

股权制衡、董事会异质性与大股东掏空^{*}

焦健 刘银国 刘想

内容提要:现有关于抑制大股东掏空的研究主要集中于股权制衡对大股东掏空的影响,然而,即使是在股权制衡的情况下,大股东亦可以通过对董事会的控制来“掏空”上市公司,侵占中小股东利益。基于此,本文借鉴高管团队异质性思路,考察了股权制衡与董事会异质性对大股东掏空的监督效应。研究表明:(1)随着股权制衡水平的提升,大股东掏空呈现先下降后上升的“U”型变化规律,即存在一个最优的股权制衡度水平能够最大程度的抑制大股东掏空行为;(2)股权制衡与董事会异质性在抑制大股东掏空行为方面具有相互调节效应,并且股权制衡能够增强董事会异质性对大股东掏空行为的抑制效应;(3)国有企业中董事会异质性对大股东掏空行为的总影响效应小于非国有企业。

关键词:股权制衡 董事会异质性 大股东掏空 公司治理

一、引言

La Porta et al(1999)研究发现,在全世界最发达的27个股票市场的上市公司中,超过60%的上市公司均存在一个控制公司的超级大股东。Claessens & Djankov(1999)发现,在东亚和东南亚经济体中超过2/3的上市公司都存在着一个超级大股东。我国处于经济转型时期,在上市公司中存在流通股和非流通股的二元股份制,“一股独大”问题更严重。在法律对中小股东保护不力的情况下,控股大股东很有可能会通过对上市公司的控制来侵害中小股东利益以谋求个人私利。由此可知,在绝大多数国家的上市公司中,最主要的公司治理问题已不是经理人和股东之间的利益冲突,而是大股东利用控制权谋取私利、剥夺中小股东的利益冲突,即掏空(Johnson et al,2000),其中,最常见的方式就是关联交易和资金占用(Jian & Wang,2010)。

现有关于抑制大股东掏空的研究主要集中于股权制衡对大股东掏空的影响。一般认为,股权制衡是抑制大股东掏空的重要因素(Pagano & Röell,1998;Bennedsen & Wolfenzon,2000;毛世平,2009;吴红军、吴世农,2009;陈德萍、陈永圣,2011)。然而,股权制衡并不能完全抑制大股东掏空(唐建新等,2013),可能的原因在于,即使是在股权制衡的情况下,大股东亦可以通过对董事会的控制来“掏空”上市公司,侵占中小股东利益。大量的研究表明,目前我国的董事会结构在很大程度上受控于大股东,致使董事会丧失其独立性,独立董事存在“花瓶”现象,难以真正行使其监督职能,这种情况在国有企业中尤为明显(Byrd & Hickman,1992;于东智,2003;刘红娟,2004)。因此,我们认为,董事会是影响大股东掏空的另一个重要因素。基于此,与以往单独考虑股权制衡对大股东掏空的影响不同,本文借鉴高管团队异质性思路,深入到董事会团队内部进行研究,除研究股权制衡与大股东掏空之间的关系外,同时考察在不同的股权制衡度下,董事会异质性与大股东掏空之间的关系,以更深入地洞察股权制衡、董事会异质性对大股东掏空的监督效应。

本研究的贡献主要是:第一,同时考虑了股权制衡与董事会异质性对大股东掏空的影响,避免因单独考

^{*} 焦健,安徽财经大学会计学院,邮政编码:233040,电子邮箱:jiaojian1986w@163.com;刘银国,安徽财贸职业学院、安徽财经大学会计学院、合肥工业大学管理学院,邮政编码:230071,电子邮箱:lyg4536@126.com;刘想,首都经济贸易大学工商管理学院,邮政编码:100026,电子邮箱:820890803@qq.com。本文受国家自然科学基金项目“国有企业多元治理逻辑、董事会行为合法性与企业可持续成长”(7157020593)和“国有企业自由现金流量优化与控制机制研究”(71172190)的资助。感谢匿名审稿专家的修改意见和建议,文责自负。

考虑股权制衡或是董事会异质性对大股东掏空的影响而产生的偏差,为研究大股东掏空的影响因素提供了一个新的视角;第二,采用分位数回归及条件密度预测法,一方面,通过回归系数的显著性检验、同质性检验与对称性检验,揭示了股权制衡与董事会异质性在抑制大股东掏空方面的相互调节影响效应;另一方面,通过条件密度预测法细致刻画了股权制衡与董事会异质性的变动对大股东掏空行为整个条件密度的影响。本研究为完善上市公司治理结构、抑制大股东掏空行为和保护中小股东利益提供了经验证据,具有理论和现实意义。

二、理论分析与研究假说

(一)股权制衡与大股东掏空

股权制衡度作为衡量对公司大股东制衡程度的指标,主要反映了公司的其他股东对第一大股东的制衡程度。股权制衡与大股东掏空之间关系的研究成果较丰厚。一种观点认为,从保护中小股东利益这个视角来看,为了防止单一大股东对中小股东利益的剥夺,有必要引入其他大股东,加强企业的股权制衡度(Pagano & Röel, 1998)。学者们(余明桂、夏新平, 2004;陈晓、王琨, 2005;佟岩、王化成, 2007)分别通过对上市公司关联交易情况的研究发现,有控股股东控制的企业更容易发生关联交易。唐清泉(2005)指出,第二大股东能够对第一大股东的隧道挖掘起到抑制作用。高雷等(2006)研究发现,上市公司的股权越集中,控股股东的掏空越严重。另一种观点认为,随着其他股东对大股东制衡能力的增强,他们除了监督大股东的利益侵占行为之外,也有可能选择与大股东合谋,共同享受剥夺收益(Maury & Pajuste, 2005)。李增泉等(2004)通过对上市公司关联交易情况的研究发现,随着大股东持股比例的上升,大股东占用上市公司资金的情况呈现出先升后降的非线性关系。杨淑娥、王映美(2008)研究发现,股权制衡对于大股东掏空行为的抑制效果并不显著。

事实上,大股东存在两面性。一方面,大股东的利益侵占效应会导致大股东的掏空行为随着大股东持股水平的上升而加重,因为其更加有能力利用自身的权力来进行关联交易、侵占公司资产、掠夺中小股东利益;另一方面,大股东的利益协同效应会使大股东的掏空行为随着大股东持股水平的上升而下降,因为其自身利益与公司的利益越来越紧密,可能会降低其掏空公司的动机。同时,其他股东究竟会选择监督还是合谋亦影响着大股东的掏空行为:如果选择监督,随着股权制衡水平的提升,较高的掏空风险和成本将降低大股东对公司的利益侵占;如果选择合谋,随着股权制衡水平的提升,其他股东可能会就控制权收益分配与大股东讨价还价,对公司的掏空效应增强。总体来看,如果股权制衡度过低,其他股东难以对大股东实施有效制衡、监督,大股东的掏空风险和成本较低,易发生大股东掏空行为;随着股权制衡度的提高,其他股东对大股东的制衡能力增强,可以在一定程度上抑制大股东的掏空行为;但是,如果股权制衡度高达一定水平后,其他股东可能会与大股东合谋,共同掏空公司,共享不当收益。基于此,本文提出假说1。

