

## 管理层持股、股利政策与代理问题

董艳 李凤\*

**摘要** 本文基于2004年至2009年沪市和深市所有发行A股的公司数据,通过建立probit和tobit计量模型,从管理层持股和现金股利政策角度讨论了委托代理关系。研究表明,管理层持股能够增加现金股利支付倾向和力度,但是股权激励只有在持股水平相对较高时才能发挥作用。所以只有进一步完善企业的管理者持股机制,才能更有效地保护资本市场中小投资者的利益。

**关键词** 管理层持股,股利政策,代理问题

### 一、研究背景

委托代理关系是现代公司治理中最重要的问题之一。委托人(股东)追求自己的财富最大化,而代理人(管理者)追求自己的工资津贴收入、奢侈消费、被关注度和闲暇时间最大化。两者的利益存在一定的矛盾,如果缺乏有效的监督和激励机制,代理人的行为——比如卸责、建造个人帝国、在职消费过高和过度投资等——很可能最终损害委托人的利益,产生剩余损失。<sup>1</sup>

对于上市公司而言,作为委托人的广大投资者,其收益通常由现金股利和股票增值两部分构成,其中现金股利越来越受到投资者们的重视。而作为代理人的高层管理人员,其自利行为可能会直接或间接影响到公司的现金股利政策,因为管理者可能会出于自己的利益滥用企业现金流,比如高额在职消费,投资净现值为负的项目等,而不是将资金以红利方式返给股东,从而影响股东财富(Jensen, 1986)。要缓解代理问题,必须建立一套良好的激励机制和约束机制。普遍认为,管理层持股通过将股东利益与管理者利益相结合的方式,可以缓解委托人与代理人之间的利益冲突,从而缓解自由现金流

\* 西南财经大学经济与管理研究院。通信作者及地址:董艳,成都市光华村街55号西南财经大学经济与管理研究院,610074;电话:(028)87092963;E-mail:dongyan1978@hotmail.com。本成果得到西南财经大学“211”工程三期建设项目资助。

<sup>1</sup> 根据Jensen and Meckling(1976)的研究,广义的代理成本由委托人的监督成本、代理人的担保成本和剩余损失等三部分组成。委托人的监督成本,是指委托人计量或观察代理人行为的成本,以及对代理人实施控制的成本。代理人的担保成本是代理人实施自我约束,以保证为委托人利益尽职尽责的成本。所谓剩余损失,指委托人因代理人代行决策而产生的一种价值损失,等于代理人决策和委托人在具有代理人信息和才能情况下采取的效用最大化决策之间的企业价值差异。

问题。因此,从管理层持股和现金股利政策的角度讨论委托代理问题,具有重要的理论意义和实际价值。

如果管理层持股在一定程度上能够缓解委托代理问题,那么管理层持股对现金股利可能会有正的影响,因为管理层持股将管理者与股东的利益联系在一起,这能够缓解自由现金流问题(Fenn and Nellie, 2001; White, 1996)。不过,国外大多数文献证明,管理层持股与现金股利之间呈负相关关系(Roseff, 1982; Crutchley and Hansen, 1989; Jensen *et al.*, 1992; Agrawal and Jayaraman, 1994; Chen and Steiner, 1999)。其理由为,管理者手中持有大量自由现金流是危险的事情,而抑制滥用公司多余现金的最直接有效的方法之一就是现金股利政策,通过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,它与债务、管理层持股一样都具有减低股东代理成本的功效(Jensen, 1986)。从某种程度上说,西方发达国家把现金股利政策视为一种缓解代理问题的机制,它与其他缓解机制是替代关系。

那么,中国企业管理者持股是否缓解了代理问题,对现金股利政策有促进作用呢?从理论上说,现金股利的发放能够抑制自由现金流在低效率项目上的浪费,那么,中国企业的股东是否将之视为缓解代理问题的机制呢?管理者持股与现金股利政策之间在中国呈正向还是负向关系?或者这二者存在非线性关系?这是本文试图回答的问题之一。

另一方面,由于中国存在大量的国有企业,中国企业的代理问题较国外而言更加特殊。与私有企业相比,国有企业的代理成本更高,其根源在于“多重代理”问题。我国国有股的真正股东是人民,委托政府行使股权,政府派出代表进入上市公司董事会代理股权。作为初始委托人的全体人民由于高度分散,因此缺乏实施直接监督和控制的行為能力。而作为主管国有企业的上级单位或行政部门等政府单位的代理人尽管拥有国有企业的决策控制权,但他们并不享受到对经理人员懈怠或追求超额报酬实施监督所得的收益,所以他们也缺乏动力去实施频繁的监督行为,这导致国有企业经理的败德风险更加严重(郁光华和伏健, 1994)。在现实中,并不缺乏由于高层管理者追求自身利益最大化而导致国企走向危机的案例,比如三九集团的财务危机,华源集团的信用危机以及澳柯玛大股东资金侵占问题。平新乔等(2003)的研究也表明,中国国有企业的代理成本,相当于60%—70%的利润潜力,也就是说,在现存的国有企业体制下,代理成本使企业效率只达到了30%—40%。

从股利政策与管理层持股角度分析企业(包括国有企业)的委托代理问题,国内文献相对不多,并且与国外主流观点有所不同。中国数据的实证研究结果基本都得出了管理层持股与现金股利支付呈正相关关系的结论(廖理和方芳, 2004; 陈振华和马永开, 2005; 杨汉明, 2008)。

在已有文献的基础上,我们进一步探讨了现金股利政策与管理者持股的关

系，其中，分析重点主要围绕以下两点进行：（1）在中国，管理者持股与现金股利政策是替代机制，还是管理者持股能够提高现金股利？或者这二者是否存在非线性关系？（2）对于不同类型的企业（国企与私企，股权集中度高与股权集中度低的公司），这种影响是否具有不同特点？这对公司治理和国企改革又有什么样的启示？与国内文献相比，我们的数据样本包括2004—2009年在上海和深圳证券交易所上市的所有发行A股的公司，其他文献的样本均在2005年之前，并且时间跨度也比较短。此外，我们采用的方法——probit和tobit模型——与传统的OLS多元回归相比，更适合此类数据的分析和处理（在模型部分有详细的解释）。

本文的第二部分介绍了研究股利政策与管理层持股的国内外文献；第三部分描述了本文研究的数据样本以及模型中将用到的各种变量；在第四部分中，我们将建立一个计量模型，通过probit和tobit方法研究管理者持股与股利政策之间的关系，包括内生性分析和稳健性分析；第五部分为本文的结论和政策建议。

## 二、相关文献综述

Roseff（1982）是最早将代理成本应用于股利政策的研究者。他认为现金股利政策有助于降低代理成本，因为支付现金股利的政策会给管理者带来压力，迫使管理者为他们的投资项目筹集外部资金，这样能够使股东观察到所筹新资金的用途，减少管理者浪费在非盈利投资项目上的现金流。同时，他用内部人持股比例和普通股股东的数量作为代理成本的替代，发现对于未受管制的公司来说，股利支付水平与高层管理者持股水平之间存在显著负相关关系。

此后，Easterbrook和Jenson拓展了现金股利代理成本理论，并确立了该理论的基本思想。Easterbrook（1984）将公司的代理关系从经营者与股东之间扩展到了债权人与公司（包括股东和管理者），并看到了现金股利政策对经营者、股东和债权人利益的影响。他认为现金股利政策可能会使公司保持在资本市场中，而资本市场可以使监督经营者的成本更低，现金股利政策还可能有助于调整经营者和不同类别投资者所承担风险的水平，同时也是股东（或股东与经营者合谋）将债权人的财富转移给股东的机制。Jenson（1986）将“自由现金流”的概念引入了股利代理理论，他认为管理者手中持有大量自由现金流是危险的事情，而抑制滥用公司多余现金的最直接有效的方法之一就是现金股利政策，它与债务可视为替代机制。通过增加现金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，股利的支付有利于降低股东代理成本，提升公司价值。

基于Jenson（1986）的现金股利代理成本理论的思想，此后有大量的实

证文献验证了这种观点,其中直接研究内部人(或管理者)的持股情况与现金股利政策之间的关系是比较普遍的方法之一。<sup>2</sup>从外文文献来看,主要观点支持替代机制假说,即管理层持股与现金股利之间关系两者呈负相关关系(Roseff, 1982; Crutchley and Hansen, 1989; Jensen *et al.*, 1992; Agrawal and Jayaraman, 1994; Chen and Steiner, 1999)。

