

DOI:10.3969/j.issn.1674-8131.2013.05.012

终极控制人两权分离、信息 不对称与股票收益波动*

——来自2007—2010年中国上市公司的经验证据

宋小保

(汕头大学 商学院,广东,汕头 515063)

摘要:基于现实中股权结构相对集中的资本市场背景,利用2007—2010年沪深证券市场上市公司数据,分析我国上市公司终极控制人控制权与现金流权分离程度与股票收益波动性的关系,从信息不对称角度考察终极控制人价值侵占对外部市场投资者的影响。研究发现,终极控制人两权分离程度越大,股票收益的波动性则越强,表明终极控制人的侵占行为可能导致企业与市场投资者间信息不对称程度增加,提高外部投资者的风险;同时,相对于国有上市公司和股权集中度较低的公司,非国有上市公司和股权集中度较高的公司终极控制人两权分离程度与股票收益波动性的关系更加显著,说明不同所有权性质或者不同股权集中度企业终极控制人的侵占模式和侵占力度存在较大的差别。因此,应加强和完善对大股东侵占的治理,以有效提高资本市场的效率。

关键词:终极控制人;两权分离;股票收益波动;控制权;现金流权;信息不对称;大股东侵占;所有权性质;股权集中度

中图分类号:F830.91 文献标志码:A 文章编号:1674-8131(2013)05-0091-11

一、引言

本文的主要研究目的在于考察终极控制人^①的两权分离特征对证券市场上股票收益波动的影响,借以分析终极控制人两权分离所导致的侵占可能会影响到企业与外部市场间的信息不对称。自Shleife等(1997)、Classens等(2000)和Porta等(2002)学者的研究开始,很多研究都发现,市场上

大多数企业都存在控股性股东,其中家族公司又占了较高的比例。因此,现代企业已经不再如Berle等(1932)所描述的那样具备高度分散的股权,并由此带来了许多公司治理方面新的问题。一般来说,控股股东往往也会利用其控制性地位做出对自己有利而有损小股东利益的行为,控股股东对小股东的侵占已经成为公司治理中利益冲突的核心问题,

* 收稿日期:2013-05-04;修回日期:2013-06-11

基金项目:国家自然科学基金资助项目(71172082)“产权控制路径下的资本投资与配置效率研究”

教育部人文社会科学研究青年基金资助项目(11YJC630180)“股权集中、价值侵占与负债融资代理成本”

作者简介:宋小保(1974—),男,河南开封人;副教授,博士,硕士生导师,在汕头大学商学院任教,主要从事公司财务研究;Email:songxb@stu.edu.cn。

^① 终极控制人指某个上市公司控制链条中处于金字塔结构顶端的控制人,有的文献中也称实际控制人;直接控制人则指某个上市公司处于控股地位的第一大股东,也称控股股东。

该利益冲突主要体现为控股股东的关联交易、资金占用、违规担保,甚至市场操控等诸多方面。

目前众多的文献皆在关注终极控制人的所有权特征对企业行为及企业价值的影响,而一定程度上忽视了终极控制人的侵占对证券市场的影响。一般来说,作为内部人的终极控制人总是比外部投资者掌握更多的关于企业的信息,而公司的所有权结构特征可能会影响到公司的信息披露水平和披露时机,因此,如果终极控制人两权分离越严重,其侵占动机就越强,为了保证自身控制权私人收益的实现,终极控制人可能会尽量少和尽量晚地披露信息,使得外部投资者无法对企业的行为进行有效的干涉,从而达到侵占的目的^①。但这却在客观上增加了企业与外部投资者之间的信息不对称,在其他因素不变的情况下,将导致公司的股票收益产生更大的波动性。另外,即使对于最应该保持独立性的证券分析师,在目前我国股权结构高度集中的情况下,其分析行为也可能会受到上市公司控制人的影响^②,进而一定程度迎合上市公司^③,这也会使得公司与市场投资者之间的信息不对称更加严重,进而增加市场波动风险。

传统关于金融市场本身波动性的研究,较多的文献都是基于行为金融的假设,从投资者在心理层面对金融市场制度设计的反应入手。而本文则尝试通过实证分析,从企业层面信息出发,考察上市公司最具信息特征的股权结构——终极控制人的两权偏离——对股票收益波动性的影响,以探究终极控制人的操控或侵占动机对证券市场中信息不对称的影响。我们的研究贡献主要在于:提出了股票收益波动性新的影响因素,认为终极控制人的两权偏离特征会影响股票收益波动性;而以往对股票收益波动性的研究都主要集中在市场层面,在一定程度上忽视了上市公司的控制权和所有权特征,即企业层面信息对股票收益波动的影响。我们的研究同时发现,上市公司的所有权性质和股权集中度也都会对上述关系产生影响。

二、文献评述与研究假设

随着现代企业股权集中度的提高,关于控股股东价值侵占的问题引起了学者们很大的研究兴趣,Zingales 等(1994)和 Stulz(1988)等的研究分别从理论和实证角度分析了控股股东侵害小股东获取控制权私利的问题,认为拥有大宗股权的所有者会得到与其所持比例不相称的收益,并发现该部分控制权私人收益甚至高达公司所分红利的 30%。他们的研究还发现,当市场上出现对一个企业的控制权争夺时,拥有较多投票权的股票转让价格要高于拥有较少投票权的股票价格,即存在投票权溢价的现象,溢价的高低取决于投票权持有人对于从公司的控制权中获得额外收益的预期。随着对股权集中所导致价值侵占问题研究的深入,后续更多的学者开始关注到控制人另外一个很重要的特征,即通过金字塔结构或者交叉持股等方式所实现的控制权与现金流权偏离。

