大股东控制与企业过度投资行为研究

孟一琳

（暨南大学经济学院 广州 510632）

【摘要】本文利用2001～2007年我国沪深两市上市公司A股的非平衡面板数据进行实证分析，发现我国上市公司存在过度投资行为。大股东控制引发的“利益协同效应”与“壕沟效应”先后出现，导致上市公司的过度投资行为先减少后增加。股权分置改革之后，大股东通过过度投资谋取私利的持股比例临界值有所下降。

【关键词】大股东控制 过度投资 投资—现金流敏感性

一、概述

近年来，我国上市公司非效率投资问题严重，引起了人们的广泛关注。许多学者指出非效率投资主要表现为过度投资（将自由现金流投入净现值为负的项目），并认为这种现象是由于我国上市公司股权高度集中，尤其是第一大股东持股比例较高而引发的（张翼、李辰，2005）。

目前，国内学者就上市公司股权结构、公司治理机制及大股东性质对过度投资行为的影响所开展的研究较多，而对大股东控制对过度投资行为的影响所进行的研究较少。

西方许多学者认为，由于大股东存在着最大化其持股价值的动力，因此大股东可能帮助解决管理层与股东之间的代理问题。传统代理理论认为，中小股东由于“搭便车”问题很难对经理进行监督，因此所有权集中有利于抑制经理的机会主义行为，从而产生“利益协同效应”。但是大股东控制也可能引发“壕沟效应”，从而导致大股东的代理问题。

La Porta，Lopez-de-Silanes和Shleifer（1998）研究发现，在世界各地的大型企业中都存在大股东侵占中小股东利益的问题。Clasessens，Djankov，Fan和Lang（2002）研究发现，公司价值随着第一大股东的现金流所有权的增加而增加，持股比例具有正向的激励作用；但是当第一大股东的控制权超过现金流所有权时，公司价值会下降。陈小悦、徐晓东（2001）的研究结果表明，在非保护性行业，企业业绩与第一大股东的持股比例为正相关关系。孟祥霞（2008）以2001～2005年在我国内地上市的公司为研究对象进行实证检验，发现大股东控制和公司价值呈倒U形关系。

投资行为是影响公司价值的一个重要因素，因此大股东控制对企业过度投资行为的影响很可能呈现出非线性的变化趋势。本文借鉴Hadlock（1998）的研究方法，试图对大股东控制与企业过度投资行为之间的关系进行探索。

二、研究设计

1. 样本及数据来源。本文采用2000年以前在沪深两市上市的公司作为样本，剔除了曾经被ST或PT的公司，并且剔除了金融类上市公司。本文的数据选用2001～2007年我国沪深两市上市公司A股的非平衡面板数据。考虑到2005年开始进行的股权分置改革对我国上市公司的股权结构尤其是对大股东的持股比例产生了比较深刻的影响，因此在实证分析中进行了分时段对比。本文使用的数据来自锐思金融数据库，进行了非平衡面板数据的GLS回归。

2. 变量及模型选择。西方学者主要通过考察投资与现金流的相关性来验证企业是否存在过度投资行为。Jensen（1986）提出以自由现金流假说来解释投资—现金流敏感性。他认为由于所有权和经营权分离，当代理方拥有公司的投资决策权时，委托方与代理方之间的利益不一致会引发代理方的机会主义行为，从而导致企业出现过度投资行为。他认为自由现金流充足的企业更有可能出现过度投资行为。

本文运用模型1检验了样本公司投资与自由现金流之间是否存在显著的相关性。根据托宾Q理论，公司的市场价值决定了投资支出，因此托宾Q值是企业评估投资机会的市场价值的一个基本依据。本文将托宾Q值作为衡量企业潜在投资机会的指标。同时，由于企业的产出刺激了投资，因此本文引入主营业务收入增加值作为控制变量。

$$\frac{I_{i,t}}{K_{i,t-1}}=(\text{controls})+\beta_1\frac{\text{Lagged-sales}_{i,t-1}}{K_{i,t-1}}+\beta_2 Q_{i,t-1}+\beta_3\frac{Fcf_{i,t}}{K_{i,t-1}}+\varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中，$I_{i,t}$为当期投资；$Fcf_{i,t}$为自由现金流；$K_{i,t-1}$为总资产；$\text{Lagged-sales}_{i,t-1}$为t-1期的主营业务收入相对上一期的增加值；$Q_{i,t-1}$，Q值=（股票市值+净负债）/有形资产现值。

