Theory and Corporate Policy[M]. New York: Pearson Education Publishing House, 2005: 449-460。
- [8] 齐寅峰等,中国企业投融资行为研究[J]. 管理世界, 2005, (3): 94-114。
- [9] Masulis, R. and Trueman. Corporate Investment and Dividend Decisions under Differential Personal Taxation[J]. Journal of Finance, 1986, (3): 311-338。
- [10] 魏刚, 蒋义宏, 中国上市公司股利分配问卷调查报告[M]. 经济科学, 2001, (4): 79-87。
- [11] Baker, H. K. A Survey of Management Views on Dividend Policy[J]. Financial Management, 1985, (3): 36-48。
- [12] 吕长江、王克敏,上市公司股利政策的实证分析[J]. 经济研究, 1999, (12): 31-39。
- [13] 唐松华, 2002年深市上市公司利润分配状况分析[J]. 证券市场导报, 2003, (7): 18-21。
- [14] 伍利娜、高强、彭燕,中国上市公司“异常高派现”影响因素研究[J]. 经济科学, 2003, (1): 31-42。
- [15] 石柱峰、欧阳令南,高额现金股利、可转换债券融资与市场效率[J]. 财经问题研究, 2004, (6): 28-32。
- [16] 陈国辉、赵春光,上市公司选择股利政策动因的实证分析[J]. 财经问题研究, 2000, (5): 48-56。
- [17] 赵春光、张雪丽、叶龙,股利政策:选择动因——来自我国证券市场的实证研究[J]. 财经研究, 2001, (2): 48-53。
- [18] 原红旗,中国上市公司股利政策分析[J]. 财经研究, 2001, (3): 33-41。
- [19] 吕长江、王克敏,上市公司资本结构、股利分配及管理股权比例相互作用机制研究[J]. 会计研究, 2002, (3): 39-48。



- [20] Bentler, P. M. and Chou, C. P. Practical Issues in Structural Equation Modeling[J]. Sociological Methods & Research, 1987, 16: 78-117.
- [21] Pindyck R. S. and D. L. Rubinfeld. Econometric Models and Economic Forecasts[M]. New York: McGraw-Hill, 1998: 58-62.
- [22] 宋献中, 罗晓林, 我国民营上市公司财务状况与相关政策的调查研究[J]. 财经理论与实践, 2003, (3): 76-78.
- [23] Myers, S. C. and Majluf, N. S. Corporate Financing and Investment Decisions when Firms Have Information the Investors Do not have[J]. Journal of Financial Economics, 1984, 38: 187-222.

**Abstract:** This paper analyzes the decision-making of dividend policy and the reasons for dividend policy selection in non-state-owned listed companies by using structural equation model. The main findings are as follows: firstly, the dividend policy of non-state-owned listed companies can be interpreted by the agency theory, because the owner has greater influence on dividend policy than the manager. Secondly, "expected investment opportunities", "expected refinancing capability", "stock price raising" and "payment capacity for debt" are all the important factors influencing the dividend policy making, and "expected refinancing capability" is much more critical, but "earning level" plays an unconsidered role.

**Keywords:** owner; manager; dividend policy; structural equation model

(责任编辑:张怀清)(校对:FY)



# 中国资本市场效率实证分析<sup>\*</sup>

## ——直接融资与间接融资效率比较

刘 伟 王汝芳

(北京大学经济学院, 北京 100871)

**摘 要:**探索转型时期资本市场效率问题具有重要的意义。本文严格按照资本市场的定义,将中长期信贷市场、股票市场和债券市场都纳入综合考虑,对转型时期我国资本市场效率、资本市场与经济增长的关系进行了系统的分析。通过动态模型实证,发现我国资本市场间接融资(中长期贷款)与固定资产投资的比率的提高对经济具有负作用影响,但随着金融改革的深化,其负面影响逐步降低;相对来说,资本市场直接融资与固定资产投资的比率的提高对经济有着积极的作用,且其积极作用越来越明显。为此,建议在推进资本市场的改革和开放中,要不断提高直接融资的比重,建立多层次、多产品的市场体系。