假说1:股权制衡与大股东掏空之间存在非线性关系,随着股权制衡水平的提升,大股东掏空呈现先下降后上升的“U”型变化规律。

(二)股权制衡、董事会异质性与大股东掏空

作为股权制衡的一个替代,大股东可以通过对董事会的控制达到掏空上市公司的目的(唐建新等, 2013),因此,我们在研究大股东掏空抑制时,不仅要考虑股权制衡的影响,还要考虑董事会在其中所起的作用。关于董事会与大股东掏空的研究,主要是从董事会独立性方面进行的。一般认为,董事会的独立性可以在一定程度上抑制大股东的“掏空”行为,但是也有相反的观点。Lin & Peasnell(2000)发现,在英国的上市公司中,独立董事在董事会占比越高,公司被“掏空”的情况越少。封思贤(2005)在考察我国上市公司关联交易情况后得出,独立董事制度能有效抑制上市公司提供担保和抵押给控股股东及其关联方。谢玲芳、朱晓明(2005)研究发现,大股东在董事会中所占的席位越多,公司的关联交易越多,公司价值越低。然而,于东智(2003)认为,我国独立董事“花瓶”现象严重,对企业绩效不产生影响。高雷等(2006)研究发现,董事长和总经理两职是否合一与大股东掏空不相关。产生两种相悖观点的可能原因是,没有深入挖掘影响董事会独立性的深层次原因。

Hambrick & Mason(1984)的“高阶理论”提出了三个主要观点:一是高层管理人员基于其个人偏见、经验和价值观而采取行动;二是整个高管团队的特点比首席执行官个体的特性能更好预测组织的成果;三是人口统计学变量可以作为管理人员认知和价值观的代理变量。因此,“高阶理论”从根本上来说是一种信息处

理论,它提供了一种系统诠释高层管理人员如何在有限理性的情况下采取行动的途径。不同的人口统计学特征(如年龄、性别、教育水平等,以及价值观和认知观念等)塑造了不同的价值观,进而会产生不同的决策(Finkelstein & Hambrick,1990)。同质性团队和异质性团队在组织决策过程中所起的作用明显存在差异。同质性团队由于成员之间的差异较小,容易形成不利的群体思维模式,也更易形成利益共同体;而异质性较高的团队,不仅可以提供来自不同视角的观点,还可以提高集体间的监督能力(Anderson et al,2011)。资本市场上的投资方亦日益重视董事会的异质性问题,要求提高董事会的异质性,反对董事会成员之间彼此相似。因此,本文认为,董事会需要来自于不同背景、不同年龄、不同性别、不同从业经历和不同教育背景的董事,他们做出的决策相比同质性团队更加科学、更加全面;同时,相比同质性团队,他们之间的差异让他们难以形成利益共同体,可以在一定程度上预防大股东利用董事会来侵占公司利益。

如前文所述,大股东可能会通过对董事会的控制来“掏空”上市公司,侵占中小股东利益,因此,需要增加董事会异质性形成制约因素,提高大股东的“掏空”成本。但是,如果公司的股权制衡水平过低,可能会出现董事会形同虚设的情况,董事会异质性的增加可能不会起到实质性的作用。基于此,本文提出假说2。

假说2:董事会异质性可以在一定程度上抑制大股东掏空;在股权制衡度高的公司中,董事会异质性对大股东掏空的抑制作用更加显著。

Denis & McConnell(2003)指出,对于所有制性质不同的股东,其代理问题的产生与解决会有明显的差异。因此,大股东与中小股东之间的委托代理问题,除了股权制衡等因素外,还有一个重要的因素就是公司的所有制性质。在我国的上市公司中,除了“一股独大”这个特征外,还有一个重要的特征是国有股占比很大。由于国有企业特殊的代理问题——所有者缺位,内部人控制问题和掏空行为都比非国有企业严重,与非国有企业的表现存在明显差异。基于此,本文提出假说3。

假说3:国有产权性质对董事会异质性在抑制大股东掏空方面的影响低于非国有产权性质。

三、研究设计

(一)样本选择

本文选取2007—2015年沪深交易所A股上市企业作为初始样本,并按照以下标准对样本进行了筛选:第一,由于本研究需要董事会的详细资料,因此剔除董事会成员资料不完整的公司;第二,由于金融类上市企业与一般上市企业的会计制度和财务特征存在差异,剔除金融和保险行业的上市公司样本;第三,剔除第一大股东为自然人的公司样本,因为上市公司与自然人之间的关联交易较少,研究的意义不大;第四,剔除同时发行B股或H股的样本;第五,剔除在此期间被“ST”的公司;第六,剔除存在数据缺失的样本;第七,剔除样本区间所有制性质在国有企业和其他类型企业之间有变化的上市公司。另外,为了控制极端值的影响,对所有的变量都在1%的水平上进行了Winsorize处理。在做了上述剔除后,最终共得到样本14291组,其中,国有企业样本3105组。除上市公司董事会成员信息是通过查找上市公司年报、招股说明书以及网络资料的方式手工收集而来,其他数据均来自国泰安数据库(CSMAR)。

(二)变量度量

1. 被解释变量。大股东掏空(BSE),采用叶康涛等(2007)、郑国坚等(2013)和Jiang et al(2010)的做法,用上市公司大股东及其关联公司占用上市公司其他应收款来衡量大股东的掏空行为。

2. 解释变量。(1)股权制衡度(EBD),采用Z指数的计算方法,用“前五大股东持股比例/第一大股东持股比例”来衡量。

(2)董事会异质性(BH),参照Anderson et al(2011)和李维安等(2014)的做法,标准化董事会异质性。其中,教育深度异质性(EDH),表示董事受教育程度的不同,博士或硕士研究生学历赋值为3,本科学历赋值为2,大专及以下学历赋值为1。计算每个董事会教育深度的赫芬达尔指数,按照四分位数划分并分别赋值为4,3,2,1,代表教育深度异质性从小到大的顺序。教育广度异质性(EBH):通常认为学文科的人想象力丰富但是逻辑思维能力比学理科的人弱,所以将受教育广度按照文理分类。按照教育部的分类,接受文科教育的赋值为1,接收理科教育的赋值为2,文理兼修的赋值为3。计算每个董事会教育广度的赫芬达尔指数,按照四分位数划分并分别赋值为4,3,2,1,代表教育广度异质性从小到大的顺序。任期异质性(TH):以月份计算董事

