

控股股东控制权与股价崩盘风险： “利益协同”还是“隧道”效应？

沈华玉, 吴晓晖, 吴世农

(厦门大学管理学院, 福建 厦门 361005)

内容提要:控股股东可能支持上市公司的发展,形成“利益协同”效应,也可能“掏空”上市公司,产生“隧道”效应。那么,控股股东控制权是提升还是降低了股价崩盘风险呢?本文以2003—2015年中国沪深上市公司为样本,探讨了控股股东控制权对股价崩盘风险的影响。结果发现:控股股东控制权提升了股价崩盘风险而不是降低了股价崩盘风险,证明了我国上市公司中控股股东“隧道”效应的存在。在考虑内生性、遗漏变量、个体效应、时间趋势等因素的影响后,本文研究结果仍然稳健。此外,本文还探讨了不同情景下控股股东控制权对股价崩盘风险的影响,结果表明,当上市公司两权分离度较高、董事长和总经理二职合一、独立董事比例较低、机构投资者持股比例较低、股权制衡水平较低时,两者之间的正相关关系更加显著。在进一步研究中,本文发现,信息不对称程度较高、非国有企业、业绩较好的样本组中,两者正相关关系更加显著。本文结论丰富了控股股东作用和股价崩盘风险的相关研究,为监管部门清楚认识我国上市公司控股股东的作用及如何降低股价崩盘风险提供借鉴及启示。

关键词:股价崩盘风险;控股股东;控制权;利益协同;“隧道”效应

中图分类号:F275 **文献标志码:**A **文章编号:**1002—5766(2017)04—0065—19

一、引言

近年来,世界各国股市“暴涨暴跌”现象引起了学者和媒体的大量关注,资本市场的剧烈波动不仅给投资者带来了巨大的损失,也给监管部门带来了急需解决的难题。如:Valeant公司(美国纽约证券交易所上市,公司简称VRX)的股价在短短数月内下跌了7/8(2015年7月—2016年3月),从90美元下跌到11美元;密迪斯肌(08307.HK)由于净利润大幅缩水,导致股价在2015年2月10日暴跌50.54%;2014年,南风股份遭遇重组暂停,短短一个半月时间内股价下跌了四成以上;2014年,上海家化深陷“内斗门”,股价在短短数月内从57元下跌到27元左右。因此,对股价崩盘现象的影响因素进行研究具有较强的现实意义和理论价值(王化成等,2015)。

近三年,国内外学者对股价崩盘风险的影响因素进行研究,取得了丰富的成果。很多学者认为,上市公司的信息不对称程度和内外部治理水平是影响股价崩盘风险的重要因素,进而从不同的角度展开研究,包括大股东持股比例、高管性别、机构投资者持股比例等(王化成等,2015;许年行等,2013)。目前,还没有学

收稿日期:2016-12-25

* **基金项目:**国家自然科学基金重点项目“金融政策对企业投融资行为的影响研究”(71532012);国家自然科学基金面上项目“多边代理关系下新创企业的治理机制与竞争行为研究”(71172056);国家自然科学基金面上项目“多边代理视角下创业企业的激励机制及管理权转移研究”(71572167)。

作者简介:沈华玉(1982-),男,湖北随州人,博士研究生,研究领域是公司财务与资本市场,E-mail:shy1130@126.com;吴晓晖(1971-),男,福建漳州人,厦门大学中国企业成长研究中心主任,教授、博士生导师,研究领域是公司财务和创业金融,E-mail:wuxiaohui@hotmail.com;吴世农(1956-),男,福建厦门人,教授、博士生导师,研究领域是公司财务与资本市场,E-mail:snwu@xmu.edu.cn。通讯作者:吴晓晖。

者研究控股股东控制权对股价崩盘风险的影响。

实际上,控股股东对上市公司的信息披露、融投资等重大决策影响深远,影响着上市公司的可持续发展。已有研究发现,控股股东控制权对公司价值和绩效(陈德球等,2012)、投融资决策(窦炜等,2011)、并购行为(陈旭东等,2013)、营销战略(唐跃军等,2012)、盈余管理及掏空行为(刘峰等,2004)、公司治理(夏立军、方轶强,2005)、家族控制(曹廷求等,2007)等都有显著的影响,那么,控股股东控制权是否会影响股价崩盘风险呢?

基于以上分析,本文以2003—2015年中国沪深上市公司为样本,探讨了控股股东控制权对股价崩盘风险的影响。结果发现:控股股东控制权提升了股价崩盘风险而不是降低了股价崩盘风险,从而支持了控股股东的“隧道”效应。在考虑内生性、遗漏变量、个体效应、时间趋势等因素的影响后,本文研究结果仍然稳健。接着,本文分析了三种不同情景下控股股东控制权对股价崩盘风险的影响,包括两权分离度、内外部治理水平和股权制衡水平。结果发现当两权分离(或两权分离度较高)、内外部治理水平较低、股权制衡水平较低时,控股股东控制权与股价崩盘风险的正相关关系更加显著。进一步研究,本文发现,在信息不对称程度较高、非国有企业、业绩较好的样本组中,上市公司控股股东控制权与股价崩盘风险的正相关关系更加显著,表明在信息不对称程度较高、非国有企业、业绩较好时,控股股东的“隧道”效应更加明显。

本文的边际贡献主要包括以下方面:第一,上市公司控股股东对公司各方面的影响重大,而目前关于其对股价崩盘风险的影响缺乏研究,本文从控股股东控制权的视角丰富了股价崩盘风险的相关文献;第二,以往的研究主要集中在控股股东控制权对盈余管理、资本结构、公司价值和绩效、投融资决策、公司治理等方面的影响,本文探讨了控股股东控制权提升还是降低了股价崩盘风险,拓展了控股股东控制权的相关研究;第三,控股股东对上市公司究竟发挥“利益协同”效应还是“隧道”效应,目前还没有统一的结论,本文研究发现,控股股东控制权促进了股价崩盘风险,支持“隧道”效应,从而为进一步认识控股股东的作用提供了新角度和新证据。

二、文献回顾

1. 股价崩盘风险的文献综述

已有研究认为,影响股价崩盘风险的路径可能有两条:第一,当上市公司与投资者之间的信息不对称程度较高时,股价可能被“高估”而形成泡沫,当泡沫破灭后,公司股价短时间内暴跌,造成股价崩盘风险。有学者对这条路径进行了实证检验,Jin & Myers(2006)研究发现,公司治理水平越低公司的信息不对称程度越高,导致股价同步性越高,增加了股价崩盘风险;Hutton等(2009)研究发现,盈余管理水平越高的公司,其信息不对称程度越高,公司的股价同步性越高,从而导致股价崩盘的可能性越高。潘越、戴亦一(2011)研究发现,公司信息不透明度与个股暴跌风险显著正相关,而分析师关注可以缓解两者之间的正相关关系。随后,很多学者沿着以上思路进行了更广泛的研究,许年行等(2012)从分析师预测的角度对相关问题进行研究,发现分析师乐观偏差与股价崩盘风险显著正相关,而机构投资者的羊群行为提升了股价崩盘风险(许年行等,2013);罗进辉、杜兴强(2014)研究发现,媒体监督能够提高上市公司的信息透明度,从而抑制股价崩盘风险。一些学者研究发现,信息披露水平和投资者保护水平也是影响股价崩盘风险的重要因素(叶康涛等,2015;王化成等,2014)。第二,公司大股东或管理层会故意隐瞒一些对公司不利的消息,一旦坏消息被投资者知道,公司股价在短期内出现暴跌,提升了股价崩盘风险。针对这条路径,学者们进行了实证检验,Marin & Oliver(2008)研究发现,内部人抛售股票与未来股价崩盘风险显著正相关,吴战篔、李晓龙(2015)的研究得到了同样的结论。在大股东和CEO特征的研究中,李小荣、刘行(2012)研究发现,女性CEO与股价崩盘风险显著负相关,而女性CFO与股价崩盘风险没有显著的相关关系。Kim等(2016)研究发现,CEO过度自

信时,会导致很多非效率投资,损害公司的价值,未来股价崩盘的可能性较高;王化成等(2015)探讨了大股东持股比例对股价崩盘风险的影响,发现两者之间呈显著的负相关关系;Kim等(2011)认为,公司避税行为导致公司隐藏坏信息,因此,公司避税行为与股价崩盘风险显著正相关。然而,鲜有学者探讨控股股东控制权对股价崩盘风险的影响。实际上,控股股东在公司信息披露、融投资决策、治理监督等方面都起到重要的作用,研究其对股价崩盘风险的影响具有重要的理论意义和现实价值。

2. 控股股东控制权与股价崩盘风险

一般来说,控股股东可能通过影响第一类代理问题和第二类代理问题发挥作用,即“利益协同”效应或“隧道”效应。一般来说,股东委托管理层代为管理上市公司会出现一些问题(即第一类代理问题),当控股股东控制权不断增加时,控股股东的利益与其他中小股东的利益趋于一致,控股股东为了维护自身的利益,会成为公司治理的积极监督者,对管理层进行有效的监督(Shleifer & Vishny, 1997),从而避免管理层的资源浪费和非效率投资,最终提升了公司的价值和绩效(Titman & Tsyplakov, 2007; Margaritis & Pailaki, 2010)。此外,控股股东在公司出现困境时,通过各种方式给予公司支持(Cheung等, 2009),而不是想尽办法侵占公司的利益(Claessens等, 2002),这种效应称为“利益协同”效应;在第二类代理问题中(大股东与中小股东之间的代理问题),随着控股股东控制权的增加,控股股东的自利动机更加明显,为了获取控制权私利,他们可能通过两权分离、交叉持股、金字塔式股权结构、关联交易等手段“掏空”上市公司(姜国华、岳衡, 2005; Dyck & Zingales, 2004),这种效应称为“隧道”效应。

综上所述,根据影响股价崩盘风险的第一条路径,在“利益协同”效应下,随着控股股东控制权的增加,控股股东会成为积极的监督者,并且支持上市公司的发展。因此,上市公司的治理水平会更高,信息不对称程度会更低,股价不容易被高估,因而“泡沫”较小,从而降低了股价未来崩盘风险;在“隧道”效应下,随着控股股东控制权的增加,控股股东更多的“掏空”上市公司,形成控制权私利,导致上市公司的信息不对称程度更高,股价会因为高估而产生“泡沫”,从而提升了股价未来崩盘风险。同理,根据影响股价崩盘风险的第二条路径,在“利益协同”效应下,随着控股股东控制权的增加,控股股东与中小股东的利益趋于一致,他们会更加积极的监督上市公司管理层,防止管理层做出不利于公司发展的决策(如过度投资、任期内隐瞒坏消息等),提升了公司的信息透明度,降低了股价崩盘的可能性;而在“隧道”效应下,当控股股东控制权比例越高时,控股股东更容易“掏空”上市公司,也更容易进行消息管理,从而更容易隐瞒坏消息,一旦坏消息暴露,股价迅速暴跌,提升了未来股价崩盘风险。因此,本文提出如下假设:

H_{1a}:当控股股东发挥“利益协同”作用时,控股股东控制权会显著负向影响股价崩盘风险。

H_{1b}:当控股股东发挥“隧道”效应作用时,控股股东控制权会显著正向影响股价崩盘风险。

3. 不同情境下控股股东控制权对股价崩盘风险的影响

除此之外,本文还将探讨不同情境下控股股东控制权对股价崩盘风险的影响。情境不同时,“利益协同”效应和“隧道”效应哪一种占主导地位也会存在差异。因而,本文探讨了两权分离度、公司内外部治理水平、公司股权制衡水平三种不同的情境下控股股东控制权对股价崩盘风险的影响。