Porta 等(1999)的研究发现,与 Berle 等(1932)所描述的不同,很少有公司具有分散的股权,更重要的是,他们的研究发现控制性股东对公司的控制权都超过了他们所拥有的现金流权。之后,Classens 等(2000,2002)发现控股股东有动机通过分离现金流权和控制权以达到低成本侵占外部中小股东利益的目的。控制权与现金流权的分离程度越大,控股股东侵占小股东利益的激励就越强,公司价值损失也越大,他们由此间接证明了控股股东侵占小股东利益的问题。秦志华等(2011)通过扩展 Porta 关于大股东行为影响公司价值的分析模型,将大股东行为对企业价值的正负作用以及股权结构对其行为选择的影响置于统一框架中,认为公司价值与非第一大股东所持股权的集中度和法律环境对中小股东的保护程度正相关,且第二大股东对第一大股东的制衡有利于公司价值的提升。冯旭南等(2009)对我国上市公司的终极控制权和所有权结

^① 如重庆啤酒(600132)从 2011 年 12 月 8 日开始的连续跌停以及之后的连续上涨,这些大幅度异常波动主要原因即在于企业信息披露的不及时造成企业与市场间严重信息不对称,以致某些有控制力的投资者操纵市场获利。

^② 市场中竟然出现了券商的高管担任上市公司的独立董事的现象,使得券商分析师的独立性和独立董事的独立性都受到严重质疑(证券之星 <http://finance.stockstar.com/MS2012062200000326.shtml>)。

^③ 一位证券业资深人士透露“除要与上市公司搞好关系外,分析师还必须顾及基金分仓制度下利益分配。”(国信证券 <http://www.guosen.com.cn/webd/public/infoDetail.jsp?infolid=8573494>)。

构进行了考察,发现国有上市公司的两权分离情况并不是特别严重,但家族上市公司则倾向于以较少的现金流权获得较多的控制权。窦炜等(2011)则认为,在大股东绝对控股条件下,企业的过度投资扭曲程度与控股大股东持股比例呈负相关关系,而投资不足则与其呈正相关关系。

从上述文献的研究可以看出,目前对控制性股东两权分离的分析多集中在企业层面,但后来的一些实证研究则表明,特定的股权结构、特定的控制人性质的都可能影响到企业与外部资本市场之间的关系。Chau等(2002)的研究发现,企业外部股权与自愿性信息披露水平正相关,而对于内部人力量越强大的公司,其自愿性信息披露水平则越低。Fan等(2002)的研究也表明,东亚上市公司控股股东控制权与现金流权的偏离使得公司盈余的信息含量降低,他们的研究似乎在暗示,为了满足对控制权私人收益的追求,终极控制人可能会操控信息披露的时点或者信息披露的水平,从而制造企业与外部市场间的信息不对称,以降低外部股东对公司决策的干预程度。Brockman等(2003)的研究发现,在较弱的投资者保护环境下,企业股票将面临严重的信息不对称问题和较低的流动性。Attig等(2006)基于加拿大公司样本的研究也发现,大股东终极控制权和所有权的分离越大,股票的流动性就越差。刘东霖等(2009)的研究发现,终极控制人控制权与现金流权的偏离程度越大,其获取私有收益的动机也就越强烈,进而降低公司信息披露透明度;他们的研究同时发现,与非国有控制公司相比,国有控制公司信息披露透明度状况较好。姜毅等(2011)的研究表明,股权分置改革后,我国上市公司的信息披露质量对控制权私人收益的抑制发挥了很大的作用,信息披露质量越高,控制权私人收益水平就越低。洪金明等(2011)的研究认为,信息披露质量高的公司会减少控股股东的资金占用,并且倾向于选择高质量的审计师。

前述文献分析表明,控股股东的股权特征会影响到公司的信息披露,进而会影响企业与市场间的信息不对称。因此,在现有文献的基础上,本文尝

试从另外一个角度考察终极控制人的两权分离特征与信息不对称的关系,即分析终极控制人的两权分离特征对企业股票收益波动性的影响。一般来说,控制权和现金流权存在偏离的终极控制人都会存在较强的侵占动机,本文将通过分析企业股票收益波动性对两权分离特征的反映,反向考察终极控制人的侵占动机。很多文献的研究也都表明,现实中的控制人的侵占更多是通过关联交易、资金占用和违规担保或者内幕交易等形式进行,但无论采取哪种价值侵占方式,都需要尽量规避监管部门的监督和核查,终极控制人都有动机将这些处于灰色地带的交易尽量“秘密”地进行,即可能会故意在信息披露方面进行操控。而被操纵的信息将使得企业与外部市场间的信息不对称程度进一步增加,信息不对称程度的增加也会使得市场中投资者对企业的证券估值更加难以准确进行,投资者对企业证券的估值差别也会较大,进而造成股票收益产生更大的波动,这在客观上增加了外部中小投资者的风险。同时,终极控制人也可能利用“制造”的信息不对称进行某些内幕交易,进行炒作获利。尤其在股改的影响尚未完全消失的中国股市,还存在大量的大股东减持和资产注入行为,这些基于大股东自身利益的行为也都可能会严重影响到信息不对称性,进而造成股票收益产生更大的波动性^①。