在公司任职的时间,以“董事任期标准差/任期均值”表示,按照四分位数划分并分别赋值为 1,2,3,4,代表任期异质性从小到大的顺序。年龄异质性(AH),以“董事会年龄标准差/年龄均值”表示,结果按照四分位数划分并分别赋值为 1,2,3,4,得分代表年龄异质性从小到大的顺序。性别异质性(GH),计算女性在董事中所占的比例,按照四分位数划分并分别赋值为 1,2,3,4,得分代表性别异质性从小到大的顺序。非内地异质性(NH),计算内地以外的董事所占的比例,按照四分位数划分并分别赋值为 1,2,3,4,得分代表非内地异质性从小到大的顺序。

职业异质性(PH)=教育深度异质性(EDH)+教育广度异质性(EBH)+任期异质性(TH)

社会异质性(SH)=年龄异质性(AH)+性别异质性(GH)+非内地异质性(NH)

董事会异质性(Board_h)=社会异质性(SH)+职业异质性(PH)

3. 控制变量。为了增强研究结论的可靠性,参考已有学者相关研究对控制变量的选择,本文选取了公司规模(Size)、财务杠杆(Leverage)、董事长和总经理两职兼任情况(Dual)、净资产收益率(ROE)、所有制类型(State)、行业(Industry)和年度(Year)7 个控制变量。具体描述见表 1。

表 1 变量说明

	变量代码	变量名称	变量定义	变量属性
被解释变量	BSE	大股东掏空	上市公司母公司以及受同一母公司控制的其他公司占用上市公司其他应收款与总资产的比值	连续变量:取值为正,越大表明企业大股东掏空情况越严重
解释变量	EBD	股权制衡度	前五大股东持股比例/第一大股东持股比例	连续变量:取值为正,越大表明企业股权制衡度越高
	PH	董事会职业异质性	详见上文	离散变量
	SH	董事会社会异质性	详见上文	离散变量
控制变量	Size	公司规模	总资产的对数	连续变量:取值为正,越大表明企业规模越大
	Leverage	财务杠杆	资产负债率	连续变量:取值为正,越大表明企业负债水平越高
	Dual	两职兼任情况	董事长与总经理为一人时取 1,否则取 0	离散变量
	ROE	净资产收益率	净利润/所有者权益	连续变量:取值为正,越大表明企业价值越高
	State	所有制类型	国有企业取 1,否则取 0	离散变量
	Industry	行业	按证监会的分类标准,除制造业继续划分为小类外,其他行业以大类为准,共有 21 个行业虚拟变量	离散变量:控制行业差异
	Year	年度	9 个年份,用 8 个虚拟变量表示	离散变量:控制年度影响

(三)模型构建

构建式(1)中的局部非线性分位数回归模型,其中非线性部分采用常用的二次函数形式:

$$\begin{aligned}
 BSE_{i,\tau} = & \beta_0 + \beta_1 EBD_{i,\tau} + \beta_2 EBD_{i,\tau}^2 + \beta_3 EBD_{i,\tau} \cdot PH_{i,\tau} + \beta_4 EBD_{i,\tau} \cdot SH_{i,\tau} \\
 & + \beta_5 PH_{i,\tau} + \beta_6 SH_{i,\tau} + \beta_7 Size_{i,\tau} + \beta_8 Leverage_{i,\tau} + \beta_9 Dual_{i,\tau} + \beta_{10} ROE_{i,\tau} \\
 & + \beta_{11} State_{i,\tau} + \sum Industry_{i,\tau} + \sum Year_{i,\tau}
 \end{aligned} \quad (1)$$

在其他条件一定的情况下,该模型可以刻画出 EBD 对 BSE 的非线性影响关系; $\tau(0 < \tau < 1)$ 为分位点,可以揭示股权制衡度(EBD)和董事会异质性(PH 和 SH)对上市公司大股东掏空行为的边际影响,并且这一影响效果可能存在异质性,即在不同分位点处影响程度不同。

四、实证检验与结果分析

(一)描述性统计

为分析各变量的整体情况,首先对各变量进行描述性统计分析,详见表 2。

表 2 显示,A 股上市公司均值在 3%左右,有逐年降低的趋势,方差相对较大,说明部分上市公司存在较

为严重的大股东掏空现象;股权制衡的均值为 1.66,说明整体来看 A 股上市公司的股权制衡水平偏低,第一大股东持股比例偏高;董事会异质性在不同上市公司之间存在一定的差异;董事长和总经理两职兼任的公司占比为 14.51%,存在逐年增长的趋势,说明董事长和总经理两职兼任被部分上市公司认可;A 股上市公司的净资产收益率平均水平为 12.24%,不同年份之间存在一定的波动,但基本维持在 12%左右的水平;国有企业占比逐年下降,样本中国有企业的总体占比为 21.73%。

表 2 描述性统计(%)

年份		2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2007-2015
大股东掏空程度	均值	3.32	3.46	3.44	3.27	3.20	3.05	3.01	3.03	2.97	3.13
	标准差	0.07	0.06	0.08	0.07	0.06	0.06	0.07	0.06	0.08	0.08
股权制衡	均值	1.60	1.61	1.61	1.61	1.69	1.68	1.67	1.69	1.70	1.66
	标准差	0.61	0.60	0.60	0.61	0.61	0.60	0.60	0.62	0.61	0.64
职业异质性	均值	4.39	5.04	4.83	4.45	4.68	4.91	4.67	4.59	4.63	4.67
	标准差	2.88	2.90	2.90	2.58	2.95	2.98	2.75	3.01	2.90	3.01
社会异质性	均值	5.68	6.47	6.86	5.80	6.38	6.44	6.00	6.77	6.31	6.36
	标准差	3.17	3.19	2.97	2.89	3.22	2.94	2.77	3.02	3.20	3.14
董事会异质性	均值	10.07	11.51	11.69	10.25	11.06	11.35	10.67	11.36	10.94	11.03
	标准差	5.61	6.92	6.44	5.21	6.35	6.91	6.34	6.22	5.33	5.61
公司规模	均值	20.35	20.65	20.81	21.40	21.82	21.05	22.33	22.97	23.58	21.90
	标准差	16.06	16.17	18.46	20.91	22.45	24.12	16.35	14.00	18.15	18.22
财务杠杆	均值	63.16	61.83	62.39	55.57	57.23	59.93	59.17	61.64	56.54	61.41
	标准差	0.69	0.58	0.53	0.47	0.40	0.38	0.81	0.58	0.67	0.60
两职兼任情况	均值	13.18	13.59	13.78	13.25	14.55	15.13	14.83	15.26	15.63	14.51
净资产收益率	均值	12.16	11.09	11.27	12.81	12.77	12.22	12.38	11.93	12.10	12.24
	标准差	0.16	0.15	0.16	0.16	0.15	0.15	0.15	0.16	0.17	0.19
所有制类型	均值	35.71	30.41	28.03	28.19	23.88	18.21	17.62	17.13	16.75	21.73

(二)相关性分析

在进行回归分析之前,对上述变量进行相关性分析,以考察各变量之间的相互影响关系,见表 3。

表 3 显示,大股东掏空程度与股权制衡、董事会异质性的相关系数绝对值大于 0.5,说明股权制衡、董事会异质性两个变量与大股东掏空程度之间存在较强的相关性,且均为负相关,说明股权制衡或者董事会异质性的取值越大,大股东掏空程度越低。另外,股权制衡和董事会异质性两者之间也存在较强的正相关关系,公司规模与股权制衡、董事会异质性之间存在较强的正相关关系。