已有研究显示,当上市公司两权分离度越高时,控股股东现金流权带来的收益远远小于“隧道”效应带来的好处。因此,控股股东在利益权衡之下,会更倾向于选择“掏空”上市公司,而不是支持上市公司,导致控股股东的“隧道”效应更明显,从而增加了股价崩盘风险;反之,当上市公司两权分离度较低时,控股股东现金流权带来的好处远远大于“隧道”效应带来的好处。因此,控股股东在利益权衡之下,会更倾向于支持上市公司的发展,导致控股股东的“利益协同”效应更明显,从而降低了股价崩盘风险(姜付秀等, 2015)。因此,本文提出如下假设:

H_{2a}:控制权与现金流权分离(或分离度越高)时,在“隧道”效应的作用下,控股股东控制权对股价崩盘

风险的正向影响越显著。

同时,有学者研究发现,当公司内外部治理水平较低时,控股股东越可能对上市公司进行“掏空”,内外部治理水平的衡量指标包括董事长和总经理二职合一、独立董事比例、机构投资者持股比例等(高凤莲、王志强,2016)。当董事长和总经理二职合一时,控股股东更容易“掏空”上市公司,形成“隧道”效应,从而增加了股价崩盘风险。虽然有研究认为,独立董事比例并不一定会起到治理效果,但在大部分公司,随着独立董事制度的完善,独立董事在公司治理中发挥着举足轻重的作用,因而,独立董事比例越低,对控股股东的监督约束可能越少,“隧道”效应越明显,从而增加了股价崩盘风险。同理,机构投资者能够起到外部治理的作用,随着机构投资者持股比例的提高,其对公司的监督治理效果越明显,就越能够抑制控股股东“隧道”效应的发生,从而降低了股价崩盘风险。因此,本文提出如下假设:

H_{2b}:公司内外部治理水平越低时(包括董事长和总经理二职合一、独立董事比例越低、机构投资者持股比例越低),在“隧道”效应的作用下,控股股东控制权对股价崩盘风险的正向影响越显著。

同样有研究显示,当上市公司股权制衡水平越高时,控股股东的“隧道”效应越不明显(朱红军、汪辉,2004)。股权制衡水平较高时,其他大股东对控股股东的监督约束力更强,减少了控股股东的“掏空”效应,从而降低了股价崩盘风险。因此,本文提出如下假设:

H_{2c}:股权制衡水平越低时,在“隧道”效应的作用下,控股股东控制权与股价崩盘风险的正相关关系越显著。

三、研究设计

1. 样本与数据

本文以2003—2015年中国沪深股市为样本,借鉴已有研究(许年行等,2012),样本选择过程如下:首先,剔除金融类上市公司、当年上市的公司和ST公司,因为这三类公司在信息披露水平、内外部治理水平、控股股东控制权分布等方面与其他公司不同;其次,剔除年交易周数小于30周的样本,因为计算股价崩盘风险的两个指标都需要用到周交易数据,小于30周可能会导致指标的计算存在偏误;随后,对变量值有缺失的样本进行剔除,最终样本数为20339个。同时,本文对所有连续变量进行缩尾处理(1%和99%水平上),以防止极端值对实证研究结论带来影响。文中股价崩盘风险指标计算过程中用到的变量来自于WIND数据库,其他财务指标均来自于CSMAR数据库。

2. 因变量、自变量设计

(1)股价崩盘风险指标的设计。根据前人研究(Jin & Myers,2006;Kim等,2011),本文采用NCRS和DUN作为股价崩盘风险的衡量指标。股价崩盘风险的第一个衡量指标NCRS(Negative Conditional Return Skewness)是经过市场收益调整后的个股周收益负偏态系数。计算步骤如下:

第一步,求经过市场收益调整后的个股收益的残差,公式如下:

$$r_{i,t} = \alpha_i + \beta_1 \times r_{m,t-2} + \beta_2 \times r_{m,t-1} + \beta_3 \times r_{m,t} + \beta_4 \times r_{m,t+1} + \beta_5 \times r_{m,t+2} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

式中, $r_{i,t}$ 是指公司*i*第*t*周的收益率; $r_{m,t}$ 是经过调整的第*t*周的市场收益率(利用流通市值和现金红利再投资调整);残差 $\varepsilon_{i,t}$ 表示经过市场调整后的个股周收益率。

第二步,计算出个股的周收益率 $w_{i,t} = \ln(1 + \varepsilon_{i,t})$ 。

第三步,计算出股价崩盘风险的衡量指标NCRS,公式如下:

$$NCRS_{i,t} = - [n \times (n - 1)^{3/2} \times \sum w_{i,t}^3] / [(n - 1) \times (n - 2) \times (\sum w_{i,t}^2)^{3/2}] \quad (2)$$

股价崩盘风险的第二个衡量指标DUN是股票周收益率的上下波动比例。计算公式如下:

$$DUN_{i,t} = \ln \left\{ \frac{[(n_u - 1) \times \sum_{down} w_{i,t}^2]}{[(n_d - 1) \times \sum_{up} w_{i,t}^2]} \right\} \quad (3)$$

式中, n_d 表示某一只股票周回报率小于其平均周回报率的周数, 反之, n_u 表示某一只股票周回报率大于等于其平均周回报率的周数

(2) 控股股东控制权的度量。参考甄红线等(2015)的研究和计算方法, 本文用实际控制人拥有上市公司控制权比例作为控股股东控制权的衡量指标, 记为 *Real*。

(3) 其他变量。参照已有研究(Kim 等, 2011; 许年行等, 2012), 本文主要采用以下九个变量作为控制变量, 包括: 滞后一期的 *NCRS*、滞后一期的 *Eturnover* (股票月超额换手率的均值)、滞后一期的 *Rfluc* (股票周收益率的波动)、滞后一期的 *Mreturn* (股票周收益率的均值)、滞后一期的 *LNasset* (公司规模)、滞后一期的 *ROA* (公司业绩)、滞后一期的 *MB* (市值账面比)、滞后一期的 *LEV* (公司负债率)、滞后一期的 *ABACC* (公司信息不对称程度)。此外, 本文还控制了 *Year* (年度) 和 *Ind* (行业) 固定效应。在进一步研究和后续一系列的稳健性检验中, 本文用到的其他变量包括: *Asy* (信息不对称程度的虚拟变量)、*Sep1* 和 *Sep2* (两权分离度)、*Duality* (董事长与总经理是否二职合一)、*Iholding* (机构投资者持股比例高低)、*Idirector* (独立董事比例高低)、*Shrs* (股权制衡)、*Cscore* (会计稳健性) 和 *Bsize* (董事会规模)。具体如表 1 所示。

表 1 变量计算及说明

| 变量 | 名称及计算说明 |
|--------------------------------|---|
| <i>NCRS_t</i> | 股价崩盘风险的第一个衡量指标, 计算过程见上文 |
| <i>DUN_t</i> | 股价崩盘风险的第二个衡量指标, 计算过程见上文 |
| <i>Real_{t-1}</i> | 第 $t-1$ 年年末公司控股股东的控制权 |
| <i>Eturnover_{t-1}</i> | 月超额换手率的均值 = 第 $t-1$ 年股票 i 的月平均换手率 - 第 $t-2$ 年股票 i 的月平均换手率 |
| <i>Mreturn_{t-1}</i> | 某只股票一年内的周收益率的平均值 |
| <i>Rfluc_{t-1}</i> | 某只股票一年内周收益率的波动 (即标准差) |
| <i>LNasset_{t-1}</i> | 公司规模 = LN(总资产) |
| <i>ROA_{t-1}</i> | 企业年末的资产收益率 |
| <i>LEV_{t-1}</i> | 企业年末的资产负债率 |
| <i>MB_{t-1}</i> | 某只股票年末的市值账面比 |
| <i>ABACC_{t-1}</i> | 通过修正琼斯模型计算的信息不对称程度 |
| <i>Asy_{t-1}</i> | 信息不对称程度的虚拟变量, <i>ABACC</i> 小于行业一年度均值时, 取值为 0, 否则为 1 |
| <i>Sep1</i> | 是否两权分离, 是为 1, 否为 0 |
| <i>Sep2</i> | 两权分离度的高低, 两权分离度大于等于均值为 1, 否则为 0 |
| <i>Duality_{t-1}</i> | 董事长与总经理是否二职合一, 是为 1, 否为 0 |
| <i>Idirector_{t-1}</i> | 企业年末独立董事的比例 |
| <i>Iholding_{t-1}</i> | 企业年末机构投资者的持股比例 |
| <i>Shrs_{t-1}</i> | 股权制衡度 = 公司第 2 至第 10 大股东的持股比例之和除以第一大股东持股比例 |
| <i>Bsize_{t-1}</i> | 为第 $t-1$ 年年末企业 i 的董事会规模 |
| <i>Cscore_{t-1}</i> | 根据 Khan & Warrs's (2009) 的公式计算得来, 衡量会计稳健性 |

资料来源: 本文整理

3. 模型设计

为了检验本文的假设 H_{1a} 和假设 H_{1b} , 具体如下模型:

$$Crash_t = \alpha + \beta_1 \times Real_{(t-1)} + \sum_{i=2}^m \beta_i \times Controlvariables_{(t-1)} + Year + Ind + \varepsilon \quad (4)$$

模型中, *Crash* 代表股价崩盘风险, 主要用 *NCRS* 和 *DUN* 两个指标来衡量。 *Real*_(*t*-1) 是第 *t*-1 年年末上市公司控股股东控制权。 *Controlvariables* 代指本文的所有控制变量, 包括表 1 中滞后一期的 *NCRS*、滞后一期的 *Eturnover*、滞后一期的 *Rfluc* 等。此外, 模型还控制了年度效应和行业效应的影响。由假设 *H*_{1a} 和假设 *H*_{1b} 可知, β_1 的系数可能为正或负。为了检验 *H*_{2a}、假设 *H*_{2b}、假设 *H*_{2c} 等假设, 本文按照两权分离度、董事长与总经理是否二职合一、独立董事比例、机构投资者持股比例、股权制衡水平等对样本进行分组检验。在进一步分析中, 本文按照是否国有企业、业绩好坏、信息不对称程度的高低对样本进行分组检验。

四、实证分析

1. 描述性统计

表 2 的结果表明, *NCRS* 的均值为 -0.280, *DUN* 的均值为 -0.210, 与已有研究结果非常接近(许年行等, 2012)。上市公司控股股东控制权均值为 0.400, 与李大鹏、周兵(2014)的研究结果类似。其他变量的均值、极值分布与已有研究比较接近, 都在合理范围之内。

表 2 描述性统计

| 变量 | 最小值 | 最大值 | 均值 | 中位数 | 标准差 | 样本 |
|------------------|---------|--------|--------|---------|--------|-------|
| <i>NCRS</i> | -1.710 | 0.900 | -0.280 | -0.0700 | 0.660 | 20339 |
| <i>DUN</i> | -1.830 | 1.100 | -0.210 | -0.120 | 0.680 | 20339 |
| <i>Real</i> | 0.110 | 0.760 | 0.400 | 0.390 | 0.160 | 20339 |
| <i>Eturnover</i> | -154.4 | 87.65 | -3.480 | 0.670 | 40.05 | 20339 |
| <i>Mreturn</i> | -0.0200 | 0.0400 | 0.0100 | 0 | 0.0100 | 20339 |
| <i>Rfluc</i> | 0.0300 | 0.160 | 0.0700 | 0.0600 | 0.0300 | 20339 |
| <i>LNasset</i> | 18.99 | 26.25 | 21.63 | 21.50 | 1.200 | 20339 |
| <i>ROA</i> | -0.280 | 0.190 | 0.0300 | 0.0300 | 0.0600 | 20339 |
| <i>LEV</i> | 0.0500 | 1.200 | 0.480 | 0.490 | 0.220 | 20339 |
| <i>MB</i> | 0.150 | 11.16 | 1.890 | 1.350 | 1.790 | 20339 |
| <i>ABACC</i> | 0 | 1.110 | 0.140 | 0.0900 | 0.170 | 20339 |