**关键词:**资本市场;直接融资;间接融资;资本效率

**中图分类号:**F830.91 **文献标识码:**A **文章编号:**1002-7246 (2006)01-0064-10

### 一、问题的提出

20世纪90年代以后,随着新金融发展理论研究的深化,经济学家们开始从不同角度深入、系统地研究股票市场(资本市场)发展与经济增长的关系,代表性的工作主要有D·Kunt和R·Levine(1996),R·Atje和B·Jovanovic(1993),以及R·Levine和S·Zervos(1998)等所做的研究。C·Mayer(1988)从证券市场规模、数量的角度讨论了股票市场的作用,认为股票市场直接融资作用体现在企业的融资结构和证券融资占其总融资的比重上。Atje和Jovanovic(1993)的研究则揭示了股票市场发展具有双重效应,即增长效应和水平效应。R·Harris(1997)的实证研究结果表明,股票市场的增长效应并非很强(其值仅相当于Atje和Jovanovic的一半)。此外,Harris还把样本分为发达国家和欠发达国家两组,并发现,对欠发达国家来说,股票市场的增长效应很弱;而对发达国家来说,股票市场确实存在一定程度的增长效应。Kunt和Levine以44个不同收入水平的国家作为样本进行实证研究,从功能的角度研究股票市场与经济增长的关系。在他们看来,股票市场的作用并不体现在股票融资数量上;更主要的是提高了资本的配置效率。他们的结论还暗示着这样一种

**收稿日期:**2005-10-03

**作者简介:**刘 伟(1957.01-),男,山东人,博士、教授、博导,北京大学经济学院院长。

王汝芳(1970.03-),男,江西人,北京大学经济学院博士后。

<sup>\*</sup> 本文是教育部哲学社会科学重大攻关项目(中国市场经济发展研究,03J2D0011)的成果之一。

推论:股票市场对经济增长起作用的前提是存在一个有效的市场,只有有效的市场才能引导资金向效益好的部门流动,促进资源的有效配置。R Levine 和 S Zervos(1998)则将银行这一金融中介纳入了股票市场与经济增长关系的研究。他们利用 47 个国家 1976-1993 年有关数据,对股票市场、银行和经济增长三者之间的关系进行了实证检验,发现银行发展(其衡量指标是银行向企业所提供的贷款占 GDP 的比率)和股票市场流动性不仅都和同期经济增长率、资本积累率有着很强的正相关关系,而且都是经济增长率、资本积累率的很好的预测指标。

随着资本市场在我国的快速发展以及在经济生活中的作用越来越大,我国学者关于资本市场的研究也在不断深入。国内学者就中国金融发展与经济增长之间的关系也进行了大量检验,他们发现金融发展对经济增长有显著的正向作用[谈儒勇(1999)、宾国强(1999)、沈坤荣(2000)]。国内的研究主要集中在资本市场的规模、容量和经济增长的数量关系等方面,对于资本市场中直接融资和间接融资的效率以及它们与经济增长之间的数量关系却没有进行深入的研究;而且有些文章没有区分资本市场与股票市场,有的甚至将股票市场指数看作资本市场本身,在概念认识和研究方法上都存在一定的误区。本文严格按照资本市场的定义,综合考虑中长期信贷市场、股票市场和债券市场对转型时期我国资本市场效率、资本市场与经济增长的关系和存在的问题进行了系统的分析。作为资源配置的场所,资本市场最为重要的两个指标就是融资规模和其本身的规模。因此,本文首先通过资本市场融资额与固定资产投资比率、资产证券化率两个指标的变化来讨论资本市场效率变化;在此基础上,本文进一步分析了直接融资与间接融资的效率问题,并通过实证的方式对资本市场上直接融资和间接融资的效率进行了比较分析。在模型选择上,本文运用了动态模型—滞后变量模型。由于考虑了时间因素的作用,使静态分析的问题变成了动态分析。通过阿尔蒙法进行估计,发现在 2 阶阿尔蒙多项式变换下,滞后期数取到第 2 期,估计结果的经济意义比较合理。说明资本对经济的影响不仅有当期的,还有滞后两期的效应。当然,模型没有事实上也不可能穷尽所有因素,但从计量分析结果来看,判决系数  $R^2$  达到了 0.997,所有参数估计值在 1% 的置信水平下通过显著性检验,说明估计模型很好地(99.7%)解释了 GDP 的增长情况。