但是，投资—现金流敏感性并不必然由过度投资引起。本文借鉴Fazzari（1988）和Vogt（1994）的模型，在模型（1）的基础上引入交叉项Q×Fcf来检验投资—现金流敏感性是否由过度投资引发。如果交叉项的系数显著为负，则表明随着投资机会的减少，投资—现金流敏感性逐渐增强，企业存在过度投资行为（Vogt，1994）。

$$\frac{I_{i,t}}{K_{i,t-1}}=(\text{controls})+\beta_1\frac{\text{Lagged-sales}_{i,t-1}}{K_{i,t-1}}+\beta_2 Q_{i,t-1}+$$

$$\beta_3\frac{Fcf_{i,t}}{K_{i,t-1}}+\beta_4 Q_{i,t-1}\times\frac{Fcf_{i,t}}{K_{i,t-1}}+\varepsilon_{i,t} \qquad (2)$$

本文借鉴 Hadlock(1998)的研究方法来分析大股东不同的持股比例对公司过度投资行为产生的不同影响。

Hadlock(1998)考虑了内部人与中小股东利益一致性对投资—现金流敏感性的影响。如果投资—现金流敏感性是由过度投资造成的,那么随着内部人持股比例的增加,利益一致性逐渐增强,内部人就会减少损害中小股东利益的非理性投资,从而削弱投资对内部现金流的敏感性。而随着内部人持股比例的进一步增加,由于存在"壕沟效应",内部人和中小股东的"利益协同效应"可能会被逐步削弱,而投资—现金流敏感性会随之增强。

我国上市公司的治理特征不同于西方国家,股权集中度较高,中小股东在公司的权力架构中处于弱势地位(孟祥霞,2008)。管理者的任命、升迁、收入等个人利益与第一大股东的利益密切相关。大股东控制了公司的经营决策权,因此大股东与中小股东之间的代理问题日益突出。本文以第一大股东的持股比例作为大股东与中小股东之间利益一致性的代理变量,研究大股东控制对过度投资行为的影响。

首先设计两个指标:

ownl=min(x,owner);owng=max(0,owner−x)。

其中:owner 表示第一大股东的持股比例。x 表示待研究证实的第一大股东的持股比例,当第一大股东持股比例低于这一比例时,大股东的存在能够抑制经理的机会主义行为,减少过度投资;而当第一大股东持股比例超过这一比例时,大股东将损害公司价值,产生"壕沟效应"。因此笔者在模型(2)的基础上再引入两个交叉项:ownl×Fcf、owng×Fcf,以建立模型(3)来检验大股东控制对过度投资行为的影响。

$$\frac{I_{i,t}}{K_{i,t-1}}=(\text{controls})+\beta_1\frac{\text{Lagged-sales}_{i,t-1}}{K_{i,t-1}}+\beta_2 Q_{i,t-1}$$
$$+\beta_3\frac{Fcf_{i,t}}{K_{i,t-1}}+\beta_4 Q_{i,t-1}\times\frac{Fcf_{i,t}}{K_{i,t-1}}+\beta_5 \text{ownl}_{i,t}\times\frac{Fcf_{i,t}}{K_{i,t-1}}$$
$$+\beta_6 \text{owng}_{i,t}\times\frac{Fcf_{i,t}}{K_{i,t-1}}+\varepsilon_{i,t} \qquad (3)$$

笔者预期,如果大股东可以抑制经理的机会主义行为,则 β_5 显著为负;如果"壕沟效应"存在,则 β_6 大于 β_5,且 β_6 可能为正。

孟祥霞(2008)研究发现,当大股东持股比例低于 38%时,公司价值随着其持股比例的增加而增加,体现出明显的"利益协同效应";超过 38%以后,随着其持股比例的不断增加,大股东对中小股东利益剥夺的可能性随之增大,公司价值随持股比例的增加显著下降。因此本文初步选择 38%为临界点。

三、实证回归结果与分析

1. *描述性统计分析*。表 1 显示了 2001~2007 年、2004 年以及 2007 年我国上市公司第一大股东持股比例的分布情况。在 2001~2007 年,90%的公司第一大股东持股比例在 20%以上,其中 81.02%的公司超过了 25%,表明第一大股东处于优势表决权地位。第一大股东持股比例均值为 41.1%,标准差为 16.94%,表明股权分布比较分散。比较 2004 年与 2007 年两列样本可以发现,第一大股东持股比例在 2004 年的横截面分布与整个样本期间的分布大体一致;而 2007 年第一大股东持股比例明显下降,这表明股权分置改革后上市公司的股权趋于分散。