资料来源: 本文整理

2. 相关关系分析

表 3 是主要变量的相关系数分析结果, 结果表明: 股价崩盘风险的两个指标相关系数较高且在 0.01 统计水平上显著正相关, 说明两个指标的选取合理且比较一致。控股股东控制权 (*Real*) 在 0.05 水平上与股价崩盘风险的两个指标显著正相关, 说明在不考虑其他因素的影响时, 控股股东控制权与股价崩盘风险显著正相关, 不支持假设 *H*_{1a}, 支持假设 *H*_{1b}, 而其他控制变量都至少在 0.1 统计水平上与股价崩盘风险的两个指标显著相关。

表 3 变量的 Pearson 和 Spearman 相关系数

| 变量 | <i>NCRS</i> | <i>DUN</i> | <i>Real</i> | <i>Eturnover</i> | <i>Mreturn</i> | <i>Rfluc</i> | <i>LNASSET</i> | <i>ROA</i> | <i>LEV</i> | <i>MB</i> | <i>ABACC</i> |
|-------------|-------------|------------|-------------|------------------|----------------|--------------|----------------|------------|------------|-----------|--------------|
| <i>NCRS</i> | 1 | 0.93 *** | 0.01 ** | -0.31 *** | -0.36 *** | 0.21 *** | 0.06 *** | 0.04 *** | -0.03 *** | -0.01 | -0.04 *** |
| <i>DUN</i> | 0.97 *** | 1 | 0.01 ** | -0.23 *** | -0.38 *** | 0.17 *** | 0.03 *** | -0.01 | -0.03 *** | -0.10 *** | -0.05 *** |

| 变量 | <i>NCRS</i> | <i>DUN</i> | <i>Real</i> | <i>Eturnover</i> | <i>Mreturn</i> | <i>Rfluc</i> | <i>LNASSET</i> | <i>ROA</i> | <i>LEV</i> | <i>MB</i> | <i>ABACC</i> |
|------------------|-------------|------------|-------------|------------------|----------------|--------------|----------------|------------|------------|-----------|--------------|
| <i>Real</i> | 0.01 ** | 0.02 ** | 1 | -0.07 *** | -0.05 *** | -0.11 *** | 0.20 *** | 0.13 *** | -0.03 *** | -0.09 *** | -0.06 *** |
| <i>Eturnover</i> | -0.23 *** | -0.21 *** | -0.07 *** | 1 | 0.56 *** | 0.27 *** | 0.03 *** | -0.09 *** | 0.08 *** | 0.06 *** | 0.02 *** |
| <i>Mreturn</i> | -0.32 *** | -0.36 *** | -0.05 *** | 0.50 *** | 1 | 0.39 *** | 0.01 | 0.14 *** | -0.03 *** | 0.42 *** | 0.03 *** |
| <i>Rfluc</i> | 0.25 *** | 0.20 *** | -0.10 *** | 0.22 *** | 0.44 *** | 1 | -0.13 *** | -0.06 *** | 0.04 *** | 0.29 *** | 0.08 *** |
| <i>LNASSET</i> | 0.03 *** | 0.02 ** | 0.24 *** | 0.05 *** | -0.02 ** | -0.11 *** | 1 | 0.10 *** | 0.29 *** | -0.45 *** | -0.18 *** |
| <i>ROA</i> | 0.02 * | -0.01 | 0.13 *** | -0.08 *** | 0.13 *** | -0.07 *** | 0.15 *** | 1 | -0.42 *** | 0.37 *** | -0.09 *** |
| <i>LEV</i> | -0.02 ** | -0.02 ** | -0.04 *** | 0.12 *** | -0.02 ** | 0.04 *** | 0.22 *** | -0.44 *** | 1 | -0.53 *** | 0.10 *** |
| <i>MB</i> | 0.01 | -0.05 *** | -0.09 *** | 0.03 *** | 0.41 *** | 0.32 *** | -0.38 *** | 0.20 *** | -0.32 *** | 1 | 0.10 *** |
| <i>ABACC</i> | -0.02 *** | -0.03 *** | -0.07 *** | 0.03 *** | 0.06 *** | 0.08 *** | -0.21 *** | -0.06 *** | 0.20 *** | 0.21 *** | 1 |

注:***、**、*分别代表0.01、0.05和0.1统计水平上显著;由于Word文档宽度的限制,本表中的数值都只保留到小数点后两位;下三角是Pearson相关分析的结果,上三角是Spearman相关分析的结果

资料来源:本文整理

3. 单变量分析

按照控股股东控制权高低分组,单变量分析的结果如表4所示。控股股东控制权较高的样本组中,*NCRS*的均值为-0.269,*DUN*的均值为-0.197,而在控股股东控制权较低的样本组中,*NCRS*的均值为-0.281,*DUN*的均值为-0.217,说明控股股东控制权较高的样本组中,股价崩盘风险两个指标的均值都较大。两组样本均值的差异在0.05水平上显著,说明控股股东控制权越高,股价崩盘风险越高,与假设H_{1b}预期一致。其他变量在两组样本中都有显著差异,符合预期。当然,这是不考虑其他因素影响的结果,为了进一步控制其他因素的影响,还需要进行回归分析。

表4 单变量分析(按控股股东控制权高低分组)

| 变量符号 | 控制权低 | | 控制权高 | | 差异 T 检验 |
|------------------|-------|--------|------|--------|------------|
| | 样本量 | 均值 | 样本量 | 均值 | T 检验 |
| <i>NCRS</i> | 10834 | -0.281 | 9505 | -0.269 | -0.012 ** |
| <i>DUN</i> | 10834 | -0.217 | 9505 | -0.197 | -0.020 ** |
| <i>Eturnover</i> | 10834 | -1.24 | 9505 | -6.043 | 4.803 *** |
| <i>Mreturn</i> | 10834 | 0.006 | 9505 | 0.005 | 0.001 *** |
| <i>Rfluc</i> | 10834 | 0.068 | 9505 | 0.065 | 0.004 *** |
| <i>LNasset</i> | 10834 | 21.403 | 9505 | 21.882 | -0.479 *** |
| <i>ROA</i> | 10834 | 0.024 | 9505 | 0.039 | -0.014 *** |
| <i>LEV</i> | 10834 | 0.492 | 9505 | 0.474 | 0.018 *** |
| <i>MB</i> | 10834 | 2.001 | 9505 | 1.762 | 0.238 *** |
| <i>ABACC</i> | 10834 | 0.149 | 9505 | 0.125 | 0.024 *** |

注:***、**、*分别代表0.01、0.05和0.1统计水平上显著

资料来源:本文整理

4. 控股股东控制权与股价崩盘风险的回归分析

回归分析的结果如表5所示,模型(1)和模型(3)是单独纳入控股股东控制权时的回归结果,结果表明无论采用*NCRS*还是采用*DUN*,控股股东控制权与股价崩盘风险在0.01水平上显著正相关;模型(2)和模型(4)是纳入相关控制变量后的回归结果,结果显示,控股股东控制权与股价崩盘风险分别在

0.05 和 0.01 水平上显著正相关。控制变量中,滞后一期的股价崩盘风险 $NCRS_{(t-1)}$ 在 0.1 水平上显著负相关,滞后一期的公司规模 $LNasset_{(t-1)}$ 在 0.1 水平上显著正相关,与已有研究结果(Kim 等, 2011;许年行等,2012)基本一致。总之,在控制相关变量后,控股股东控制权与股价崩盘风险显著正相关,不支持假设 H_{1a} ,支持假设 H_{1b} 。

表 5 回归分析结果

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) | 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) |
|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|-----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| | $NCRS_t$ | $NCRS_t$ | DUN_t | DUN_t | | $NCRS_t$ | $NCRS_t$ | DUN_t | DUN_t |
| $Real_{(t-1)}$ | 0.0283*** (2.89) | 0.0228** (2.38) | 0.0353*** (3.18) | 0.0285*** (2.61) | $LEV_{(t-1)}$ | | 0.0102 (1.28) | | 0.0121 (1.33) |
| $NCRS_{(t-1)}$ | | -0.0229* (-1.83) | | -0.0260* (-1.80) | $MB_{(t-1)}$ | | 0.00111 (1.00) | | 0.00125 (0.98) |
| $Eturnover_{(t-1)}$ | | -0.00204 (-0.53) | | -0.00426 (-0.96) | $ABACC_{(t-1)}$ | | -0.00411 (-0.52) | | -0.00640 (-0.70) |
| $Mreturn_{(t-1)}$ | | 0.213 (1.04) | | 0.192 (0.82) | Constant | 0.643**** (52.29) | 0.544**** (12.92) | 0.720**** (51.69) | 0.594**** (12.34) |
| $Rfluc_{(t-1)}$ | | -0.0249 (-0.27) | | 0.00948 (0.09) | Year | Control | Control | Control | Control |
| | | | | | Ind | Control | Control | Control | Control |
| $LNasset_{(t-1)}$ | | 0.00257* (1.72) | | 0.00344* (1.90) | N | 20339 | 20339 | 20339 | 20339 |
| | | | | | Within R ² | 0.9576 | 0.9576 | 0.9468 | 0.9469 |
| $ROA_{(t-1)}$ | | 0.0190 (0.80) | | 0.0201 (0.74) | | | | | |

注:****、***、**、* 分别代表 0.001、0.01、0.05 和 0.1 统计水平上显著
资料来源:本文整理

5. 不同情境下控股股东控制权对股价崩盘风险的影响

根据前文分析,控股股东在两权分离度较高、公司内外部治理水平较低、股权制衡水平较低时,更有能力和机会对上市公司进行“掏空”,从而形成“隧道”效应(姜付秀等,2015)。因此,本文拟从以上三个方面对控股股东控制权如何影响股价崩盘风险进行检验。

(1)两权分离度的分组检验。本文用两种方法衡量两权分离度,并对其进行分组检验,结果如表 6 所示。模型(1)~模型(4)按照是否两权分离进行分组检验,结果表明:两权分离时,控股股东控制权对股价崩盘风险的正向影响在 0.05 水平上显著,而没有两权分离时,两者的相关关系并不显著;模型(5)至模型(8)按照两权分离度是否大于等于均值进行分组检验,结果与模型(1)至模型(4)完全一致。以上结果表明:当两权分离度越高时,控股股东控制权对股价崩盘风险的正向影响越显著,支持假设 H_{2a} 。