与前面的文献的结论不同的是,有些学者则认为管理者持股能够提高股利,因为管理者持股减少了自由现金流代理成本。Fenn and Nellie (2001)认为管理者持股可能会提高现金股利,因为管理层持股将管理者与股东的利益联系在一起,这能够缓解自由现金流问题。在该文中,他们也用数据证明了其观点,发现对于代理成本可能比较高(管理者持股水平较低,并且投资机会较低或者自由现金流较高)的企业而言,管理者持股对现金股利政策有正的影响。该论点与 Mehran (1992),特别是 Berger *et al.* (1997)比较相似,他认为报酬和股权激励通过缓解管理者与所有者的利益冲突,能够使管理者更加最优化地使用杠杆。White (1996)发现,与股利支付直接相联系的管理层报酬条款容易出现在管理层持股比例较低的公司,并且这种条款会使得股利支付较高。她的这一研究间接佐证了管理层持股可以增加股利支付。

此外, Schooley and Barney (1994)以及 Farinha (2002)还发现管理者持股与现金股利政策呈U形关系,在某一“自我保护水平”下,这两者可以视为公司治理的替代手段,因此它们呈负相关关系,但当管理层的持股比例超过这个“自我保护水平”之后,由于会产生额外的与“自我保护”相关的代理成本,这时,管理者持股对现金股利的影晌就是正的。

从外文文献来看,主要观点还是支持管理者持股与股利之间是替代机制。与其相比,国内的相关研究比较有限,并且基于中国数据的实证研究结果与国外主流文献有所差异。廖理和方芳(2004)对该问题进行了深入的讨论,作者检验了管理层持股是如何减少公司内部的代理冲突的,尤其是管理层与股东存在的自由现金流问题。通过实证研究他们发现,管理层持股对于高代理成本公司的现金股利支付有着明显的提高作用,但是对于低代理成本公司的作用不明显;对于高国有股比例公司,管理层持股与现金股利支付也呈正相关。此外,陈振华和马永开(2005)采用多元回归法研究了派现与代理成本之间的关系,他们认为管理者持股对股利应该有正的影响,但实证结果没有发现这两者存在显著关系。杨汉明(2008)建立了现金股利与企业价值的联立方程,用二阶段最小二乘法分析了我国特有的股权结构下二者之间的关

<sup>2</sup> Baghat(1986)、Smith(1986)、Hansen and Torregrosa(1992)、Jain and Kini(1999)等证明了Easterbrook关于现金股利具有缓解代理问题作用的前提——公司再融资使管理者被迫接受外部股东、银行和市场等的监督是存在的。

系。研究结果表明，现金股利支付率与企业价值负相关、与管理层持股比例正相关。

### 三、样本、变量与数据来源

本文所选取的研究样本包括在上海和深圳证券交易所上市的所有发行A股的公司，样本区间为2004—2009年，统计周期为年，在剔除ST股票、金融行业、缺失数据、每股收益和每股未分配利润为负<sup>3</sup>的样本之后，总样本量为6021个，2004年到2009年期间的样本量分别为900，930，945，1037，1073和1141个。所有数据均来源于深圳市国泰安信息技术有限公司所开发的CSMAR数据库。表1为本文研究中所涉及变量的含义和计算方法。表2为变量的统计性描述数据，为了减轻异常值的影响，我们对所有变量的最大和最小的1%观察值进行了Winsorize处理。附表1为变量相关系数矩阵。在下一小节中，我们将详细讨论这些变量。

表1 变量含义和计算方法

变量名	变量含义	计算方法
dividendummy	是否发放股利	发放股利为1,否则为0
dividendps	每股股利(税前)	每股发放的股利(单位:元);如果公司在某年发放股利的次数大于1,则将这些股利相加
dividendyield	股利收益率	每股股利/每股股价×100(单位:%)
dividendratio	股利派发率	每股股利/每股收益×100(单位:%)
manager	高管持股比例	高管持股股数/总股数×100(单位:%)
managersq	高管持股比例二次项	高管持股比例的平方
managerdummy	高管是否持股	高管持股取1,否则取零
fcf	自由现金流	经营活动中所产生的现金流净额/总资产×100(单位:%)
MBA	净值市价比	(资产账面价值-权益账面价值×流通股比例+流通股本×股票收盘价)/资产账面价值
salesgrowth	营业收入增长倍数	(当期营业收入-上期营业收入)/上期营业收入
ntrshare	非流通股比例	非流通股股数/总股数×100(单位:%)
herfindahl	赫芬达尔指数	前5大股东持股比例的平方和
state	是否国有	国有为1,否则为0
eps	每股收益	净利润/总股数(单位:元)
lnasset	资产规模	总资产的自然对数
debt	资产负债率	总负债/总资产×100(单位:%)
ipoyear	上市年限	公司上市年限

<sup>3</sup> 根据红利分配的原则,盈利为负或者未分配利润为负(以前年度亏损未完全弥补)的企业没有资格发放股利,因此本文将这些样本剔除,以避免它们对回归结果的影响。

在本文中,我们将公司发放股利的情况统计为4种指标,分别为是否发放股利,每股股利,股利派发率以及股利收益率。是否发放股利衡量的是公司发放股利的倾向,发放了股利取值为1,否则为0;每股股利是指税前每股股利<sup>4</sup>,它衡量的是股东从每股股票上获得的股利数额;股利派发率等于每股股利除以每股收益,该指标体现了公司向股东发放的股利数额占当年净利润的比例;股利收益率等于每股股利除以每股股价,它反映了股东的股利收益相对于资本收益的大小。在总体样本中,平均而言,有55.58%的公司<sup>5</sup>发放了股利,股利派发率为22.79%,每股股利将近0.067元,股东的股利收益率为0.75%(参见表2)。

表2 变量统计性描述

变量	观察数	均值	标准差	最小值	前20%	前40%	前60%	前80%	最大值
dividendummy	6 026	0.5558	0.4969	0.0000	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000	1.0000
dividendps	6 026	0.0673	0.0805	0.0000	0.0000	0.0000	0.0600	0.1500	0.2300
dividendyield	6 026	0.7510	0.9127	0.0000	0.0000	0.0000	0.6798	1.6768	2.5773
dividendratio	6 026	22.7933	25.4783	0.0000	0.0000	0.0000	26.3158	50.0000	70.0000
manager	6 026	0.3395	0.8475	0.0000	0.0000	0.0013	0.0205	0.1253	2.7935
managerdummy	6 026	0.6543	0.4756	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
fcf	6 026	6.3412	5.8241	-2.7818	0.9516	4.5541	7.6694	12.0884	15.9821
salesgrowth	6 026	18.8366	21.7516	-12.9329	-1.0393	10.8304	22.0469	38.9107	58.1646
MBA	6 026	1.5046	0.4365	1.0526	1.1170	1.2624	1.4749	1.8939	2.3971
ntrshare	6 026	46.2509	18.5523	11.6348	28.5144	44.2225	54.7665	63.9659	70.0967
herfindahl	6 026	0.1896	0.1087	0.0521	0.0809	0.1353	0.2063	0.3028	0.3801
state	6 026	0.6311	0.4825	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
eps	6 026	0.2999	0.2262	0.0400	0.0868	0.1800	0.3100	0.5118	0.7381
lnasset	6 026	21.6096	0.8586	20.3914	20.7501	21.2867	21.7817	22.4741	23.0704
debt	6 026	47.9403	15.0239	23.5552	32.0457	44.1831	53.8820	63.3895	69.2247
ipoyear	6 026	10.5840	3.4100	6.0000	7.0000	9.0000	12.0000	14.0000	16.0000

注:为了减轻异常值的影响,我们对所有变量的最大和最小的1%观察值进行了Winsorize处理。

本文中的管理者是指公司高级管理人员,包括总经理、副总经理、总工程师、总经济师、总会计师、董事会秘书等。高管持股比例为高级管理人员所持有公司股票数量占公司总股数的比例。当高级管理人员在董事会有兼任情况时,不重复计算持股数量。在总体样本中,高管持有股份的样本有3943个,占到总体样本的65.43%,其中高管持股比例平均约为0.5188%。

<sup>4</sup> 在后面的模型部分,我们同样也使用了税后每股股利,研究结果与税前每股股利并无统计上的显著差异。

<sup>5</sup> 这里的公司数目包括重复计算的情况,例如,X公司在2003年、2004年和2007年发放了股利,那么计算时统计为3个公司,后面的计算方式相似。

