

现金、股利资产估值与独立董事有效性^{*}

——基于价值回归模型的实证研究

徐晓萍, 李进军

(上海财经大学 金融学院, 上海 200433)

摘 要:文章在借鉴 Fama 和 French(1998)公司价值回归模型的基础上,从公司内部现金和股利价值的角度,研究了中国上市公司独立董事的有效性。研究表明:将独立董事引入公司董事会能够显著提升公司内部所持现金的价值,明显降低了股利对公司价值的贡献。这一证据表明,独立董事有效地抑制了公司管理层和大股东牺牲投资者利益、谋取私人利益的行为,提高了公司治理水平。文章还发现,独立董事在一定程度上抵消了公司董事会规模与公司价值的负相关关系,这在一定程度上解释了董事会规模与公司价值之间可能存在的非线性关系。

关键词:独立董事;公司治理;现金;股利;公司资产估值

中图分类号:F275;F281.5 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2011)03-0027-12

一、引 言

自 2001 年 8 月 21 日中国证监会颁布《关于在上市公司建立独立董事制度的指导意见》(以下简称《意见》)以来,中国上市公司逐步引入独立董事制度。在这期间,独立董事在公司内部治理中的实际作用,一直是人们关注的问题之一。中国证监会引入英美国家的独立董事制度,目的是补充监事会制度的不足,进一步完善上市公司内部治理结构。然而,独立董事制度源自中小投资者保护较好的英美国家,其成功的经验只能说明在投资者保护较为完善的条件下,独立董事制度有利于公司内部治理的改进。这种制度在中国股权较为集中的外部大环境下能否提高公司价值,能否抑制大股东对中小股东的利益侵占,这些问题在理论和实践上都值得商榷和探讨。

本文采用 Fama 和 French(1998)的公司价值回归模型,通过考察市场对公司现金资产的估值,^①研究独立董事的有效性。投资者对独立董事占比较大的公司现金估值较高,而对其发放的股利估值却较低的研究结果表明,投资

收稿日期:2010-10-15

作者简介:徐晓萍(1963—),女,上海人,上海财经大学金融学院教授,博士生导师;

李进军(1976—),男,甘肃兰州人,上海财经大学金融学院博士生。

者更愿意将资金投放到独立董事占比较大的公司,这说明独立董事对提升公司内部治理水平是有效的。与已有的文献相比,本文的探索在于:首先,本文以公司现金与股利的相对估值衡量独立董事有效性的做法为相关研究提供了新的视角,丰富了这一研究领域的文献。其次,本文采用 Fama 和 French (1996) 的价值回归模型作为分析框架,克服了控制变量之间存在的共线性和内生性的问题。再次,本文研究发现,独立董事在一定程度上抵消了公司董事会规模与公司价值的负相关关系,部分解释了董事会规模与公司价值之间可能存在的非线性关系。

二、文献回顾

国内外对独立董事有效性的研究,大致分为两类:第一类研究,从独立董事与公司价值或公司业绩之间的关系考察独立董事的有效性;第二类研究,通过考察在发生并购、重组或财务重述等特殊事件的公司之间投资者收益的差异,来研究独立董事有效性。

在独立董事与公司价值或业绩之间关系的早期研究中,很多学者认为,由于在公司内部信息上的不对称,独立董事与内部董事相比存在先天的弱势。因此,独立董事无法有效监督管理层与大股东的行为(Fama 和 Jensen, 1983; Jensen, 1993)。然而,2002 年 Sarbane-Oxley 法案的颁布,为研究独立董事提供了新的契机,很多学者又开始关注独立董事有效性问题。Dahya 等(2008)对 22 个国家 799 家由控股股东控制的企业进行研究后发现,独立董事占比与公司价值呈正向关系。Andres 等(2008)研究了大型国际商业银行董事会结构与业绩之间的关系后却发现,独立董事与公司业绩之间并非呈简单的线性关系,而是呈倒 U 型的非线性关系。这一结论表明独立董事人数可能有一个最优值,独立董事数量在最优值右侧是无效,甚至对公司业绩是有害的。Duchin 等(2010)的研究则支持了早期的“信息不对称”的观点。不过,他们认为,独立董事在公司发挥的作用依赖于获得相关信息成本的高低。当独立董事获取信息的成本较低时,公司价值随独立董事人数的增加而提高;而当其获得信息成本较高时,独立董事人数的增加不利于公司价值的提高。吴淑琨等(2001)对中国上市公司 1999 年的数据进行实证分析后发现,中国上市公司的独立董事占比与公司绩效之间存在正相关关系。赵昌文等(2008)更是在中国家族上市企业中找到了独立董事与企业价值之间的正向关系的证据。