表 6 两权分离度分组检验结果

| 变量 | 按 Sep1 分组 | | | | 按 Sep2 分组 | | | |
|----------------|------------------|------------------|--------------------|--------------------|------------------|------------------|--------------------|--------------------|
| | Sep1 = 0 | | Sep1 = 1 | | Sep2 = 0 | | Sep2 = 1 | |
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) |
| | $NCRS_t$ | DUN_t | $NCRS_t$ | DUN_t | $NCRS_t$ | DUN_t | $NCRS_t$ | DUN_t |
| $Real_{(t-1)}$ | 0.0149 (0.89) | 0.0223 (1.15) | 0.0319** (2.10) | 0.0381** (2.19) | 0.0298 (1.38) | 0.0422 (1.63) | 0.0276** (1.97) | 0.0329** (2.10) |

| 变量 | 按 Sep1 分组 | | | | 按 Sep2 分组 | | | |
|-----------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|-----------------------|------------------------|-----------------------|----------------------|
| | Sep1 = 0 | | Sep1 = 1 | | Sep2 = 0 | | Sep2 = 1 | |
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) |
| | $NCRS_t$ | DUN_t | $NCRS_t$ | DUN_t | $NCRS_t$ | DUN_t | $NCRS_t$ | DUN_t |
| $NCRS_{(t-1)}$ | -0.0218 (-1.05) | -0.0201 (-1.01) | -0.0371 * (-1.88) | -0.0374 * (-1.95) | -0.0558 ** (-2.25) | -0.0680 *** (-2.86) | -0.0383 ** (-2.19) | -0.0272 (-1.60) |
| $Eturnover_{(t-1)}$ | -0.00292 (-0.44) | -0.00573 (-0.74) | -0.00358 (-0.62) | -0.00551 (-0.84) | 0.00219 (0.27) | 0.00112 (0.12) | -0.00511 (-0.99) | -0.00765 (-1.30) |
| $Mreturn_{(t-1)}$ | -0.343 (-0.99) | -0.448 (-1.12) | 0.832 ** (2.50) | 0.776 ** (2.04) | -0.771 * (-1.93) | -0.921 ** (-1.99) | 0.801 *** (2.68) | 0.775 ** (2.28) |
| $Rfluc_{(t-1)}$ | 0.0184 (0.12) | 0.0815 (0.45) | -0.119 (-0.80) | -0.147 (-0.86) | -0.00845 (-0.05) | 0.110 (0.51) | -0.114 (-0.84) | -0.167 (-1.09) |
| $LNasset_{(t-1)}$ | 0.00371 (1.32) | 0.00402 (1.22) | 0.00193 (0.78) | 0.00340 (1.20) | 0.00364 (1.01) | 0.00369 (0.85) | 0.00217 (0.94) | 0.00330 (1.28) |
| $ROA_{(t-1)}$ | -0.00222 (-0.06) | 0.00323 (0.07) | 0.00760 (0.18) | 0.0175 (0.37) | 0.00781 (0.16) | 0.0310 (0.56) | 0.00352 (0.10) | 0.00217 (0.05) |
| $LEV_{(t-1)}$ | 0.0165 (1.24) | 0.0213 (1.38) | 0.00419 (0.32) | 0.00528 (0.35) | 0.0280 * (1.65) | 0.0311 (1.54) | 0.00423 (0.36) | 0.00821 (0.62) |
| $MB_{(t-1)}$ | 0.00290 (1.58) | 0.00247 (1.16) | -0.000154 (-0.08) | 0.000726 (0.35) | 0.00399 * (1.66) | 0.00232 (0.82) | -0.0000451 (-0.03) | 0.00100 (0.56) |
| $ABACC_{(t-1)}$ | -0.00464 (-0.36) | -0.00456 (-0.31) | 0.00476 (0.34) | 0.00343 (0.22) | -0.00619 (-0.40) | 0.00113 (0.06) | 0.00568 (0.47) | 0.000780 (0.06) |
| <i>Constant</i> | 0.501 **** (6.75) | 0.570 **** (6.94) | 0.533 **** (8.12) | 0.575 **** (8.00) | 0.433 **** (4.70) | 0.488 **** (4.63) | 0.529 **** (8.74) | 0.600 **** (9.20) |
| <i>Year</i> | <i>Control</i> | <i>Control</i> | <i>Control</i> | <i>Control</i> | <i>Control</i> | <i>Control</i> | <i>Control</i> | <i>Control</i> |
| <i>Ind</i> | <i>Control</i> | <i>Control</i> | <i>Control</i> | <i>Control</i> | <i>Control</i> | <i>Control</i> | <i>Control</i> | <i>Control</i> |
| <i>N</i> | 7330 | 7330 | 8027 | 8027 | 5402 | 5402 | 9955 | 9955 |
| <i>Within R²</i> | 0.9560 | 0.9455 | 0.9592 | 0.9502 | 0.9570 | 0.9465 | 0.9592 | 0.9504 |

注：****、***、**、* 分别代表 0.001、0.01、0.05 和 0.1 统计水平上显著

资料来源:本文整理

(2) 内外部治理水平的分组检验。本文按照董事长与总经理是否二职合一、独立董事比例高低、机构投资者持股比例高低进行分组检验,结果如表 7 ~ 表 9 所示。表 7 是董事长与总经理是否二职合一的分组检验结果,结果显示,当董事长与总经理二职合一时,控股股东控制权与股价崩盘风险在 0.05 水平上显著正相关,而二职分离时,两者关系并不显著。说明当二职合一时,公司的治理水平较低,控股股东更容易“掏空”公司形成“隧道”效应,从而增加了股价崩盘风险。表 8 的结果与表 7 类似,结果显示,独立董事比例越低时,控股股东控制权与股价崩盘风险在 0.05 水平上显著正相关,而独立董事比例较高时,两者关系并不显著。表 9 的结果和表 7、表 8 类似,结果显示:机构投资者持股比例较低时,控股股东控制权与股价崩盘风险在 0.05 水平上显著正相关,而持股比例较高时,两者关系并不显著。综上所述,当公司内外部治理水平较低时,控股股东控制权与股价崩盘风险显著正相关,当治理水平较高时,两者关系并不显著。表明控股股东可能通过公司治理水平的路径实现对公司的“掏空”,从而影响股价崩盘风险。以上结果支持假设 H_{2b}。

表 7 董事长与总经理是否二职合一的分组检验结果

| 变量 | 二职合一 (<i>Duality</i> = 1) | | 二职不合一 (<i>Duality</i> = 0) | |
|----------------------------------|-------------------------------|------------------------|--------------------------------|------------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| | <i>NCRS_t</i> | <i>DUN_t</i> | <i>NCRS_t</i> | <i>DUN_t</i> |
| <i>Real_(t-1)</i> | 0.0932 ** (2.51) | 0.101 ** (2.36) | 0.0155 (1.11) | 0.0207 (1.31) |
| <i>NCRS_(t-1)</i> | -0.0905 * (-1.82) | -0.110 * (-1.91) | -0.0328 ** (-2.04) | -0.0307 * (-1.67) |
| <i>Eturnover_(t-1)</i> | 0.00241 (0.19) | 0.00134 (0.09) | -0.000631 (-0.12) | -0.00179 (-0.30) |
| <i>Mreturn_(t-1)</i> | -0.208 (-0.26) | -0.295 (-0.32) | 0.103 (0.41) | 0.0147 (0.05) |
| <i>Rfluc_(t-1)</i> | 0.713 * (1.96) | 0.792 * (1.88) | 0.0175 (0.14) | 0.0131 (0.09) |
| <i>LNasset_(t-1)</i> | 0.00498 (0.77) | 0.00360 (0.48) | 0.00254 (1.14) | 0.00334 (1.32) |
| <i>ROA_(t-1)</i> | 0.100 (1.00) | 0.134 (1.16) | 0.0200 (0.57) | 0.0256 (0.64) |
| <i>LEV_(t-1)</i> | 0.0185 (0.60) | 0.0265 (0.75) | 0.0112 (0.95) | 0.0161 (1.20) |
| <i>MB_(t-1)</i> | 0.00274 (0.71) | 0.00337 (0.75) | 0.00120 (0.78) | 0.00168 (0.96) |
| <i>ABACC_(t-1)</i> | -0.00183 (-0.06) | -0.00893 (-0.25) | -0.00678 (-0.63) | -0.00265 (-0.21) |
| <i>Constant</i> | 0.262 (1.52) | 0.335 * (1.69) | 0.553 **** (9.57) | 0.617 **** (9.38) |
| <i>Year</i> | <i>Control</i> | <i>Control</i> | <i>Control</i> | <i>Control</i> |
| <i>Ind</i> | <i>Control</i> | <i>Control</i> | <i>Control</i> | <i>Control</i> |
| <i>N</i> | 2158 | 2158 | 9804 | 9804 |
| <i>Within R²</i> | 0.9400 | 0.9242 | 0.9648 | 0.9560 |

注：****、***、**、* 分别代表 0.001、0.01、0.05 和 0.1 统计水平上显著

资料来源：本文整理

表 8 独立董事比例分组检验结果

| 变量 | 独立董事比例高 (<i>Idirector</i> = 1) | | 独立董事比例低 (<i>Idirector</i> = 0) | |
|----------------------------------|------------------------------------|------------------------|------------------------------------|------------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| | <i>NCRS_t</i> | <i>DUN_t</i> | <i>NCRS_t</i> | <i>DUN_t</i> |
| <i>Real_(t-1)</i> | 0.0354 (1.54) | 0.0316 (1.16) | 0.0264 ** (1.97) | 0.0362 ** (2.37) |
| <i>NCRS_(t-1)</i> | -0.0607 ** (-2.44) | -0.0665 ** (-2.36) | -0.0228 (-1.18) | -0.0245 (-1.09) |
| <i>Eturnover_(t-1)</i> | 0.00153 (0.20) | 0.000757 (0.09) | 0.00137 (0.24) | 0.0001 (0.00) |
| <i>Mreturn_(t-1)</i> | 0.193 (0.49) | 0.195 (0.43) | 0.274 (0.93) | 0.162 (0.47) |
| <i>Rfluc_(t-1)</i> | -0.0321 (-0.17) | -0.0378 (-0.17) | 0.145 (1.04) | 0.160 (0.99) |
| <i>LNasset_(t-1)</i> | 0.00265 (0.73) | 0.00329 (0.77) | 0.00162 (0.72) | 0.00201 (0.78) |
| <i>ROA_(t-1)</i> | 0.0175 (0.33) | 0.0406 (0.67) | -0.0140 (-0.36) | -0.0186 (-0.42) |
| <i>LEV_(t-1)</i> | 0.0286 (1.52) | 0.0324 (1.48) | -0.00403 (-0.34) | 0.000530 (0.04) |
| <i>MB_(t-1)</i> | 0.00108 (0.46) | 0.000351 (0.13) | 0.000417 (0.24) | 0.00155 (0.79) |
| <i>ABACC_(t-1)</i> | 0.00890 (0.54) | 0.0106 (0.56) | -0.0101 (-0.83) | -0.0103 (-0.73) |
| <i>Constant</i> | 0.476 **** (5.13) | 0.534 **** (4.91) | 0.569 **** (9.21) | 0.638 **** (9.00) |
| <i>Year</i> | <i>Control</i> | <i>Control</i> | <i>Control</i> | <i>Control</i> |
| <i>Ind</i> | <i>Control</i> | <i>Control</i> | <i>Control</i> | <i>Control</i> |
| <i>N</i> | 5477 | 5477 | 7235 | 7235 |
| <i>Within R²</i> | 0.9567 | 0.9479 | 0.9629 | 0.9527 |

