

公司高管减持同伴效应与股价崩盘风险研究^{*}

易志高 李心丹 潘子成 茅宁

内容提要：高管大批量集中减持现象一直倍受市场关注，但现有研究主要关注内部人信息优势和公司治理等内生因素对其减持行为的影响，较少考察外部因素的作用。本文基于同伴效应视角，研究同伴公司高管减持对公司高管减持行为的外生影响及其经济后果。研究发现，公司高管减持过程中存在明显的同伴效应现象。同时，高管减持同伴效应受环境不确定性、行业或市场地位和高管职位层级的显著影响，特别是在高科技行业中表现尤为明显。而且，该同伴效应对公司、行业及地区三个层面的股价崩盘风险均存在显著正向影响。进一步研究发现，高管清仓式减持会引发更严重的同伴效应现象，并加剧了崩盘风险的上升。本研究对内部人交易监管和资本市场风险防范等实践具有重要启示。

关键词：高管减持 同伴效应 信息不对称 股价崩盘风险

一、引言

近些年，国内上市公司高管大批量集中减持行为日趋严重，而且多家公司高管“扎堆减持”现象屡见不鲜。数据显示，公司高管减持规模在 2015 年达到 1330 亿元的峰值后有所下降，尤其是 2017 年“减持新规”实施后下降明显（2018 年降至 486 亿元），但减持规模仍不容小觑；2019 年以来又开始快速攀升，仅前 8 个月高管减持规模就达 430 亿元，共涉及 940 多家公司。高管作为公司内部人，相比外部投资者更了解公司内在价值，其大规模减持行为不仅会给公司股价造成直接冲击；同时，由于其减持行为的信号功能，还可能引发投资者的恐慌情绪及抛售行为，致使股价暴跌，不利于股市的健康稳定发展。

虽然诱发公司高管减持动机的原因较多，但现有研究更多是关注信息优势和公司治理等内部因素对它的影响。例如，高管因具有内幕信息优势而产生“信息驱动型内部交易行为”（Cukurova, 2012）；当公司估值水平较高时（沈红波等，2011），或出于流动性需求和财富管理目的（Cohen et al., 2012），也会引发其减持行为。然而，公司并不是孤立运行的，总是嵌入在一定的社会环境当中，其行为决策经常受到同伴公司的影响（Manski, 1993）；任何有经验的公司管理者都知道要密切关注其同伴公司的行为（Kaustia & Rantala, 2015）。近年来，诸多研究也发现，公司在高管薪酬（Bizjak et al., 2008）、资本结构（Leary & Roberts, 2014）和股利支付（Popadak, 2019）等方面存在明显的同伴效应现象。那么，公司高管减持行为是否也受到同伴公司高管减持行为的影响呢？

另一方面，高管作为公司实际控制人，其减持行为通常对外传递着公司前景不乐观和内部人缺乏信心等负面信息（Field & Hanka, 2001）。而且内部人减持期间，高管还可能利用其内部控制权进行选择披露以配合其财富转移（易志高等，2017）。因为选择性披露可降低减持交易行为的信息含量（Fidrmuc et al., 2006），有助于中和或减少减持给公司股价所带来的负面影响。然而，当负面信息累积到一定程度最终释放时（加上减持本身给股价造成的冲击），就很可能引致股价崩盘的

^{*} 易志高，南京师范大学商学院，邮政编码：210023，电子信箱：shuapi@126.com；李心丹（通讯作者），南京大学工程管理学院，邮政编码：210093，电子信箱：xldli@nju.edu.cn；潘子成，东南大学经济管理学院；茅宁，南京大学管理学院。本研究得到国家自然科学基金面上项目（71472091, 71972104）和国家自然科学基金重点项目（71720107001, 71690242）的资助。作者感谢匿名审稿专家的宝贵意见，文责自负。

发生(许年行等,2012)。那么,高管减持同伴效应是否会导致或加剧股价崩盘风险的上升呢?

本文以2006年1月至2017年12月间国内A股上市公司高管及其家属减持交易为样本,基于同伴效应视角,分别从行业和地区两个维度考察同伴公司高管减持对公司高管减持行为的外生性影响及其市场效应。实证发现:(1)公司高管减持行为会受其他同行业和同地区公司高管减持行为的显著影响,即表现出明显的“结伴减持”现象。(2)当外部环境不确定性程度越高、高管职位层级越低,则高管减持同伴效应越明显;且高管减持行为受行业 and 地区市场领先者及跟随者的影响,表现出“趋上倾向”和“频率模仿”现象,领先者的影响程度更大。此外,减持同伴效应在高科技行业表现得更为明显。(3)高管减持中的同伴效应会带来较严重的经济后果,不仅会导致公司股价崩盘风险上升,而且还对行业和地区层面的股价崩盘风险有显著正向影响。(4)高管清仓式减持行为会引发更严重的同伴效应现象,并会导致股价崩盘风险的进一步恶化。

本研究的贡献主要体现在以下几方面:(1)现有文献主要关注公司内部因素如管理者信息优势(Cukurova,2012)、公司治理(Dahya et al.,2008)、股票估值水平(沈红波等,2011)等对高管减持行为的影响。本文则基于同伴效应视角,研究其他同行业或同地区公司高管减持对公司高管减持行为的外生性影响,进一步拓展了内部人交易的研究视角及内容。(2)现有公司行为决策同伴效应研究大多集中在资本结构、高管薪酬和信息披露(Seo,2017)等方面,且仅关注相关同伴效应的存在性及其影响因素,鲜有关注内部人交易行为方面的同伴效应现象,以及同伴效应所导致的经济后果。本文不仅发现高管减持过程中存在明显的同伴效应,而且在此基础上进一步检验了其对股价崩盘风险的影响,进而丰富了公司行为决策同伴效应方面的文献。(3)已有股价崩盘风险研究大多关注公司治理(Kim et al.,2011)、机构投资者(An & Zhang,2013)、分析师行为(许年行等,2012)、信息披露(Hutton et al.,2009)、制度环境(DeFond et al.,2015)、管理者特征(Kim et al.,2016)、社会责任(Kim et al.,2014)和股权质押(谢德仁等,2016)等对公司股价崩盘风险的影响,鲜有关注高管减持同伴效应对股价崩盘风险的影响,而且较少涉及非个股层面股价崩盘风险的研究。本文基于个股股价崩盘风险测度方法,构建了行业和地区板块层面的股价崩盘风险测度指标,并实证检验了高管减持同伴效应对公司、行业及地区三个层面股价崩盘风险的影响,丰富了股价崩盘风险方面的研究。