(三)分位数回归分析

相对经典的最小二乘回归法,分位数回归不仅能够度量回归变量对分布中心的影响,而且还能够度量回归变量对其他各分布区间的影响。因此,本文重点采用分位数回归的方法来逐一论证上述假说。

1. 参数估计。表 4 给出了模型(1)在 0.1、0.3、0.5、0.7 和 0.9 五个分位点处的参数估计结果,参数估计的样本量为 14291 组。

表 3 主要变量相关系数表(Pearson 系数)

	大股东掏空程度	股权制衡	董事会异质性	公司规模	财务杠杆	两职兼任情况	净资产收益率
股权制衡	-0.726						
董事会异质性	-0.572	0.612					
公司规模	0.316	0.551	0.657				
财务杠杆	-0.203	-0.044	0.091	0.227			
两职兼任情况	0.435	0.141	-0.110	0.073	0.034		
净资产收益率	0.338	0.158	0.405	0.602	0.538	0.237	
所有制类型	0.363	-0.731	-0.327	0.417	-0.253	-0.283	-0.388

表 4 显示,上述各模型在 5% 显著性水平下均接受 RESET 检验的原假设,说明上述模型的设定没有问题。

在均值回归和各分位数条件下,EBD、EBD²、EBD·PH 和 EBD·SH 的回归系数均在 10% 显著性水平下拒绝系数为零的原假设,说明股权制衡可以在一定程度上对大股东掏空行为造成影响,且呈非线性的影响关系。图 1 给出了其他变量取平均值的情况下,不同分位数回归模型中股权制衡对大股东掏空行为的影响关系。可以看出:(1)曲线呈“U 型”,说明随股权制衡水平的提高,大股东掏空程度起初降低,降低到一定程度后转而增加,说明存在一个最优的股权制衡度水平能够最大程度的抑制大股东掏空行为,假说 1 得到验证;(2)曲线位置随分位数的增加而升高,说明大股东掏空程度越低(与低分位点相对应)的公司股权制衡对大股东掏空行为的抑制效应反而越大;(3)曲线弯曲程度随分位数的增加而减小,说明大股东掏空程度越低的公司其大股东掏空行为受股权制衡的影响越敏感。

表 4 模型(1)的部分参数估计结果

	均值回归	分位数回归				
		0.1	0.3	0.5	0.7	0.9
常数项	0.0157	0.0092	-0.0128	-0.0036	-0.0069	0.0087
EBD	-0.0564**	-0.0635**	-0.0602***	-0.0573**	-0.0482**	-0.0412**
EBD ²	0.0147***	0.0163***	0.0157***	0.0150**	0.0140*	0.0127*
EBD·PH	-0.0020***	-0.0014**	-0.0015***	-0.0019***	-0.0021***	-0.0022**
PH	-0.0006**	-0.0007*	-0.0006**	-0.0005**	-0.0005**	-0.0004**
EBD·SH	-0.0013**	-0.0009*	-0.0010**	-0.0012**	-0.0013**	-0.0014**
SH	-0.0004*	-0.0005	-0.0004	-0.0004*	-0.0003*	-0.0002*
Size	0.0021	0.0024*	0.0022*	0.0018	0.0021	0.0018
Leverage	0.0072	0.0040	0.0043	0.0068	0.0081	0.0095
Dual	0.0516	0.0501	0.0524	0.0615	0.0437	0.0547
ROE	0.0135*	0.0102*	0.0108*	0.0131*	0.0144*	0.0147*
State	0.0627**	0.0768*	0.0592*	0.0617**	0.0834*	0.0673**
拟合优度	0.4637	0.4029	0.4133	0.4831	0.4718	0.5013
RESET(Prob>F)	0.1071	0.0938	0.0946	0.1052	0.1033	0.1075

注:* **,***分别表示在 10%,5%,1%显著性水平下显著。下文其他回归表格注释与此相同,故略去。

在均值回归和各分位数条件下,董事会职业异质性的回归系数均在 10% 显著性水平下拒绝系数为零的原假设,董事会社会异质性的回归系数多数在 10% 显著水平下拒绝系数为零的原假设,说明董事会异质性可以在一定程度上抑制大股东掏空行为。股权制衡与董事会异质性的交叉变量的回归系数均在 10% 显著性水平下拒绝系数为零的原假设,说明股权制衡与董事会异质性在抑制大股东掏空行为方面具有相互调节效应,且回归系数均为负,说明股权制衡能够增强董事会异质性对大股东掏空行为的抑制效应。在董事会异质性对大股东掏空行为的总影响效应 $\beta_3 EBD_{i,t} + \beta_5$ 和 $\beta_4 EBD_{i,t} + \beta_6$ 中 $\beta_3 EBD_{i,t}$ 和 $\beta_4 EBD_{i,t}$ 占主要部分,董事会职业异质性和社会异质性对大股东掏空行为的抑制效应主要通过股权制衡产生影响,说明在同等的董事会异质性条件下,股权制衡越高的公司,董事会异质性对大股东掏空行为的抑制效应越明显。在均值回归和各分位数回归模型中,董事会职业异质性对大股东掏空行为的影响效应 $\beta_3 EBD_{i,t} + \beta_5$ 的绝对值均大于董事会社会异质性的影响效应 $\beta_4 EBD_{i,t} + \beta_6$ 的绝对值,说明细分来看,董事会职业异质性对大股东掏空的影响程度大于董事会社会异质性的影响。因此,假说 2 得到验证。

所有制类型在均值回归和各分位数条件下的回归系数均显著为正,说明在同等条件下国有企业的大股东掏空行为比非国有企业严重。净资产收益率在均值回归和各分位数条件下的回归系数均显著为正,说明净资产收益率对大股东掏空行为存在一定的促进效应,且分位数越大,促进效应越明显,说明大股东掏空行为越严重的公司,净资产收益率对大股东掏空行为的促进效应越强。公司规模在分位数为

0.1, 0.3 的分位数回归中, 回归系数均显著为正, 说明在大股东掏空程度较低的公司中, 公司规模会在一定程度上促进大股东掏空行为, 而在大股东掏空行为增加到一定程度后, 公司规模并不会促进大股东掏空行为。