注：****、***、**、* 分别代表 0.001、0.01、0.05 和 0.1 统计水平上显著

资料来源：本文整理

表 9 机构投资者持股比例分组检验结果

| 变量 | 机构投资者持股比例高 (<i>Iholding</i> = 1) | | 机构投资者持股比例低 (<i>Iholding</i> = 0) | | 变量 | 机构投资者持股比例高 (<i>Iholding</i> = 1) | | 机构投资者持股比例低 (<i>Iholding</i> = 0) | |
|-----------------------------|--------------------------------------|------------------------|--------------------------------------|------------------------|-----------------------------|--------------------------------------|------------------------|--------------------------------------|------------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | | (1) | (2) | (3) | (4) |
| | <i>NCRS_t</i> | <i>DUN_t</i> | <i>NCRS_t</i> | <i>DUN_t</i> | | <i>NCRS_t</i> | <i>DUN_t</i> | <i>NCRS_t</i> | <i>DUN_t</i> |
| <i>Real_(t-1)</i> | 0.00542 (0.25) | 0.00721 (0.28) | 0.0375 ** (2.36) | 0.0435 ** (2.42) | <i>NCRS_(t-1)</i> | -0.0832 **** (-3.82) | -0.101 **** (-4.10) | -0.0455 ** (-2.21) | -0.0427 * (-1.79) |

| 变量 | 机构投资者持股比例高 (<i>Iholding</i> = 1) | | 机构投资者持股比例低 (<i>Iholding</i> = 0) | | 变量 | 机构投资者持股比例高 (<i>Iholding</i> = 1) | | 机构投资者持股比例低 (<i>Iholding</i> = 0) | |
|----------------------------------|--------------------------------------|------------------------|--------------------------------------|------------------------|------------------------------|--------------------------------------|------------------------|--------------------------------------|------------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | | (1) | (2) | (3) | (4) |
| | <i>NCRS_t</i> | <i>DUN_t</i> | <i>NCRS_t</i> | <i>DUN_t</i> | | <i>NCRS_t</i> | <i>DUN_t</i> | <i>NCRS_t</i> | <i>DUN_t</i> |
| <i>Eturnover_(t-1)</i> | 0.00820 (1.09) | 0.00176 (0.20) | -0.00378 (-0.63) | -0.00334 (-0.48) | <i>MB_(t-1)</i> | 0.00184 (0.85) | 0.00106 (0.43) | 0.000910 (0.49) | 0.00193 (0.90) |
| <i>Mreturn_(t-1)</i> | -0.397 (-1.14) | -0.647 (-1.64) | 0.632 ** (1.98) | 0.712 * (1.93) | <i>ABACC_(t-1)</i> | -0.00643 (-0.40) | 0.00217 (0.12) | -0.00181 (-0.14) | -0.00319 (-0.22) |
| <i>Rfluc_(t-1)</i> | -0.0108 (-0.06) | 0.110 (0.53) | 0.0791 (0.54) | 0.0207 (0.12) | <i>Constant</i> | 0.395 **** (4.31) | 0.421 **** (3.97) | 0.500 **** (7.29) | 0.565 **** (7.22) |
| <i>LNasset_(t-1)</i> | 0.00560 (1.53) | 0.00628 (1.47) | 0.00260 (1.00) | 0.00366 (1.25) | <i>Year</i> | <i>Control</i> | <i>Control</i> | <i>Control</i> | <i>Control</i> |
| | | | | | <i>Ind</i> | <i>Control</i> | <i>Control</i> | <i>Control</i> | <i>Control</i> |
| <i>ROA_(t-1)</i> | 0.0787 (1.49) | 0.107 * (1.77) | -0.0241 (-0.60) | -0.0277 (-0.60) | <i>N</i> | 4285 | 4285 | 8494 | 8494 |
| <i>LEV_(t-1)</i> | 0.0204 (1.11) | 0.0240 (1.14) | 0.00582 (0.43) | 0.00982 (0.64) | <i>Within R²</i> | 0.9663 | 0.9607 | 0.9573 | 0.9450 |

注：****、***、**、* 分别代表 0.001、0.01、0.05 和 0.1 统计水平上显著
资料来源：本文整理

(3) 股权制衡水平的分组检验。本文用第二大至第十大股东持股比例之和除以第一大股东的持股比例来度量股权制衡水平(朱红军、汪辉,2004)。按股权制衡水平的高低进行分组检验,如表 10 所示。结果显示:股权制衡水平较低时,控股股东控制权与股价崩盘风险在 0.05 水平上显著正相关,而股权制衡水平较高时,两者关系并不显著,支持假设 H_{2c}。

表 10 股权制衡水平分组检验结果

| 变量 | 股权制衡水平高 (<i>Shrs</i> = 1) | | 股权制衡水平低 (<i>Shrs</i> = 0) | | 变量 | 股权制衡水平高 (<i>Shrs</i> = 1) | | 股权制衡水平低 (<i>Shrs</i> = 0) | |
|----------------------------------|-------------------------------|------------------------|-------------------------------|------------------------|------------------------------|-------------------------------|------------------------|-------------------------------|------------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | | (1) | (2) | (3) | (4) |
| | <i>NCRS_t</i> | <i>DUN_t</i> | <i>NCRS_t</i> | <i>DUN_t</i> | | <i>NCRS_t</i> | <i>DUN_t</i> | <i>NCRS_t</i> | <i>DUN_t</i> |
| <i>Real_(t-1)</i> | 0.0143 (0.67) | 0.0147 (0.60) | 0.0482 ** (2.36) | 0.0556 ** (2.36) | <i>LEV_(t-1)</i> | 0.0138 (0.88) | 0.0196 (1.09) | 0.00234 (0.14) | 0.00978 (0.52) |
| <i>NCRS_(t-1)</i> | -0.0421 * (-1.87) | -0.0473 * (-1.81) | -0.101 **** (-4.94) | -0.111 **** (-4.77) | <i>MB_(t-1)</i> | 0.000838 (0.43) | 0.000624 (0.28) | 0.00126 (0.58) | 0.00244 (0.98) |
| <i>Eturnover_(t-1)</i> | 0.00382 (0.61) | 0.00126 (0.17) | 0.00247 (0.34) | 0.00241 (0.29) | <i>ABACC_(t-1)</i> | 0.0128 (0.90) | 0.0223 (1.35) | -0.0208 (-1.49) | -0.0279 * (-1.75) |
| <i>Mreturn_(t-1)</i> | 0.263 (0.77) | 0.137 (0.35) | 0.329 (1.01) | 0.346 (0.92) | <i>Constant</i> | 0.520 **** (6.53) | 0.574 **** (6.26) | 0.356 **** (4.18) | 0.397 **** (4.05) |
| <i>Rfluc_(t-1)</i> | 0.133 (0.80) | 0.207 (1.08) | -0.0628 (-0.39) | -0.123 (-0.67) | <i>Year</i> | <i>Control</i> | <i>Control</i> | <i>Control</i> | <i>Control</i> |
| | | | | | <i>Ind</i> | <i>Control</i> | <i>Control</i> | <i>Control</i> | <i>Control</i> |
| <i>LNasset_(t-1)</i> | 0.00281 (0.93) | 0.00379 (1.09) | 0.00522 (1.52) | 0.00608 (1.53) | <i>N</i> | 5496 | 5496 | 7282 | 7282 |
| | | | | | <i>Within R²</i> | 0.9642 | 0.9547 | 0.9597 | 0.9499 |
| <i>ROA_(t-1)</i> | 0.0202 (0.43) | 0.0384 (0.70) | -0.0140 (-0.31) | -0.0116 (-0.23) | | | | | |

注：****、***、**、* 分别代表 0.001、0.01、0.05 和 0.1 统计水平上显著
资料来源：本文整理

五、进一步分析

已有研究指出,引起股价崩盘的一个重要原因是上市公司信息不对称程度较高(Jin & Myers,2006;

Hutton 等,2009)。为此,借鉴已有研究,本文用 *ABACC* (具体说明如表 1 所示) 作为衡量公司信息不对称程度的指标。当 *ABACC* 小于所有上市公司按年度—行业计算的均值时,取值为 0,即 $Asy = 0$, 否则 $Asy = 1$ 。将样本分成信息不对称程度较低和较高两组,对以上结果进行检验,如表 11 所示。模型(1)~模型(4)的结果显示:在信息不对称程度较高的样本组中,控股股东控制权与股价崩盘风险显著正相关;在信息不对称程度较低的样本组中,两者正相关但不显著,与 Kim 等(2011)的结果基本一致。

表 11 分组检验结果(信息不对称程度高低分组)

| 变量 | 信息不对称程度较低 ($Asy = 0$) | | 信息不对称程度较高 ($Asy = 1$) | | 变量 | 信息不对称程度较低 ($Asy = 0$) | | 信息不对称程度较高 ($Asy = 1$) | |
|---------------------|----------------------------|--------------------|----------------------------|---------------------|-----------------|----------------------------|----------------------|----------------------------|----------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | | (1) | (2) | (3) | (4) |
| | $NCRS_t$ | DUN_t | $NCRS_t$ | DUN_t | | $NCRS_t$ | DUN_t | $NCRS_t$ | DUN_t |
| $Real_{(t-1)}$ | 0.0102 (0.47) | 0.0151 (0.59) | 0.0343 ** (2.37) | 0.0398 ** (2.48) | $LEV_{(t-1)}$ | 0.00216 (0.13) | 0.00748 (0.38) | 0.0146 (1.09) | 0.0163 (1.09) |
| $NCRS_{(t-1)}$ | -0.0318 (-1.22) | -0.0414 (-1.37) | -0.0356 * (-1.85) | -0.0348 (-1.58) | $MB_{(t-1)}$ | -0.00147 (-0.71) | -0.00152 (-0.63) | 0.00169 (0.82) | 0.00168 (0.72) |
| $Eturnover_{(t-1)}$ | 0.0107 (1.13) | 0.0121 (1.10) | -0.00364 (-0.67) | -0.00603 (-0.97) | $ABACC_{(t-1)}$ | 0.00238 (0.16) | 0.0123 (0.69) | -0.0142 (-1.04) | -0.0189 (-1.22) |
| $Mreturn_{(t-1)}$ | 0.238 (0.56) | 0.307 (0.62) | 0.260 (0.88) | 0.182 (0.54) | $Constant$ | 0.552 **** (6.19) | 0.607 **** (5.82) | 0.515 **** (7.92) | 0.577 **** (7.94) |
| $Rfluc_{(t-1)}$ | -0.0338 (-0.17) | -0.0469 (-0.20) | 0.0716 (0.51) | 0.0944 (0.59) | $Year$ | $Control$ | $Control$ | $Control$ | $Control$ |
| | | | | | Ind | $Control$ | $Control$ | $Control$ | $Control$ |
| $LNasset_{(t-1)}$ | 0.00250 (0.73) | 0.00285 (0.71) | 0.00276 (1.13) | 0.00368 (1.36) | N | 3600 | 3600 | 9179 | 9179 |
| | | | | | $Within R^2$ | 0.9511 | 0.9498 | 0.9648 | 0.9560 |
| $ROA_{(t-1)}$ | 0.0335 (0.82) | 0.0441 (0.93) | 0.0550 (0.88) | 0.0888 (1.26) | | | | | |

注:****、***、**、* 分别代表 0.001、0.01、0.05 和 0.1 统计水平上显著

资料来源:本文整理

同时,控股股东的“隧道”效应在不同企业性质和不同业绩的公司中可能存在差异。因此,本文继续按照国有一非国有、业绩好坏对样本进行分组检验,结果如表 12 所示。研究结果显示:在非国有企业和业绩较好的样本组中,控股股东控制权与股价崩盘风险显著正相关。结果表明:非国有企业中,控股股东的“隧道”效应比国有企业更严重,同时,也说明在公司业绩较好的时候,控股股东更有可能进行“掏空”,而在业绩不好的时候,控股股东可能会减少“掏空”行为(郑国坚等,2013)。