论文其余结构安排如下:第二部分是理论回顾与假设提出;第三部分是研究设计,包括样本选择、数据来源和实证模型设计;第四部分为实证结果与分析;最后是结论与启示。

二、理论分析与研究假设

(一)公司行为决策同伴效应现象

“同伴效应”起源于社会学和经济学关于社会互动(又称非市场互动)对不同个体产出影响的研究(Becker & Murphy,2000),主要指个体行为决策会受到周围参照人群的影响,并表现出与其他同群体成员一致的行为倾向(Manski,1993,2000)。因为公司或个体行为总是嵌入在一定社会环境当中,经常受到社会中其他组织或群体行为的影响,进而表现出显著的同伴效应现象(Manski,1993;Shue,2013);而且,同伴效应具有一定社会乘数效应,通过群体内的正反馈使得个体行为放大(Angrist,2014)。近年来,公司财务与金融领域开始引入同伴效应概念,研究同行业或地区公司行为决策间的互动性。Leary & Roberts(2014)发现,同行公司对公司资本结构的变化有显著影响,且其边际影响超过了公司自身因素对资本结构的影响;陆蓉等(2017)也发现,国内也存在类似的资本结构同伴效应现象。Parsons et al.(2018)、陆蓉和常维(2018)发现,公司财务丑闻的发生具有地区群发现象,即一个公司的丑闻会影响地理邻近公司丑闻的发生概率。Popadak(2019)则发现,其他同伴股利政策的变化会导致公司股利支付次数及额度显著上升。另外,公司在股票分割

(Kaustia & Rantala,2015)、高管薪酬(Bizjak et al.,2008)、并购(万良勇等,2016)、信息披露(Seo,2017;Shroff et al.,2017)、再融资(Billett et al.,2018)、盈余管理(Kedia et al.,2015)和纳税行为(Bird et al.,2018)等方面也表现出明显的同伴效应现象。

(二)高管减持同伴效应的存在性

现实中,公司行为决策主要是由其控制人支配的,作为公司实际控制人的管理者在行为决策过程中,时常会受到参照群体即同伴行为的外生性影响,因为任何有经验的管理者均会密切关注其同伴公司的行为(Kaustia & Rantala,2015)。同样,高管减持行为除了受信息优势和公司治理等内生因素影响外,还可能受同伴公司高管减持行为的外生影响。因为:(1)尽管高管作为内部人在公司发展前景等方面具有一定信息优势,但由于公司经营绩效及未来成长会受到各种内外部因素的影响;再加上信息成本的存在和管理者相关专业知识及能力不足等原因,常常使得其难以对公司未来前景做出准确判断或缺乏足够信心,这时他们就会选择依靠对同伴行为的观察来推测和提取相关信息,进而采取模仿的行为策略。(2)高管减持本身会给公司(管理者)带来不同程度的负面影响,常被看作是公司前景惨淡或高管“出逃”的信号,因此高管减持要承受一定的社会压力或道德上的谴责。如果有多个同伴公司高管“结伴”减持,则有助于分散市场注意力,降低减持的负面效应。(3)因高管减持期间策略性披露行为的外部性,会引致同伴公司股价上涨,进而诱发同伴公司高管的“搭便车”式减持(易志高等,2017),即促使高管减持同伴效应的发生。(4)社会规范或文化等因素也常在个体或公司决策中扮演重要角色,从而导致诸如公司违规等行为的地区集聚现象(Parsons et al.,2018)。而且,因地理邻近主体间的社会互动和信息交流更便捷和频繁,其行为也可能表现出高度一致,如地理邻近投资者的投资行为相似程度较高(Hong et al.,2004,2005)。因此本文认为,高管减持决策受到上述各种因素的影响,表现出明显的同伴效应现象。据此,本文提出假设1a和1b:

假设1a:高管减持行为存在明显的行业同伴效应现象,即同行业公司高管减持对本公司高管减持有显著正向影响。

假设1b:高管减持行为存在明显的地区同伴效应现象,即同地区或地理邻近公司高管减持行为对本公司高管减持有显著正向影响。

(三)高管减持同伴效应的影响因素

1. 环境不确定性

尽管高管掌握更多公司内幕信息、且对公司未来发展有较好的研判能力(Cukurova,2012;朱茶芬等,2011),但因未来的不确定,他们通常也难以对公司及行业未来经营风险和真实收益做出准确预测(Lieberman & Asaba,2006)。环境不确定性的上升会导致人们无法获得决策所需全部信息,再加上信息成本的存在,此时人们往往会选择从他人行为中解读相关信息,并可能采取与他人类似的行为策略。Dimaggio & Powell(1983)发现,不确定性环境下,公司会倾向于模仿其他同行的行为来降低不确定性的负面影响,以提高公司生存和成功的机率。Lieberman & Asaba(2006)也发现,环境不确定性会使得公司管理者难以预测某些特定行为的发生,这会提升其模仿同行特定行为的概率。

高管减持过程中,因面临风险与收益间的权衡问题,通常需将内外部信息进行整合,以形成对公司和行业未来经营发展的预期。但内部信息和外部信息的获取成本存在显著差异,前者需要做出巨大努力才可获得(高管在此方面具有较大优势),后者则可根据同伴相关行为决策所传递的信号直接获得(方军雄,2012;张敦力和江新锋,2015)。而当环境不确定性上升时,私人信息不足以支撑其准确预测未来各种环境下公司的经营状况,于是管理者极有可能删繁就简,采用简单直接的决策方式,如参考或模仿外部同伴相关行为。此时,其模仿策略更多是一种理性意义下的行为反应,或者说是一种最优策略选择。总之,不确定性环境下,不论是出于理性还是非理性,采取模仿策

略的好处:一是可使自身行为更具合法性和正当性,即高管可以模仿为由为其减持行为辩护,相对更易被公司利益相关者所接受;二来高管出于自身声誉考虑,也会尽量保持与其他管理者行为的一致性(Lieberman & Asaba,2006;陆蓉等,2017)。因此,本文认为,当环境不确定性程度上升时,高管越有可能采取模仿减持的策略。鉴于此,本文提出假设2:

假设2:外部环境不确定性程度越高,高管减持同伴效应越明显。

2. 行业或市场地位

同伴效应的一个主要微观基础是组织间的模仿(万良勇等,2016),即当环境存在不确定性或者组织目标不清晰时,公司会有意识地以其他组织的行为作为参照对象,通过模仿他人来提高其行为的正当性、合法性和降低不确定性的风险。此时,目标主体通常更倾向于模仿那些在组织场域内处于领先地位的组织,即那些规模较大、经营业绩较好或行业地位较高的公司更容易成为被模仿的对象(Lieberman & Abasa,2006)。Leary & Roberts(2014)、陆蓉等(2017)在公司资本结构同伴效应的研究中发现,规模较小、经营不善的公司资本结构决策更易受大规模、相对成功公司的影响,反之则不成立。Popadak(2019)也发现,因为学习、声誉和行业组织等机制的存在,弱小公司会受行业中领先公司股利政策的影响。高管减持更多出于个人财富的最大化,当公司或行业前景不太明朗、且对公司发展缺乏足够信心时,就会选择抛售公司股票;而这时,处于市场领先地位公司高管的减持行为就很可能强化其“套现离场”的决心。据此,本文提出假设3a:

假设3a:高管减持行为会受行业或地区市场领先者同伴公司的影响。

尽管公司(管理者)存在模仿那些已取得显著成功公司的“赶上倾向”,但模仿领先者的行为受公司自身能力限制(沈洪涛和苏德亮,2012)和行为合法性压力(King & Whetten,2008)等因素的影响。因此,公司(管理者)很可能采取随波逐流的“从众”策略,即其模仿行为会受以前其它公司同类行为发生“频率”的影响,表现出“频率模仿”倾向(Haunschild & Miner,1997);采取这一做法的公司越多,则说明该行为越被社会“广为接受”。而高管减持行为通常会给市场传递负面信息,给公司(管理者)社会形象及股价带来负面冲击;而较多公司高管“结伴”减持,因“人多势众”效应的缘故,可在一定程度上降低减持的负面效应。换言之,出于分散市场注意力的原因,高管减持可能受跟随者公司高管同类行为的影响。于是,本文提出假设3b:

假设3b:同行业或地区跟随者公司高管减持行为对本公司高管减持行为有显著正向影响。

3. 高管职位层级

信息层级假说认为,组织层级结构中越高的管理者,其所掌握的信息越多,即信息优势越明显,因此内部交易中获得的收益也越高。Ravina & Sapienza(2007)发现,相比其他高管,独立董事在买卖公司股票时的超额收益要明显低一些。朱茶芬等(2011)发现,公司中信息层级最高的CEO在内幕交易中的收益,明显高于其他高管和非执行董事。因为职位层级不同的高管所拥有的信息质量也不同,CEO比其他非核心高管更了解公司经营状况(何青,2012),即存在明显的信息等级效应(Lin & Howe,1990)。换言之,核心高管拥有信息和知识经验的相对优势,对公司经营现状和未来发展有更深刻的理解和把握;因此,他们相对不容易受同伴公司高管减持的影响,即不太会盲目跟风减持。据此,本文提出假设4:

假设4:职位层级越高的高管,其减持行为越不容易受同伴公司高管减持的影响。

(四) 高管减持同伴效应的经济后果

现有股价崩盘风险的文献大多沿着Jin & Myers(2006)的代理理论视角展开,认为由于管理者晋升(Piotroski et al.,2015)、内部人“掏空”(Kim et al.,2011a)、管理者特征(Andreou et al.,2017)和薪酬激励(Kim et al.,2011b)等原因,公司可能存在隐藏负面消息的倾向。而负面信息的不断累积,最终会因“纸包不住火”而导致股价崩盘风险上升(许年行等,2012)。内部人交易期间,不仅会利用其信息优

势择时交易(Ke et al.,2003),而且还可能会通过策略性披露配合其高位套现(易志高等,2017)。即使内部人减持期间没有隐藏坏消息,但由于减持行为会加大其与外部投资者之间的利益分离,此时外部投资者会通过压低股价来寻求风险补偿,从而引致崩盘风险上升(吴战箴和李晓龙,2015)。再者,由于信息不对称,投资者除了通过公司行为本身去解读相关信息,还经常会通过同伴公司行为和所披露的信息进一步析取决策所需信息,即导致信息效应的外溢(Brochet et al.,2018)。而高管大规模减持,一方面使得短期内公司股票供给急剧上升,再加上其减持行为的负面信号功能,进而引发外部投资者抛售公司股票。另一方面,因减持同伴效应的存在,同伴公司高管大规模抛售股票的行为,不仅会诱发其他公司高管的减持行为,而且因为同伴减持行为信号的外部性,进一步引发外部投资者的联想,进而可能竞相抛售该公司股票。因此,无论高管减持期间是否会抑制负面信息,也会因为其抛售行为的信号功能和引发的不确定性,导致公司股价崩盘风险上升。据此,本文提出假设 5a:

假设 5a:不仅高管减持行为会导致本公司股价崩盘风险的上升,而且同伴公司高管减持行为也对公司股价崩盘风险有显著正向影响。

此外,如果同伴公司高管的减持行为激发其他公司高管的减持行为,即出现多个同行业或地区公司高管在某时期同时大规模抛售,那么该现象不仅对参与减持的同行业或地区板块的公司股价形成较大冲击;而且,由于多个同伴公司高管减持行为信号的外部性,会进一步引发投资者的恐慌情绪,加大其对整个行业或地区内相关公司经营状况的担心,并抛售所有同类公司股票(包括同期没有参与减持的公司),进而波及整个行业或地区,导致相应板块股价崩盘风险的上升。为此,本文提出假设 5b:

假设 5b:高管减持同伴效应导致同行业和同地区股价崩盘风险的上升。

三、样本与研究设计

(一)样本选取与数据来源

本文高管减持数据来自同花顺数据库,以 2006 年 1 月 1 日至 2017 年 12 月 31 日间所有 A 股上市公司董监高及其家属的减持为研究对象,共获得 33837 笔初始样本。因考虑大幅减持会给公司形象及股价等带来较大负面影响,高管们通常会选择错时分批实施其减持计划。为此,沿用易志高等(2017)的做法,以月(即 30 个交易日)为时间窗口合并处理相关减持交易,并把之定义为一轮交易;最终得到 4600 轮减持交易样本,涉及 1099 家公司 22149 笔交易,减持市值 3638 亿元。同时,参考 Seo(2017)和 Popadak(2019)的做法,并结合国内股市现实,选择以季度为同伴效应分析时间窗口。另外,借鉴陆蓉等(2017),采用证监会二级行业分类标准,地区则以省、直辖市和自治区为单位来划分。在此基础上,进一步定义公司高管减持的行业或地区同伴效应组:如某公司高管或家属在 2010 年 7 月 2 日开始第一笔减持,则在该日之前 90 个交易日内有高管或家属开始减持的该公司同行业或地区公司定义为其行业或地区同伴效应组。