第二类研究主要关注独立董事对大股东或管理层败德行为的监督和制约。Omran(2009)在研究埃及私有化过程中发现,如果公司提高了外部董事的比例,企业私有化的效果会较好。Agrawal 等(2005)发现,独立董事与公司的财务重述现象呈反向相关关系。国内学者叶康涛等(2007)以公司其他应收款的增量作为大股东掏空行为的代理变量进行研究发现,独立董事与大股东

的资金占用显著负相关,这说明独立董事对大股东的败德行为有明显的抑制作用。

本文通过研究独立董事对公司现金资产估值的影响,考察独立董事对于提高公司治理水平的有效性。本文的逻辑是:如果独立董事能够提升公司的内部治理水平,那么投资者会乐于将资金交给独立董事占比(数量)较大(多)的企业,而不愿看到此类企业将现金以股利的形式返还,结果必将是市场对独立董事占比(数量)较大(多)的企业持有的现金估值较高,而对其发放的股利估值较低。^②

三、研究假设

(一) 独立董事、公司治理与公司价值

La Porta 等(2002)和 Durnev 等(2005)认为,公司的管理层和大股东有激励将上市公司资源从其他股东手中转移到自己手中作为私人利益,而在治理较差或对投资者保护较弱的公司中,管理层或大股东恰恰具有这种夺取他人利益并占为己有的能力。市场或投资者对公司进行估值时会考虑公司治理对公司价值的这种影响,在相同条件下,投资者对治理较差的公司会折价估值。Dahya 等(2008)进一步证实公司董事会结构对这种贴水程度是有影响的,而且发现独立董事占比与公司价值成正比。吴淑琨等(2001)则利用 1999 年(实行独立董事制度前)中国上市公司数据进行研究发现,中国上市公司非执行董事比例与公司绩效正相关。魏刚等(2007)则从独立董事的背景出发,检验了独立董事制度对公司业绩的影响。结果发现独立董事在董事会中的占比越高,公司经营业绩越好。根据已有的研究成果,独立董事制度作为提升公司治理水平的一种重要方式,势必会对公司价值起到提升作用,故提出以下假设。

假设 1:在其他因素不变的条件下,公司董事会中独立董事人数与企业价值正相关。

假设 2:在其他因素不变的条件下,公司独立董事在董事会中的占比与企业价值正相关。

(二) 独立董事、公司治理与现金资产价值

Jensen 等(1976)指出,由于公司所有权与控制权的分离,不能指望管理层对股东财富的关注胜于对自己个人财富的关注。他们就像富人家的管家,一旦有机会,就会为自己分配财富。Jensen(1986)认为,管理层具有过度使用企业自由现金的倾向,甚至为了自己的高薪或权利欲望,不惜投资于净现金流为负的项目来扩大企业规模,损害企业价值。Myers 等(1998)研究发现,流动资产能够以极低的成本转化为私人利益。企业保留过量的流动资产会妨碍企业的对外融资能力,进而影响企业的发展。Dittmar 等(2007)的国别研究表明,公司治理显著影响公司现金的价值。杨兴全等(2008)利用 2001—2006 年

中国上市公司数据研究也发现,由于中国公司治理水平较低,公司现金的价值大多低于其账面价值。此外,Pinkowitz等(2006)通过对35个国家中75 887个公司样本进行国际比较研究,不仅发现在公司治理差的公司中现金对公司价值的贡献较小,而且还发现公司治理好的公司发放股利对公司价值的提升作用小于公司治理差的公司。这表明,由于公司治理好的公司代理问题小,利用现金的效率,投资者对于公司持有现金持肯定态度,而不愿公司将现金以股利的形式返还。