表 12 分组检验结果(按企业性质与业绩好坏分组)

| 变量 | 企业性质分组 | | | | 业绩好坏分组 | | | |
|---------------------|-------------------|-------------------|---------------------|---------------------|----------------------|-----------------------|-------------------------|------------------------|
| | 国有 | | 非国有 | | 业绩好 | | 业绩坏 | |
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) |
| | $NCRS_t$ | DUN_t | $NCRS_t$ | DUN_t | $NCRS_t$ | DUN_t | $NCRS_t$ | DUN_t |
| $Real_{(t-1)}$ | 0.00256 (0.27) | 0.00405 (0.38) | 0.0312 ** (2.28) | 0.0392 ** (2.49) | 0.0323 *** (2.65) | 0.0351 ** (2.53) | 0.00710 (0.41) | 0.0152 (0.75) |
| $NCRS_{(t-1)}$ | 0.0118 (0.81) | 0.0120 (0.71) | 0.0226 (1.11) | 0.0168 (0.71) | -0.0244 (-1.50) | -0.0386 ** (-2.11) | -0.0673 **** (-3.64) | -0.0709 *** (-3.27) |
| $Eturnover_{(t-1)}$ | 0.00520 (0.90) | 0.00176 (0.27) | -0.00599 (-1.11) | -0.00767 (-1.23) | -0.00268 (-0.56) | -0.00768 (-1.43) | 0.000991 (0.16) | 0.00194 (0.27) |
| $Mreturn_{(t-1)}$ | 0.346 (1.39) | 0.388 (1.36) | -0.234 (-0.71) | -0.294 (-0.77) | -0.0582 (-0.22) | -0.128 (-0.44) | 0.344 (1.08) | 0.263 (0.70) |

| 变量 | 企业性质分组 | | | | 业绩好坏分组 | | | |
|-----------------------|----------------------|----------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| | 国有 | | 非国有 | | 业绩好 | | 业绩坏 | |
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) |
| | $NCRS_t$ | DUN_t | $NCRS_t$ | DUN_t | $NCRS_t$ | DUN_t | $NCRS_t$ | DUN_t |
| $Rfluc_{(t-1)}$ | -0.0169 (-0.15) | 0.00732 (0.06) | 0.0758 (0.53) | 0.130 (0.79) | 0.0136 (0.11) | 0.0694 (0.50) | -0.0513 (-0.37) | 0.00393 (0.02) |
| $LNasset_{(t-1)}$ | 0.00174 (1.21) | 0.00222 (1.34) | 0.00313 (1.25) | 0.00490* (1.70) | 0.00341* (1.67) | 0.00476** (2.05) | 0.00272 (0.94) | 0.00252 (0.74) |
| $ROA_{(t-1)}$ | 0.00508 (0.18) | -0.00321 (-0.10) | 0.0429 (1.21) | 0.0506 (1.24) | 0.0495 (1.36) | 0.0452 (1.10) | -0.0246 (-0.72) | -0.0338 (-0.84) |
| $LEV_{(t-1)}$ | -0.00842 (-0.96) | -0.0142 (-1.41) | 0.0231** (2.04) | 0.0282** (2.17) | 0.0189* (1.69) | 0.0207 (1.63) | 0.00399 (0.31) | 0.00994 (0.65) |
| $MB_{(t-1)}$ | 0.000373 (0.27) | 0.000221 (0.14) | 0.00341** (2.24) | 0.00415** (2.36) | 0.000993 (0.72) | 0.00178 (1.14) | 0.000925 (0.47) | 0.000194 (0.08) |
| $ABACC_{(t-1)}$ | 0.00345 (0.35) | 0.00420 (0.37) | -0.00924 (-0.77) | -0.0147 (-1.07) | -0.00734 (-0.67) | -0.00781 (-0.63) | 0.00421 (0.37) | 0.00207 (0.15) |
| Constant | 0.673**** (16.00) | 0.744**** (15.42) | 0.553**** (8.24) | 0.572**** (7.40) | 0.529**** (9.71) | 0.558**** (9.04) | 0.466**** (6.38) | 0.533**** (6.26) |
| Year | Control | Control | Control | Control | Control | Control | Control | Control |
| Ind | Control | Control | Control | Control | Control | Control | Control | Control |
| N | 8680 | 8680 | 8726 | 8726 | 8444 | 8444 | 8962 | 8962 |
| Within R ² | 0.9676 | 0.9597 | 0.9497 | 0.9369 | 0.9672 | 0.9613 | 0.9536 | 0.9403 |

注：****、***、**、* 分别代表 0.001、0.01、0.05 和 0.1 统计水平上显著

资料来源：本文整理

六、内生性及其他稳健性检验

1. 工具变量法

尽管采用滞后期的数值可以缓解模型存在的内生性问题,不过,从稳健性角度考虑,本文拟采用工具变量法对模型进行重新检验。借鉴前人研究(Kim等,2016;王化成等,2015),本文采用年度行业($Realy_i$)和年度地区($Realy_r$)中其他上市公司控股股东控制权的均值,作为本公司控股股东控制权($Real$)的工具变量。之所以选取这两个变量作为工具变量,因为它们满足两个条件:第一,相关性。由于同行业或同地区的上市公司在外部环境、行业特性等方面具有较高的相似度,因此,年度行业和年度地区中其他公司控股股东控制权的均值与本公司控股股东控制权有较高的相关性。第二,外生性。目前,还没有证据表明年度行业和年度地区中其他公司控股股东控制权的均值会影响本公司的股价崩盘风险。

表 13 工具变量(固定效应模型和差分模型)

| 变量 | 工具变量—固定效应模型 | | | 工具变量—差分模型 | | |
|-------------------|---------------------|--------------------|---------------------|---------------------|-------------------|-------------------|
| | 第一阶段 | 第二阶段 | | 第一阶段 | 第二阶段 | |
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| | $Real_{(t-1)}$ | $NCRS_t$ | DUN_t | $Real_{(t-1)}$ | $NCRS_t$ | DUN_t |
| $Real_{(t-1)}$ | — | 0.341** (0.134) | 0.406*** (0.155) | — | 1.807* (0.934) | 1.786* (1.062) |
| $Realy_i_{(t-1)}$ | 0.268*** (0.026) | | | 0.268*** (0.026) | | |
| $Realy_r_{(t-1)}$ | 0.241*** (0.019) | | | 0.241*** (0.019) | | |

| 变量 | 工具变量—固定效应模型 | | | 工具变量—差分模型 | | |
|----------------------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | 第一阶段 | 第二阶段 | | 第一阶段 | 第二阶段 | |
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| | $Real_{(t-1)}$ | $NCRS_t$ | DUN_t | $Real_{(t-1)}$ | $NCRS_t$ | DUN_t |
| $NCRS_{(t-1)}$ | 0.002 (0.006) | -0.107 *** (0.013) | -0.116 *** (0.015) | 0.002 (0.006) | -0.530 *** (0.013) | -0.568 *** (0.014) |
| $Eturnover_{(t-1)}$ | -0.000 ** (0.000) | 0.000 (0.000) | -0.000 (0.000) | -0.000 ** (0.000) | -0.000 (0.000) | -0.000 (0.000) |
| $Mreturn_{(t-1)}$ | 0.233 ** (0.097) | 0.163 (0.221) | 0.154 (0.255) | 0.233 ** (0.097) | 0.393 * (0.207) | 0.421 * (0.235) |
| $Rfluc_{(t-1)}$ | -0.124 *** (0.047) | -0.042 (0.107) | 0.038 (0.123) | -0.124 *** (0.047) | 0.022 (0.135) | 0.180 (0.153) |
| $LNasset_{(t-1)}$ | 0.028 *** (0.001) | -0.002 (0.005) | -0.007 (0.006) | 0.028 *** (0.001) | -0.037 * (0.021) | -0.037 (0.024) |
| $ROA_{(t-1)}$ | 0.095 *** (0.012) | -0.013 (0.031) | -0.024 (0.035) | 0.095 *** (0.012) | -0.062 (0.039) | -0.085 * (0.045) |
| $LEV_{(t-1)}$ | -0.020 *** (0.006) | 0.018 (0.013) | 0.024 * (0.015) | -0.020 *** (0.006) | 0.005 (0.022) | 0.006 (0.025) |
| $MB_{(t-1)}$ | 0.001 (0.001) | 0.000 (0.001) | -0.000 (0.002) | 0.001 (0.001) | -0.000 (0.002) | -0.001 (0.002) |
| $ABACC_{(t-1)}$ | -0.006 (0.004) | -0.002 (0.009) | -0.002 (0.010) | -0.006 (0.004) | -0.007 (0.011) | -0.006 (0.012) |
| <i>Year</i> | <i>Control</i> | <i>Control</i> | <i>Control</i> | <i>Control</i> | <i>Control</i> | <i>Control</i> |
| <i>Ind</i> | <i>Control</i> | <i>Control</i> | <i>Control</i> | <i>Control</i> | <i>Control</i> | <i>Control</i> |
| <i>F</i> 值 | 140.07 | 9151.5 | 7202.9 | 8.43 | 13779.8 | 12031.1 |
| <i>N</i> | 17196 | 17196 | 17196 | 17196 | 14650 | 14650 |
| <i>Centered - R</i> ² | — | 0.957 | 0.946 | — | 0.970 | 0.966 |
| 识别不足检验 (Anderson) | — | 0.0000 | 0.0000 | — | 0.0002 | 0.0002 |
| 弱工具变量检验 (CD-Wald) | — | 140.067 | 140.067 | — | 18.427 | 18.427 |
| 过度识别检验 (Sargan) | — | 0.6040 | 0.4649 | — | 0.2194 | 0.1092 |

注：***、**、* 分别代表 0.001、0.01、0.05 和 0.1 统计水平上显著；括号为该变量的稳健性标准误

资料来源：本文整理

工具变量两阶段回归的结果如表 13 所示。模型(1)~模型(3)是工具变量——固定效应模型的两阶段回归结果,模型(1)显示,公司控股股东控制权在 1% 水平上与年度—行业及年度—地区其他公司控股股东控制权的均值正相关,满足工具变量的第一个原则(相关性)。模型(2)是 $NCRS$ 第二阶段的回归结果,结果显示:控股股东控制权在 5% 水平上与 $NCRS$ 显著正相关;模型(3)是 DUN 的第二阶段回归结果,表明控股股东控制权与 DUN 在 1% 水平上显著正相关,支持假设 H_{1b} 。工具变量—差分模型的两阶段回归结果如模型(4)~模型(6)所示,结果表明,控股股东控制权与 $NCRS$ 、 DUN 在 10% 水平上显著正相关。接着,本文对工具变量进行识别不足、弱工具变量、过度识别等一系列检验后,结果表明本文工具变量的选取比较合理。综上所述,采用工具变量两阶段回归的方法进行检验后,本文结论仍然稳健,支持假设 H_{1b} 。

