

地区市场化进程差异、终极控制人 两权偏离对现金股利政策的影响

白 旻

(武汉理工大学经济学院 武汉 430070)

【摘要】 本文以 2006~2010 年我国沪深 A 股上市公司为研究对象,检验了市场化进程和终极控制人对现金股利政策的影响,结果表明:终极控制人的控制权与现金流权偏离度越大,上市公司进行现金分配的意愿和支付力度都呈明显减弱趋势,这种利用控制权谋取私利的行为在民营企业表现得尤为明显;而随着市场化进程的提高,终极控制人利用现金股利分配侵占其他中小股东利益的隧道行为有所收敛。

【关键词】 终极控制人 现金股利 市场化进程 代理理论

一、股利理论综述

股利政策是公司理财的核心内容之一,一直是理论界和实务界关注的热点。Miller 和 Modiglian 提出股利无关论以来,研究者基于不同的理论视角如股利税差理论、股利信号理论、顾客效应理论和股利迎合理论等,对现金股利政策进行了大量研究,其中代理理论是当前研究现金股利政策的主流理论之一。代理理论认为,由于公司所有权和经营权分离,使得作为外部人的股东(投资者)与内部人的经理存在严重的信息不对称,出于自利性考虑,经理存在将公司的盈余留存下来用于在职消费或过度投资而不愿意分配给股东的倾向,因此股利的支付可以降低代理成本(Jensen,1986;Holder,1998;原红旗,2001;廖理、方芳,2005)。

但是,发达国家有关现金股利代理问题的研究主要基于公司股权广泛分散的条件,这显然与东南亚国家特别是我国的现实背景不吻合。La Porta(1999)、Faccio and Lang(2002)等大量学者的研究表明,资本市场比较发达的国家企业的股权结构大多都比较集中。控股股东的存在,一定程度上可以消除股权分散下的“搭便车”现象,改善经理与股东在现金股利上的代理问题。然而,集中的股权结构也带来新的治理问题,如大小股东之间的代理问题,特别是控股股东的控制权与现金流权偏离所导致的代理问题(Claessens et al.,2002;Cheung et al.,2009)。例如,Ali、Chen 和 Radhakrishnan(2007)认为,在股权比较集中的企业中,大股东与小股东间的代理问题(第二类代理问题)明显不同于分散股东与管理层间的代理问题(第一类代理问题),控股股东可以通过转移资产、转移定价、配置资本和侵占现金等方式将公众公司的资源转移到控股股东手中,从而攫取其他中小股东的利益。

从已有文献看,关于控股股东在现金股利上的代理问题的研究,主要是围绕大股东通过现金股利掠夺公司资源展开的,研究者的笔触较少追索到最终控制人,从终极控制人的控制权与现金流权偏离所导致的代理问题来考察其对现金股利

政策的影响(王化成、李春玲、卢闯,2007)。一般而言,终极控制人的控制权与现金流权偏离程度越大,控股股东攫取公司资源的动机越强。Almeida 和 Wolfenzon(2006)研究发现,在金字塔股权结构下,由于投票权与现金流权存在偏离,终极控制人尽管持有较少的现金流权但享有公司较高比例的投票权,因而终极控制人可以从维护私利或攫取私利角度进行决策,同时自己不会承担相应的成本。Dyck 和 Zingales(2004)等从关联方交易和大宗股权交易角度,研究终极控制人侵占上市公司利益的具体机制,得出的结论是,大股东与小股东间的代理问题可能会对现金股利分配产生影响。鉴于股利决策在公司决策中所占的重要地位,因而本文提出第一个研究主题,即基于我国企业股权结构特点,研究终极控制人的控制权与现金流权的偏离程度对现金股利政策的影响。

我国改革实践表明,当各地经济与行业发展水平出现差别时,终极控制人面临的法制约束和金融环境会产生较大差异,导致一些钻政策空子的终极控制人利用现金股利分配来掠夺公司资源。而我国的经济体制改革呈现典型的转型经济的特点,使得我国上市公司及其所处地区的市场化进程、政府干预程度和法治水平等产生较大差异和不平衡(樊纲、王小鲁和朱恒鹏,2010)。而这种地区市场化进程的不平衡,为直接度量一个国家内部各地区市场化进程提供了天然的试验条件,从而为从宏观视角来研究微观层面的现金股利政策提供了基础。由此,进一步研究市场化进程对终极控制人的两权偏离与现金股利关系的影响,是本文的第二个研究主题。