本文经过研究发现,资本市场融资对经济增长具有重要的影响。由于金融体制转型滞后,目前资本市场间接融资的效率不高,间接融资(中长期贷款)与固定资产投资比率的提高对经济具有负面影响,但随着金融改革的深化,其负面影响逐步降低;而直接融资由于降低了中介成本和交易成本,同时加强了信息披露和公司监督,所以其融资效率相对较高,直接融资与固定资产投资比率的提高对经济有着积极的作用,且其积极作用越来越明显。这一发现对资本市场的发展与结构调整具有非常重要的意义。

## 二、模型设定

一个国家的资本存量和劳动力是决定其生产能力的主要要素。在经济学中,一般由 Cobb-douglas 生产函数来表示这种关系,具体形式为:

$$Y = AK^\alpha L^\beta e^\varepsilon \quad (2.1)$$

其中  $Y$  为总产出,  $K$  为资本投入,  $L$  为劳动投入,  $A$  为常数项,  $\alpha, \beta$  分别表示该国资本和劳动的产出弹性,  $\varepsilon$  是随机扰动项, 表示除资本和劳动之外的其他生产要素对生产的影响。上述模型假定了一个国家的资本投入和劳动投入的产出弹性和整个资本边际效率不变。事实上, 不同时期, 由于各种原因, 这些因素是可能发生变化的。考虑资本市场对经济增长(总产出)的影响, 模型变为:

$$Y = AK^{\alpha_0 + \alpha_1 x_1 + \alpha_2 x_2} L^{\beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2} e^{\gamma_1 x_1 + \gamma_2 x_2 + \varepsilon} \quad (2.2)$$

其中  $x_1, x_2$  分别为衡量资本市场特征的变量。变量选取既要不失代表性, 又要考虑数据的可获取性。

从相关性分析可知,  $\ln K, \ln L$  的相关系数达到了 0.966。中国是一个劳动力非常丰富的国家, 隐性失业较多。最新资料表明, 目前中国城镇有 1400 万人有待就业, 农村有 15000 万剩余劳动力, 蕴藏着巨大的生产力, 而这种生产力的释放有待于劳动力与资本的结合, 即需要更多的资本投入。资本投入的增加将产生大量的就业岗位从而带动劳动投入的增加。从这个意义上讲, 中国经济增长的主要动力是资本驱动。资本的积累可以很好地解释劳动力的增长情况<sup>①</sup>。这并不否认劳动投入在经济增长中的贡献, 而是劳动投入的增加是由于资本的积累所导致的。鉴于此, 在模型中我们去掉劳动投入的因素。

这样, 我们考虑的初始模型(不考虑滞后效应模型)可以简化为:

$$Y = AK^{\alpha_0 + \alpha_1 x_1 + \alpha_2 x_2} e^{\gamma_1 x_1 + \gamma_2 x_2 + \varepsilon} \quad (2.3)$$

两边取对数, 上式变为:

$$\ln Y = C + \alpha_0 \ln K + \alpha_1 X_1 \ln K + \alpha_2 X_2 \ln K + \gamma_1 X_1 + \gamma_2 X_2 + \varepsilon \quad (2.4)$$

由于时间段内固定资产投资是连续发生的, 很显然期末的固定资产投资一定会影响下一期的国内生产总值; 而且, 由于资本存量是各期固定资产投资减去折旧后的累加概念, 当年的产出在某种程度上依赖于过去若干期内投资形成的固定资产。所以, 有必要考虑资本存量对国内生产总值的滞后效应—解释变量的滞后效应。

对于模型中被解释变量  $Y$  没有滞后项, 仅有解释变量  $X$  的当期值及其若干期的滞后值的滞后效应, 适用分布滞后模型:

$$Y_t = \alpha + \sum_{i=0}^s \beta_i X_{t-i} + \mu_t \quad (2.5)$$

其中  $\beta_0$  为短期或即期乘数, 表示本期  $X$  变化一单位对  $Y$  的影响程度;  $\beta_i (i=1, 2, \dots, s)$  为动态乘数或延迟系数, 表示各滞后期  $X$  的变动对  $Y$  影响的大小;  $\sum_{i=0}^s \beta_i$  称为长期或均衡乘数, 表示  $X$  变动一个单位, 由于滞后效应而形成的对  $Y$  总影响的大小。这样, 我们依据的模型变为:

$$\ln Y = C + \alpha_1 X_1 \ln K + \alpha_2 X_2 \ln K + \beta_0 \ln K + \beta_1 \ln K(-1) + \dots + \beta_s \ln K(-s) + \gamma_1 X_1 + \gamma_2 X_2 + \varepsilon \quad (2.6)$$