基于上述分析,我们提出假设:终极控制人两权分离度越高,公司股票收益波动性越大。

三、研究设计

1. 样本选取

考虑到股权分置改革可能对公司行为以及资本市场产生的影响(黄晶等,2011;谢世清等,2011),本文的研究样本选取了2007至2010年在我国上海和深圳证券交易所上市的公司。在样本选取过程中,为了保证结论的稳健性,我们遵循了如下的筛选原则:(1)剔除ST公司;(2)剔除金融行业公司;(3)剔除控制权、现金流权或者股票收益波动性数据不完整的公司;(4)剔除解释变量与被解释

^① 实践中的案例如:2010年12月2日御银股份(002177)推出股权激励计划,公司将向高管以及中层技术管理人员等授予270万份股票期权,行权价格为公告前一个交易日公司股票收盘价的15.40元;御银股份同时制定了较高的行权条件,比如公司2011年度经审计净利润较2010年增长率不低于80%。此后,御银股份股价大涨,股价从15.40元最高涨到21.99元;但当杨文江减持完毕后,公司的股价在24日大跌超过7%。

变量数据存在异常值的公司;(5)根据一般的研究惯例和现实中的情况,同时考虑到关于终极控制人控制权的数据中已经充分考虑了股东间一致行动对终极控制人控制权大小的影响,因此,我们剔除了样本中终极控制人控制权小于15%的公司,以保证样本中终极控制人拥有较强的控制力^①。至此,本文样本的实际有效观测值为4589个。本文计算两权分离度的数据来源于CSMAR数据库;根据该数据库的说明,数据库中终极控制人控制权和现金流权的计算方法为Porta(1999)的计算方法。其他数据来源于WIND金融数据库,数据处理软件为EXCEL2003和SPSS17.0。

2. 变量定义

(1) 被解释变量

本文研究的对象为上市公司终极控制人两权分离度与股票收益波动性的关系,因此我们的被解释变量为股票收益波动性。由于终极控制人两权分离度只有年度数据,因此我们选择了年度指标度量股票收益波动性。出于稳健性考虑,我们选取了两种指标度量股票收益的波动性,即贝塔值与年化波动率。贝塔值的具体计算方法为:取最近52周的交易数据,以普通周收益率为计算周期,标的指数为上证综合指数。年化波动率的计算方法为:按照当年最后一个交易日之前52周,以周收益率为基准,用普通收益率计算收益率标准差。

(2) 解释变量

理论上认为,之所以终极控制人的两权分离能够增强其侵占动机,本质上源于其侵占的成本和收益的不对称。借鉴投资学的基本理论,现金流权等同于行为成本,控制权则等同于行为收益,二者间的比例关系则等同于收益率。因此,用二者间的比例关系更能够描述终极控制人的侵占动机。我国特殊的上市公司控制结构和公司治理状况表明,上市公司的直接控制人一般都为法人,而该法人的各股东间一般都具有一定的行为一致性。如果仍旧用终极控制人的控制权来描述其控制力度,则有可

能低估其控制力。因此,上市公司终极控制人对上市公司的控制力度用上市公司直接控制人的控制权描述更合理,而用终极控制人现金流权与上市公司直接控制人控制权的比例描述终极控制人的两权分离度也更合适。

基于上述分析,考虑到我国上市公司特殊的治理水平和控制结构,我们在既有文献指标设定的基础上进行了调整,选择了用终极控制人现金流权与直接控制人控制权的比值(分离度一)以及终极控制人现金流权与直接控制人控制权的差值(分离度二)来描述其两权分离度。同时,出于稳健性考虑,本文的稳健性检验中使用了终极控制人现金流权与终极控制人控制权的比值(分离度三)和差值(分离度四)描述其两权分离度。分析结果表明,相对于分离度三和分离度四,分离度一和分离度二对企业负债率、盈利能力以及Tobin's Q值的解释力度都要更强。但限于篇幅,文中未报告具体数据结果。

(3) 控制变量

根据相关文献的研究结论,本文选择了企业性质^②、股权集中度、公司规模、盈利能力、收入增长率、机构持股比例、公司股票是否为市场指数股以及年度和行业作为控制变量(Gompers et al, 2001; Xu et al, 2003; 祁斌等, 2006; 胡大春等, 2007; 刘奕均等, 2010)。具体相关变量的类型、名称、缩写和度量列示在表1中。

3. 模型设定

根据本文的研究问题和指标定义,我们设计了如下的回归模型:

$$VOLA_{it} = CONS + \beta_1 SEPA_{it} + \beta_2 STAT_{it} + \beta_3 CONC_{it} + \beta_4 SIZE_{it} + \beta_5 ROA_{it} + \beta_6 GROW_{it} + \beta_7 INST_{it} + \beta_8 INDE_{it} + \beta_{9-11} YEAR + \beta_{12} INDU + \varepsilon_{it}$$

其中:CONS为截距项, ε_{it} 为误差项,变量下角标分别表示第*i*家公司和第*t*期,其他具体变量皆按表1的定义。

^① 对于终极控制人控制权分界点,我们还分别使用了10%和20%控制权比例作为分界点以及不设控制权比例分界点三种做法。通过检验我们发现,文章的结论没有受到实质性的影响,说明文章的研究结论具有稳健性。但限于篇幅,文中未作明确报告。