## 四、模型设计与回归结果分析

### (一) 模型的设计

在上一小节中已经提到，本文将发放股利的情况统计为4种指标——是否发放股利，每股股利，股利派发率以及股利收益率。为了分析管理者持股与股利政策之间的关系，根据这些指标的特点，我们设立probit和tobit计量模型。是否发放股利指标为虚拟变量，因此可使用probit模型，用以检验管理者持股对股利发放倾向的影响。由于股利分配决策分为两步，第一步决定是否发放股利，如果要发放，第二步才决定发放额度。从其余3个指标的取值来看，它们虽然都是连续变量，但其取值要么为0值，要么大于0。倘若采用最小二乘法容易导致不一致的回归结果，倘若仅使用发放股利的企业样本又会产生样本选择问题，损失大量的信息。因此，本文运用tobit回归模型，检验管理者持股对股利发放力度的影响。计量模型设计如下：

$$P(\text{dividenddummy}_{it} = 1 | X) = \alpha_0 + \alpha_1 \text{managerdummy}_{it} + \sum_{j=1}^9 \beta_{jt} \text{control}_{jt} + \sum_{m=1}^{11} \gamma_m \text{industry}_m + \sum_{k=2004}^{2008} \delta_k \text{year}_k, \quad (1)$$

$$P(\text{dividenddummy}_{it} = 1 | X) = \alpha_0 + \alpha_1 \text{manager}_{it} + \alpha_2 \text{managersq}_{it} + \sum_{j=1}^9 \beta_{jt} \text{control}_{jt} + \sum_{m=1}^{11} \gamma_m \text{industry}_m + \sum_{k=2004}^{2008} \delta_k \text{year}_k, \quad (2)$$

$$\begin{cases} \text{dividendps}_{it}^* = \alpha_0 + \alpha_1 \text{managerdummy}_{it} + \sum_{j=1}^9 \beta_{jt} \text{control}_{jt} \\ \quad + \sum_{m=1}^{11} \gamma_m \text{industry}_m + \sum_{k=2004}^{2008} \eta_k \text{year}_k + u_{it} \\ \text{dividendps}_{it} = \max(0, \text{dividendps}_{it}^*), \quad u | X \sim (0, \delta^2) \end{cases}, \quad (3)$$

$$\begin{cases} \text{dividendps}_{it}^* = \alpha_0 + \alpha_1 \text{manager}_{it} + \alpha_2 \text{managersq}_{it} + \sum_{j=1}^9 \beta_{jt} \text{control}_{jt} \\ \quad + \sum_{m=1}^{11} \gamma_m \text{industry}_m + \sum_{k=2004}^{2008} \eta_k \text{year}_k + u_{it} \\ \text{dividendps}_{it} = \max(0, \text{dividendps}_{it}^*), \quad u | X \sim (0, \delta^2) \end{cases}, \quad (4)$$

其中，dividenddummy为是否发放股利，dividendps为每股股利。在模型(3)、(4)中，因变量dividendps还可以替换为股利收益率dividendyield或者股利派发率dividendratio。managerdummy为高管是否持股，manager为高管持股比例，

managersq 为高管持股比例的二次项,以检验是否存在非线性关系。在模型(1)和(3)中,我们主要关注高管持股与否对股利政策的影响,因此回归样本为全部样本;在模型(2)和(4)中,我们主要关注高管持股比例对股利政策的影响,因此回归样本为高管持股比例大于零的样本。industry 为行业虚拟变量<sup>6</sup>,year 为年份虚拟变量。control 为影响股利政策的其他控制变量。对于这些控制变量的选取,我们结合国内外有关股利政策的研究,最终确定了4类指标,包括自由现金流指标、成长性指标、盈利指标、融资成本指标以及股权结构指标。

### 1. 盈利指标

与国外发达资本市场不同,我国现金股利没有固定的支付目标,不具有稳定性和连续性,而企业盈利情况是发放股利的基本前提。盈利越高,发放股利的倾向和力度就越大。盈利指标有很多,例如资产收益率、权益收益率和每股收益。但前两者与资产规模和资产负债率的相关系数比较高,因此,我们选用每股收益(eps)来衡量盈利水平。

### 2. 自由现金流指标

根据股利代理理论,企业现金流越多,成长性越低,管理者滥用资金过度投资的可能性就越大,企业在股利上能够享受更高的利益。因此,自由现金流越多的企业,发放股利的倾向或者力度就越大。按照 Jensen (1986) 的定义,自由现金流是指超过净现值为正的项目融资成本的现金流。衡量企业自由现金流的指标有营业收入(OI)、息税折旧前利润(EBITDA)、经营活动产生的现金流净额(NOC),或者 NOC 减去利息费用。Fenn and Nellie (2001) 指出,OI 和 EBITDA 并没有反映投资净现值为正的项目所承受的必要费用,而 NOC 也可能会由于企业投资净现值为负的项目而使该指标出现偏差。通过检验这些代理变量,他发现 EBITDA 与 NOC 的回归结果是一致的,而 NOC 减去利息费用的回归结果与 NOC 相似。因此,我们采用 Fenn and Nellie (2001) 的方法,用经营活动产生的现金流净额除以资产(fcf)来衡量企业自由现金流。

### 3. 成长性指标

成长性越高的企业,股利发放倾向和发放力度可能越小,因为将资金用于投资的收益大于股利带来的收益。衡量成长性指标的有营业收入增长率(salesgrowth)、托宾 Q 和净值市价比(market-to-book asset ratio, MBA)。

<sup>6</sup> 根据 2001 年中国证监会公布的《上市公司行业分类指引》,上市公司被分为 A—M 共 13 类行业,本文样本不含金融保险类公司。此外,由于 C 类制造业占据了总体样本的近 58%,因此,我们还将制造业公司进一步分类,最终控制了 20 个行业变量。

托宾  $Q$  是公司资产的市场价值与公司预期的资产重置价值的比值，但是这一指标在国内不容易衡量，因为很多资产的重置价值无法计算。鉴于此，托宾  $Q^7$  在中国市场不太适用。在模型中，我们拟引入两个成长性指标，sales-growth 和 MBA。由于我国存在流通股和非流通股的情况，因此需要将 MBA 指标进行调整（廖理和方芳，2004）。公式如下：

$$MBA = \frac{\text{资产账面价值} - \text{权益账面价值} \times \text{流通股比例} + \text{流通股本} \times \text{每股股价}}{\text{资产账面价值}}$$

#### 4. 融资成本指标

Rozeff (1982) 认为，企业的股利政策是股利的边际效益（代理成本的减少）和边际成本（融资成本的增加）的权衡结果。融资成本越低的企业，其股利发放倾向和发放力度可能越大。本文用资产规模（lnasset）和资产负债率衡量企业的融资成本。资产规模越大，意味着更稳定的现金流，不对称信息也更少，因此，融资成本更低（Smith and Watts, 1992; Opler and Titman, 1993）。资产负债率越小，债务负担越轻，融资成本就更低。同时，债务也被视为缓解现金流的替代机制（Jenson, 1986; Crutchley and Hansen, 1989; Jensen *et al.*, 1992 等），因此，资产负债率越大，股利发放就越少。

#### 5. 股权结构

根据“利益侵占假说”，股权越集中的企业，越倾向于发放现金股利，将之作为隧道挖掘的一种工具，从上市公司转移资金（Shleifer and Vishny, 1986, 1997; Edwards and Weichenrieder, 1999; Gugler and Yurtoglu, 2001; Benjamin *et al.*, 2002; 易颜新等，2006; 唐跃军和谢仍明，2006; 党红，2006）。鉴于我国存在非流通股问题，而非流通股股东不能获得资本得利，只能获取股利，因此，非流通股比例越大的企业，股利发放倾向和发放力度可能越大（原红旗，2004; 党红，2006）。此外，我们还纳入了最终控制人性质，是否为国有企业（state）。吕长江和王克敏（1999）的研究发现，国有及法人控股比例越低，公司的独立发展意识就越强，越倾向于将利润留存于未来的发展，公司就越易于采取股票股利替代现金股利的分配政策。

### （二）回归结果分析

表 3 为 probit 和 tobit 模型的回归结果。由于篇幅问题，我们没有将行业和年度控制变量的回归结果显示在表 3 和表 4 中。

<sup>7</sup> 事实上，我们将 MBA 变量更替为托宾  $Q$  时，回归结果表明托宾  $Q$  的系数不显著。

表3 模型回归结果——高管是否持股(全部样本)