2. 进一步控制其他因素的影响

考虑到由于遗漏变量导致本文结论不稳健,本文参考已有研究(Kim 等,2016),加入影响股价崩盘风险

的若干变量,包括 *Cscore*(会计稳健性)、*Duality*(是否二职合一)、*Bsize*(董事会规模)、*Idirector*(独立董事比例)。其中,会计稳健性指标是根据 Khan & Watts (2009) 的定义计算而来。回归结果如表 14 所示。模型 (1) 和模型 (2) 是仅仅加入会计稳健性的回归结果,而模型 (3) 和模型 (4) 是加入所有变量后的回归结果。结果显示:控股股东控制权与股价崩盘风险的两个指标仍然显著正相关(0.05 或 0.01 水平上),*Cscore*、*Bsize*、*Idirector* 相关但不显著,而 *Duality* 与股价崩盘风险在 0.05 水平上显著正相关。综上所述,在进一步加入会计稳健性、公司治理等相关变量后,本文结论仍然稳健。

表 14 加入其他控制变量的回归结果

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) | 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) |
|----------------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|------------------------|----------------------------------|-------------------------|------------------------|-------------------------|------------------------|
| | <i>NCRS_t</i> | <i>DUN_t</i> | <i>NCRS_t</i> | <i>DUN_t</i> | | <i>NCRS_t</i> | <i>DUN_t</i> | <i>NCRS_t</i> | <i>DUN_t</i> |
| <i>Real_(t-1)</i> | 0.0324 ** (2.40) | 0.0385 ** (2.48) | 0.0344 ** (2.44) | 0.0418 *** (2.58) | <i>ABACC_(t-1)</i> | -0.00429 (-0.43) | -0.00331 (-0.29) | -0.00247 (-0.23) | 0.000942 (0.08) |
| <i>NCRS_(t-1)</i> | -0.0525 **** (-3.43) | -0.0591 **** (-3.35) | -0.0513 *** (-3.23) | -0.0564 *** (-3.09) | <i>Cscore_(t-1)</i> | -0.0739 (-1.23) | -0.0809 (-1.16) | -0.0929 (-1.47) | -0.102 (-1.40) |
| <i>Eturnover_(t-1)</i> | 0.000805 (0.17) | -0.000686 (-0.13) | 0.000160 (0.03) | -0.000871 (-0.16) | <i>Bsize_(t-1)</i> | | | 0.000731 (0.61) | 0.000422 (0.31) |
| <i>Mreturn_(t-1)</i> | 0.236 (0.99) | 0.197 (0.72) | 0.174 (0.69) | 0.0707 (0.24) | <i>Idirector_(t-1)</i> | | | -0.000503 (-0.01) | -0.0114 (-0.26) |
| <i>Rfluc_(t-1)</i> | 0.0481 (0.42) | 0.0573 (0.43) | 0.102 (0.84) | 0.117 (0.84) | <i>Duality_(t-1)</i> | | | 0.0114 ** (2.37) | 0.0140 ** (2.54) |
| <i>LNasset_(t-1)</i> | 0.000935 (0.35) | 0.00137 (0.45) | -0.000421 (-0.15) | -0.0000824 (-0.03) | <i>Constant</i> | 0.542 **** (7.70) | 0.603 **** (7.43) | 0.566 **** (7.68) | 0.636 **** (7.50) |
| <i>ROA_(t-1)</i> | 0.0184 (0.57) | 0.0312 (0.84) | 0.0183 (0.53) | 0.0292 (0.73) | <i>Year</i> | <i>Control</i> | <i>Control</i> | <i>Control</i> | <i>Control</i> |
| <i>LEV_(t-1)</i> | 0.0104 (0.91) | 0.0162 (1.23) | 0.0122 (1.01) | 0.0183 (1.32) | <i>Ind</i> | <i>Control</i> | <i>Control</i> | <i>Control</i> | <i>Control</i> |
| <i>MB_(t-1)</i> | 0.00173 (1.10) | 0.00212 (1.17) | 0.00218 (1.33) | 0.00270 (1.44) | <i>N</i> | 12779 | 12779 | 11906 | 11906 |
| | | | | | <i>Within R²</i> | 0.9592 | 0.9485 | 0.9594 | 0.9491 |

注:****、***、**、* 分别代表 0.001、0.01、0.05 和 0.1 统计水平上显著

资料来源:本文整理

3. 构建子样本

为了减少由于样本偏差给研究结果带来的影响,本文构建了一个子样本,剔除所有创业板的上市公司,对模型进行重新检验,剔除变量值缺失的样本后,共有 16544 个年度—公司观测样本。创业板上市公司在股权结构、上市条件、监管制度、财务信息等方面与其他上市公司存在一定的差异(李维安等,2013),因而,对本文的实证结果可能会造成影响。子样本回归结果如表 15 所示,结果表明:控股股东控制权与股价崩盘风险仍然显著正相关(0.1 或 0.05 水平上),本文结论仍然稳健。

表 15 子样本回归结果

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) | 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) |
|----------------------------------|-------------------------|------------------------|-------------------------|------------------------|--------------------------------|-------------------------|------------------------|-------------------------|------------------------|
| | <i>NCRS_t</i> | <i>DUN_t</i> | <i>NCRS_t</i> | <i>DUN_t</i> | | <i>NCRS_t</i> | <i>DUN_t</i> | <i>NCRS_t</i> | <i>DUN_t</i> |
| <i>Real_(t-1)</i> | 0.0214 ** (2.44) | 0.0160 * (1.89) | 0.0297 *** (3.02) | 0.0229 ** (2.39) | <i>Mreturn_(t-1)</i> | | 0.241 (1.19) | | 0.242 (1.03) |
| <i>NCRS_(t-1)</i> | | -0.00221 (-0.18) | | -0.00374 (-0.26) | <i>Rfluc_(t-1)</i> | | -0.0810 (-0.89) | | -0.0273 (-0.26) |
| <i>Eturnover_(t-1)</i> | | -0.00101 (-0.25) | | -0.00375 (-0.81) | <i>LNASSET_(t-1)</i> | | 0.00204 * (1.86) | | 0.00278 * (1.76) |

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) | 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) |
|------------------------------|-------------------------|------------------------|-------------------------|------------------------|-----------------------------|-------------------------|------------------------|-------------------------|------------------------|
| | <i>NCRS_t</i> | <i>DUN_t</i> | <i>NCRS_t</i> | <i>DUN_t</i> | | <i>NCRS_t</i> | <i>DUN_t</i> | <i>NCRS_t</i> | <i>DUN_t</i> |
| <i>ROA_(t-1)</i> | | 0.0156 (0.69) | | 0.0155 (0.60) | <i>Constant</i> | 0.642 **** (58.36) | 0.592 **** (15.34) | 0.716 **** (58.27) | 0.645 **** (14.74) |
| <i>LEV_(t-1)</i> | | 0.00921 (1.25) | | 0.00902 (1.08) | <i>Year</i> | <i>Control</i> | <i>Control</i> | <i>Control</i> | <i>Control</i> |
| | | | | | <i>Ind</i> | <i>Control</i> | <i>Control</i> | <i>Control</i> | <i>Control</i> |
| <i>MB_(t-1)</i> | | 0.000678 (0.65) | | 0.000841 (0.71) | <i>N</i> | 16544 | 16544 | 16544 | 16544 |
| | | | | | <i>Within R²</i> | 0.9582 | 0.9582 | 0.9476 | 0.9477 |
| <i>ABACC_(t-1)</i> | | -0.00300 (-0.39) | | -0.00553 (-0.63) | | | | | |

注：****、***、**、* 分别代表 0.001、0.01、0.05 和 0.1 统计水平上显著

资料来源：本文整理

4. 固定效应模型和差分模型

为了减少个体因素的影响,本文采用固定效应模型进行检验,为了减少时间趋势的影响,本文使用差分模型进行检验。表 16 中的模型(1)~模型(4)显示:控股股东控制权与股价崩盘风险的两个指标在 0.1 水平上显著正相关,说明在控制个体差异和时间趋势的影响后,本文结论仍然稳健。

表 16 固定效应模型与差分模型

| 变量 | 固定效应模型 | | 差分模型 | | 变量 | 固定效应模型 | | 差分模型 | |
|----------------------------------|-------------------------|------------------------|-------------------------|------------------------|------------------------------|-------------------------|------------------------|-------------------------|-------------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | | (1) | (2) | (3) | (4) |
| | <i>NCRS_t</i> | <i>DUN_t</i> | <i>NCRS_t</i> | <i>DUN_t</i> | | <i>NCRS_t</i> | <i>DUN_t</i> | <i>NCRS_t</i> | <i>DUN_t</i> |
| <i>Real_(t-1)</i> | 0.0295 * (1.74) | 0.0376 * (1.81) | 0.0448 * (1.91) | 0.0475 * (1.96) | <i>LEV_(t-1)</i> | 0.0106 (0.87) | 0.0159 (1.13) | 0.00291 (0.15) | -0.00748 (-0.38) |
| <i>NCRS_(t-1)</i> | -0.106 **** (-8.13) | -0.115 **** (-7.65) | -0.541 **** (-48.70) | -0.0243 ** (-2.12) | <i>MB_(t-1)</i> | 0.000364 (0.25) | -0.000108 (-0.07) | -0.000286 (-0.17) | -0.000309 (-0.18) |
| <i>Eturnover_(t-1)</i> | -0.000709 (-0.16) | -0.00333 (-0.67) | -0.000922 (-0.24) | -0.00199 (-0.50) | <i>ABACC_(t-1)</i> | -0.00477 (-0.54) | -0.00469 (-0.46) | 0.00667 (0.79) | 0.00877 (1.01) |
| <i>Mreturn_(t-1)</i> | 0.244 (1.13) | 0.247 (1.00) | 0.288 (1.58) | 0.144 (0.77) | <i>Constant</i> | -0.635 **** (-8.74) | -0.590 **** (-7.04) | -0.363 **** (-10.25) | -0.537 **** (-14.73) |
| <i>Rfluc_(t-1)</i> | -0.0857 (-0.83) | -0.0111 (-0.09) | -0.121 (-1.26) | -0.0838 (-0.85) | <i>Year</i> | <i>Control</i> | <i>Control</i> | <i>Control</i> | <i>Control</i> |
| | | | | | <i>Ind</i> | <i>Control</i> | <i>Control</i> | <i>Control</i> | <i>Control</i> |
| <i>LNASSET_(t-1)</i> | 0.00615 * (1.94) | 0.00336 (0.92) | 0.00157 (0.30) | -0.00120 (-0.22) | <i>N</i> | 17406 | 17406 | 14750 | 14750 |
| | | | | | <i>Adj-R²</i> | 0.958 | 0.947 | 0.979 | 0.948 |
| <i>ROA_(t-1)</i> | 0.0179 (0.66) | 0.0128 (0.41) | -0.0271 (-0.96) | -0.0408 (-1.40) | <i>F</i> | 9447.2 | 7444.9 | 16908.8 | 6458.3 |
| | | | | | | | | | |

注：****、***、**、* 分别代表 0.001、0.01、0.05 和 0.1 统计水平上显著

资料来源：本文整理

5. 双重聚类调整

为了减少模型的自相关和异方差等问题,根据已有研究,本文按个体和年度两个方面进行双重聚类调整(Petersen,2009),在未列示的回归结果中,控股股东控制权与在股价崩盘风险在 10% 水平上显著正相关,本文结果仍然稳健。

七、结论与政策建议

1. 研究结论

本文以2003—2015年中国沪深上市公司为样本,探讨了控股股东控制权与股价崩盘风险的关系,结果发现:控股股东控制权提升了股价崩盘风险,而不是降低了股价崩盘风险,说明当控股股东控制权越高时,其对公司的“掏空”大于其对公司的“支持”,控股股东的“隧道”效应越明显。本文结果在考虑内生性、公司个体效应等影响后仍然稳健。接着,本文考虑了三种不同情境下控股股东控制权对股价崩盘风险的影响,结果表明,两权分离度越高时,控股股东控制权对股价崩盘风险正向影响更加显著;而董事长与总经理二职合一、独立董事比例较低、机构投资者持股比例较低时,控股股东控制权对股价崩盘风险正向影响更加显著;当股权制衡水平较低时,控股股东控制权对股价崩盘风险正向影响更加显著。在进一步研究中,本文研究发现,当信息不对称程度越高时,两者正相关关系更加显著;而在非国有企业、公司业绩较好时,两者正相关关系更加显著。