^② 企业性质的分类方法为:按照实际控制人拥有上市公司股份性质划分,若为国家股、国有法人股或者国有股的认定为国有企业,否则为非国有企业。

表 1 变量定义

变量类型	变量名称	变量缩写	变量度量方式及说明
被解释变量	股票收益波动性一	<i>VOLA1</i>	贝塔值
	股票收益波动性二	<i>VOLA2</i>	年化波动率
解释变量	分离度一	<i>SEPA1</i>	终极控制人所有权÷直接控制人控制权
	分离度二	<i>SEPA2</i>	终极控制人所有权-直接控制人控制权
控制变量	企业性质	<i>STAT</i>	若为国有企业取 1, 否则取 0
	股权集中度	<i>CONC</i>	前十大股东持股比例之和
	规模	<i>SIZE</i>	企业总资产的自然对数
	盈利能力	<i>ROA</i>	总资产收益率
	增长率	<i>GROW</i>	该年相对上一个年度的收入增长率
	机构持股	<i>INST</i>	机构持股比例之和
	指数股	<i>INDE</i>	若为沪深 300 指数股取 1, 否则取 0
	年度	<i>YEAR</i>	2007—2010 年共四个年度, 以 2007 为基准, 共设三个哑变量
	行业	<i>INDU</i>	根据证监会门类行业, 若为制造业取 1, 否则取 0

四、实证分析结果

1. 描述性统计分析

从表 2 中 Panel A 可以看出, 股票收益波动性一(*VOLA1*)的均值为 0.971, 标准差为 0.349; 波动性二(*VOLA2*)的均值为 61.809, 标准差为 14.846。分离度一(*SEPA1*)的均值为 0.875, 即如果终极控制人

每侵占一元价值, 其只需承担 0.875 元的成本, 其标准差为 0.377; 分离度二(*SEPA2*)的均值为 -5.424, 标准差为 11.723。分离度一(*SEPA1*)的极小值为 0.02, 说明该公司的控制权远远超过了现金流权, 终极控制人的控制权的杠杆效应非常明显。分离度二(*SEPA2*)的极小值为 -71.746, 也说明控制权远远超过了现金流权。

表 2 主要变量的描述性统计

Panel A: 主要变量的描述性统计								
	<i>VOLA1</i>	<i>VOLA2</i>	<i>CONC</i>	<i>SIZE</i>	<i>ROA</i>	<i>INST</i>	<i>SEPA1</i>	<i>SEPA2</i>
<i>N</i>	4 589	4 589	4 589	4 588	4 589	4 481	4 589	4 589
均值	0.971	61.809	55.439	21.769	9.047	34.156	0.875	-5.424
中值	0.978	60.210	55.630	21.651	6.137	30.930	1.000	0
极小值	0.004	20.921	0.544	14.108	-89.673	0	0.020	-71.746
极大值	5.715	523.262	97.961	28.135	7 053.609	179.017	9.003	51.300
标准差	0.349	19.430	14.846	1.247	104.675	23.804	0.377	11.723
Panel B: 根据股票收益波动性分组的描述性统计								
分离度指标	<i>SEPA1</i>				<i>SEPA2</i>			
	均值	中值	标准差	<i>N</i>	均值	中值	标准差	<i>N</i>
高波动性	0.856	1.000	0.334	1 529	-6.039	0.000	11.701	1 529
中等波动性	0.883	1.000	0.349	1530	-5.124	0.000	12.090	1 530
低波动性	0.990	1.000	0.626	1 530	-2.553	0.000	12.215	1 530

Panel B 为按照股票收益波动性大小分作三个组的分别统计结果,表中数据显示,无论按照分离度一(SEPA1)还是分离度二(SEPA2),描述性统计都显示出一个明显的规律:控制权与现金流权分离程度越大(即指标值越小),对应的股票收益波动性越高;而且,均值和标准差都遵循此规律。该数据分析结果为我们的假设检验提供了初步支持。

表 3 显示,股票收益波动性与其他主要变量基本都存在明显的相关关系,尤其与比值分离度和差值分离度都存在明显的负相关关系,表明终极控制人两权偏离越严重,企业的股票收益波动性越大,与预期关系一致。另外,进入模型的各解释变量之间相关系数都在 0.35 以下,预期不存在明显的共线性。

表 3 各变量的相关系数

	VOLA1	VOLA2	CONC	SIZE	ROA	GROW	INST	SEPA1	SEPA2
VOLA1	1	0.546**	-0.065**	0.172**	-0.165**	-0.070**	-0.045**	-0.021	-0.026
VOLA2	0.569**	1	-0.073**	-0.084**	-0.162**	-0.122**	-0.253**	-0.069**	-0.074**
CONC	-0.049**	-0.054**	1	0.222**	0.268**	0.116**	0.333**	0.072**	0.009
SIZE	0.163**	-0.116**	0.282**	1	0.111**	0.159**	0.297**	0.073**	0.047**
ROA	-0.038**	-0.002	-0.005	-0.087**	1	0.322**	0.240**	0.005	-0.007
GROW	-0.014	0.010	0.020	-0.015	0.001	1	0.137**	0.047**	0.037*
INST	-0.059**	-0.237**	0.359**	0.318**	-0.007	-0.009	1	0.053**	0.040**
SEPA1	-0.049**	-0.054**	0.049**	0.055**	-0.006	-0.018	0.044**	1	0.984**
SEPA2	-0.056**	-0.072**	-0.060**	0.014	-0.002	-0.035*	0.009	0.823**	1