① 事实上, 利用  $K, L, X_1$  的观测值对变量  $\ln K, \ln L$  进行最小二乘法的回归估计, 可得估计模型:

$$\ln L = 6.18 + 0.448 * \ln K + 5.83 * X_{11} - 0.51 * (X_{11} * \ln K) \quad (10.13) \quad (7.72) \quad (4.95) \quad (-5.03)$$

判决系数  $R^2 = 0.935$ , DW 统计量为 1.30, 其中括号中的数表示对应参数估计值的  $t$  统计量。此时模型中的所有参数估计值在 1% 的置信水平下通过显著性检验, 即模型中的所有参数都显著不为零。

(2.6)式中  $K(-i)$  表示滞后  $i$  期的资本存量,即前  $i$  年的资本存量。以下我们将对该模型进行回归分析。

### 三、数据来源与模型估计

作为资源配置的场所,资本市场最为重要的两个指标就是融资规模和其本身的规模。本文首先以  $x_{11}$  表示资本市场融资与固定资产投资比,即中长期贷款、企业债券与境内股票筹资三者之和除以固定资产投资; $x_{12}$  表示资产证券化率,即股票市场市值总值与GDP的比值。由于中国证券期货统计年鉴股票发行和筹资的数据最早源于1987年,因此我们以1987至2003年间的相关数据作为样本(下同)。通过这两者的变化来讨论资本重新配置所带来的效率变化。

从1987-2003年《中国统计年鉴》中,可以查出各年国内生产总值、中长期贷款、企业债券、境内股票筹资额,固定资产投资额,即可得出  $Y$ 、 $X_{11}$  和  $X_{12}$  的观测值。关于资本存量  $K$  的选取,需要作些特别的说明。我们知道,统计年鉴上公布的固定资本形成总额乃是每年新增加的资本部分,它与当年折旧一起构成了资本存量的差分。因此,需要对资本存量进行测算。近年来,国家统计局已与加拿大统计局合作,采用永续盘存法测算了我国国有单位的资本存量,但到目前为止尚未正式对外公布。张军教授(2002)、邹至庄教授(Chow,1993)和施发启博士(2004)都以1952年为基准,利用永续盘存法分别对我国资本存量进行了研究并测算出了具体数据。他们估计资本存量的基本公式都是:

$$K(t) = K(t-1) + I(t) - \delta(t-1) \quad (3.1)$$

其中,  $K(t)$  为  $t$  年的资本存量,  $I(t)$  为  $t$  年的资本形成总额,  $\delta(t)$  为  $t$  年的固定资产折旧。考虑数据的可获取性,本文选取施发启博士测算的1980年-2003年的资本存量数据作为  $K$  的观测值。需要特别说明的是,一方面由于我们的模型不是线性的,不同的价格水平将得到不同的结果,也就是说价格因素将对分析的结果产生误导;另一方面,考察期内投资品的价格上升得很快,各年的投资价值以及固定资产原值的数据是不可比较的,因此,我们分别选取52年不变价的国内生产总值和资本存量作为  $Y$  和  $K$  的观测值。

对分布滞后模型,人们提出了一系列的修正估计方法,各种方法的基本思想大致相同:都是通过对各滞后变量加权,组成线性合成变量而有目的地减少滞后变量的数目,以缓解多重共线性,保证自由度。由于折旧的存在,滞后期显然是有限的。对于有限期的分布滞后模型,主要有经验加权法、阿尔蒙(Almon)多项式法两种估计方法。经验加权法需要根据实际问题的特点、实际经验给各滞后变量指定权数,滞后变量按权数线性组合,构成新的变量。由于无法预见资本存量对国内生产总值的时滞期,我们以分布滞后模型的阿尔蒙多项式法进行估计。主要思想是,通过阿尔蒙变换,定义新变量,以减少解释变量个数,然后用最小二乘法(OLS)就这些变量的观测值进行估计。

实证中,发现  $x_{12}$  系数所对应的统计量不能通过显著性检验,这可能与我国证券市