样本量 6 026		probit	tobit1	tobit2	tobit3
解释变量	被解释变量 变量含义	dividenddummy 是否发放股利	dividendps 每股股利	dividendyield 股利收益率	dividendratio 股利派发率
managerdummy	高管是否持股(?)	0.1819*	0.0129**	0.1831*	4.4860***
	引入 IV	0.1134*	0.0091***	0.0904*	3.0914***
fcf	自由现金流(+)	0.0041***	0.0007***	0.0098***	0.1953***
	引入 IV	0.0042***	0.0007***	0.0103***	0.2180***
MBA	资产市净率(-)	(0.0043)	(0.0029)	(0.2571)***	(0.2442)
	引入 IV	(0.0226)	(0.0006)	(0.2371)***	(0.6244)
salesgrowth	营业收入增长率(-)	(0.001)**	(0.0000)	(0.0006)	(0.0173)
	引入 IV	(0.0007)*	(0.0000)	(0.0003)	(0.0052)
herfindahl	赫芬达尔指数(+)	0.2304**	0.0250***	0.3753***	7.9236**
	引入 IV	(0.2090)**	(0.0189)*	0.0338**	(7.8107)*
ntrshare	非流通股比例(+)	0.0022***	0.0003***	0.0008	0.1451***
	引入 IV	0.0022***	0.0003***	0.0007	0.1420***
state	是否国有(+)	0.0715***	0.0068***	0.0813***	2.9254***
	引入 IV	0.0523***	0.0054***	0.0691***	2.3743***
eps	每股收益(+)	0.9827***	0.1505***	1.1694***	12.5827***
	引入 IV	0.8920***	0.1509***	1.1819***	13.2372***
lnasset	资产规模(+)	0.0697***	0.0059***	0.0686***	2.3448***
	引入 IV	0.0952***	0.0103***	0.1051***	3.9720***
debt	资产负债率(-)	(0.0042)***	(0.0006)***	(0.0077)***	(0.1999)***
	引入 IV	(0.0041)***	(0.0006)***	(0.0082)***	(0.2186)***

注:(1)每个变量的系数为边际效应,括号表示负值。被解释变量含义中括号为预期回归系数符号。

(2)\*\*\*表示在1%的显著性水平下显著,\*\*表示在5%的显著性水平下显著,\*表示在10%的显著性水平下显著。

(3)第二行为引进管理者持股比例的IV之后的边际效应。

表4 模型回归结果——高管持股比例(只包含高管持股的样本)

样本量 3 943		probit	tobit1	tobit2	tobit3
解释变量	被解释变量 变量含义	dividenddummy 是否发放股利	dividendps 每股股利	dividendyield 股利收益率	dividendratio 股利派发率
manager	高管持股比例(?)	0.2991***	0.0259**	0.3696***	11.8899***
	引入 IV	0.1929***	0.0162**	0.1197*	6.3312***
managersq	manager的平方(-)	(0.0897)***	(0.0070)***	(0.1150)***	(3.4990)***
	引入 IV	0.0222	0.0008	(0.0158)	0.2869
fcf	自由现金流(+)	0.0059***	0.0009***	0.0122***	0.3021***
	引入 IV	0.0066***	0.0010***	0.0125***	0.3307***
MBA	资产市净率(-)	(0.0177)	(0.0025)	(0.2541)***	0.5884
	引入 IV	(0.0086)	(0.0051)*	(0.2679)***	0.4793
salesgrowth	营业收入增长率(-)	(0.0005)	(0.0000)	(0.0001)	(0.0034)
	引入 IV	(0.0004)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0020)
herfindahl	赫芬达尔指数(+)	0.1332	0.0213*	0.3359**	4.0273
	引入 IV	0.3601**	0.0387***	0.4397***	11.4609**
ntrshare	非流通股比例(+)	0.0030***	0.0003***	0.0011	0.1670***
	引入 IV	0.0012*	0.0002*	0.0000	0.0993**

(续表)

样本量 3 943		Probit	tobit1	tobit2	tobit3
state	是否国有(+)	0.0765***	0.0077***	0.0757***	3.2333***
	引入 IV	0.1275***	0.0119***	0.0939***	4.9860***
eps	每股收益(+)	0.9472***	0.1557***	1.2359***	11.5259***
	引入 IV	0.8881***	0.1512***	1.2231***	9.5823***
lnasset	资产规模(+)	0.0715***	0.0086***	0.0856***	3.3753***
	引入 IV	0.0835***	0.0091***	0.0872***	3.6116***
debt	资产负债率(-)	(0.0037)***	(0.0006)***	(0.0080)***	(2.2052)***
	引入 IV	(0.0036)***	(0.0006)***	(0.0080)***	(2.2005)***

注：(1) 每个变量的系数为边际效应，括号表示负值。被解释变量含义中括号为预期回归系数符号。

(2) \*\*\*表示在1%的显著性水平下显著，\*\*表示在5%的显著性水平下显著，\*表示在10%的显著性水平下显著。

(3) 第二行为引进管理者持股比例的IV之后的边际效应。

### 1. 管理者持股

关于高管持股与股利政策之间的关系，存在两种效应。如果说股利政策被视为缓解股东-管理者之间代理成本的一种手段，那么股利政策与管理层持股有可能呈替代关系，因为管理层持股同样可以缓解代理问题（Easterbrook, 1984）。另一方面，管理层持股使得管理者与股东利益趋于一致，因此管理者更倾向于发放股利，而不是滥用资金，将其投资在净现值（NPV）为负的项目。所以，从这种层面上说，管理者持股对股利应该有促进作用。

从表3中可以看到，高管是否持股（managerdummy）对股利发放倾向和股利发放力度都有显著正影响，高管持有股份的企业比高管没有持股的企业股利发放倾向高出0.1819，每股股利增加0.0129元，股利收益率增加0.1831，股利派发率增加4.4860。从表4中可以看到，高管持股比例（manager）与股利政策有显著的正向关系，高管持股比例越高，股利发放倾向和发放力度越大。在其他条件相同的情况下，高管持股比例每增加1个百分点，企业股利发放倾向就会增加29.91个百分点，每股股利增加0.0259元，股东股利收益率增加0.3696个百分点，企业股利派发率增加11.8899个百分点。

显然，从数据回归结果来看，在中国，管理者持股与股利政策之间呈正向关系。在其他条件相同的情况下，包括自由现金流，投资机会和融资成本等，高管持股比例越高，企业发放股利的倾向和力度就越大，说明管理者持股能够缓解自由现金流代理问题。这与Fenn and Nellie（2001）的观点是一致的。他们认为，Rozeff（1982）发现的管理层持股与股利政策为替代关系，其前提是股利的最优水平是建立在股权激励的条件之上，从而忽视了股利水平是如何决定的。

从股利决策的公司程序上讲，管理者是不能直接影响股利政策的，除非持股比例达到足够的水平。但管理者可以间接影响股利政策，比如通过夸大投资收益，拟订并购或者大规模投资计划，以最大化自身利益。而管理者持股能够让管理者在滥用资金所带来的利益与由股利或股权带来的利益之间进

行权衡,这在一定程度上可以缓解自由现金流问题。

但是,股利政策是一个极其复杂的过程,既有公司未来发展与股东当前收益之间的权衡,也涉及大股东与小股东、股东与管理者之间的利益博弈。高管持股变量的回归系数为正,只能说明管理者持股能够减少代理成本,并且,这种效应可能超过了替代机制效应。之所以出现这样的结果,其中一个原因可能是由于我国企业的管理层持股水平还比较低。在管理者持股的企业样本中,管理层持股数平均只占总股数的0.5188%,而美国标准普尔指数中的上市公司在1993—1997年的管理者所持有的股票和股权比例就分别达到了5.9%和2.3%(Fenn and Nellie, 2001)。虽然实证结果显示,我国股权激励能够在一定程度上缓解代理问题,但低水平的高管持股比例所起到的作用是有限的。所以,尽管随着高管持股比例的增加,上市公司也没有因此而降低现金股利政策。此外,这两者之间的不存在替代关系可能还出于一个原因,我国上市公司很少把股利政策视为缓解代理问题的机制。从我国研究现金股利政策的文献,特别是实证文献来看,主要还是支持“利益侵占”假说,认为股利政策是大股东剥削小股东利益的工具(参见唐跃军和谢仍明,2006;马曙光等,2005;邓建平,2007等)。