表 1　　第一大股东持股比例分布情况

第一大股东持股比例(%)	样本个数(2001~2007年)	样本个数(2004年)	样本个数(2007年)
owner≤20	358	37	89
20<owner≤30	888	130	144
30<owner≤40	637	84	111
40<owner≤50	574	84	84
50<owner≤60	625	89	60
60<owner≤70	404	70	27
70<owner	182	30	9
样本总数	3 668	524	524

表 2 列示了 2004 年样本公司的相关变量和财务指标的中位数。

表 2　变量描述性统计结果(2004 年 524 家上市公司)

中位数		(1)	(2)	(3)	(4)
公司个数	524	132	130	132	130
I/K_{t-1}	0.023 1	0.009 3	0.018 9	0.042 4	0.030 8
Fcf_t/K_{t-1}	0.046 6	0.052 6	0.053 5	0.040 3	0.040 2
Q_{t-1}	1.662	1.662 5	1.665 6	1.521 6	1.714 8
$\text{Lagged-sales}_{t-1}/K_{t-1}$	0.064 4	0.042 02	0.061 1	0.079 3	0.070 7
LD/K	0.059 1	0.060 0	0.059 8	0.055 4	0.067
$\text{CashSec}_{t-1}/K_{t-1}$	0.128 1	0.135 7	0.125 7	0.119 6	0.128 8
$\text{Dividents}_{t-1}/K_{t-1}$	0	0	0.000 6	0.000 9	0.012

表 2 中的数据依据 2004 年 524 家上市公司披露的会计信息计算得到。其中:LD 表示本期期末的长期负债的账面价值;K 为本期期末总资产的账面价值;CashSec_{t-1} 为本期期初资产负债表中货币资金与金融资产之和;Dividents_{t-1} 表示上一期因分配股利或利润而支付的现金。

由表 2 可以看出,随着第一大股东持股比例的增加,投资、自由现金流和托宾 Q 值都呈现出非单调性变化。然而,从描述性统计结果简单推断自由现金流代理问题是否存在是武断的,还需要进行进一步的回归分析。

2. *过度投资行为的回归检验*。表 3 报告了利用 2001~2007 年整个样本期数据对模型(1)、模型(2)进行回归的结果。由模型(1)的检验结果可知,托宾 Q 值的系数为正且在 1%的水平上显著,表明样本公司在股票市场的表现越好,投资规模越大。主营业务收入增加值的系数为正且在 5%的水平上显著,表明对我国上市公司而言,产出对投资有刺激作用,前期产出越多,投资规模越大。自由现金流项目的系数为正且在 1%的水平上显著,表明约有 12.9%的投资来自于企业内部现金流,说明我国上市公司的投资对现金流十分敏感。这与以

往学者的研究结果一致。

从模型2的检验结果可知,托宾Q值与自由现金流的交叉项的回归系数为-0.024，在5%的水平上显著。根据Vogt(1994)的分析可知,投资与现金流的敏感性是由经理的机会主义行为所导致的，从而证实了上市公司中过度投资行为的存在。这一结论与唐清泉、周晓苏、马如静(2007)的研究结果一致。

表3　　过度投资行为的回归检验

变　量	预期符号	模型1(2001~2007年)		模型2(2001~2007年)	
		系　数	t值	系　数	t值
截距		0.029 3***	5.982	0.009 5	1.562
Q_{t-1}	+	0.008 2***	7.619	0.005 7***	4.434
$Lagged\text{-}sales_{t-1}/K_{t-1}$	+	0.012 1**	2.012	0.033 9***	5.546
Fcf_t/K_{t-1}	+	0.129 2***	9.266	0.198 2***	5.31
$Q_{t-1}\times Fcf_t/K_{t-1}$	-			-0.024**	-1.804
年度虚拟变量		控制		控制	
Adjusted R^2		0.364		0.366	
样本个数		3 663		3 663	

注：***、**分别表示显著性水平为1%、5%,下同;上述回归都控制了公司的水平固定效应。

3. 大股东控制对过度投资行为的影响分析。由于自2005年开始的股权分置改革对大股东持股比例产生了巨大影响,因此本文将整个样本期分为2001~2005年、2006~2007年两个阶段，对股权分置改革前后大股东控制对公司过度投资行为的影响进行了对比分析。