基于已有的研究成果,我们认为独立董事对公司治理的提升作用必然会体现在企业现金与股利的估值上,即独立董事在董事会中占比越大或人数越多,现金对公司价值的贡献越大,而所发放的股利对公司价值的贡献越小。由此,我们提出假设3和假设4。

假设3:在其他因素不变的条件下,公司董事会中独立董事人数越多,现金对公司价值的贡献越大,而股息对公司价值的贡献越小。

假设4:在其他因素不变的条件下,公司董事会中独立董事占比越大,现金对公司价值的贡献越大,而股息对公司价值的贡献越小。

四、研究设计

(一)模型设定与变量设计

本文在Fama和French(1998)价值回归模型的基础上,加入了董事会规模和独立董事的代理变量,以及行业控制变量来考察独立董事的有效性。Fama和French(1998)的公司价值回归模型如下:

$$\begin{aligned} V_t/A_t = & \beta_0 + \beta_1 E_t/A_t + \beta_2 dE_t/A_t + \beta_3 dE_{t+1}/A_t + \beta_4 dNA_t/A_t + \beta_5 dNA_{t+1}/A_t \\ & + \beta_6 RD_t/A_t + \beta_7 dRD_t/A_t + \beta_8 dRD_{t+1}/A_t + \beta_9 I_t/A_t + \beta_{10} dI_t/A_t \\ & + \beta_{11} dI_{t+1}/A_t + \beta_{12} D_t/A_t + \beta_{13} dD_t/A_t + \beta_{14} dD_{t+1}/A_t + \beta_{15} dV_{t+1}/ \\ & A_t + \beta_{16} Cash_t/A_t + e_t \end{aligned} \quad (1)$$

其中, V_t 表示公司 t 时期的市场价值等于公司股票市值与债务账面价值之和。我们对非流通股的处理采用夏立军等(2005)的方法,以公司每股净资产乘以非流通股股数作为非流通股价值。 E_t 表示公司 t 时期息税前利润,为了排除盈余管理对公司盈利的影响,我们用营业利润加财务费用计算息税前利润。 NA_t 为公司 t 时期除现金以外的资产账面价值。 RD_t 为公司 t 时期的研发支出,中国的会计准则长期以来对研发支出资本化采取费用化的保守态度,我们只对报表披露的数据进行分析,如果没有相关披露,则当0处理(Pinkowitz等,2006)。 I_t 表示公司 t 时期的利息支出,我们用公司财务费用作为利息支出的代理变量(杨兴全等,2008)。 D_t 为公司 t 时期所付现金股息。 $Cash_t$ 表示公司 t 时期所持现金量,由公司资产负债表中现金和短期投资相加得到。为了控制回归过程中的异方差问题,我们对所有变量均用 t 时期

公司账面价值 A_t 进行标准化处理,以减小公司规模对回归结果的影响。 dX_t 表示变量 X 由 $t-1$ 期到 t 期的改变量。比如 dE_{t+1} 就表示息税前利润 t 期到 $t+1$ 期的改变量。这样,模型左侧作为因变量的公司价值就由公司的托宾 Q 代表。

我们采用方程(1)作为分析独立董事有效性的基本模型,主要基于以下常识:任何公司价值均可看作是一个全股权资本构成的企业息税前现金流的的市场价值,加上企业债务融资的税收效应所形成的价值(Fama 和 French, 1998)。也就是说,企业价值是由企业经营所产生的息税前现金流折现价值与其融资决策所形成的税盾价值两部分构成。

(二)样本选取与描述统计

1. 样本选取

本文数据均来自 CSMAR 数据库,我们选取了 1999—2009 年中国上市公司 11 年数据作为初选样本。由于模型涉及前后各一年的相关数据,有效数据为 2000—2008 年 9 年的数据。初选样本包括 1 604 家公司共 11 236 个样本数据,经过筛选,有 1 049 家公司共 6 993 个样本数据。具体筛选规则如下:(1)为了避免汇兑误差,剔除发行境外股票和有 B 股的上市公司;(2)由于金融业特殊的会计处理,所以将此类公司从研究样本中剔除;(3)由于股票更名一般伴随资产重组,改变了公司资产性质和资本结构,这无疑会使前后一年的差值发生剧烈变动,故我们将在研究区间发生更名事件的企业剔除。另外,考虑到 2000—2002 年数据受政策性影响过大,我们最终剔除了 2000 年至 2002 年的 1 112 个数据。这样做一方面排除了相关政策的干扰,另一方面也排除了独立董事发挥实质性作用的时滞效应对研究的干扰。本文最终的有效样本为 1 043 家企业 2003—2008 年的 5 219 个样本数据。