本文涉及的其他财务数据均来自同花顺数据库和国泰安数据库。同时,为消除极端值影响,对相应变量采取上下 1% 的 winsorize 缩尾处理。

(二)实证模型与主要变量说明

1. 高管减持同伴效应的存在性检验

为检验公司高管减持的同伴效应,借鉴 Lear & Roberts(2014)、Chen & Chang(2015)等方法,构建下述回归模型(1)和(2):

$$S_Ratio_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 PI_D_{i,t-1}(\backslash I_PD_{i,t-1}) + \sum \gamma_m CVs_{i,t-1} + \varepsilon \quad (1)$$

$$S_Ratio_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 PI_D_D_{i,t-1}(\backslash I_PD_D_{i,t-1}) + \sum \gamma_m CVs_{i,t-1} + \varepsilon \quad (2)$$

(1)式中, $S_Ratio_{i,t}$ 为公司 i 在 t 期的减持规模, $PI_D_{i,t-1}$ 和 $I_PD_{i,t-1}$ 分别为公司 i 所在行业同

伴和地区同伴(剔除该地区中与公司*i*同行业的减持公司样本,下同)公司高管在*t*-1期的减持规模。同时,为进一步检验该同伴效应的存在性,构建模型(2),其中 $PI_D_{i,t-1}$ 和 $I_PD_{i,t-1}$ 分别为公司*i*所在行业同伴和地区同伴(剔除该地区中与公司*i*同行业的减持公司样本,下同)公司高管是否在*t*-1期存在减持行为的虚拟变量,若同期存在减持行为则赋值为1,否则为0。如果同伴减持变量回归系数显著为正,则假设1成立。

2. 高管减持同伴效应影响因素的检验

(1) 环境不确定性的影响

为检验假设2,本文引入环境不确定性(*EU*)变量,并构建模型(3):

$$S_Ratio_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 PI_D_{i,t-1} (\setminus I_PD_{i,t-1}) + \gamma_2 EU_{i,t} + \gamma_3 PI_D_{i,t-1} (\setminus I_PD_{i,t-1}) * EU_{i,t} + \sum \gamma_m CVs_{i,t-1} + \varepsilon \quad (3)$$

对于*EU*的测量,本文参考Ghosh & Olsen(2009),即利用公司过去5年销售收入的标准差并经行业调整后的值衡量公司的环境不确定性。首先,考虑到过去5年销售收入的变化中有部分是公司稳定成长的结果,为更准确地衡量环境不确定性,需剔除销售收入中稳定成长的成份,即利用各公司过去5年的数据,通过模型 $Sales = \lambda_0 + \lambda_1 Year + \varepsilon$ 进行回归,分别得到过去5年的非正常销售收入。其次,计算出公司过去5年非正常销售收入的标准差,再除以过去5年销售收入的平均值得到未经行业调整的环境不确定性,并把每年同行业内所有公司未经行业调整的环境不确定性的中位数定义为行业环境不确定性。最后,基于Ghosh & Olsen(2009)的思路,利用各公司未经行业调整的环境不确定性除以行业环境不确定性,即得到公司经行业调整后的环境不确定性(*EU*)。*EU*越大,则外部环境不确定性程度越高。

(2) 公司的行业或地区市场地位的影响

为检验假设3,本文借鉴Lear & Roberts(2014)以及Seo(2017)等关于公司行业或市场地位测量的方法,并构建如下模型(4):

$$S_Ratio_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 TOP_I_{i,t-1} (\setminus TOP_P_{i,t-1}) + \gamma_2 BOT_I_{i,t-1} (\setminus BOT_P_{i,t-1}) + \sum \gamma_m CVs_{i,t-1} + \varepsilon \quad (4)$$

(4)式中, $TOP_I_{i,t-1} (TOP_P_{i,t-1})$ 和 $BOT_I_{i,t-1} (BOT_P_{i,t-1})$ 分别代表*t*-1期*i*公司所在行业(地区)领先者和跟随者的同伴公司的减持规模均值。

(3) 高管职位层级的影响

为检验假设4,参考何青(2012)关于管理者职位层级测量的思路,构建模型(5):

$$S_Ratio_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 PI_D_{i,t-1} (\setminus I_PD_{j,t-1}) + \gamma_2 POWER_{i,t-1} + \gamma_3 PI_D_{i,t-1} (\setminus I_PD_{i,t-1}) * POWER_{i,t-1} + \sum \gamma_m CVs_{i,t-1} + \varepsilon \quad (5)$$

上式中, $POWER_{j,t-1}$ 为公司*i*所在行业(地区)同伴公司高管职位层级变量,其构建过程如下:首先,将高级管理人员(包括兼任董事的高管)赋值为3,仅担任董事的赋值为2,监事赋值为1;其次,求得样本公司在本轮交易中董监高职位层级得分之和(T_POWER);然后,用 T_POWER 除以样本公司在本轮交易中的董监高人数之和来衡量高管职位层级高低。该值越大,则本轮交易中所涉及的董监高职位层级越高。

3. 高管减持同伴效应的经济后果检验

本文借鉴许年行等(2012)的方法,利用负收益偏态系数(*NCSKEW*)和收益上下波动率(*DUVOL*)作为公司崩盘风险的测量指标。同时,模仿个股崩盘风险指标法,分别构建行业和地区层面的股价崩盘风险指标。首先,把每个行业(地区)中所有公司股票的第*t*周收益,按照算术平均求得该行业(地区)股票的周收益;接着,依次基于个股崩盘风险指标构建方法,分别求得各行业

(地区)股票收益的负偏度 $NCSKEW_IND(NCSKEW_REG)$ 和收益上下波动率 $DUVOL_IND(DUVOL_REG)$ 。该数值越大,则该行业(地区)的股价崩盘风险越大。

然后,利用前述得到的各股价崩盘风险指标,构建模型(6)和(7)检验假设5:

$$CrashRisk_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 PI_D_{i,t-1}(\backslash I_PD_{i,t-1}) + \gamma_2 S_Ratio_{i,t-1} + \sum \gamma_m CVs_{i,t-1} + \varepsilon \quad (6)$$

$$CrashRisk_IND_{i,t}(/CrashRisk_REG_{i,t}) = \gamma_0 + \gamma_1 AR_IND_{i,t-1}(\backslash AR_PRO_{i,t-1}) + \sum \gamma_m CVs_{i,t-1} + \varepsilon \quad (7)$$