另外,相关文献的研究还发现,管理层持股会产生两种效应:利益趋同效应(interest convergence effects)和盘踞固守效应(entrenchment effects)。前者表明,管理层持股有助于降低公司的代理成本,增加公司价值。后者则认为,如果管理层持股过多,随着其控制权力的上升,外界对他们的有效约束也会减弱。此时,管理者可以在更大范围内以其他股东的利益为代价,通过追求自利目标而不是公司价值目标来实现自身福利最大化(Demsetz, 1983; Fama and Jensen, 1983; Morck *et al.*, 1988)。蔡吉甫(2009)基于中国上市公司的数据,研究发现管理层持股能够减轻上市公司的过度投资行为,且与过度投资-自由现金流量敏感性在形式上呈U形的曲线关系。基于这些研究,我们预期管理层持股对股利政策的影响可能为倒U形。本文的回归结果显示,高管持股比例的二次项  $managersq$  系数显著,这验证了管理层持股与股利政策之间确实呈倒U形关系。在管理层持股比例较低阶段,管理层持股能够缓解自由现金流代理问题,提高股利,但随着持股比例的增加,这种效应会逐渐减少,一旦超过某个临界值时<sup>8</sup>,反而会失去了其应有的激励作用,使管理者可以在更大范围内以其他股东的利益为代价实现自身福利最大化。此外,倒U形关系的右半部分还可以由替代效应来解释,即随着高管持股比例的增大股利会减少。

<sup>8</sup> 根据模型回归结果,初步计算的持股比例临界值分别为1.7168, 1.8881, 1.6622和1.7448。但由于这里的分析没有考虑持股比例的内生性,因此这个比例不作为本文正式提出的评判标准。

## 2. 管理者持股的内生性。

在前面部分，我们假设管理者持股是一个外生变量，然而它可能是内生的，管理者持股与股利政策可能是同时决定的经济变量，它们是解决潜在代理问题的替代机制 (Rozeff, 1982)。另外，在前面 (1) 式和 (2) 式的残差项中，可能存在与管理者持股变量相关的因素，并且这些因素我们也许无法观测到，例如潜在的投资机会 (Smith and Watts, 1992)。管理者持股的内生性会对我们的结果产生两种影响。首先，模型中的回归系数可能是有偏的，其次，管理者持股与股利政策之间的因果关系很难确定 (Fenn and Nellie, 2001)。解决这一问题的办法是找到管理者持股的工具变量 (instrument variable)。这个工具变量需要满足两个条件，首先它是决定管理者持股的外生变量，其次它不会影响股利政策的变化。一个较好的办法是找到一个影响管理者持股的历史变量，而历史变量是过去的信息，从理论上说它不会影响今后的股利政策。沿着这个思路，我们将公司上市年限作为工具变量。公司上市年限越长，管理者持股比例可能越小，因为管理者所持有的股份通常有一个禁售期，在这期间所持股票不能在公开市场上进行交易，禁售期过后，管理者可以通过股票交易获取资本利得。另一方面，公司上市年限不会直接影响股利政策，即使有影响也是通过非流通股比例这个变量，因为公司上市年限越长，非流通股比例越小，进而影响股利政策。对于高管是否持股这个虚拟变量，上市年限越长，高管是否持股的倾向可能越大，因为公司所有者通过股权激励来解决代理问题的意识可能增强。

鉴于此，我们首先有必要检验管理者持股的内生性 (检验方法参见 Smith and Blundell, 1986; Rivers and Vuong, 1988)。检验模型如下：

probit 检验模型：

$$\begin{aligned} \text{dividendummy}_{it}^* &= \alpha_0 + \alpha_1 \text{managerdummy}_{it} + \sum_{j=1}^9 \beta_{jt} \text{control}_{jt} \\ &+ \sum_{m=1}^{11} \gamma_m \text{industry}_m + \sum_{k=2004}^{2008} \delta_k \text{year}_k + \theta_1 v_{it} + e_{it}, \\ \text{managerdummy}_{it} &= \sum_{j=1}^9 \beta_{jt} \text{control}_{jt} + \sum_{m=1}^{11} \gamma_m \text{industry}_m \\ &+ \sum_{k=2004}^{2008} \delta_k \text{year}_k + \eta_1 \text{ipoyear} + v_{it}, \\ \text{dividendummy}_{it}^* &= 1[\text{dividendummy}_{it}^* > 0], \end{aligned} \quad (5)$$

$$\begin{aligned} \text{dividendummy}_{it}^* &= \alpha_0 + \alpha_1 \text{manager}_{it} + \alpha_2 \text{managersq}_{it} + \sum_{j=1}^9 \beta_{jt} \text{control}_{jt} \\ &+ \sum_{m=1}^{11} \gamma_m \text{industry}_m + \sum_{k=2004}^{2008} \delta_k \text{year}_k + \theta_1 v_{it} + e_{it} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{manager}_{it} &= \sum_{j=1}^9 \beta_{jt} \text{control}_{jt} + \sum_{m=1}^{11} \gamma_m \text{industry}_m \\ &+ \sum_{k=2004}^{2008} \delta_k \text{year}_k + \eta_1 \text{ipoyear} + v_{it}, \\ \text{dividenddummy}_{it}^* &= 1[\text{dividenddummy}_{it}^* > 0]. \end{aligned} \quad (6)$$

tobit 检验模型:

$$\left\{ \begin{aligned} y_{it}^* &= \alpha_0 + \alpha_1 \text{managerdummy}_{it} + \sum_{j=1}^9 \beta_{jt} \text{control}_{jt} + \sum_{m=1}^{11} \gamma_m \text{industry}_m \\ &+ \sum_{k=2004}^{2008} \eta_k \text{year}_k + \theta_1 v_{it} + e_{it}, \\ \text{managerdummy}_{it} &= \sum_{j=1}^9 \beta_{jt} \text{control}_{jt} + \sum_{m=1}^{11} \gamma_m \text{industry}_m \\ &+ \sum_{k=2004}^{2008} \delta_k \text{year}_k + \eta_1 \text{ipoyear} + v_{it}, \\ y_{it} &= \max(0, \text{dividendps}_{it}^*), \end{aligned} \right. \quad (7)$$

$y$  分别为 dividendps, dividendyield 和 dividendratio;

$$\left\{ \begin{aligned} y_{it}^* &= \alpha_0 + \alpha_1 \text{manager}_{it} + \alpha_2 \text{managersq}_{it} + \sum_{j=1}^9 \beta_{jt} \text{control}_{jt} + \sum_{m=1}^{11} \gamma_m \text{industry}_m \\ &+ \sum_{k=2004}^{2008} \eta_k \text{year}_k + \theta_1 v_{it} + e_{it} \\ \text{manager}_{it} &= \sum_{j=1}^9 \beta_{jt} \text{control}_{jt} + \sum_{m=1}^{11} \gamma_m \text{industry}_m + \sum_{k=2004}^{2008} \delta_k \text{year}_k \\ &+ \eta_1 \text{ipoyear} + v_{it}, \\ y_{it} &= \max(0, \text{dividendps}_{it}^*), \end{aligned} \right. \quad (8)$$

$y$  分别为 dividendps, dividendyield 和 dividendratio。

检验结果见表 5。

表 5 对管理者持股变量的内生性检验

检验变量: 管理者持股比例				
工具变量: 上市年限	dividenddummy	dividendps	dividendyield	dividendratio
$\theta_1$ 的回归系数	-0.339	-0.027	-0.220	-10.484
$\theta_1$ 的 $z$ 或 $t$ 统计量	-3.100	-7.340	-4.330	-3.870
$\theta_1$ 的 $p$ 值	0.002	0.000	0.009	0.000
IV 的回归系数	-0.0688	-0.0688	-0.0688	-0.0688
IV 的 $z$ 或 $t$ 统计量	-20.99	-20.99	-20.99	-20.99
IV 的 $P$ 值	0.000	0.000	0.000	0.000

(续表)

工具变量:上市年限	检验变量:管理者是否持股			
	dividendummy	dividendps	dividendyield	dividendratio
$\theta_1$ 的回归系数	1.1245	0.0941	0.8100	36.3673
$\theta_1$ 的 $z$ 或 $t$ 统计量	4.66	6.28	4.30	6.01
$\theta_1$ 的 $p$ 值	0.000	0.000	0.000	0.000
IV 的回归系数	0.0894	0.0894	0.0894	0.0894
IV 的 $z$ 或 $t$ 统计量	14.06	14.06	14.06	14.06
IV 的 $P$ 值	0.000	0.000	0.000	0.000

无论是在 probit 模型还是 tobit 模型中,  $\theta_1$  的回归系数都显著, 说明管理者持股确实是内生的。而第一阶段的 IV 回归系数显著, 说明不存在“弱工具变量”问题。因此, 我们考虑引入工具变量以解决管理者持股的内生性, 方法采用极大似然估计法 (MLE), 估计结果见前文表 3、表 4, 第一阶段回归结果参见附表 2。

从表 3、表 4 可以观察到, 在引入工具变量之后, 管理者持股对股利政策仍然有显著的正影响, 只是边际效应的程度减弱了。另外, 在引入工具变量之后, 结构方程中管理者持股比例变量的二次项系数的方向有些发生改变, 并且不再显著, 说明在考虑管理者持股变量的内生性之后, 倒 U 形关系不成立了。