2. 描述统计

表 1 的统计结果显示,虽然中国证监会早在 2001 年就发布了《意见》,规定了公司董事会中独立董事的最少人数和最小占比,而且限定在 2003 年必须达标。但研究发现,仍然有部分企业在个别年份未达到规定的数量标准。这表明部分中国上市公司聘请独立董事也许只是为了迎合相关规定,达到 IPO 目的而已(朱茶芬,2006)。不过,上市公司不愿聘请独立董事的事实,在一定程度上表明独立董事对管理层和大股东侵占行为具有潜在的约束力。

因变量托宾 Q 代表公司价值,其中位数和均值分别为 1.22 和 1.46,标准偏差为 0.74。托宾 Q 的均值大于 1 表明,总体来讲,中国上市公司可能是处于价值最大化的投资水平,或者说,大部分公司投资项目的现金流为正(Lang 等, 1989)。董事人数、独立董事人数和独立董事占比的均值分别为 9.75、3.38 和 0.35,均略大于其中位数 9、3 和 0.33。

表 1 关键变量的描述性统计

变量名	样本数	均值	标准偏差	最小值	中位数	最大值
托宾 Q	5 219	1.46	0.74	0.73	1.22	11.36
其他资产	5 219	0.83	0.11	0.14	0.86	1.00
现金	5 219	0.17	0.11	0.00	0.14	0.86
息税前利润	5 219	0.07	0.06	-0.69	0.06	0.54
研发支出	5 219	0.00	0.00	0.00	0.00	0.10
股利	5 219	0.01	0.02	0.00	0.01	0.24
利息费用	5 219	0.01	0.01	-0.04	0.01	0.09
董事人数	5 219	9.75	2.10	5.00	9	21.00
独立董事人数	5 219	3.38	0.85	0.00	3	10.00
独立董事占比	5 219	0.35	0.05	0.00	0.33	0.60

以独立董事人数的中位数为界,我们将样本公司划分为两类,并引入哑变量 num。当董事会独立董事人数大于 3 时,num=1,否则,num=0;以独立董事占比的中位数为界,我们也将样本公司分为两类,并引入哑变量 rate。当公司董事会中独立董事占比大于 0.33 时,rate=1,否则,rate=0。

表 2 中,我们计算了不同类别公司托宾 Q 均值的差异。结果显示,独立董事人数多的公司托宾 Q 均值为 1.437,人数少的公司托宾 Q 均值为 1.478,其差值为-0.041,t 值仅为-1.90,这说明两组公司的价值差异仅有 10%的显著性水平。但是,按照董事会中独立董事占比划分公司,两组公司的托宾 Q 均值显示出非常显著的差异,差值达到 0.053,显著性水平达到了 5%。这一结果表明,独立董事占比可能对公司价值有重大影响,而且董事会的独立董事占比可能比独立董事人数在改善公司治理方面更具决定性意义。

表 2 高独董与低独董公司托宾 Q 差异检验

		托宾 Q			
		样本数	均值	标准误	差值(1-0)
num	1	1 737	1.437	0.017	-0.041*
	0	3 482	1.478	0.013	(-1.90)
rate	1	1 790	1.499	0.019	0.053**
	0	3 429	1.446	0.012	(2.45)

注:***、**、* 分别表示 1%、5%、10%的显著性水平,下表同。括号中为 t 统计值。

五、实证结果分析

(一)回归结果分析

本文对 2003—2008 年 1 043 家中国 A 股市场上市企业 5 215^③ 个样本数据的回归结果见表 3。其中,Ln(N)为董事会规模的代理变量,其值为公司董事会董事人数的对数,Ln(NUM)为董事会独立董事人数的代理变量,其值为公司董事会中独立董事人数的对数,Ln(RATE)为董事会独立董事占比的代理变量,其值为公司董事会中独立董事人数占比的对数。另外,由于篇幅所限,表 3 中只列示了现金与股利的回归结果,其他控制变量均显著,且经济学含义符合常理。