二、研究设计

1. 样本选取与数据来源。我国于 2005 年 4 月 29 日正式启动股权分置改革,截至 2006 年 12 月 31 日,共有 1 124 家上市公司完成股权分置改革。为了避免股权分置改革这一重大制度变迁对研究结论产生影响,本文以 2006~2010 年这 1 124 家已完成股改的上市公司作为初始样本,剔除如下公司:①金融行业的上市公司;②ST、PT 的上市公司;③相关财务指标

不完整的公司；④终极控制人产权性质不详的公司。经过筛选,本文最终得到 5 320 个年度观察值。

本文研究所需的现金股利和财务数据来源于 CSMAR 的中国上市公司财务报表数据库,公司治理数据来源于 CCER 色诺芬数据库,终极控制人的控制权、现金流权数据来源于沪深证券交易所的公司年度报告中“股本变动及股东情况”部分,经手工逐一查阅各公司年报整理得到。市场化数据来源于樊纲、王小鲁和朱恒鹏(2010)编制的各地区(包括 31 个省、自治区和直辖市)“中国市场化指数”。

2. 模型设计与变量定义。根据已有研究,本文首先采用以下回归模型来检验终极控制人对现金股利的影响。

$$\text{Payout}=\beta_1+\beta_2\text{Div}+\beta_3\text{Debt}+\beta_4\text{Roe}+\beta_5\text{Size}+\beta_6\text{MB}+\beta_7\text{FCF}+\sum\text{Industry}+\sum\text{Year}+\delta \quad (1)$$

式中:因变量 Payout 表示现金股利的代理变量,分别用是否发放现金股利与每股股利支付额来表示。通过 Logistic 模型进行回归分析,若公司当年发放现金股利,则 Payout 取值为 1,否则为 0。解释变量 Div 表示控制权与现金流权的偏离程度(简称“两权偏离度”)。

本文选取的控制变量包括:①负债能力(Debt),以资产负债率来表示;②盈利能力(Roe),以净资产利润率来表示;③企业规模(Size),以总资产的对数来表示;④成长性(MB),以主营业务增长率来表示;⑤现金流水平(FCF),以每股自由现金流来表示。本文还选取样本公司行业虚拟变量(Industry)和年度虚拟变量(Year)作为控制变量。

在模型(1)的基础上,本文引入市场化进程指数 MD,建立回归模型(2),用来检验各地区市场化进程对终极控制人与现金股利关系的影响。即:

$$\text{Payout}=\beta_1+\beta_2\text{MD}+\beta_3\text{Div}+\beta_4\text{Debt}+\beta_5\text{Roe}+\beta_6\text{Size}+\beta_7\text{MB}+\beta_8\text{FCF}+\sum\text{Industry}+\sum\text{Year}+\delta \quad (2)$$

式中:MD 用樊纲等(2010)编制的“中国各地区市场化进程相对指数”来代替,它由政府与市场的关系、产品市场的发育程度、非国有经济的发展、中介组织发育与法律制度环境五个方面的综合评价结果所构成。其他相关变量的定义同上。

三、实证结果

1. 描述性统计。本文对样本公司在模型(1)、(2)中的各种变量:Payout、Div、Debt、Roe、Size、MB、FCF、MD 的最大值、最小值、均值和标准差进行了统计,结果如表 1 所示:

表 1 描述性统计结果

变量名	样本数	最大值	最小值	均值	标准差
Payout	5 320	1.217	0.000	0.085	0.216
Div	5 320	1.000	0.038	0.856	0.236
Debt	5 320	0.994	0.057	0.487	0.179
Roe	5 320	0.249	-0.118	0.061	0.182
Size	5 320	22.927	8.674	10.220	1.369
MB	5 320	0.263	-0.287	0.172	0.653
FCF	5 320	8.435	-1.620	1.321	0.829
MD	5 320	13.170	2.640	7.561	2.068