注:左下三角为 pearson 相关系数,右上三角为 spearman 相关系数。上角标**表示在置信度(双侧)为 0.01 时相关性是显著的,*表示在置信度(双侧)为 0.05 时相关性是显著的。

2. 实证模型分析

本研究利用普通最小二乘法(OLS)进行实证分析。借鉴以往文献研究成果,在控制了相关可能影响股票收益波动性的变量后,以多元回归估计公司终极控制人两权分离程度对股票收益波动性的影响,研究对象为 2007—2010 年我国沪深证券市场的上市公司。各实证结果分别列示在表 4(全样本回归)、表 5(按企业性质分组回归)和表 6(按股权集中度分组回归)中。

(1) 基于全样本的回归分析

根据表 4 的回归结果,在控制相关变量的情况下,当被解释变量为股票收益波动性一(VOLA1)时,分离度一(SEPA1)的回归系数 T 值为-3.604,模型的 Adj-R² 为 18.9%;分离度二(SEPA2)的回归系数 T 值为-4.133,模型的 Adj-R² 为 18.9%,都在 1%显著性水平上显著。当被解释变量为股票收益波动性二(VOLA2)时,分离度一(SEPA1)的回归系数 T 值为 1.705,模型的 Adj-R² 为 29.7%,在 10%水平上

显著;分离度二(SEPA2)的回归系数 T 值为-2.702,模型的 Adj-R² 为 29.7%,在 5%水平上显著。4 个回归模型的 F 值也都在 1%水平上显著,显示模型的配适度也处于较高水平。

综合来说,无论解释变量为分离度一(SEPA1)还是分离度二(SEPA2),被解释变量为股票收益波动性一(VOLA1)还是波动性二(VOLA2),终极控制人两权分离程度与股票收益波动性二者之间都呈现显著的负相关关系。即终极控制人现金流权偏离控制权越严重,公司的股票收益波动性越大。两权偏离越严重,可能对应着控制人更强的侵占动机和与外部投资者之间更严重的信息不对称,更严重的信息不对称则会导致股票收益更大的波动性,这也提高了外部投资人的风险。同时我们看到,用差值描述的分度二(SEPA2)显然对股票收益波动性有更强的解释,其对应的回归系数 T 值都显著高于分离度一所对应的 T 值。

(2) 基于公司特征的分组回归分析

表 4 全样本回归结果

	被解释变量: VOLA1		被解释变量: VOLA2	
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
<i>CONS</i>	-0.339*** (-3.386)	-0.371*** (-3.725)	81.127*** (16.379)	80.464*** (16.351)
<i>SEPA1</i>	-0.050 (-3.604)***		-0.022* (-1.705)	
<i>SEPA2</i>		-0.058*** (-4.133)		-0.035** (-2.702)
<i>CONC</i>	-0.065*** (-4.325)	-0.071*** (-4.730)	-0.001 (-0.097)	-0.005 (-0.365)
<i>SIZE</i>	0.213*** (12.417)	0.211*** (12.306)	-0.050*** (-3.155)	-0.052*** (-3.236)
<i>ROA</i>	-0.014 (-1.027)	-0.014 (-1.029)	-0.013 (-1.000)	-0.013 (-1.009)
<i>GROW</i>	-0.005 (-0.349)	-0.004 (-0.324)	0.018 (1.402)	0.018 (1.426)
<i>INST</i>	-0.162*** (-9.880)	-0.161*** (-9.813)	-0.137*** (-8.965)	-0.136*** (-8.884)
<i>STAT</i>	-0.004 (-0.235)	0.001 (-0.038)	-0.021 (-1.448)	-0.017 (-1.180)
<i>INDE</i>	0.033** (2.057)	0.034** (2.115)	0.059*** (3.912)	0.060*** (3.949)
<i>YEAR</i>	控制	控制	控制	控制
<i>INDU</i>	控制	控制	控制	控制
F	87.776***	88.197***	158.372***	158.894***
Adj-R ²	0.189	0.189	0.297	0.297
N	4 589	4 589	4 589	4 589

注:括号内数字为相应回归系数的t值。各回归系数右上角标*、**和***分别表示统计量在10%、5%和1%的显著水平上是显著的,回归方法为普通最小二乘回归(OLS)。下同。

鉴于我国资本市场建立和发展的特殊性,市场中存在国有企业和非国有企业的性质区别,该种出资人性质的不同很可能导致企业的行为出现较大的差异。冯旭南等(2009)和渡边真理子(2011)的研究也发现,国有上市公司和民营上市公司的所有权和控制权结构特征存在较大的差别。因此,我们进一步检验了企业的该种性质差别是否会影响终极控制人两权分离度与股票收益波动性的关系。

对比表5中模型1和模型5数据,终极控制人两权分离度对股票收益波动性的回归系数分别为

-0.017和-0.073,回归系数的T值分别为-0.875和-3.948,存在显著的差别,其他几个对比模型也都存在类似关系。说明相对于国有企业,非国有企业终极控制人两权分离度与股票波动性的负相关关系更加显著,显示出民营企业的大股东控制所导致的侵占问题更加严重。根据我国上市公司的控制链条特征,民营企业一般都可以找到自然人性质的终极控制人,因此,公司的行为具有更多的自然人意志特征,而作为自然人的终极控制人也更可能通过关联交易和操纵企业信息披露等方式来获取控制