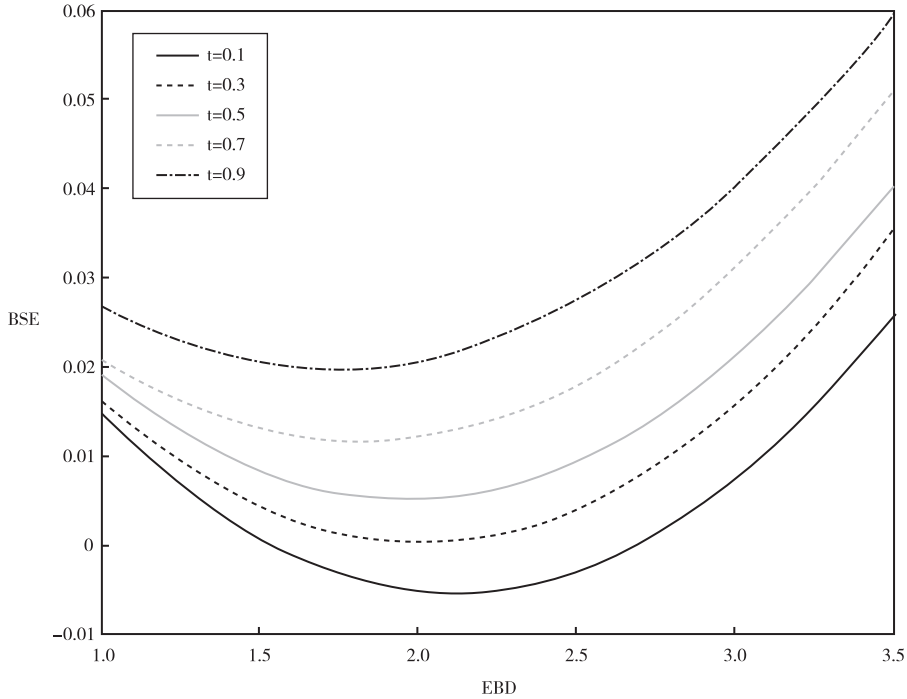


图1 各分位数回归下 EBD 对 BSE 的影响

2. 模型检验。对于分位数回归模型, 为增强结果可信度, 可使用 Wald 检验来检验回归系数在不同分位点处的同质性, 即检验原假设 $H_0^{equal} : \beta(\tau_1) - \beta(\tau_2) = \dots = \beta(\tau_m) - \beta(\tau_{m+1}) = 0$ 。取四个配对分位点 $(\tau_i, \tau_k) = (0.1, 0.3), (0.3, 0.5), (0.5, 0.7), (0.7, 0.9)$, 得到上述模型的检验统计量的尾概率为: $Prob(\chi_{320}^2 > 219.025) = 0.000$, 在 5% 显著性水平下拒绝原假设, 不同分位点的回归系数显著不同, 表现出异质性。使用 Wald 检验来检验对称性, 即检验原假设 $H_0^{symmetry} : \theta(\tau_1) + \theta(1 - \tau_1) - 2\theta(0.5) = \dots = \theta(\tau_m) + \theta(1 - \tau_m) - 2\theta(0.5) = 0$, 取两个配对分位点 $(\tau_1, 1 - \tau_1) = (0.1, 0.9), (0.3, 0.7)$, 得到检验统计量的尾概率为: $Prob(\chi_{160}^2 > 192.573) = 0.000$, 在 5% 显著性水平下拒绝原假设, 不同分位点的回归系数存在非对称性, 这种非对称性将影响条件密度曲线表现出非对称性, 呈现出非对称的分布特征。

3. 条件密度预测。为进一步讨论股权制衡和董事会异质性对大股东掏空行为的影响(指对大股东掏空行为整个条件密度的影响), 我们分两种情形来考虑股权制衡和董事会异质性的影响: 第一种情形, 让股权制衡分别取 25%、50% 和 75% 分位点三个值, 与股权制衡的低、中、高三种状态相对应, 其他变量取值为中位数; 第二种情形, 让董事会职业异质性和董事会社会异质性分别取 25%、50% 和 75% 分位点三个值, 与董事会异质性的低、中、高三种状态相对应, 其他变量取值为中位数。由条件密度预测公式可以计算得到基于股权制衡的条件密度预测(图 2)和基于董事会异质性的条件密度预测(图 3), 图中横坐标为大股东掏空程度, 纵坐标为对应的概率密度函数值。

图 2 显示, 随着股权制衡程度由低向中转变, 条件概率密度曲线左移, 说明大股东掏空程度降低; 随着股权制衡程度由中向高转变, 条件概率密度曲线逐渐停止左移动, 转为向右移动, 说明大股东掏空程度由降低转为升高。图 3 显示, 随着董事会异质性的增加, 条件概率密度曲线同样呈左移趋势, 说明大股东掏空行为逐渐减少。

4. 分所有制类型的参数估计。为考察不同所有制类型下董事会异质性在抑制大股东掏空行为方面的差异, 下面分别以国有企业和非国有企业为样本对模型(1)进行参数估计, 其中国有企业样本 3105 组, 非国有企业样本 11186 组。由于样本已经区分所有制类型, 因此, 剔除模型(1)中的 State 变量。表 5 给出了部

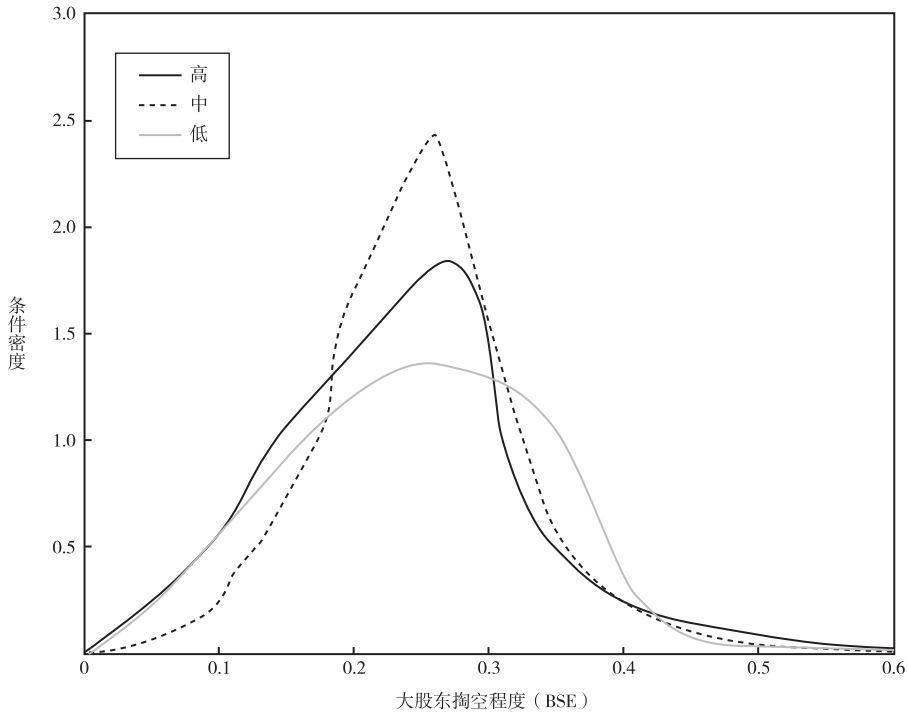


图 2 大股东掏空行为条件密度预测(基于股权制衡)