从表 1 可以看出:每股现金股利均值为 0.085,说明在股权分置改革后尽管我国上市公司现金股利发放水平有一定提高,但总体而言仍然较低;控制权与现金流权的偏离度均值为 0.856,标准差为 0.236,说明终极控制人的两权偏离程度高于东亚国家企业的平均水平(Claessens, Djankov, Lang, 2000),这意味着终极控制人存在利用两权偏离来侵占公司资源的动机和行为。因此,考察控股股东对现金股利的影响,应基于股权的结构背景,并追溯到终极控制人来进行研究,否则就可能得出有偏误的结论。由表 1 还可以看出:样本公司资产负债率的均值为 48.7%,最大值为 99.4%,最小值为 5.7%,负债总体偏高;样本公司市场化进程的均值为 7.561,最小值为 2.640,最大值为 13.170,说明我国市场经济发展的不平衡性,各地区市场化指数评分差异较大。

2. 回归结果分析。本文对样本公司终极控制人对现金股利的影响,采用 Logistic 模型进行回归检验,得到回归结果(1)和(2);同时采用 OLS 模型进行回归检验,得到回归结果(3)和(4),具体见表 2:

表 2 终极控制人与现金股利的回归结果

变量	Logistic 回归		OLS 回归	
	(1)	(2)	(3)	(4)
截距	2.176*** (19.085)	2.359*** (20.751)	0.083*** (8.177)	0.061*** (7.153)
Div	-0.021** (4.167)	-0.003* (3.314)	-0.103** (2.485)	-0.001* (1.669)
Div·Pri		-0.004*** (5.471)		-0.007*** (2.853)
Debt	-0.071** (7.029)	-0.067** (5.351)	-0.029** (1.970)	-0.032** (2.078)
Roe	0.741** (5.568)	0.738** (5.441)	0.019* (1.665)	0.023* (1.684)
Size	0.101 (0.325)	0.096 (0.435)	0.089 (1.501)	0.086 (1.513)
MB	0.006* (3.283)	0.006* (3.566)	0.008* (1.970)	0.007* (2.078)
FCF	0.098** (5.085)	0.084** (4.951)	0.014** (2.009)	0.011** (1.875)
Industry	控制	控制	控制	控制
Year	控制	控制	控制	控制
R ²	0.109	0.116	0.110	0.119

注:***、**和*分别表示在 10%、5%和 1%的置信度水平上显著(双尾检验)。OLS 回归模型中括号内数据是 t 值,Logistic 回归模型下括号内数据是 Wald 检验值,相应得到广义上的 R²(下同)。

表 2 回归结果(1)显示,是否分红的哑变量与两权偏离程度在 5%的置信度水平上显著负相关,说明两权偏离程度越大,终极控制人越不愿意公司进行分红。这是因为,控制权超过现金流权的比例越高,终极控制人通过现金股利获得共享收益的动机明显下降,而通过控制权来获取私有收益的倾向明显增加,他们更愿意将公司利润留存起来,以便进行在职消

费或通过其他方式侵占公司股东利益。回归结果(3)显示,每股现金股利变量与两权偏离程度在5%的置信度水平上显著负相关,这也说明随着两权偏离程度的加大,终极控制人更愿意通过其他方式而不是通过分红这种共享收益的方式来获取收益。由于不同产权性质的终极控制人对现金股利的态度会有所不同,因而本文以产权性质作为哑变量进行分析,其中产权性质为民营时, Pri 为 0, 否则为 1。

表 2 中回归结果(2)和(4)显示,相对于国有产权的终极控制人,民营产权终极控制人的两权偏离程度越大,企业进行分红的意愿与力度均显著较低,这说明民营产权的终极控制人由于自主权大而约束机制不健全,从而更容易产生侵占或转移公司资源而不愿意进行分红的问题。从控制变量看,负债能力(Debt)显著为负,说明现金股利受到债务契约的约束。成长性(MB)指标均显著为正,表明企业的成长能力对现金支付有促进作用,这与信号理论的结论相一致。盈利能力(Roe)和每股自由现金流(FCF)显著为正,表明公司盈利能力越强,拥有现金流越多,越有可能进行分红。

本文采用Logistic模型和OLS模型对市场化进程、终极控制人与现金股利的关系进行回归检验,分别得到结果(1)、(2)、(3)和(4)、(5)、(6),具体见表3。为了保证样本量,对于樊纲等(2010)“中国市场化指数”缺失 2008 之后的数据部分,本文以 2005~2007 年三年平均增加的幅度来代替。