权私人收益。与之相反的是,国有上市公司都不存在自然人性质的终极控制人,终极控制人法律特征的差别也使得两类企业的行为特征有着截然不同的模式(崔学刚等,2011;魏卉等,2011)。李维安等(2010)以及宋玉(2009)的研究也发现,在终极控

制人存在两权分离的情况下,政府控制的公司比民营企业有更好的经理层治理水平,而且非国有公司终极控制人的两权分离度会产生更大的影响,说明同样的两权分离在不同的企业所产生的影响是不同的,这与本文的研究在逻辑上是一致的。

表5 基于企业性质的分组回归结果

	国有企业				非国有企业			
	VOLAI		VOLAI2		VOLAI		VOLAI2	
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6	模型 7	模型 8
<i>CONS</i>	-0.144 (-0.987)	-0.164 (-1.132)	85.046*** (12.496)	87.419*** (12.964)	-0.457*** (-3.226)	-0.466*** (-3.310)	77.033*** (10.583)	76.500*** (10.550)
<i>SEPA1</i>	-0.017 (-0.875)		0.042** (2.240)		-0.073*** (-3.948)		-0.062*** (-3.607)	
<i>SEPA2</i>		-0.011 (-0.567)		0.032* (1.719)		-0.090*** (-4.803)		-0.074*** (-4.240)
<i>CONC</i>	-0.038* (-1.680)	-0.038* (-1.685)	-0.022 (-1.046)	-0.022 (-1.004)	-0.063*** (-3.136)	-0.077*** (-3.822)	0.023 (1.209)	0.011 (0.588)
<i>SIZE</i>	0.173*** (6.280)	0.173*** (6.827)	-0.083*** (-3.428)	-0.083*** (-3.455)	0.226*** (9.941)	0.219*** (9.605)	-0.031 (-1.458)	-0.037* (-1.728)
<i>ROA</i>	-0.020 (-0.982)	-0.019 (-0.971)	-0.019 (-0.982)	-0.019 (-1.008)	-0.061*** (-3.226)	-0.602*** (-3.258)	-0.032* (-1.829)	-0.032* (-1.851)
<i>GROW</i>	-0.001 (-0.073)	-0.001 (-0.070)	0.042** (2.245)	0.042** (2.233)	-0.004 (-0.197)	-0.003 (-0.164)	0.017 (0.973)	0.017 (1.001)
<i>INST</i>	-0.162*** (-7.145)	-0.162*** (-7.136)	-0.139*** (-6.415)	-0.139*** (-6.435)	-0.162*** (-7.070)	-0.159*** (-6.961)	-0.129*** (-6.069)	-0.127*** (-5.979)
<i>INDE</i>	0.045** (1.882)	0.045** (1.867)	0.088*** (3.847)	0.089*** (3.887)	0.037* (1.674)	0.041** (1.866)	0.044** (2.157)	0.048** (2.325)
<i>YEAR</i>	控制							
<i>INDU</i>	控制							
F	51.857***	51.806***	77.045***	76.778***	48.647***	49.470***	92.325***	92.961***
Adj-R ²	0.218	0.218	0.294	0.294	0.175	0.178	0.289	0.291
N	2 053	2 053	2 053	2 053	2 536	2 536	2 536	2 536

(3) 基于股权集中度的分组回归分析

我国上市公司的股权集中程度是非常高的(冯旭南等,2009;吴育辉等,2011)。而高度集中的股权虽然可能带来决策效率的提升,但更可能导致不同类型股东之间产生冲突,造成实质上的内部人控

制,进而影响公司治理的有效性。因此,我们根据样本公司的股权集中度对样本公司进行了分组回归,以考察股权集中度是否会影响终极控制人两权分离度与股票收益波动性之间的关系^①。

^① 分组方法:根据样本的中值分作两组,集中度较高的组为股权集中组,集中度较低的组为股权分散组。

表6数据表明,对于股权集中的公司,其终极控制人两权分离度与股票收益波动性的负相关关系非常显著,大都达到了1%的显著性水平(如模型1中分离度对股票收益波动性的回归系数和T值分别为-0.066和-3.395)。而对于股权分散的公司,其二者的负相关关系并未达到显著水平(如模型5中分离度对股票收益波动性的回归系数和T值分别为-0.030和-1.500)。股权结构理论认为,上市公司股权越集中,大股东间相互监督的可能性则越少,而且更少的大股东也更可能产生大股东间的一致行动。因此,在股权高度集中而且存在两权分离的企业,终极控制人的侵占动机会更强,侵占行为也会更容易实施。在此情况下,企业与外部市场间的信息不对称更加严重,外部投资者处于更加严重

的弱势地位,进而会导致股票收益更大的波动性。也就是说,分散的所有权结构可以提高股票的流动性,降低投资者风险,这和世界范围内一个经济体中投资者保护水平越高其上市公司股权越分散的现象是一致的。

3.敏感性分析

除了在前文的回归分析中使用了两种股票收益波动性指标和两种终极控制人两权分离度指标外,我们又做了如下的敏感性测试:首先,对解释变量,在各回归模型中分别用分离度三(*SEPA3*)和分离度四(*SEPA4*)代替分离度一(*SEPA1*)和分离度二(*SEPA2*)进行了重新检验;其次,对于终极控制人控制权分界点,我们分别使用了10%和20%控制权比