表 3 独立董事与现金、股利的市场价值

变量名	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Ln(N)		-0.15** (0.06)	-0.04 (0.10)	-0.19*** (0.04)	-0.22*** (0.05)	0.01 (0.06)
Ln(N) × Cash _t			-1.66*** (0.51)			-2.21*** (0.41)
Ln(N) × D _t			13.93*** (3.28)			1.61 (3.33)
Ln(NUM)		0.14** (0.07)	0.06 (0.09)			
LN(NUM) × Cash _t		-0.65** (0.28)	0.53 (0.44)			
LN(NUM) × D _t		-5.81*** (1.81)	-15.40*** (2.86)			
Ln(RATE)				0.01 (0.09)	0.00 (0.09)	0.04 (0.09)
LN(RATE) × Cash _t				0.76* (0.44)	0.88** (0.44)	0.74* (0.44)
LN(RATE) × D _t				-14.51*** (2.82)	-14.71*** (2.87)	-15.53*** (2.86)
LN(RATE) × Cash _t × Size					-0.17* (0.10)	-0.58*** (0.13)
LN(RATE) × D _t × Size					0.65 (0.74)	1.61 (1.18)
Cash _t	0.14* (0.08)	0.90*** (0.34)	3.25*** (0.81)	0.95** (0.47)	1.00** (0.47)	5.67*** (0.99)
D _t	0.11 (0.65)	7.16*** (2.25)	-12.93** (5.29)	-15.24*** (3.09)	-15.20*** (3.10)	-19.44** (7.72)
R ²	0.47	0.47	0.47	0.47	0.47	0.47
样本数	5 215	5 215	5 215	5 215	5 215	5 215

注：括号中为统计量的标准差；控制变量均用公司资产账面价值 A_t 进行了标准化。

1. 中国上市公司总体情况

表 3 中模型(1)的回归结果表明，中国上市公司现金对公司价值的贡献仅为账面价值的 14%，这一结果与杨兴全等(2008)的研究结果基本一致，远远低于投资者保护程度较高的国家现金对公司价值 117% 的贡献(Pinkowitz 等, 2006)。平均来看，中国上市公司发放股利会增加公司价值，其贡献为账面价值的 11%。但是股利对公司价值的正向影响并不显著，这或许是由于不同治理程度的公司股利对公司价值的影响方向不一致，从而造成整体混合样本中股利的增值效应并不显著。但是，这也可能是由于中国二级资本市场的投资者并不关心公司现金分红的投资思路使得投资者对股利政策并不敏感所致。

2. 中国上市公司独立董事人数对公司价值与现金资产价值的影响

为了控制董事会规模对公司价值的直接影响，我们在模型(1)的基础上引入董事会规模的代理变量 Ln(N)。如表 3 第 2 列所示，董事会规模对公司价值的直接影响显著为负(-0.15)，而独立董事人数对公司价值的影响显著为正(0.14)。平均而言，中国上市公司董事会中增加一名独立董事对公司价值的直接效应是使公司价值增加 0.03(0.14 × (1/3.38) - 0.15 × (1/9.75) =

0.03)。这一结论直接支持了本文研究假设 1。

值得注意的是,在模型(2)中引入交叉项后,现金和股利前的系数显著增大,这说明独立董事人数对公司现金和发放股利的市场价值有显著的影响。然而,表 3 第 2 列中交叉项的系数均显著为负,使得董事会中独立董事人数对公司治理的影响并不清晰。首先,独立董事人数与现金交叉项的系数为负,表明董事会独立董事数量越多,市场对公司现金估值越低。这说明独立董事人数对公司治理水平有负面影响。其次,独立董事人数与股利交叉项的系数为负,表明独立董事越多,市场对公司发放的股利估值也越低。这说明独立董事人数对公司治理有正面影响。