(7)式中, $CrashRisk_{i,t}$ 为公司 i 在 t 期分别由 $NCSKEW$ 和 $DUVOL$ 度量的公司股票崩盘风险。(8)式中 $CrashRisk_IND_{i,t}(/CrashRisk_REG_{i,t})$ 分别为公司 i 所在行业(地区) t 期的股价崩盘风险,且分别由行业(地区)的 $NCSKEW_IND(NCSKEW_REG)$ 和 $DUVOL_IND(DUVOL_REG)$ 来度量。 $AR_IND_{i,t-1}(\backslash AR_PRO_{i,t-1})$ 分别为公司 i 在 $t-1$ 期所在行业(地区)的公司减持规模均值(由算术平均法求得)。

4. 内生性问题:工具变量的选择

本文主要研究同伴高管减持对公司高管减持行为的影响,但利用前述 OLS 模型识别公司行为决策相互影响的最大困难在于,公司行为决策本身的同时性可能存在严重的内生性问题(Manski, 1993),即存在同伴效应的“反射问题”(Manski, 1993),因为“同伴效应的发生可看作是几乎同时发生的另一个人的同步行为和他在镜子中的映射”。通常宏观经济波动和新政策出台等也会对行业或地区内所有公司产生影响,致使大家形成一致预期,例如整个行业(地区)公司股价被高估,也可能引发同行业或地区公司高管的一致减持行为。换言之,这种行业或地区内公司高管减持行为的正相关性可能不完全是由于“同伴效应”,而是受到共同的“外部冲击”所致(陆蓉等, 2017),或是一种时机上的巧合。

为此,本文参考 Leary & Roberts(2014)等,将同伴公司股票特质收益率作为工具变量以缓解减持同伴效应的内生性问题。因为该工具变量主要反映同伴公司股票自身信息,不包含影响整个市场和行业的因素,也不会对其它公司高管减持行为产生影响,即满足外生性要求;同时,股票特质收益率较高即股价高估可能引发本公司高管减持,即满足工具变量相关性要求。此外,与公司盈余等指标相比,股价不太容易被公司直接操纵。目前有较成熟的方法,可将股票的特质性信息从股票收益率中分解出来。

5. 其他变量说明

其它控制变量包括:公司成长性 $GROW$ (近3年主营业务增长率)、公司规模 $SIZE$ (公司资产对数值)、信息透明度 $OPAQUE$ (公司过去三年操纵性应计绝对值之均值)、股票收益波动率 $SIGMA$ 、股权集中度 $H5$ (前五大股东持股比例)、独董人数 DD 、负债比率 LEV 、两职合一与否 $DUAL$ 、机构持股 $INST$ 、管理层持股 MG 、资产收益率 ROA 、换手率 HSL 、市值账面比 MB 、减持频次 FRE (每轮减持中高管及家属在该轮减持中的次数)、行业前景 ICI (行业信心指数)、行业(地区)板块股票市盈率 $I_PE(A_PE)$ (以公司流通市值为权重)、市场行情 RET 、宏观经济周期虚拟变量 BC (2008年及之后的减持,赋值为1,反之为0)、股市崩盘虚拟变量 MR (2015年6月15日之后的减持,赋值为1,反之为0),以及行业 IND 、地区 $AREA$ 、年份 $Year$ 和公司 $FIRM$ 等虚拟变量。

四、实证结果与分析

(一) 高管减持同伴效应的存在性检验

首先,利用模型(1)和(2)检验高管减持的同伴效应现象,详见表1。OLS 回归结果显示,不管是采用行业(地区)同伴公司高管减持规模 $PI_D(I_PD)$ 变量,还是其虚拟变量 $PI_D_D(I_PD_D)$,

其系数估计值均显著为正。同时,为缓解同伴效应的内生性,本文采用股票特质收益率为工具变量,进行了两阶段回归(2SLS),其结果均更显著。因此,假设 1a 和假设 1b 得到验证。可见,公司高管减持不仅受信息优势和公司治理等内生因素的影响,还会受到同行业和同地区其他同伴公司高管减持行为的显著影响。这可能是因为其采取“搭便车”的机会主义行为(易志高等,2017),也可能是受社会规范或文化等因素的影响(Parsons et al.,2018),致使其减持模仿行为的发生。不管出于何种原因,若出现内部人大规模集中减持现象,势必会给市场造成较大压力,引发投资者(特别是中小投资者)的恐慌情绪,严重时可能导致整个金融市场风险的上升。

表 1 高管减持同伴效应的检验

变量	行业同伴效应				地区同伴效应			
	连续变量(减持比例)		虚拟变量		连续变量(减持比例)		虚拟变量	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	OLS	2SLS	OLS	2SLS	OLS	2SLS	OLS	2SLS
<i>PI_D</i>	0.114 *** (3.49)	0.660 *** (4.46)						
<i>PI_D_D</i>			0.163 * (1.77)	2.269 *** (3.38)				
<i>I_PD</i>					0.081 ** (2.16)	0.802 *** (4.46)		
<i>I_PD_D</i>							0.170 * (1.89)	4.228 *** (3.73)
<i>FRE</i>	0.351 *** (8.42)	0.362 *** (8.72)	0.348 *** (8.33)	0.347 *** (8.15)	0.350 *** (8.41)	0.365 *** (8.86)	0.348 *** (8.33)	0.354 *** (8.02)
<i>MG</i>	-0.274 (-1.46)	-0.088 (-0.50)	-0.273 (-1.45)	-0.128 (-0.67)	-0.268 (-1.42)	-0.052 (-0.28)	-0.267 (-1.41)	0.020 (0.10)
<i>INST</i>	-0.692 *** (-4.22)	-0.614 *** (-3.73)	-0.687 *** (-4.17)	-0.625 *** (-3.77)	-0.690 *** (-4.20)	-0.645 *** (-3.83)	-0.688 *** (-4.17)	-0.710 *** (-3.80)
<i>DUAL</i>	0.035 (0.50)	-0.003 (-0.04)	0.036 (0.51)	0.016 (0.23)	0.035 (0.50)	0.002 (0.03)	0.034 (0.48)	-0.019 (-0.26)
<i>H5</i>	0.012 *** (5.13)	0.005 ** (1.97)	0.012 *** (5.02)	0.004 * (1.84)	0.012 *** (5.07)	0.003 (1.34)	0.012 *** (5.02)	0.003 (1.44)
<i>DD</i>	0.014 *** (2.67)	0.013 ** (2.25)	0.014 *** (2.75)	0.013 ** (2.38)	0.014 *** (2.77)	0.015 *** (2.80)	0.014 *** (2.73)	0.011 * (1.75)
<i>ROA</i>	-0.028 *** (-5.00)	-0.019 *** (-3.30)	-0.030 *** (-5.18)	-0.027 *** (-4.52)	-0.028 *** (-5.04)	-0.015 ** (-2.41)	-0.029 *** (-5.12)	-0.016 ** (-2.38)
<i>SIZE</i>	-0.011 (-0.36)	-0.068 * (-1.93)	-0.001 (-0.04)	-0.012 (-0.36)	-0.009 (-0.27)	-0.082 ** (-2.19)	-0.003 (-0.10)	-0.062 (-1.62)
<i>LEV</i>	0.138 (0.61)	0.147 (0.66)	0.122 (0.54)	0.180 (0.75)	0.119 (0.53)	0.079 (0.36)	0.117 (0.51)	0.160 (0.66)