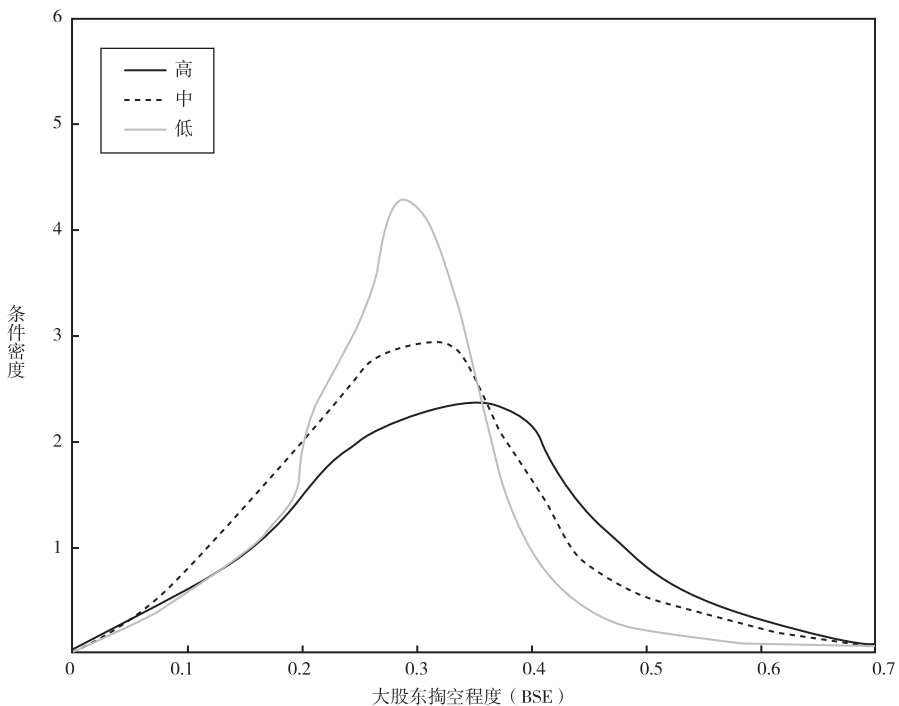


图 3 大股东掏空行为条件密度预测(基于董事会异质性)

分参数估计结果。

表 5 显示,在均值回归和各分位数条件下,国有企业样本和非国有企业样本中董事会异质性的回归系数均在 10% 显著性水平下拒绝系数为零的原假设,股权制衡与董事会异质性的交叉变量的回归系数也均在 10% 显著性水平下拒绝系数为零的原假设,说明无论是对于国有企业还是非国有企业,股权制衡和董事会异质性都会对大股东掏空产生明显影响。另外,从表 5 还可以看出,国有企业样本中董事会职业异质性和交叉变量的回归系数的绝对值均小于非国有企业样本,国有企业样本中董事会社会异质性和交叉变量的回归系

表5 模型(1)的部分参数估计结果(分所有制类型)

	均值回归	分位数回归				
		0.1	0.3	0.5	0.7	0.9
国有企业样本						
EBD	-0.0526**	-0.0617**	-0.0586**	-0.0531**	-0.0475**	-0.0429*
EBD ²	0.0131**	0.0155**	0.0148**	0.0142**	0.0127*	0.0116*
EBD·PH	-0.0019***	-0.0011**	-0.0013***	-0.0017***	-0.0019**	-0.0022**
PH	-0.0006**	-0.0007*	-0.0006*	-0.0006**	-0.0005**	-0.0004**
EBD·SH	-0.0011*	-0.0006*	-0.0008*	-0.0010**	-0.0011**	-0.0011**
SH	-0.0004*	-0.0004	-0.0004	-0.0004*	-0.0003*	-0.0002*
拟合优度	0.4850	0.4017	0.4385	0.5333	0.4629	0.4295
RESET(Prob>F)	0.1052	0.0931	0.0951	0.1064	0.1052	0.0977
非国有企业样本						
EBD	-0.0572**	-0.0651**	-0.0616**	-0.0568**	-0.0517**	-0.0438**
EBD ²	0.0153***	0.0178***	0.0164***	0.0156**	0.0147**	0.0126**
EBD·PH	-0.0021***	-0.0013**	-0.0016***	-0.0020***	-0.0023**	-0.0026**
PH	-0.0007**	-0.0009*	-0.0007**	-0.0007**	-0.0006**	-0.0005**
EBD·SH	-0.0012**	-0.0010*	-0.0012**	-0.0013**	-0.0014**	-0.0015**
SH	-0.0005*	-0.0005*	-0.0005*	-0.0004*	-0.0003*	-0.0003*
拟合优度	0.4832	0.4205	0.4427	0.4271	0.4380	0.4262
RESET(Prob>F)	0.0938	0.0935	0.0917	0.0893	0.1085	0.0972

数的绝对值多数小于非国有企业样本,这初步说明,国有企业中董事会异质性对大股东掏空行为的总影响效应 $\beta_3 EBD_{i,t} + \beta_5$ 和 $\beta_1 EBD_{i,t} + \beta_6$ 的绝对值小于非国有企业。为进一步检验这一差异是否存在普遍性,下面采用交叉验证的方式分别对国有企业样本和非国有企业样本进行 50 次均值回归,每次回归的样本通过从总体样本中随机抽取 80% 的方式确定。通过参数估计可计算出国有企业和非国有企业模型中的 $\beta_3 EBD_{i,t} + \beta_5$ 和 $\beta_1 EBD_{i,t} + \beta_6$ 取对应样本的均值的取值,分别见图 4 和图 5。

分别对图 4 和图 5 中两组数据进行 F 检验,得到表 6 中的检验结果。表 6 显示,无论是董事会职业异质性,还是董事会社会异质性,F 检验均拒绝不存在显著差异的原假设,说明国有企业样本中董事会异质性对大股东掏空的影响程度均小于非国有企业,即国有产权性质对董事会异质性在抑制大股东掏空方面的影响效应低于非国有产权性质,假说 3 得到验证。