表4　大股东控制对公司过度投资行为影响的回归分析

变　量	2001~2005年以38%为临界值		2006~2007年以38%为临界值		2006~2007年以30%为临界值	
	系　数	t值	系　数	t值	系　数	t值
Q_{t-1}	0.01***	30.071	0.006***	16.899	0.007 1***	62.768
$Lagged\text{-}sales_{t-1}/K_{t-1}$	0.023***	4.35	0.099***	25.087	0.118 7***	33.573
Fcf_t/K_{t-1}	0.719***	20.331	0.169**	2.225	0.416 3***	3.386
$Q_{t-1}\times Fcf_t/K_{t-1}$	-0.06***	-7.934	-0.107***	-6.94	-0.078 2***	-10.172
$own1_t\times Fcf_t/K_{t-1}$	-0.344**	-2.568	0.357**	2.388	-2.141 8***	-8.49
$own2_t\times Fcf_t/K_{t-1}$	0.125**	2.122	2.159**	9.176	3.071***	120.949
年度虚拟变量及其他控制变量	控制		控制		控制	
Adjusted R^2	0.1		0.47		0.59	
样本个数	2 619		1 045		1 045	

注：上述模型中的控制变量包括年度虚拟变量、公司规模、公司年龄。

表4报告了利用2001~2005年这个子样本期的数据对模型3进行回归分析的结果。自由现金流项目的系数为0.719,显著性水平为1%。这表明,对于不存在大股东控制的公司而言,投资对现金流具有显著的敏感性。own1与自由现金流的交叉项的回归系数为-0.344，说明随着大股东的持股比例逐步上升，投资对现金流的敏感性显著减弱，表现出“利益协同效应”。而own2与自由现金流的交叉项的回归系数为0.125,在5%的水平上显著，说明当第一大股东持股比例超过38%以后,随着大股东持股比例的上升,投资对现金流的敏感性将显著增强。可见,第一大股东持股比例与投资—现金流敏感性之间存在非线性相关关系。当大股东持股比例低于某一比例时,上市公司中的代理问题主要存在于股东和经理之间，而大股东控制有利于抑制经理的过度投资行为。当大股东持股比例超过某一比例时，代理问题转变为大股东与中小股东之间的冲突,大股东可能通过过度投资来谋取私利,表现出“壕沟效应”,导致公司价值下降。这与孟祥霞(2008)的研究结论一致。

由于2005年开始进行股权分置改革,这使得我国上市公司中原本不能流通的部分国有股、法人股也开始上市流通,我国资本市场与上市公司都发生了根本性的变化。另外,随着限售股的上市流通,我国上市公司的股权分布更加分散,第一大股东利用其掌握的控制权通过过度投资谋取私利的持股比例临界值将有所下降。因此本文对2006~2007年这个子样本期考虑了两个临界值,一个是38%,另一个是30%。回归结果表明,如果仍使用孟祥霞(2008)得出的38%的临界值,则交叉项的系数不符合预期；而在将临界值降为30%时,own1与自由现金流交叉项系数显著为负,own2与自由现金流交叉项系数显著为正。这说明当第一大股东的持股比例从0增加到30%时,大股东能够发挥监督作用,过度投资行为受到一定抑制,投资—现金流敏感性减弱,表现出“利益协同效应”。而当其持股比例超过30%以后,由于“壕沟效应”的产生,第一大股东利用其对公司的控制权开始谋取私人利益,过度投资行为增加,投资—现金流敏感性增强。

这一回归结果说明,股权分置改革后,我国上市公司的股权分布更为分散，从而大股东获得控制权的持股比例相对下降,所以其可能在更低的持股水平上控制上市公司,甚至出现通过过度投资谋取私利的行为。

四、结论

本文利用沪深两市上市公司2001~2007年A股的非平衡面板数据，对大股东控制对过度投资行为的影响进行了研究。研究结果表明,我国上市公司存在过度投资行为。大股东控制在大股东持股比例相对较低的水平上能够起到抑制过度投资行为的作用;而当其持股比例超过一定水平时,大股东就会谋取私人利益,过度投资行为随之增加。

通过比较分析发现，股权分置改革使得上市公司的股权趋于分散，大股东通过过度投资谋取私利的持股比例临界值有所下降。

主要参考文献

1. 陈小悦,徐晓东.股权结构、企业绩效与投资者利益保护.经济研究,2001;36

2. 孟祥霞.大股东控制:利益协同效应还是壕沟防御效应.经济理论与经济管理,2008;4

3. 张翼,李辰.股权结构、现金流与资本投资.经济学,2005;10