续表 1

变量	行业同伴效应				地区同伴效应			
	连续变量(减持比例)		虚拟变量		连续变量(减持比例)		虚拟变量	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	OLS	2SLS	OLS	2SLS	OLS	2SLS	OLS	2SLS
<i>GROW</i>	0.035 (0.49)	0.107 (1.49)	0.030 (0.41)	0.107 (1.43)	0.031 (0.44)	0.104 (1.32)	0.029 (0.40)	0.125 (1.42)
<i>MB</i>	-0.067 (-0.42)	0.040 (0.45)	-0.096 (-0.59)	-0.050 (-0.52)	-0.074 (-0.46)	0.046 (0.51)	-0.092 (-0.57)	-0.048 (-0.48)
<i>I_{PE}(A_{PE})</i>	0.341* (1.78)	0.144 (0.86)	0.370* (1.85)	0.354* (1.70)	0.342* (1.73)	0.042 (0.22)	0.370* (1.86)	0.353 (1.63)
<i>ICI</i>	-0.231 (-0.69)	-0.211 (-0.78)	-0.199 (-0.57)	0.002 (0.00)	-0.239 (-0.70)	-0.377 (-1.23)	-0.226 (-0.65)	-0.562 (-1.60)
<i>BC</i>	-0.485*** (-3.73)	-0.205 (-1.51)	-0.519*** (-3.81)	-0.153 (-0.67)	-0.496*** (-3.66)	-0.055 (-0.31)	-0.517*** (-3.77)	0.216 (0.78)
Constant	-0.539 (-0.63)	0.842 (0.97)	-0.808 (-0.91)	-1.355 (-1.32)	-0.639 (-0.74)	0.615 (0.74)	-0.819 (-0.93)	-2.418** (-2.16)
YEAR\AREA\ FIRM\IND	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	4600	4600	4600	4600	4600	4600	4600	4600
调整的 R ²	0.079	0.377	0.077	0.356	0.077	0.367	0.076	0.261

注：***、**、* 分别表示 1%、5% 和 10% 统计显著性水平，下表同。

(二) 高管减持同伴效应影响因素

1. 外部环境的不确定性

表 2 是利用模型(3)对假设 2 进行检验的结果。结果表明,不管是 OLS 还是 2SLS 回归,不仅 *EU* 的回归系数数值均显著为正,即公司外部环境不确定性对高管减持存在直接的显著正向影响,而且交互项 *PI_D*EU* 和 *I_{PD}*EU* 的系数估计值均显著为正(只是显著性水平不同)。可见,外部环境不确定性对公司高管减持同伴效应有显著正向促进作用,即假设 2 基本得到支持。

表 2 环境不确定性的影响

变量	行业同伴		地区同伴	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	OLS	2SLS	OLS	2SLS
<i>EU</i>	0.164 (0.96)	-0.993 (-0.89)	0.149 (0.85)	-0.022 (-0.12)
<i>PI_D</i>	0.120*** (3.83)	2.212*** (3.33)		
<i>PI_D*EU</i>	0.249* (1.73)	0.079* (1.91)		

续表 2

变量	行业同伴		地区同伴	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	OLS	2SLS	OLS	2SLS
<i>I_PD</i>			0.106 *** (2.84)	0.463 *** (3.96)
<i>I_PD * EU</i>			0.043 ** (2.03)	0.129 * (1.66)
<i>CVs</i>	同表 1			
Constant	-0.808 (-0.91)	-0.621 (-0.46)	-0.923 (-1.01)	-2.999 ** (-2.50)
N	4600	4600	4600	4600
调整的 R ²	0.083	0.351	0.079	0.25

究其原因,尽管高管作为内部人,对公司未来发展有着更深刻的理解和把握,但是,管理者对公司未来发展的研判能力和信心,是基于对公司内部信息(如公司管理、技术及产品研发等)和外部信息(如宏观经济状况和行业前景等)整合加工形成的。与此同时,由于信息成本、管理者专业知识和能力等方面的差异,会导致其对未来的预期存在较大差异。因此,当外部环境不确定性程度上升时,势必会危及到管理者对公司自身未来经营前景研判的准确性,对未来预期的差异进一步加大。此时,就会引发其模仿他人行为概率的上升,即减持同伴效应的发生。

2. 公司的行业或地区市场地位

表 3 行业/地区领先者与跟随者的影响

行业领先者与追随者				地区领先者与追随者			
变量	公司规模	利润率	市场份额	变量	公司规模	利润率	市场份额
	(1)	(2)	(3)		(4)	(5)	(6)
<i>TOP_IS</i>	0.069 ** (2.52)			<i>TOP_PS</i>	0.112 *** (3.11)		
<i>BOT_IS</i>	0.039 (1.28)			<i>BOT_PS</i>	0.044 * (1.72)		
<i>TOP_IP</i>		0.113 *** (3.52)		<i>TOP_PP</i>		0.070 *** (2.62)	
<i>BOT_IP</i>		0.059 ** (2.32)		<i>BOT_PP</i>		0.045 (1.41)	
<i>TOP_IE</i>			0.076 *** (2.59)	<i>TOP_PE</i>			0.094 ** (2.56)
<i>BOT_IE</i>			0.067 ** (2.27)	<i>BOT_PE</i>			0.051 * (1.86)
<i>CVs</i>	同表 1			<i>CVs</i>	同表 1		
Constant	-0.553 (-0.64)	-0.368 (-0.44)	-0.628 (-0.73)	Constant	-0.534 (-0.62)	-0.515 (-0.60)	-0.590 (-0.69)