表6 基于股权集中度的分组回归结果

	股权集中				股权分散			
	VOLAI		VOLA2		VOLAI		VOLA2	
	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5	模型6	模型7	模型8
<i>CONS</i>	-0.495*** (-3.406)	-0.542*** (-3.757)	81.496*** (10.930)	80.634*** (10.893)	-0.120 (-0.833)	-0.142 (-0.989)	85.687*** (12.738)	84.967*** (12.699)
<i>SEPA1</i>	-0.066*** (-3.395)		-0.025 (-1.340)		-0.030 (-1.500)		-0.018 (-1.049)	
<i>SEPA2</i>		-0.083*** (-4.251)		-0.053*** (-2.828)		-0.012 (-0.578)		-0.005 (-0.307)
<i>SIZE</i>	0.236*** (9.399)	0.231*** (9.214)	-0.052** (-2.166)	-0.055** (-2.292)	0.145*** (6.657)	0.145*** (6.653)	-0.057*** (-2.955)	-0.057*** (-2.938)
<i>ROA</i>	-0.054*** (-2.677)	-0.055*** (-2.720)	-0.057*** (-2.959)	-0.058*** (-2.986)	-0.023 (-1.186)	-0.022 (-1.170)	-0.018 (-1.072)	-0.018 (-1.060)
<i>GROW</i>	-0.005 (-0.282)	-0.005 (-0.259)	0.023 (1.257)	0.024 (1.286)	0.008 (0.397)	0.008 (0.406)	0.017 (1.007)	0.017 (1.014)
<i>INST</i>	-0.162*** (-7.438)	-0.162*** (-7.420)	-0.135*** (-6.442)	-0.134*** (-6.398)	-0.148*** (-6.606)	-0.149*** (-6.666)	-0.107*** (-5.432)	-0.109*** (-5.484)
<i>STAT</i>	-0.003 (-0.117)	0.004 (0.202)	-0.032 (-1.536)	-0.025 (-1.197)	-0.017 (-0.751)	-0.023 (-1.006)	-0.013 (-0.677)	-0.018 (-0.884)
<i>INDE</i>	0.038 (1.574)	0.040* (1.663)	0.082*** (3.517)	0.083*** (3.572)	0.043** (2.058)	0.043** (2.054)	0.046** (2.501)	0.046** (2.495)
<i>YEAR</i>	控制							
<i>INDU</i>	控制							
F	45.143***	45.867***	65.119***	65.863***	51.526***	51.308***	121.936***	121.789***
Adj-R ²	0.178	0.181	0.244	0.242	0.199	0.198	0.373	0.372
N	2 294	2 294	2 294	2 294	2 295	2 295	2 295	2 295

例作为分界点以及不设控制权比例分界点三种做法进行回归分析。通过检验我们发现,分析的结论没有受到实质性的影响,说明本文的研究结论是稳健可信的。限于篇幅,文中未作具体报告。

五、结论与建议

现有文献对终极控制人与市场关系的研究大多为考察终极控制人的所有权特征对信息披露和信息透明度的影响,而本文则基于现实中股权结构集中的资本市场背景,考察了我国上市公司终极控制人两权分离特征与股票收益波动性的关系,从一个新的角度考察终极控制人两权分离所引发的侵占动机而导致的市场操纵行为以及该种市场操纵行为对外部投资者的影响。通过实证分析,本文的研究主要得到了下述结论:

第一,终极控制人两权偏离程度越大,股票收益的波动性则越强,显示出终极控制人的侵占行为可能导致上市公司与市场上投资者之间信息不对称程度加剧,提高外部投资者的风险。

第二,相对于国有上市公司或股权集中度较低的公司,非国有上市公司或股权集中度较高的公司终极控制人两权偏离度与股票收益波动性的正相关关系更加显著,说明在不同企业性质和不同股权集中度的上市公司中,公司治理效率可能存在一定差别,并使得终极控制人的行为选择有所不同。

我们的研究证明,股权集中所导致的大股东控制对公司治理的影响不仅体现在公司的直接行为方面,还表现在对资本市场的影响上。两权分离不仅可能导致大股东对小股东的直接侵占,也可能表现在外部投资者承担更高的证券投资风险方面。因此,完善对大股东侵占的治理,不仅对提高公司价值有帮助,而且有助于提高资本市场的效率,充分发挥资本市场的价值甄别和倒逼式的公司治理功能。

参考文献:

- 崔学刚,张宏亮.2011.“金字塔”结构、两权分离与公司价值[J].上海立信会计学院学报(2):3-13.
- 窦炜,刘星,安灵.2011.股权集中、控制权配置与公司非效率投资行为——兼论大股东的监督抑或合谋[J].管理科学学报,14(11):81-96.
- 渡边真理子.2011.国有控股上市公司的控制权、金字塔结构