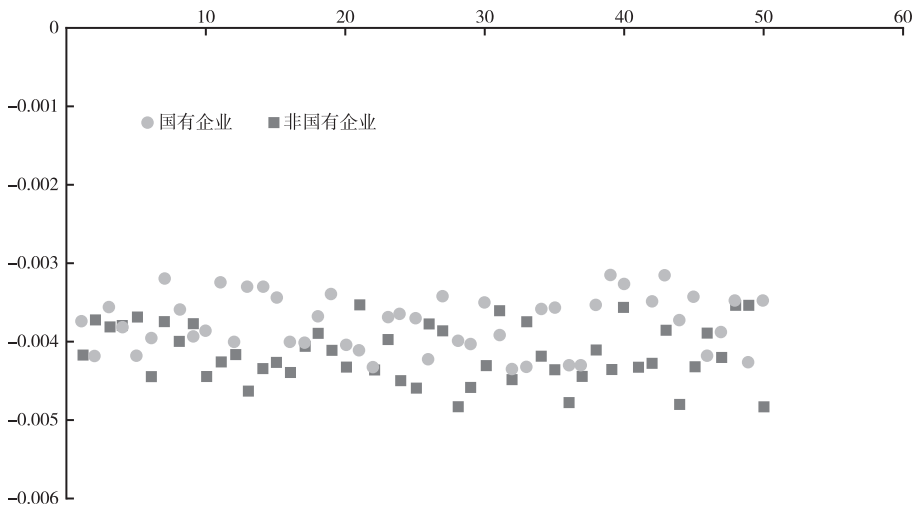


图4 国有企业和非国有企业模型中 $\beta_3 EBD_{i,t} + \beta_5$ 的取值

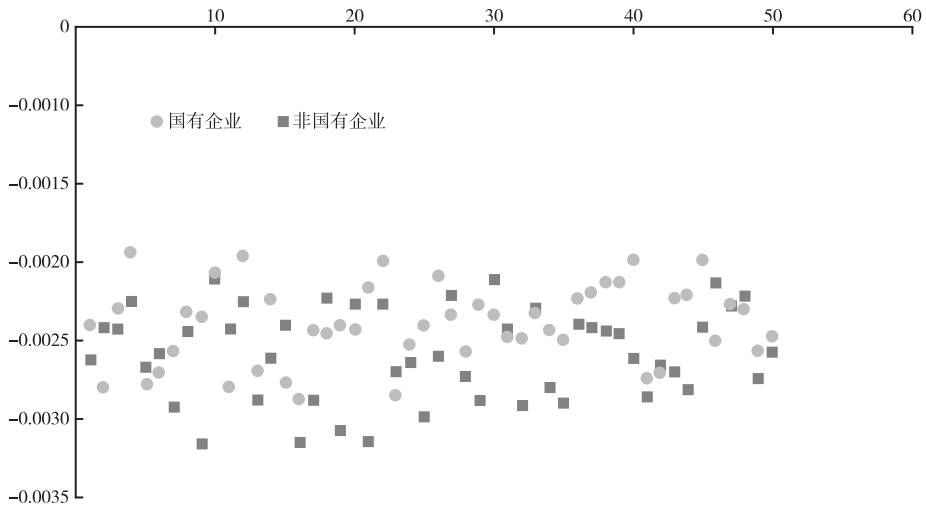
图 5 国有企业和非国有企业模型中 $\beta_1 EBD_{i,t} + \beta_6$ 的取值

表 6 国有企业样本和非国有企业样本的 F 检验结果

董事会异质性类别	F 检验值	相伴概率
职业异质性	25.61	0.0000
社会异质性	11.86	0.0008

五、稳健性检验

(一) 指标稳健性检验

为保证指标的稳健性,还需要说明实证研究结果不会受主要变量衡量指标选择的影响。在本文的模型中,上市企业大股东掏空行为的衡量一直有多种方式,虽然上文所得到的实证结论是基于当前较为通用的一种衡量方式,但不同衡量方式下可能会得到不同的实证结论。因此,参考侯晓红等(2008)和高雷、张杰(2009)等的研究,将上市公司大股东及关联方占用上市公司其他应收款与其他应付款之差,除以期末资产总额来衡量大股东掏空行为,并用该指标代替原指标代入上文中对应的模型进行检验,得到表 7 和表 8 中的对比结果。

表 7 基于代替变量的参数估计

	均值回归	分位数回归				
		0.1	0.3	0.5	0.7	0.9
常数项	0.0072	-0.0103	-0.0094	0.0127	0.0052	0.0067*
EBD	-0.0537**	-0.0650**	-0.0586**	-0.0526**	-0.0491**	-0.0436**
EBD ²	0.0114**	0.0148*	0.0127**	0.0109**	0.0093**	0.0085**
EBD · PH	-0.0016**	-0.0010*	-0.0013**	-0.0015**	-0.0017**	-0.0018***
PH	-0.0005*	-0.0006**	-0.0006**	-0.0004**	-0.0004*	-0.0003*
EBD · SH	-0.0012**	-0.0007*	-0.0008**	-0.0011**	-0.0012**	-0.0014**
SH	-0.0003*	-0.0004	-0.0004*	-0.0003*	-0.0002*	-0.0002*
Size	0.0021	0.0027*	0.0021*	0.0019	0.0021*	0.0018
Leverage	0.0064	0.0048	0.0052	0.0083	0.0124	0.0107
Dual	0.0437	0.0517	0.0534	0.0528	0.0615	0.0622
ROE	0.0137*	0.0113*	0.0086*	0.0125*	0.0133*	0.0151*
State	0.0634*	0.0752**	0.0618**	0.0647*	0.0829*	0.0728
拟合优度	0.4529	0.4267	0.4329	0.4617	0.4028	0.4180
RESET(Prob>F)	0.0975	0.0861	0.0909	0.1102	0.0886	0.0893

结合表7与表4的对比,以及表8与表5的对比发现:大股东掏空行为衡量方式替换后的结果与替换前的结果基本一致,说明本文选取的解释变量和得到的结论是稳健的。

(二) 区间稳健性检验

Jiang et al(2010)提到我国上市企业其他应收账款的占用在2006年之前比较严重,为检验样本区间选取的稳健性,将样本区间调整为2004—2010年,这样既包含2006年之前的样本,也涵盖了2006年之后的样本。按照上文同样的方式收集和剔除相关样本后,得到总样本6819组,其中国有企业样本2663组。对模型(1)进行均值回归和分位数回归,得到的参数估计结果与表4和表5基本一致,说明本文在样本区间选取方面同样具有较好的稳健性。

表8 基于代替变量的参数估计结果(分所有制类型)

	均值回归	分位数回归				
		0.1	0.3	0.5	0.7	0.9
国有企业样本						
EBD	-0.0437**	-0.0528*	-0.0472**	-0.0429**	-0.0381**	-0.0335*
EBD ²	0.0156**	0.0173**	0.0164**	0.0152**	0.0142*	0.0127*
EBD·PH	-0.0013***	-0.0008**	-0.0010**	-0.0012***	-0.0013**	-0.0015**
PH	-0.0008**	-0.0010*	-0.0008*	-0.0008**	-0.0007**	-0.0005**
EBD·SH	-0.0009*	-0.0006*	-0.0007*	-0.0010**	-0.0010**	-0.0012**
SH	-0.0006*	-0.0007	-0.0006*	-0.0005*	-0.0004*	-0.0002*
拟合优度	0.4618	0.4358	0.4218	0.5018	0.4375	0.4651
RESET(Prob>F)	0.0934	0.0886	0.0834	0.1137	0.0887	0.0962
非国有企业样本						
EBD	-0.0461**	-0.0529*	-0.0508**	-0.0484**	-0.0467**	-0.0429**
EBD ²	0.0168**	0.0182**	0.0171**	0.0163**	0.0157**	0.0134**
EBD·PH	-0.0011***	-0.0006**	-0.0009***	-0.0010***	-0.0011**	-0.0013**
PH	-0.0007**	-0.0009*	-0.0007*	-0.0006**	-0.0006**	-0.0005**
EBD·SH	-0.0007**	-0.0004*	-0.0005**	-0.0008**	-0.0010**	-0.0010**
SH	-0.0005*	-0.0006	-0.0005*	-0.0004*	-0.0003*	-0.0003*
拟合优度	0.4315	0.4815	0.4061	0.4271	0.4551	0.4341
RESET(Prob>F)	0.0906	0.0984	0.0857	0.0897	0.926	0.0911