续表 3

行业领先者与追随者				地区领先者与追随者			
变量	公司规模	利润率	市场份额	变量	公司规模	利润率	市场份额
	(1)	(2)	(3)		(4)	(5)	(6)
YEAR\ AREA\FIRM	YES	YES	YES	YEAR\ FIRM\IND	YES	YES	YES
N	4600	4600	4600	N	4600	4600	4600
调整的 R ²	0.075	0.079	0.077	调整的 R ²	0.076	0.075	0.076

表 3 显示,不管是行业(地区)领先者还是跟随者,均对公司高管减持行为有不同程度的影响。从系数估计值看,除了基于公司规模排位的行业追随者和基于利润率的地区追随者的影响不显著之外,其余均显著为正;而且不管是系数估计值大小还是显著性水平,行业或地区市场领先者的影响均明显高于跟随者。可见,无论是行业或地区领先者,或是跟随者,其高管减持行为均对本公司高管减持存在不同程度的影响,只是行业或地区领先者的影响更大一些。因此,假设 3a 得到验证,假设 3b 得到部分支持。这一点与 Leary & Roberts(2014)、陆蓉等(2017)不完全相同。他们发现,仅行业跟随者的资本结构受领先者影响,反之不显著。究其原因,高管减持行为不完全等同于公司资本结构决策。对后者来说,可能受公司经营管理的成功性和信息优势等因素的影响更显著,行业领先者的资本结构决策具有相对独立性,并致使跟随者经常会参照行业领先者的决策,反之则不明显。但对于高管减持来说,除了受信息优势等影响外,还可能受到社会风尚等因素的影响。

3. 高管职位层级

表 4 是利用模型(5)检验的结果。实证表明,不管是 OLS 还是 2SLS 回归,行业同伴和地区同伴与高管职位层级的交互项即 $PI_D * POWER$ 和 $I_PD * POWER$ 的回归系数值均显著为负(基本在 1% 和 5% 水平下显著)。这说明,高管职位层级越高,其越不太容易受同伴减持行为的影响。于是,假设 4 得到验证。

表 4 高管职位层级与减持同伴效应

变量	行业同伴		地区同伴	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	OLS	2SLS	OLS	2SLS
POWER	-0.290 ** (-2.13)	-0.384 *** (-3.32)	-0.298 ** (-2.30)	-0.326 ** (-2.43)
PI_D	0.105 *** (3.22)	0.648 *** (4.49)		
PI_D * POWER	-2.291 *** (-2.69)	-1.307 * (-1.66)		
I_PD			0.069 * (1.82)	0.414 *** (4.73)
I_PD * POWER			-2.635 ** (-2.00)	-0.864 ** (-2.56)

续表 4

变量	行业同伴		地区同伴	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	OLS	2SLS	OLS	2SLS
CVs	同表 1			
Constant	-0.060 (-0.06)	0.685 (0.83)	0.013 (0.01)	-2.290** (-2.17)
YEAR\AREA\ FIRM\IND	YES	YES	YES	YES
N	4600	4600	4600	4600
调整的 R ²	0.081	0.375	0.079	0.263

(四) 高管减持同伴效应的经济后果

1. 高管减持同伴效应与个股股价崩盘风险

在控制了 MQ 、 DD 、 $SIZE$ 、 LEV 、 $GROW$ 、 $INST$ 、 ROA 、 MB 、 RET 、 $OPAQUE$ 、 $SIMA$ 、 HSL 、 MR 及时间、地区、行业和公司固定效应后,结果(因篇幅限制,略)显示, S_Ratio 对 $NCSKEW$ 和 $DUVOL$ 的回归系数均显著且为正,即公司高管减持会导致本公司股价崩盘风险的显著上升。更重要的是,从回归结果看,同伴公司高管减持行为(PI_D 和 I_PD)对公司股价崩盘风险($NCSKEW$ 和 $DUVOL$)也有显著正向影响;而且,从回归系数值及显著性水平来看,其影响程度均高于本公司高管的减持行为。假设 5a 得到验证。

2. 高管减持同伴效应与行业及地区股价崩盘风险

表 5 发现,同行业(地区)公司高管减持即 AR_IND (AR_PRO) 均对行业(地区)板块股价崩盘风险存在显著正向影响。同时,我们还利用同行业或地区中参与减持的公司数量作为主要解释变量,代入模型(7),其回归系数也同样显著(限于篇幅未汇报)。于是,假设 5b 得到支持。可见,同行业或地区内多个公司高管减持的规模或参与减持的公司数量越大,不仅会直接对整个行业或地区板块的股价造成直接冲击,而且,由于多个同伴公司高管减持行为信号的外部性,会进一步加剧市场对整个行业或地区板块公司基本面的质疑或担忧,投资者很可能会选择用脚投票的方式即抛售该行业或地区内同类公司的股票(即使是那些没有参与减持的公司),从而引致相应行业或地区板块股价崩盘的上升。

表 5 对行业及地区股价崩盘风险的影响

变量	$NCSKEW$ (行业)	$DUVOL$ (行业)	变量	$NCSKEW$ (地区)	$DUVOL$ (地区)
	(1)	(2)		(3)	(4)
AR_IND	0.008*** (3.92)	0.004** (2.20)	AR_PRO	0.005** (2.47)	0.009*** (3.12)
CVs	同模型(6)		CVs	同模型(6)	
Constant	-40.155*** (-19.36)	-26.226*** (-15.34)	Constant	-6.353*** (-2.63)	-12.686*** (-3.73)
YEAR\IND	YES	YES	YEAR\AREA	YES	YES
N	4600	4600	N	4600	4600
调整的 R ²	0.439	0.433	调整的 R ²	0.677	0.632