### 3. 国有企业与股权集中

为深入分析管理者持股与股利政策之间的关系, 我们还将总体样本按照实际控制人性质和股权集中度进行分类, 分别进行回归 (模型同前)。是否国有变量 (state) 为 1 的, 被划为国有企业, 否则为私营企业; 股权集中度 (herfindahl) 大于中位数的, 被划为股权集中度高的企业, 否则为股权集中度低的企业。

自由现金流代理理论的研究背景是基于股权较为分散的公司背景, 在这类公司中, 主要的代理问题产生在股东与管理者之间, 因此, 对于股权集中度较低的企业, 高管持股对股利政策应该有显著的正向影响。相比而言, 在股权集中度较高的公司, 主要的代理问题产生在大股东与小股东之间, 高层管理人员也是由大股东指定, 他们的行为在很大程度上与大股东的利益是一致的。因此, 对于股权高度集中的企业, 股利政策的博弈应该更适合“利益侵占假说”。从表 6 也可以看出, 股权集中度高的企业, 高管持股 (比例) 对股利发放倾向、每股股利以及股利收益率均没有显著影响<sup>9</sup>, 对于股利派发率虽然有显著影响, 但其影响幅度也远远小于股权集中度低的企业。

<sup>9</sup> 高管是否持股对每股盈利的影响也只是在 10% 的显著性水平下显著。

表6 高管持股与股利政策——不同企业类型

股利政策指标	私营企业	国有企业	股权集中度高	股权集中度低
	高管持股比例			
dividenddummy	0.1748***	0.2970	0.0900	0.2194**
dividendps	0.0143***	0.0179**	0.0041	0.0154***
dividendyield	0.0904***	0.1353*	0.0763	0.1069*
dividendratio	5.5747***	6.8720**	5.5965**	6.8233***
	高管是否持股			
dividenddummy	0.1248*	0.0365	0.0212	0.1092*
dividendps	0.0082***	0.0169**	0.0087*	0.0132**
dividendyield	0.0735***	0.1412**	0.0488	0.1308*
dividendratio	2.4098***	4.9562***	2.0059*	5.7684***

注:表中为引入IV时高管持股变量的边际效应,\*\*\*表示在1%显著性水平下显著,\*\*表示在5%显著性水平下显著,\*表示在10%显著性水平下显著。

从股权集中度的视角分析,国有企业的股利政策似乎应与股权集中度高的企业情况相似,因为国企的股权集中度相对私企来说更高一些。在我们的样本中,国企股权集中度的均值为0.2097,中位数为0.1987,而私企股权集中度的均值为0.1550,中位数为0.1263。然而,表6的回归结果显示,国有企业高管持股(比例)虽然对股利发放倾向没有显著影响,但对股利发放力度的影响明显要大于私有企业,这与股权集中度高的企业情况截然不同。探究其原因,这是由于国企的“所有权缺位”所导致的。我国国有股的真正股东是人民,委托政府行使股权,政府派出代表进入上市公司董事会代理股权,而多级的政府科层管理体制和多级代理人结构使得所有者不明确,对公司疏于管理,这种现象会加重管理层与股东的代理冲突。而且,政府对其代理者的激励不足<sup>10</sup>,最后可能会形成“内部人控制”。因此,在国有企业代理问题更严重的情况下,国企管理者持股对减低代理成本的作用(从而对股利政策的影响)比私营企业更明显一点。在第三部分的模型回归结果中,我们也发现,国有企业的股利发放倾向和发放力度较私企更大。除了前面提到的“示范作用”,还有一个原因可能是由于国企代理问题更严重,希望通过股利政策来减少自由现金流的代理成本。

#### 4. 其他解释变量

如前面所预期的,每股收益(eps)、资产规模(lnasset)、自由现金流(fcf)、赫芬达尔指数(herfindahl)与股利政策的4种指标均呈显著的正向关系,而资产负债率(debt)与这些指标均有显著的负向关系。净值市价比(MBA)对股利发放倾向没有显著影响,但对股利收益率有显著负影响。而营业收入增长率(salesgrowth)几乎对股利政策没有显著影响。非流通股比例

<sup>10</sup> 在本文样本中,国企高管持股比例和持股数量平均为0.11%和38.54万股,而私企的分别为0.73%和299.43万股,两者相差甚远。

(ntrshare) 除对股利收益率没有显著影响之外, 对其余 3 个股利指标均有显著的正向影响。

资产规模和资产负债率与融资成本的关系可能是非线性的, 由此它们与股利政策的关系也可能是非线性的 (Fenn and Nellie, 2001)。在资产规模较小时, 随着资产规模的增加, 融资成本逐渐减小, 当资产规模超过某一临界值时, 融资成本又会随着资产规模的扩张而增加。资产负债率亦如此。当资产负债率很小时, 说明该企业风险很大, 没有人愿意借给它资金, 这时融资成本会随着资产负债率的增加减少, 但当其超过某一点时, 由于债务负担过重, 融资成本又会随资产负债率的增加而增加。为了证实这一点, 我们将资产规模变量的平方项和资产负债率的平方项加进了所有模型, 结果发现它们的系数都显著为负, 而其他所有变量的系数与原模型并无显著性差异。

我们还发现, 在其他条件相同的情况下, 国有企业发放股利的倾向和力度均显著高于私有企业。1999 年, 证监会发布法规将现金股利的发放作为上市公司再融资的一项必要条件, 自此之后上市公司不分配现象得到了改善。2001 年 3 月《关于上市公司新股发行审核工作的指导意见》中指出“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”。可见, 作为国家来说, 是鼓励企业发放现金股利的, 目的是为了保护中小投资者的利益。实证结果也显示, 国有企业在股利政策方面是具有示范作用的。

综上所述, 高管持股或持股比例越高, 自由现金流越多, 成长性越低, 融资成本越低, 股权集中度越高, 流通股比例越大, 最终控制人为国家的企业, 其股利发放倾向和发放力度就越大。

### (三) 回归结果的稳健性

为了确定前面的回归结果是具有稳健性的, 我们拟采用分样检验法。首先, 将全部样本按照管理者持股比例从低到高排序, 管理者持股比例等于零的为 A 组, 然后, 将管理者持股比例大于零的又分为两个子样本, 持股比例小于中位数的 (0.035) 的为 B 组, 持股比例大于中位数的为 C 组。回归模型与前面的相同, 只是回归样本分别为 AB 组, AC 组, B 组和 C 组。回归结果参见附表 3。

分样回归结果显示, 高管持股 (比例) 对股利政策的影响只有在 AC 组和 C 组子样本中才显著。<sup>11</sup> 这说明, 虽然整体而言, 高管持股确实能够对股利政策产生显著正影响, 但这种影响是由持股比例相对较高的样本所引起的。

<sup>11</sup> 例外的情况是, 当高管持股比例较小时, 高管持股的企业其股利派发率显著高于高管没有持股的企业。

也就是说,当高管持股比例处于较低水平时,高管持股对股利政策并没有显著影响。

## 五、结 论

本文基于2004年至2009年在上海与深圳证券交易所上市的所有发行A股的公司数据,通过建立probit和tobit计量模型,从管理层持股和现金股利政策角度讨论了股东与管理者之间的委托代理关系。我们的主要研究结论是:

1. 与国外主流研究结果不同,我国上市公司的高管持股与现金股利政策之间并非替代效应,而是呈正向关系。在其他条件相同的情况下,包括自由现金流,投资机会和融资成本等,高管持股比例越高,企业发放股利的倾向和力度就越大,说明管理者持股能够缓解自由现金流代理问题。在没有引入工具变量之前,管理层持股比例与现金股利支付之间呈倒U形关系,即随着持股比例的增加,激励效应会逐渐减少,一旦超过某个临界值时,反而会失去了其应有的激励作用。但在引入工具变量之后,这种倒U形关系并不显著。

2. 在股权集中度高的企业,高管持股比例对股利发放倾向和股利收益率没有显著影响,对股利发放力度的影响也远远小于股权集中度低的企业。因为在股权集中度较低的公司中,主要的代理问题产生在股东与管理者之间,相比而言,在股权集中度较高的公司,主要的代理问题产生在大股东与小股东之间。

3. 与私营企业相比,国有企业高管持股比例虽然对股利发放倾向没有显著影响,但对股利发放力度的影响要大一些。由于国企的“所有权缺位”导致了国有股权的多重代理问题,因此,国企管理者持股对减低代理成本的作用(从而对股利政策的影响)比私营企业更明显一点。