六、结论

与以往单独考虑股权制衡对大股东掏空影响的研究不同,本文同时考虑了股权制衡与董事会异质性对大股东掏空的影响。实证结果表明:(1)随着股权制衡水平的提升,大股东掏空呈现先下降后上升的“U”型变化规律,也就是说存在一个最优的股权制衡度水平能够最大程度的抑制大股东掏空行为;(2)股权制衡与董事会异质性在抑制大股东掏空行为方面具有相互调节效应,且股权制衡能够增强董事会异质性对大股东掏空行为的抑制效应;(3)国有企业中董事会异质性对大股东掏空行为的总影响效应小于非国有企业,即国有产权性质对董事会异质性在抑制大股东掏空方面的影响低于非国有产权性质。

本文的结论对于完善上市公司治理结构、抑制大股东掏空行为和保护中小股东利益具有理论和实践意义:第一,其他股东对第一大股东的制衡力应当控制在一定范围内,过高或是过低都不利于企业发展,在预防“一股独大”的同时,也不能盲目地追求“股权多元化”;第二,要加强董事会的异质性建设,尤其是在股权制衡度比较高的企业中,董事会异质性建设显得尤为重要,其可以对大股东利用董事会“掏空”上市公司形成制约。

参考文献:

毛世平,2009:《金字塔控制结构与股权制衡效应——基于中国上市公司的实证研究》,《管理世界》第1期。
 吴红军 吴世农,2009:《股权制衡、大股东掏空与企业价值》,《经济管理》第3期。
 陈德萍 陈永圣,2011:《股权集中度、股权制衡度与公司绩效关系研究——2007—2009年中小企业板块的实证检验》,《会计研

- 究》第 1 期。
- 唐建新 李永华 卢剑龙, 2013:《股权结构、董事会特征与大股东掏空——来自民营上市公司的经验证据》,《经济评论》第 1 期。
- 于东智, 2003:《董事会、公司治理与绩效——对中国上市公司的经验分析》,《中国社会科学》第 3 期。
- 刘红娟, 2004:《大股东特征与董事会结构关系的实证分析》,《统计观察》第 7 期。
- 余明桂 夏新平, 2004:《控股股东、代理问题与关联交易:对中国上市公司的实证研究》,《南开管理评论》第 6 期。
- 陈晓 王琨, 2005:《关联交易、公司治理与国有股改革:来自我国资本市场的实证证据》,《经济研究》第 4 期。
- 佟岩 王化成, 2007:《关联交易、控制权收益与盈余质量》,《会计研究》第 4 期。
- 唐清泉 罗党论 王莉, 2005:《大股东的隧道挖掘与制衡力量——来自中国市场的经验证据》,《中国会计评论》第 1 期。
- 高雷 何少华 黄志忠, 2006:《公司治理与掏空》,《经济学(季刊)》第 4 期。
- 李增泉 孙铮 王志伟, 2004:《“掏空”与所有权安排——来自我国上市公司大股东资金占用的经验证据》,《会计研究》第 12 期。
- 杨淑娥 王映美, 2008:《大股东控制权私有收益影响因素研究——基于股权特征和董事会特征的实证研究》,《经济与管理研究》第 3 期。
- 封思贤, 2005:《独立董事制度对关联交易影响的实证研究》,《商业经济与管理》第 3 期。
- 谢玲芳 朱晓明, 2005:《董事会控制、侵占效应与民营上市公司的价值》,《上海经济研究》第 1 期。
- 李维安 刘振杰 顾亮, 2014:《董事会异质性、断裂带与跨国并购》,《管理科学》第 4 期。
- 叶康涛 陆正飞 张志华, 2007:《独立董事能否抑制大股东的“掏空”?》,《经济研究》第 4 期。
- 郑国坚 林东杰 张飞达, 2013:《大股东财务困境、掏空与公司治理的有效性——来自大股东财务数据的证据》,《管理世界》第 5 期。
- 侯晓红 李琦 罗炜, 2008:《大股东占款与上市公司盈利能力关系研究》,《会计研究》第 6 期。
- 高雷 张杰, 2009:《公司治理、资金占用与盈余管理》,《金融研究》第 5 期。
- Anderson, R. C. et al(2011), “The economics of director heterogeneity”, *Financial Management* 40(1):5—38.
- Bennedsen, M. & D. Wolfenzon(2000), “The balance of power in closely held corporations”, *Journal of Financial Economics* 58(1):113—139.
- Byrd, J. W. & K. A. Hickman(1992), “Do outsider directors monitor managers? Evidence from tender offer bids”, *Journal of Financial Economics* 32(2):195—221.
- Claessens, S. & S. Djankov(1999), “Ownership concentration and corporate performance in the Czech Republic”, *Journal of Comparative Economics* 27(3):498—513.
- Denis, D. K. & J. J. McConnell(2003), “International corporate governance”, *Journal of Financial & Quantitative Analysis* 38(1):1—36.
- Finkelstein, S. & D. C. Hambrick(1990), “Top-management-team tenure and organizational outcomes: The moderating role of managerial discretion”, *Administrative Science Quarterly* 35(3): 484—503.
- Hambrick, D. C. & P. A. Mason(1984), “Upper echelons: The organization as a reflection of its top managers”, *Academy of Management Review* 9(2):193—206.
- Johnson, S. et al(2000), “Tunnelling”, *American Economic Review* 90(2):22—27.
- Jian, M. & T. J. Wang(2010), “Propping through related party transactions”, *Review of Accounting Studies* 15(1):70—105.
- Jiang, G. et al(2010), “Tunneling through intercorporate loans: The China experience”, *Journal of Financial Economics* 98(1):1—20.
- La Porta, R. et al(1999), “Corporate ownership around the world”, *Journal of Finance* 54(2): 471—517.
- Lin, Y. C. & K. V. Peasnell(2000), “Fixed asset revaluation and equity depletion in the UK”, *Journal of Business Finance & Accounting* 27(3/4):359—394.
- Maury, C. B. & A. Pajuste(2005), “Multiple large shareholders and firm value”, *Journal of Banking & Finance* 29(7):1813—1834.
- Pagano, M. & A. Röell(1998), “The choice of stock ownership structure: Agency costs, monitoring and the decision to go public”, *Quarterly Journal of Economics* 113(1):187—225.

(责任编辑:陈建青)

(校对:何伟)