本文认为,独立董事人数对公司治理影响方向的不确定性,源于独立董事人数与董事会规模的高度相关性。考虑到董事会规模对独立董事人数具有较大的影响,我们在模型(3)中引入董事会规模与现金和股利的交叉项。结果发现,独立董事人数与现金交叉项的系数为正,与股利交叉项的系数为负,支持了本文的研究假设 3。但是,由于与董事会规模之间高度的相关性,现金与独立董事人数交叉项前的系数并不显著。

3. 中国上市公司独立董事占比对公司价值与现金资产价值的影响

表 3 第 4 列显示,独立董事在董事会中的占比与公司价值呈正相关关系,这虽然支持了本文假设 2,但并不显著。现金在回归方程中系数为 0.95,其含义为:当独立董事在董事会占比为 100%时,市场对公司现金的估值为其账面价值的 95%。独立董事占比与公司现金的交叉项前系数为 0.76,并且在 10%的水平上显著。综合来看,当独立董事占比为最小值 8%时,现金对公司价值的贡献为其账面价值的 -96% ($0.76 \times \ln(0.08) + 0.95$);而当公司独立董事占比为最大值 60%时,公司现金对公司价值的贡献为其账面价值的 56% ($0.76 \times \ln(0.60) + 0.95$)。这表明独立董事占比小的公司代理问题较大,公司现金被管理层或大股东用来满足其私人利益的可能性更高。

模型(4)股利前的回归系数表明,如果独立董事在董事会中占比为 100%,那么公司发放股利的行为会严重损害公司价值,也就是说,公司多发放 1 元股利,公司价值会下降 15.24 元,这种下降幅度足以显示市场对此类公司发放股利的抵制情绪。而独立董事占比与股利交叉项的系数为负表明,董事会独立董事占比减少,可能使公司的股利发放提升公司价值。综合来看,对于董事会独立董事占比最大的公司,多发放 1 元股利会使公司价值减少 7.8 元 ($-15.24 - 14.51 \times \ln(0.60) = -7.8$);而对于公司董事会独立董事占比最小的公司(RATE=8%),多发放 1 元股利会使公司价值增加 21.41 元 ($-15.24 - 14.51 \times \ln(0.08) = 21.41$)。由于独立董事占比不同,公司股利对公司价值的贡献存在巨大差异。这一方面表明,在模型(1)中股利代理变量前系数不显著,是由于治理程度不同的公司股利政策对公司价值的影响方向不一

致,造成整体混合样本中这种股利的增值效应并不显著;另一方面也表明,独立董事有效地减少了管理层与大股东为谋求自身利益而损害投资者利益的可能性,从而支持了本文的假设 4。

为了考察不同规模董事会中独立董事占比对公司现金和股利的不同影响,我们在模型(5)中引入代表董事会规模的哑变量 Size(当董事人数大于中位数, $size=1$; 否则 $size=0$)与模型(4)中两个交叉项的交互项。由回归结果可知,即使我们考虑了董事会规模对独立董事占比有效性的影响,模型(4)的结论依然成立。从含有董事会规模哑变量的交互项回归系数看,在独立董事占比相同的情况下,在大型董事会的公司中,现金对公司价值的贡献更大,所发放的股利对公司价值的贡献更小。这说明董事会中独立董事越多,独立董事监督管理层与大股东行为的效果越明显,公司现金对公司的价值贡献越大,股利对公司价值的贡献越低,间接支持了本文的假设 3。

为了将董事会规模对现金和股利价值的直接影响区分开,我们加入了董事会规模与现金和股利的交叉项,回归结果如表 3 第 6 列所示。我们发现,当考虑董事会规模对公司现金和股利的直接影响后,模型(4)和模型(5)的结果仍然成立。

对比模型(4)至模型(6)的结果可知,虽然总体上董事会规模与公司价值之间存在负相关关系,但考虑到独立董事在董事会中的作用,董事会规模与公司价值之间有可能存在类似 U 型曲线的非线性关系。也就是说,在独立董事占比一定的条件下,董事会规模的扩大,一方面会使公司董事会内部成员之间推诿的道德风险加剧,不利于公司价值的提升,另一方面独立董事的人数也会随着董事会规模的扩大而相应增加。模型(5)和模型(6)均显示,在董事人数中位数附近,董事会规模的扩大有可能改善公司的治理水平,提升公司价值。而且,不同规模的董事会,独立董事的占比是不同的,这就可能造成董事会规模与公司价值之间 U 型、倒 U 型或其他非线性关系。