我们的研究证明,管理层持股在一定程度上能够有效地缓解我国企业中的自由现金流问题,增加现金股利支付倾向和发放力度,这同时也保护了中小投资者的利益。与西方发达国家相比,我国企业的现金股利支付率普遍较低,中小投资者的投资收益主要来源于股价买卖差,而不是公司的利润分配。因此,管理层的持股能够解决部分的代理问题,从而提高投资者的股息收益,特别是保护了中小投资者的利益。但管理层持股比例处于较低水平时,其缓解代理问题的作用并不能有效发挥出来。因此,要缓解当前我国企业的代理问题,应该适当加大管理者持股比例。

与国外的研究不同,我国上市公司的现金股利政策与管理层持股之间没有替代效应。之所以出现这样的结果,可能出于以下原因:一是我国上市公司管理层持股还处于较低水平,不足以缓解代理问题;二是我国上市公司很少把股利政策视为缓解代理问题的替代机制。这两个原因可能取其一,也可能兼而有之。

此外，我们还可以看到，股权激励在国有企业治理中起着举足轻重的作用。给予管理者适当的股权，可以大大缓解由于“所有权缺位”所引起的双重代理问题。然而，股权激励就像是一把双刃剑，使用好了会给企业带来巨大的效益和发展，但如果使用不当，则会对企业产生毁灭性的影响。特别是我国国有企业实行股权激励制度涉及到国有资产流失以及社会公平等敏感的问题，因此更需慎重。所以，完善企业的股利分红机制，使之成为一个长期稳定的上市公司行为和公司政策，可以有效地解决单一依靠管理者持股机制解决代理问题所带来的副作用，从而更有效地保护资本市场中小投资者的利益。

## 附 录

附表1 变量相关系数矩阵

	dividen- dummy	divi- dendps	dividen- dyield	dividen- dratio	manager	fcf	sales- growth
dividendummy	1.0000						
dividendps	0.7476	1.0000					
dividendyield	0.7357	0.8651	1.0000				
dividendratio	0.7999	0.7625	0.8361	1.0000			
manager	0.0080	0.0399	-0.0506	-0.0139	1.0000		
fcf	0.0958	0.2163	0.1857	0.0948	-0.0255	1.0000	
salesgrowth	0.2083	0.2207	0.1629	0.0979	0.0293	0.0788	1.0000
MBA	-0.0826	-0.0402	-0.2612	-0.1409	0.2228	0.1130	-0.0264
ntrshare	0.2899	0.2832	0.3171	0.3069	0.0352	-0.0029	0.1634
herfindahl	0.1678	0.2285	0.2265	0.1832	-0.1702	0.0902	0.0983
state	0.1484	0.1349	0.1695	0.1620	-0.3562	0.0414	0.0451
eps	0.2506	0.4800	0.2643	0.0514	0.1356	0.2910	0.2939
lnasset	0.1050	0.1689	0.1339	0.0358	-0.2335	0.0801	0.0962
debt	-0.0552	-0.1123	-0.0912	-0.1159	-0.1360	-0.1346	0.1438
ipoyear	-0.1953	-0.2186	-0.2085	-0.1978	-0.2402	-0.0036	-0.1426
	MBA	ntrshare	herfindahl	state	eps	lnasset	debt
MBA	1.0000						
ntrshare	-0.3899	1.0000					
herfindahl	-0.1973	0.5191	1.0000				
state	-0.1596	0.0909	0.2429	1.0000			
eps	0.2018	0.0232	0.1558	-0.0109	1.0000		
lnasset	-0.2060	-0.1078	0.2244	0.2146	0.3214	1.0000	
debt	-0.3257	-0.0619	-0.0322	0.0471	-0.0296	0.3692	1.0000
ipoyear	0.1359	-0.4424	-0.3318	-0.0136	-0.0711	0.1676	0.1318

附表2 引入管理者持股工具变量的第一阶段回归结果

工具变量:公司上市年限			
解释变量	变量含义	manager 回归系数(OLS)	managerdummy 回归系数(probit)
ipoyear	公司上市年限	(0.0688)***	0.0894***
fcf	自由现金流	(0.0047)***	0.0010
MBA	资产市净率	0.2115***	0.1019*
salesgrowth	营业收入增长率	0.0006	(0.0011)
herfindahl	赫芬达尔指数	1.9462***	(1.8711)***
ntrshare	非流通股比例	0.0096***	0.0027**
state	是否国有	(0.4106)***	(0.1042)***
eps	每股收益	0.5367***	0.2826***
lnasset	资产规模	(0.0842)***	0.1973***
debt	资产负债率	(0.0012)*	(0.0036)**

注:表中所列每个变量的回归系数。行业和年份虚拟变量未列入表中。括号中的数据表示负值。\*\*\*表示在1%的显著性水平下显著,\*\*表示在5%的显著性水平下显著,\*表示在10%的显著性水平下显著。

附表3 稳健性检验——子样本方法

子样本组合	AB组	AC组	B组	C组
被解释变量:dividendummy				
managerdummy	0.0045	0.1037*	—	—
manager	—	—	0.1459	0.4437***
managersq	—	—	0.0657	(0.0598)
fcf	0.0113**	0.0092**	0.0157**	0.0153**
MBA	(0.0616)	(0.0105)	(0.0856)	(0.0729)
salesgrowth	(0.0021)*	(0.0026)**	(0.0005)	(0.0019)
herfindahl	0.0831	0.0451	0.4952**	0.4706*
ntrshare	0.0044**	0.0053**	0.0050*	0.0081**
State	0.2004**	0.1746***	0.2583***	0.2471**
eps	2.2904***	2.6139***	2.0459***	2.6480***
lnasset	0.2947***	0.2741***	0.2609***	0.2025***
debt	(0.01112***)	(0.0128)***	(0.0083)***	(0.0108)***
被解释变量:dividendps				
managerdummy	0.0052	0.0284***	—	—
manager	—	—	0.0111	0.0257***
managersq	—	—	0.0088	(0.0043)
fcf	0.0011***	0.0012***	0.0012***	0.0016***
MBA	(0.0017)	(0.0034)	(0.0043)	(0.0058)
salesgrowth	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)
herfindahl	0.0344**	0.0067	0.0353**	0.0385**
ntrshare	0.0005***	0.0004***	0.0005**	0.0005**
state	0.0158***	0.0104***	0.0235***	0.0102*

(续表)

子样本组合	AB组	AC组	B组	C组
被解释变量:dividendyield				
eps	0.2572***	0.2711***	0.2385***	0.2647***
inasset	0.0221***	0.0158***	0.0222***	0.0105***
debt	(0.0010)***	(0.0010)***	(0.0010)***	(0.0010)***
managerdummy	0.0804	0.1685***	—	—
manager	—	—	0.1190	0.4238***
managersq	—	—	0.0466	(0.0394)
fcf	0.0170***	0.0183***	0.0190***	0.0221***
MBA	(0.4313)***	(0.4791)***	(0.4227)***	(0.4498)***
salesgrowth	(0.0004)	(0.0015)*	(0.0011)	(0.0014)
herfindahl	0.1562	0.3223**	0.5485***	0.3759**
ntrshare	0.0019	0.0005	0.0025	0.0015
state	0.1996***	0.1471***	0.2264***	0.0484
eps	2.0769***	2.0805***	2.1618***	2.1584***
inasset	0.2531***	0.1614***	0.2453***	0.0746
debt	(0.0153)***	(0.0149)***	(0.0142)***	(0.0144)***
被解释变量:dividenratio				
managerdummy	2.4883*	4.7879***	—	—
manager	—	—	5.2114	12.2779***
managersq	—	—	3.1573	(1.6968)
fcf	0.3295***	0.3367***	0.5139***	0.5480***
MBA	(1.3068)	(0.8901)	(2.4185)	(0.7552)
salesgrowth	(0.0112)	(0.0238)	(0.0011)	(0.0200)
herfindahl	13.6737***	4.4397*	8.6320***	6.9398**
ntrshare	0.2612***	0.2006***	0.2784***	0.2325***
state	6.9083***	4.3596***	10.2469***	4.2440*
eps	20.0722***	24.6457***	12.0715**	20.9059***
inasset	8.8574***	5.9728***	9.7677***	4.3580***
debt	(0.4071)***	(0.4052)***	(0.3472)***	(0.3818)***

注:表中数据为模型回归系数,\*\*\*表示在1%显著性水平下显著,\*\*表示在5%显著性水平下显著,\*表示在10%显著性水平下显著。

## 参 考 文 献

- [1] Agrawal, A., and N. Jayaraman, "The Dividend Policies of All-Equity Firms: A Direct Test of the Free Cash Flow Theory", *Managerial and Decision Economics*, 1994, 15(2), 139—148.
- [2] Berger, P., E. Ofek, and D. Yermack, "Managerial Entrenchment and Capital Structure Decisions", *Journal of Finance*, 1997, 52(4), 1411—1438.