表 3 市场化进程、终极控制人与现金股利的回归结果

变量	Logistic回归			OLS回归		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
截距	4.229*** (12.126)	2.095*** (18.471)	1.894*** (19.283)	0.725*** (9.472)	0.072*** (8.536)	0.069*** (8.474)
MD	0.033*** (7.806)	0.020** (5.753)	0.031** (5.806)	0.017** (2.376)	0.009** (2.254)	0.004** (2.081)
Div		-0.014** (4.571)	-0.001* (4.659)		-0.008** (2.320)	-0.001* (1.673)
Div*MD			0.003** (5.096)			0.001* (1.745)
Debt	-0.221*** (7.126)	-0.102** (5.134)	-0.072** (5.212)	-0.131** (2.049)	-0.152** (1.993)	-0.028** (1.984)
Roe	0.751** (5.384)	0.633** (5.141)	0.711** (5.054)	0.163* (1.750)	0.022* (1.843)	0.031* (1.662)
Size	0.209 (0.152)	0.123 (0.337)	0.136 (0.472)	0.102 (1.635)	0.010 (1.602)	0.093 (1.492)
MB	0.017** (3.182)	0.018* (3.792)	0.009* (3.593)	0.056* (1.669)	0.073* (1.702)	0.059* (1.682)
FCF	0.289** (4.761)	0.121** (4.870)	0.107** (4.681)	0.022** (1.970)	0.013** (2.104)	0.015** (2.056)
Industry	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Year	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R ²	0.115	0.137	0.142	0.111	0.120	0.123

表 3 回归结果(1)和(4)显示,市场化进程指数(MD)与现金股利代理变量均在 1%的置信度水平上显著正相关,表明在缺乏终极控制人变量时,上市公司所在地区的市场化进程越快,其现金股利支付的可能性与力度均越大。回归结果(2)、

(3)和(5)、(6)显示,在纳入终极控制人变量后,市场化进程指数与现金股利的正相关性减弱,但仍在 5%的置信度水平上显著,两权偏离度与市场化指数的交叉变量在 10%的置信度水平上显著负相关,而两权偏离度(Div)的置信度水平显著下降,这说明市场化进程发挥了外部治理的作用,在一定程度上抑制了终极控制人因两权偏离而在现金股利上的自利行为。

四、结论与启示

本文基于我国产权制度背景,研究了市场化进程、终极控制人的两权偏离与现金股利的关系,结果表明:①终极控制人因控制权与现金流的偏离而产生侵占动机,这种掠夺主要是为了获得其私有收益而非共享收益,当两权偏离度越大时,通过侵占而非分红方式来获得收益的可能性越大,因而支付现金股利的倾向与力度就越小;②终极控制人因两权偏离在现金股利上的侵占行为在民营企业中表现得尤为明显;③随着市场化进程的加快以及资本市场的日益完善,对中小投资者利益的保护日趋加强,终极控制人利用现金股利侵占其他中小股东利益的隧道行为逐步得到抑制。

由上述研究结论可以得到如下启示:一方面,要完善上市公司法人治理结构,特别是要优化终极控制人的股权结构,培养 QFII 和保险基金等机构投资者,形成多元化股权结构对终极控制人的制约机制;另一方面,要加快市场化进程,加强对中小股东利益的保护,不断完善对控股股东的约束机制。

【注】本文受湖北省教育厅科学技术研究重点项目(项目编号:D20112803)、湖北省教育厅人文社科项目(项目编号:2010D084,2011jytc141)的资助。

主要参考文献

1. Miller M. H., F. Modigliani. Dividend policy, Growth, and the Value of Shares. Journal of Business, 1961;34
2. Cheung Y.L., Y. Qi, R. Rau, A. Stouraitis. Buy high, Sell Low:How Listed Firms Price Asset Transfers in Related Party Transactions. Journal of Banking & Finance, 2009;33
3. Claessens, S., Djankov S., Fan J.P.H., Lang, L., H. P.. Disentangling the Incentive and Entrenchment Effects of Large Shareholding. Journal of Finance, 2002;6
4. 黄娟娟,沈艺峰.上市公司的股利政策究竟迎合了谁的需要——来自中国上市公司的经验数据. 会计研究, 2007;8
5. 樊纲,王小鲁,朱恒鹏.中国市场化指数——各省区市场化相对进程 2009 年度报告.北京:经济科学出版社,2010
6. 王化成,李春玲,卢闯.控股股东对上市公司现金股利政策影响的实证研究.管理世界, 2007;1
7. 杨颖.投资者法律保护与现金股利政策——基于终极所有权结构视角.经济与管理研究, 2010;8