(二)稳健性检验^④

1. 研发费用

由于中国会计制度的局限,只有部分样本披露了近年的研发费用数据。这可能会低估中国上市企业的研发支出水平。因此,本文参照杨兴全等(2008)的方法,以企业披露的资本性支出作为研发支出的代理变量。其回归结果与前文结果相似,并未发现有显著差异。

2. 对没有独立董事公司的处理

为了使回归方程变量具有明确的经济学意义,本文直接使用独立董事人数和独立董事占比的对数值作为独立董事的代理变量。但是,这样处理的成本是,我们从研究样本中剔除了 4 个独立董事人数为 0 的公司样本,丢失了原有样本的一部分信息。为了检验本文前述结论的稳健性,我们对独立董事人

数与独立董事占比进行了修正,用 $\ln(1+\text{NUM})$ 作为独立董事人数的代理变量,用 $\ln(0.01+\text{RATE})$ 作为独立董事占比的代理变量。这样,独立董事人数的系数就表示独立董事人数的边际效应,而独立董事占比前的系数表示独立董事占比的边际效应。其回归结果与前文中的结果相似,没有本质差异,而且从结果的显著性水平来看,边际效应更为显著。

3. 方法的稳健性

考虑到运用平衡面板数据进行分析需要舍弃在研究时间范围内数据不全的公司样本,故本文直接对混合数据进行 OLS。为了保证本文结果的稳健性,我们还对样本数据进行了固定效应面板分析,其结果与我们运用 OLS 方法得到的结果没有本质的差异。虽然面板分析结果显示,独立董事占比与现金的交叉项系数并不显著,但依然为正,其值稳定在 0.59 左右。而且,独立董事占比和人数前的系数在 1% 的显著性水平上为正,表明独立董事与公司价值具有显著的正向相关关系。

六、研究结论

本文在利用和借鉴 Fama 和 French(1998) 的价值回归模型基础上,考察了中国上市公司独立董事的有效性。我们的主要发现有:首先,独立董事人数和占比与公司价值之间均存在直接的正相关关系,但并不显著。因此,我们没有充分的理由相信,独立董事占比对公司价值的提升有直接的影响。其次,对独立董事占比与公司现金资产相互影响的分析表明,独立董事占比的提高有助于提升市场对公司现金的估值,降低公司股利对投资者的吸引力。这说明中国上市公司独立董事有效地抑制了公司管理层与大股东牺牲投资者利益来谋求私人利益的行为,提高了公司利用投资者资金的效率。再次,在控制独立董事占比的情况下,大型董事会中的独立董事对管理层和大股东谋取私人利益的抑制效果更为明显的实证结果表明,独立董事人数的增加同样能够加强公司治理,保护投资者。最后,作为本文研究的意外成果,我们发现正是由于独立董事的存在,董事会规模对公司价值的影响可能呈现非线性关系。这一发现解释了以往在研究董事会规模对公司价值影响的问题时所得结论差异的原因。

* 本文为上海财经大学第五批研究生科研创新基金资助项目(CXJJ-2010-329)

注释:

- ① 本文的现金资产是指公司内部持有的现金和发放的现金股利。另外,文中出现的“股利”一词,均指公司发放的现金股利。
- ② 公司发放的现金股利,可以被看作是公司将内部持有的现金外部化。
- ③ 由于本文模型中的变量采用独立董事数量的对数形式,因此,舍弃了 4 个没有独立董

事的公司样本,此时,样本中独立董事占比的最小值变为 0.08。

④由于篇幅所限,稳健性检验的详细结果并未列出,如需查看可向作者索取。

参考文献:

- [1]夏立军,方轶强.政府控制、治理环境与公司价值——来自中国证券市场的经验证据[J].经济研究,2005,(5):40—51.
- [2]魏刚,肖泽忠,Travlos Nick,等.独立董事背景与公司经营绩效[J].经济研究,2007,(3):92—105.
- [3]吴淑琨,刘忠明,范建强.非执行董事与公司绩效的实证研究[J].中国工业经济,2001,(9):69—76.
- [4]杨兴全,张照南.制度背景、股权性质与公司持有现金价值[J].经济研究,2008,(12):111—123.
- [5]叶康涛,陆正飞,张志华.独立董事能否抑制大股东的“掏空”? [J].经济研究,2007,(4):101—111.
- [6]赵昌文,唐英凯,周静,等.家族企业独立董事与企业价值——对中国上市公司独立董事制度合理性的检验[J].管理世界,2008,(8):119—125.
- [7]朱茶芬.发送信号还是讨好政府:关于独立董事聘请动机的经验研究[J].世界经济,2006,(12):81—89.
- [8]Agrawal A, Chadha S. Corporate governance and accounting scandals[J]. Journal of Law and Economics, 2005, 48(2): 371—406.
- [9]Andres P, Vallelado E. Corporate governance in banking: The role of the board of directors[J]. Journal of Banking and Finance, 2008, 32(12): 2570—2580.
- [10]Dahya J, Dimitrov O, McConnell J J. Dominant shareholders, corporate boards, and corporate value: A cross-country analysis[J]. Journal of Financial Economics, 2008, 87(1): 73—100.
- [11]Dittmar A, Mahrt-Smith J. Corporate governance and the value of cash holdings[J]. Journal of Financial Economics, 2007, 83(3): 599—634.
- [12]Duchin R, Matsusaka J G, Ozbas O. When are outside directors effective? [J]. Journal of Financial Economics, 2010, 96(2): 195—214.
- [13]Durnev A, Kim E H. To steal or not to steal: Firm attributes, legal environment, and valuation[J]. Journal of Finance, 2005, 60(3): 1461—1493.
- [14]Fama E F, French K R. Taxes, financing decisions, and firm value[J]. Journal of Finance, 1998, 53(3): 819—843.
- [15]Fama E F, Jensen M C. Separation of ownership and control[J]. Journal of Law and Economics, 1983, 26(2): 301—325.
- [16]Jensen M C. Agency costs of free cash flow, corporate finance, and takeovers[J]. American Economic Review, 1986, 76(2): 323—329.
- [17]Jensen M C. The modern industrial revolution, exit, and the failure of internal control systems[J]. Journal of Finance, 1993, 48(3): 831—880.
- [18]Jensen M C, Meckling W H. Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs

- and ownership structure[J].Journal of Financial Economics,1976, 3(4): 305—360.
- [19]La Porta R, Lopez-De-Silanes F, Shleifer A, et al.Investor protection and corporate valuation[J].Journal of Finance,2002, 57(3): 1147—1170.
- [20]Lang L H P, Litzenberger R H.Dividend announcements:Cash flow signalling vs.free cash flow hypothesis? [J].Journal of Financial Economics, 1989, 24(1): 181—191.
- [21]Myers S C, Rajan R G.The paradox of liquidity[J].Quarterly Journal of Economics, 1998, 113(3): 733—771.
- [22]Omran M.Post-privatization corporate governance and firm performance:The role of private ownership concentration, identity and board composition[J].Journal of Comparative Economics,2009, 37(4): 658—673.
- [23]Pinkowitz L, Stulz R, Williamson R.Does the contribution of corporate cash holdings and dividends to firm value depend on governance? A cross-country analysis[J].Journal of Finance,2006, 61(6): 2725—2751.

Valuation of Cash and Dividend Assets, and the Effectiveness of Independent Directors: An Empirical Analysis Based on Value Regression Model

XU Xiao-ping, LI Jin-jun

(School of Finance, Shanghai University of Finance and Economics,
Shanghai 200433, China)

Abstract: By adopting the corporate value model developed by Fama and French in 1998 and the valuation of cash and dividends, this paper studies the effectiveness of independent directors of listed companies in China. The result shows that the introduction of independent directors into the board can raise the value of the company's cash holdings and obviously reduce the contribution of dividends to corporate value. Thus, it proves that independent directors can protect the interests of investors from being expropriated by the management and large shareholders, leading to the improvement of corporate governance. It also finds that the presence of independent directors in the board partially offsets the negative relationship between board size and corporate value, which gives an explanation of the possible nonlinear relationship between board size and corporate value to some extent.

Key words: independent director; corporate governance; cash; dividend; valuation of corporate assets (责任编辑 金 澜)