- [3] Bhagat, S. , and P. Frost, “Issuing Costs to Existing Shareholders in Competitive and Negotiated Underwritten public Utility Equity Offerings”, *Journal of Financial Economics*, 1986, 15(1—2), 233—259.
- [4] Crutchley, C. , and R. Hansen, “A Test of the Agency Theory of Managerial Ownership, Corporate Leverage, and Corporate Dividends”, *Financial Management*, 1989, 18(4), 36—46.
- [5] Chen, C. , and T. Steiner, “Managerial Ownership and Agency Conflicts: A Nonlinear Simultaneous Equation Analysis of Managerial Ownership, Risk Taking, Debt Policy, and Dividend Policy”, *Financial Review*, 1999, 34(1), 119—136.
- [6] 陈振华、马永开,“现金股利政策与上市公司代理成本实证研究”,《华东经济管理》,2005 年第 11 期,第 64—68 页
- [7] Demsetz, H. and K. Lehn, “The Structure of Corporate Ownership: Causes and Consequences”, *Journal of Political Economy*, 1985, 93(6), 1155—1177.
- [8] Demsetz, H. , “The Structure of Ownership and the Theory of the Firm”, *Journal of Law and Economics*, 1983, 26(2), 301—325.
- [9] 党红,“关于股改前后现金股利影响因素的实证研究”,《会计研究》,2008 年第 6 期,第 63—71 页。
- [10] 邓建平、曹勇、何佳,“利益获取:股利共享还是资金侵占?”《经济研究》,2007 年第 4 期,第 112—123 页。
- [11] Easterbrook, F. , “Two Agency-Cost Explanations of Dividends”, *American Economic Review*, 1984, 74(4), 650—659.
- [12] Edwards, J. , and A. Weichenrieder, “Ownership Concentration and Share Valuation: Evidence from Germany”, CESifo Working Paper Series 193, CESifo Group Munich, 1999.
- [13] Fama, E. , and M. Jensen, “Agency Problems and Residual Claims”, *Journal of Law and Economics*, 1983, 26(2), 327—349.
- [14] Farinha, J. , “Dividend Policy, Corporate Governance and the Managerial Entrenchment Hypothesis: An Empirical Analysis”, Working Paper, 2002.
- [15] Fenn, G. , and N. Liang, “Corporate Payout Policy and Managerial Stock Incentives”, *Journal of Financial Economics*, 2001, 60 (1), 45—72.
- [16] Gugler, K. , D. Mueller, and B. Yurtoglu, “Corporate Governance, Capital Market Discipline and the Returns on Investment”, CIG Working Paper, FS IV 01—25, Wissenschaftszentrum Berlin (WZB), Research Unit: Competition and Innovation (CIG), 2001.
- [17] Hansen, R. , and P. Torregrosa, “Underwriter Compensation and Corporate Monitoring”, *Journal of Finance*, 1992, 47(4), 1537—1555.
- [18] Jain, B. , and O. Kini, “The Post-issue Operating Performance of IPO Firms”, *Journal of Finance*, 1994, 49(5), 1699—1726.
- [19] Jensen, G. , D. Solberg, and T. Zorn, “Simultaneous Determination of Insider Ownership, Debt, and Dividend Policies”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 1992, 27(2), 247—263.
- [20] Jensen, M. , “Agency Costs of Free Cash Flow, Corporate Finance, and Takeovers”, *American Economic Review*, 1986, 76(2), 323—329.

- [21] Jensen, M., and W. Meckling, "Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs, and Ownership Structure", *Journal of Financial Economics*, 1976, 3(4), 305—360.
- [22] 廖理、方芳, "管理层持股、股利政策与上市公司代理成本", 《统计研究》, 2004年第12期, 第27—30页。
- [23] 吕长江、王克敏, "上市公司股利政策的实证分析", 《经济研究》, 1999年第12期, 第31—39页。
- [24] 李旭红, "国企老总要拿年薪了", 《市场报》, 2003年9月12日。
- [25] 李寿喜, "产权、代理成本和代理效率", 《经济研究》, 2007年第1期, 第102—113页。
- [26] 马曙光, 黄志忠、薛云奎, "股权分置、资金侵占与上市公司现金股利政策", 《会计研究》, 2005年第9期, 第44—50页。
- [27] Maury, B., and A. Pajuste. "Multiple Large Shareholders and Firm Value", *Journal of Banking & Finance*, 2005, 29(7), 1813—1834.
- [28] Mehran, H., "Executive Incentive Plans, Corporate Control, and Capital Structure", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 1992, 27(4), 539—560.
- [29] Morck, R., A. Shleifer, and R. Vishny, "Management Ownership and Market Valuation: An Empirical Analysis", *Journal of Financial Economics*, 1988, 20(1—2), 292—315.
- [30] Opler, T., and S. Titman, "The Determinants of Leveraged Buyout Activity: Free Cash Flow vs. Financial Distress Costs", *Journal of Finance*, 1993, 48(5), 1985—1999.
- [31] 平新乔、范瑛、郝朝艳, "中国国有企业代理成本的实证分析", 《经济研究》, 2003年第11期, 第42—53页。
- [32] Rozeff, M., "Growth, Beta and Agency Costs as Determinants of Dividend Payout Ratios", *Journal of Financial Research*, 1982, 5(3), 249—259.
- [33] Rivers, D. and Q. Vuong, "Limited Information Estimators and Exogeneity Tests for Simultaneous Probit Model", *Journal of Econometrics*, 1988, 39(3), 347—366
- [34] Schooley, D., and L. Barney, "Using Dividend Policy and Managerial Ownership to Reduce Agency Costs", *Journal of Financial Research*, 1994, 17(3), 363—373
- [35] Shleifer, A., and R. Vishny, "A Survey on Corporate Governance", *Journal of Finance*, 1997, 52(2), 737—783.
- [36] Smith Jr., C., "Investment Banking and the Capital Acquisition Process", *Journal of Financial Economics*, 1986, 15(1—2), 3—29.
- [37] Smith Jr., C., and R. Watts, "The Investment Opportunity Set and Corporate Financing Dividend, and Compensation Policies", *Journal of Financial Economics*, 1992, 32(3), 263—292.
- [38] Smith, R., and R. Blundell, "An Exogeneity Test for a Simultaneous Equation Tobit Model with an Application to Labor Supply", *Econometrica*, 1986, 54(3), 679—685.
- [39] 唐跃军、谢仍明, "大股东制衡机制与现金股利的隧道效应——来自1999—2003年中国上市公司的证据", 《南开经济研究》, 2006年第1期, 第60—78页。
- [40] White, L., "Executive Compensation and Dividend Policy", *Journal of Corporate Finance*, 1996, 2(4), 335—358.

- [41] 魏锋、孔煜,“管理层持股比例的内生性检验——基于公司投资行为的视角”,《软科学》,2006年第3期,第64—68页。
- [42] 袁振兴、杨淑娥、王冬年,“从代理成本理论到利益侵占假说的演变——国外现金股利代理理论研究综述”,《经济问题》2007年第2期,第10—13页。
- [43] 易颜新、柯大钢、张晓,“股利政策的股东财富效应:来自中国股市的经验证据”,《南开管理评论》,2006年第2期,第4—10页。
- [44] 原红旗,《中国上市公司股利政策分析》。北京:中国财政经济出版社,2004年。
- [45] 杨汉明,“现金股利与企业价值的实证研究——基于A股市场股权结构的分析”,《统计研究》,2008年第8期,第65—68页。
- [46] 郁光华、伏健,“股份公司的代理成本和监督机制”,《经济研究》,1994年第3期,第23—29页。

## Managerial Ownership, Dividend Policy and the Agency Problem

YAN DONG FENG LI

(*Southwestern University of Finance and Economics*)

**Abstract** Based on the data of A-share listed companies in Shanghai and Shenzhen Stock Exchanges from 2004 to 2009, we establish a series of Probit and Tobit models to analyze the agency problem in China, focusing on the relationship between managerial ownership and dividend policy. Our study suggests that managerial ownership could increase the dividend payouts of firms, especially state-owned companies. However, it is also found that equity compensation is not a perfect way to solve the agency problem. Firms need to improve their dividend payout mechanism for a better protection of the interests of small shareholders.

**JEL Classification** C25, D23, G35