- 和侵占行为——来自中国股权分置改革的证据[J].金融研究(6):150-167.
- 冯旭南,李心愉.2009.终极所有权和控制权的分离:来自中国上市公司的证据[J].经济科学(2):84-97.
- 洪金明,徐玉德,李亚茹.2011.信息披露质量、控股股东资金占用与审计师选择[J].审计研究(2):107-112.
- 胡大春,何佳.2007.基金持股比例与A股市场收益波动性的实证分析[J].金融研究(4):129-142.
- 黄晶,陈工孟,包文卿,陈峥嵘.2011.股权分置改革能抑制控股股东过度投资吗?[J].财经研究,37(10):26-36.
- 姜毅,刘淑莲.2011.信息披露质量与控制权私人收益:以股权分置改革为背景[J].财经问题研究(9):50-56.
- 李维安,钱先航.2010.终极控制人的两权分离、所有制与经理层治理[J].金融研究(12):80-98.
- 刘东霖,张俊瑞,苏坤.2009.控股股东对公司信息披露透明度影响的实证研究[J].系统工程,27(12):17-24.
- 刘奕均,胡奕明.2010.机构投资者、公允价值与市场波动——基于我国A股市场面板数据的实证研究[J].财经研究,36(2):110-120.
- 祁斌,黄明,陈卓思.2006.机构投资者与股市波动性[J].金融研究(9):54-64.
- 秦志华,徐斌.2011.大股东行为影响公司价值的理论模型解释[J].管理科学,24(4):22-31.
- 宋玉.2009.最终控制人性性质、两权分离度与机构投资者持股——兼论不同类型机构投资者的差异[J].南开管理评论,12(5):55-64.
- 魏卉,杨兴全.2011.终极控股股东、两权分离与股权融资成本[J].经济与管理研究(2):12-23.
- 吴育辉,吴世农.2011.股权集中、大股东掏空与管理层自利行为[J].管理科学学报,14(8):34-44.
- 谢世清,邵宇平.2011.股权分置改革对中国股市波动性与有效性影响的实证研究[J].金融研究(2):185-193.
- ATTIG N, FONG B W, GADHOUM C Y, LANG L. 2006. Effects of large shareholding on information asymmetry and stock liquidity[J]. Journal of Banking and Finance, 30(10): 2875-2892.
- BERLE A, MEANS G. 1932. The modern corporation and private property[M]. New York: Mcmillan.
- BROCKMAN P, CHUNG D. 2003. Investor protection and firm liquidity[J]. Journal of Finance, 58(2): 921-937.
- CHAU G, GRAY S. 2002. Ownership structure and corporate voluntary disclosure in Hong Kong and Singapore[J]. The International Journal of Accounting, 37(2): 247-265.
- CLAESSENS S, DJANKOV S, FAN J, LANG L. 2002.

- Disentangling the incentive and entrenchment effects of large shareholders[J]. *Journal of Finance*, 57(6):2741-2771.
- CLAESSENS S, DJANKOV S, LANG L. 2000. The separation of ownership and control in East Asian corporations[J]. *Journal of Financial Economics*, 58(1-2):81-112.
- FAN J, WONG T. 2002. Corporate ownership structure and the informativeness of accounting earnings in East Asia [J]. *Journal of Accounting and Economics*, 33(3):401-425.
- GOMPERS A, METRICK A. 2001. Institutional investors and equity prices[J]. *Quarterly Journal of Economics*, 116(1):229-259.
- PORTA R, LOPEZ F, SHLEIFE A. 1999. Corporate ownership around the world[J]. *Journal of Finance*, 54(2):471-517.
- PORTA R, LOPEZ F, SHLEIFE A. 2002. Investor protection and corporate valuation [J]. *Journal of Finance*, 57(3):1147-1170.
- SHLEIFE A, VISHNY R. 1997. A survey of corporate governance[J]. *Journal of Finance*, 52(2):737-783.
- STULZ R M. 1988. Managerial control of voting rights: financing policies and the market for corporate control[J]. *Journal of Financial Economics*, 20(1-2):25-54.
- XU Y, MALKIEL B. 2003. Investigating the behavior of idiosyncratic volatility [J]. *Journal of Business*, 76(4):613-644.
- ZINGALES L. 1994. The value of the voting right: a survey of the Milan Stock Exchange[J]. *Review of Financial Studies*, 7(1):125-148.

Separation of Cash Flow from Control of Ultimate Controller, Information Asymmetry and Stock Return Fluctuation

—Experience Evidence from the China A-listed Company during 2007 to 2010

SONG Xiao-bao

(*Business School, Shantou University, Guangdong Shantou 515063, China*)

Abstract: Based on the capital market background of relative concentration of equity structure, by using the data of listed companies in Shanghai Stock Exchange and Shenzhen Stock Exchange during 2007 to 2010, this paper analyzes the relationship of the separation of cash flow right from control of ultimate controller in China's listed company and stock return volatility, and examines the influence of value invasion of ultimate controllers on outside market investors from the perspective of information asymmetry. The research finds that the bigger the two rights of ultimate controllers separate, the stronger stock return volatility is, which indicates that the invading behavior of ultimate controllers may lead to the increase of information asymmetry between enterprises and market investors, increasing the risk of outside investors, meanwhile, relative to state-owned listed companies and the companies which have low equity concentration, there is more obvious relation between stock return volatility and the extent of the two right separation of ultimate controllers for private listed companies and the listed companies which have high equity concentration, which reveals that there is big difference of invading mode and invading capacity between the ultimate controllers of the companies with different ownership or with different equity concentration. Thus, China should consolidate and perfect the regulation on the invasion of big shareholders to effectively improve capital market efficiency.

Key words: ultimate controller; separation of cash flow right from control; stock return volatility; control right; cash flow right; information asymmetry; invasion of big shareholder; ownership; equity concentration degree

CLC number: F830.91 **Document code:** A **Article ID:** 1674-8131(2013)05-0091-11

(编辑:夏冬)