2. 政策建议及启示

本文考察了控股股东控制权对股价崩盘风险的影响,政策建议及启示如下:

第一,研究结果显示,控股股东控制权增加了股价崩盘风险,支持“隧道”效应,不支持“利益协同”效应。与欧美发达市场股权相对分散相比,中国上市公司控股股东控制权相对集中,为控股股东“掏空”上市公司提供了便利。因而,从股价崩盘风险的视角来看,如何通过政策制定引导上市公司合理配置股权结构显得必要且重要。此外,通过限制金字塔式股权结构和交叉持股等措施合理降低控股股东控制权,也能在一定程度上缓解未来股价崩盘的风险。采取以上措施可以让控股股东更多的发挥“利益协同”效应,减少“隧道”效应的发生。

第二,研究结果显示,当信息不对称程度较高、非国有企业、业绩较好时,控股股东控制权与股价崩盘风险正相关关系更加显著。因此,通过相关法律法规引导上市公司进行合理的信息披露,引入第三方媒介(机构投资者或媒体)对上市公司进行监督,更有利于减少控股股东的“隧道”效应,保护上市公司及中小投资者的利益。对于非国有企业,控股股东的“隧道效应”更加明显,建议监管部门能够引起重视,通过合理的法律法规和制度设计减轻非国有企业控股股东的“掏空”行为。而业绩较好时,为控股股东“掏空”提供了良好的土壤,因此,规范上市公司在业绩较好时的分配行为,能够有效缓解控股股东的“隧道”效应。

第三,在两权分离度较高、公司内外部治理水平较差、公司制衡水平较低时,控股股东的“隧道”效应越显著。因此,降低两权分离度、提升上市公司内外部治理水平、提升上市公司股权制衡水平等措施都会从根本上缓解控股股东的“隧道”效应,降低股价未来崩盘风险,从而更有利于上市公司长期持续稳定的发展。

参考文献:

- [1] Claessens S, Djankov S, Fan J P H. Disentangling the Incentive and Entrenchment Effects of Large Shareholdings[J]. The Journal of Finance, 2002, 57, (6): 2741 - 2771.
- [2] Dyck A, Zingales L. Private Benefits of Control: An International Comparison[J]. The Journal of Finance, 2004, 59, (2): 537 - 600.
- [3] Hutton A P, Marcus A J, Tehranian H. Opaque Financial Reports, R^2 , and Crash Risk[J]. Journal of Financial Economics, 2009, 94, (1): 67 - 86.
- [4] Jin L, Myers S C. R^2 Around the World: New Theory and New Tests[J]. Journal of Financial Economics, 2006, 79, (2): 257 - 292.
- [5] Khan M, Watts R L. Estimation and Empirical Properties of a Firm-year Measure of Accounting Conservatism[J]. Journal of Accounting and Economics, 2009, 48, (2): 132 - 150.

- [6] Kim J B, Li Y, Zhang L. Corporate Tax Avoidance and Stock Price Crash Risk: Firm-level Analysis[J]. Journal of Financial Economics, 2011, 100, (3): 639 – 662.
- [7] Kim J B, Wang Z, Zhang L. CEO Overconfidence and Stock Price Crash Risk[J]. Contemporary Accounting Research, 2016, 33, (4): 1720 – 1749.
- [8] Margaritis D, Psillaki M. Capital Structure, Equity Ownership and Firm Performance[J]. Journal of Banking & Finance, 2010, 34, (3): 621 – 632.
- [9] Marin J M, Olivier J P. The Dog That Did Not Bark: Insider Trading and Crashes[J]. The Journal of Finance, 2008, 63, (5): 2429 – 2476.
- [10] Petersen M A. Estimating Standard Errors in Finance Panel Data Sets: Comparing Approaches[J]. Review of Financial Studies, 2009, 22, (1): 435 – 480.
- [11] Shleifer A, Vishny R W. A Survey of Corporate Governance[J]. The Journal of Finance, 1997, 52, (2): 737 – 783.
- [12] Titman S, Tsyplakov S. A Dynamic Model of Optimal Capital Structure[J]. Review of Finance, 2007, 11, (3): 401 – 451.
- [13] 曹廷求, 杨秀丽, 孙宇光. 股权结构与公司绩效: 度量方法和内生性[J]. 北京: 经济研究, 2007, (10).
- [14] 陈德球, 李思飞, 雷光勇. 政府治理、控制权结构与投资决策——基于家族上市公司的经验证据[J]. 北京: 金融研究, 2012, (3).
- [15] 陈旭东, 曾春华, 杨兴全. 终极控制人两权分离、多元化并购与公司并购绩效[J]. 北京: 经济管理, 2013, (12).
- [16] 窦炜, 刘星, 安灵. 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]. 天津: 管理科学学报, 2011, (11).
- [17] 姜付秀, 马云飙, 王运通. 退出威胁能抑制控股股东私利行为吗? [J]. 北京: 管理世界, 2015, (5).
- [18] 姜国华, 岳衡. 大股东占用上市公司资金与上市公司股票回报率关系的研究[J]. 北京: 管理世界, 2005, (9).
- [19] 高凤莲, 王志强. 独立董事个人社会资本异质性的治理效应研究[J]. 北京: 中国工业经济, 2016, (3).
- [20] 李大鹏, 周兵. 家族企业终极控制权、现金流量权与公司绩效的实证分析[J]. 北京: 管理世界, 2014, (9).
- [21] 李维安, 韩忠雪. 民营企业金字塔结构与产品市场竞争[J]. 北京: 中国工业经济, 2013, (1).
- [22] 李小荣, 刘行. CEO vs CFO: 性别与股价崩盘风险[J]. 北京: 世界经济, 2012, (12).
- [23] 刘峰, 贺建刚, 魏明海. 控制权、业绩与利益输送——基于五粮液的案例研究[J]. 北京: 管理世界, 2004, (8).
- [24] 罗进辉, 杜兴强. 媒体报道、制度环境与股价崩盘风险[J]. 北京: 会计研究, 2014, (9).
- [25] 潘越, 戴亦一, 林超群. 信息不透明、分析师关注与个股暴跌风险[J]. 北京: 金融研究, 2011, (9).
- [26] 唐跃军, 宋渊洋, 金立印. 控股股东卷入、两权偏离与营销战略风格[J]. 北京: 管理世界, 2012, (2).
- [27] 王化成, 曹丰, 高升好. 投资者保护与股价崩盘风险[J]. 北京: 财贸经济, 2014, (10).
- [28] 吴战篪, 李晓龙. 内部人抛售、信息环境与股价崩盘[J]. 北京: 会计研究, 2015, (6).
- [29] 夏立军, 方轶强. 政府控制、治理环境与公司价值[J]. 北京: 经济研究, 2005, (5).
- [30] 许年行, 江轩宇, 伊志宏. 分析师利益冲突、乐观偏差与股价崩盘风险[J]. 北京: 经济研究, 2012, (7).
- [31] 许年行, 于上尧, 伊志宏. 机构投资者羊群行为与股价崩盘风险[J]. 北京: 管理世界, 2013, (7).
- [32] 叶康涛, 曹丰, 王化成. 内部控制信息披露能够降低股价崩盘风险吗? [J]. 北京: 金融研究, 2015, (2).
- [33] 王化成, 曹丰, 叶康涛. 监督还是掏空: 大股东持股比例与股价崩盘风险[J]. 北京: 管理世界, 2015, (2).
- [34] 甄红线, 张先治, 迟国泰. 制度环境、终极控制权对公司绩效的影响——基于代理成本的中介效应检验[J]. 北京: 金融研究, 2015, (12).
- [35] 郑国坚, 林东杰, 张飞送. 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[J]. 北京: 管理世界, 2013, (5).
- [36] 朱红军, 汪辉. “股权制衡”可以改善公司治理吗? ——宏智科技股份有限公司控制权之争的案例研究[J]. 北京: 管理世界, 2004, (10).

**Controlling Shareholder's Control Right and Stock Price Crash Risk:
"Benefit Synergy" or "Tunneling" Effect?**

SHEN Hua-yu, WU Xiao-hui, WU Shi-nong

(School of Management, Xiamen University, Xiamen, Fujian, 361005, China)

Abstract: In recent years, the phenomenon of stock price extreme volatility in stock markets all over the world has raised numerous attentions by scholars and mass media. The instability of capital market has not only brought huge losses to investors, but also put forward a key problem to the regulatory authorities that requires urgent solution. Therefore, study on stock price crash risk is of great realistic significance and theoretical value.

Domestic and foreign scholars have made great efforts on the study of stock price crash risk influences, and achieved a wealth of results. Many scholars believe that for listed companies, the transparency of information, internal and external governance level are important factors affecting the stock price crash. Hence many studies were carried out from such perspectives as the proportion of major shareholders, executive gender, and institutional investors' shareholding ratio. However, at present, no scholars have explored the impact of controlling shareholders' control right on the risk of stock price crash. In fact, the controlling shareholders can exert significant impacts on the company's financial decision-making and development strategy. It has been found that the actual controlling shareholders of the company can significantly influence a company's capital structure, corporate value and performance, investment and financing decisions, mergers and acquisitions, marketing strategies, earnings management, corporate governance, family control. Then, the question remains: will the control right of the controlling shareholders affect the risk of stock price crash?

This paper studies the relationship between controlling shareholder's control right and the stock price crash risk using the sample of listed companies from year 2003 to year 2015 in China. The results show that: the controlling shareholder's control right increases the stock price crash risk, it is proved that the controlling shareholder "tunneling" effect exists. After a series of robustness tests are carried out, including the instrumental variables, fixed effects models, and differential models, the results are still robust. In the further research, the paper finds that in the sample of lower information asymmetry, the non-state owned enterprises, the better performance, the positive correlation is more significant. During the discussion of the influential mechanism, the results show that: controlling shareholders may through the separation, duality, the proportion of independent directors, the proportion of institutional investors holding, balancing level of equity to affect the stock crash risk. The conclusion enriches the literature of the controlling shareholders "tunneling" effect and the stock price crash risk, and also provides references and inspirations for regulators to understand the effect of China's ownership structure of listed companies and the controlling shareholder.

The marginal contributions of this study mainly include the following aspects: Firstly, the controlling shareholders of listed companies can exert significant impacts on all aspects of the company, among which study on their impacts on stock price crash risk is limited. This study aims to extend the research in this area from perspective of the controlling shareholders' control right. Secondly, different from the past studies that discussed the influence of the controlling shareholder's control right on earnings management, capital structure, corporate value and performance, financial investment decision making, and corporate governance, this study focuses on the correlation between control rights and share price crash. Finally, the question of whether the controlling shareholders have "benefit synergies" effect or "tunnel" effect on the company remains unsolved. This study discovered that the controlling right of the controlling shareholders promotes the risk of stock price crash, which supports the "tunnel" effect point of view, and provides new evidence to further understanding the role of the controlling shareholders.

Key Words: stock price crash risk; controlling shareholder; control right; benefit synergy; "tunneling" effect

(责任编辑:霄 雪)