注:表中所有行业或地区控制变量是由其所在行业(地区)所有公司同类指标的算术平均值(即该行业或地区所有上市公司同期的同类财务指标的算术平均值)得到。

(五)进一步研究:清仓式减持的影响
表 6 高管清仓式减持的影响

Panel A: 清仓式减持与同伴效应					
变量	行业同伴效应		地区同伴效应		
	(1)	(2)	(3)	(4)	
	OLS	2SLS	OLS	2SLS	
<i>PI_QR</i>	1. 884 *** (19. 31)	4. 844 *** (4. 84)			
<i>I_QR</i>			1. 797 *** (16. 32)	5. 079 *** (5. 30)	
<i>CVs</i>	同表 1	同表 1	同表 1	同表 1	
Constant	0. 302 (0. 35)	0. 842 (0. 97)	-0. 680 (-0. 73)	- 1. 355 (-1. 32)	
YEAR\AREA\FIRM\IND	YES	YES	YES	YES	
N	4600	4600	4600	4600	
调整的 R ²	0. 079	0. 337	0. 077	0. 362	
Panel B: 清仓式减持与个股崩盘风险					
变量	NCSKEW(公司)		DUVOL(公司)		
	(1)	(2)	(3)	(4)	
<i>PI_QR</i>	0. 162 ** (2. 00)		0. 159 *** (2. 41)		
<i>I_QR</i>		0. 126 * (1. 73)		0. 121 ** (1. 98)	
<i>CVs</i>	同模型(6)	同模型(6)	同模型(6)	同模型(6)	
Constant	-2. 768 ** (-2. 43)	-2. 816 ** (-2. 45)	-2. 803 ** (-2. 43)	-2. 849 ** (-2. 44)	
YEAR\AREA\FIRM\IND	YES	YES	YES	YES	
N	4600	4600	4600	4600	
调整的 R ²	0. 162	0. 162	0. 189	0. 188	
Panel C: 清仓式减持与行业和地区股价崩盘风险					
变量	NCSKEW(行业)	DUVOL(行业)	变量	NCSKEW(地区)	DUVOL(地区)
	(1)	(2)		(3)	(4)
<i>AR_IQR</i>	0. 225 *** (3. 67)	0. 174 *** (3. 19)	<i>AR_PQR</i>	0. 101 * (1. 69)	0. 083 (1. 53)
<i>CVs</i>	同表 6 第(1)列	同表 6 第(1)列	<i>CVs</i>	同表 6 第(3)列	同表 6 第(3)列
Constant	-40. 483 *** (-19. 62)	-26. 131 *** (-15. 45)	Constant	-7. 899 *** (-3. 31)	-14. 877 *** (-4. 44)
YEAR\IND	YES	YES	YEAR\AREA	YES	YES
N	4600	4600	N	4600	4600
调整的 R ²	0. 438	0. 433	调整的 R ²	0. 676	0. 631

沿用当前业界通常做法,把各公司高管每次减持比例大于 1% (即 S_Ratio 大于 1%) 的减持样本定义为清仓式减持 (QR)。统计显示,本研究样本中,清仓式减持样本 1353 个,占比约 29.41%。根据前面关于行业和地区同伴效应变量的算法,重新构建基于清仓式减持的同伴效应变量的 PI_QR 和 I_QR 。即某行业(地区)同伴效应组中(共 n 个公司)若有 a 个 QR (排除本公司 i),则令 PI_QR (I_QR) 等于 $a/(n-1)$ 。同理,仿照 AR_IND 和 AR_PRO 的算法,构建基于清仓式减持的行业(地区)同伴效应变量的 AR_IQR 和 AR_PQR 。然后,用变量 $PI_QR(I_QR)$ 取代 $PI_D(I_PD)$,分别代入模型(1)和(6)进行回归,结果见表 6 Panel A 和 Panel B;同时,用 $AR_IQR(AR_PQR)$ 依次取代模型(7)中的 $AR_IND(AR_PRO)$ 进行相应检验。实证发现,所有关于清仓式减持的回归系数值均显著为正(除了对区域板块股价崩盘风险影响的显著性略差之外),特别是同伴公司高管清仓式减持行为似乎对公司高管的减持行为有更显著的影响(系数估计值及显著性水平均高于表 1 相关结果)。这说明,高管的清仓式减持不但会引发更严重的减持同伴效应现象,而且对股价崩盘风险的影响也较为明显。

(六) 稳健性检验

1. 高科技行业的高管减持同伴效应

前述分析及实证检验表明,信息不对称是引发高管减持同伴效应的一个重要原因;而对于具有高创新性、高成长性和高风险性等特征的高科技行业公司来说,不仅其经营绩效波动较大,而且其未来不确定性程度更高,因此其管理者对于公司未来发展前景判断的准确性也不如其它行业环境相对稳定的非高科技公司,进而很可能会触发行业中公司高管的模仿(减持)行为。为此,我们进一步检验了高科技行业公司高管减持的同伴效应现象。首先,本文根据国家统计局关于高技术产业分类标准把样本公司分为高科技行业和非高科技行业。接着,构建高科技行业虚拟变量(HT),若是高科技行业公司就赋值 1,否则赋值为 0。然后,用 HT 取代变量 EU 并代入模型(1)和(2)(剔除行业固定效应)。实证显示,交互项 $HT * PI_D(I_PD)$ 系数值均显著为正,这说明,高科技行业公司高管的减持同伴效应更显著。

2. 减持规模的测量

上文分析主要采用公司高管及其家属的减持比例作为减持度量指标。下文分别利用高管减持的市值来衡量其减持规模,并重复上述步骤。除了少部分控制变量显著性水平有所变化外,主要解释变量的符号和显著性基本一致,本研究结论是稳健的。

3. 行业或地区市场领先者与跟随者的测量

前文主要采取的是 30% 的基准确定公司的行业或区域市场排位,这可能导致部分同伴效应组中过多的样本公司落入领先者或追随者行列。为进一步检验该结果的稳健性,把该标准调整为 20%,并重新构建相应的测量指标,然后代入模型(4)进行检验,除部分控制变量的显著性水平有所变化外,主要变量结果仍然一致,即假设 3 成立。

4. 高管职位层级的测量

在假设 4 中,我们还基于同伴公司中同时担任董事和高级管理人员(仅参与减持)的职位得分之和与所有同伴公司中参与减持的高管职位得分之和的比值,重新构建高管职位层级的测量指标,并代入模型(5),假设 4 仍然成立。

五、结论与启示

本文在公司行为决策同伴效应及股价崩盘风险研究最新进展的基础上,系统研究了公司高管减持过程中的同伴效应现象、影响机制及其后果。首先,高管减持同伴效应的存在,说明高管减持行为具有“传染性”,特别是高管的清仓式减持行为会引致高管“减持潮”现象出现,从而引发投资

者的恐慌情绪和股价崩盘风险的急剧上升,严重影响股票市场的健康发展。因此,在监管过程中,须考虑内部人减持行为的同伴效应现象,从制度上注重对董监高减持行为的引导和规范;特别是要加强对其清仓式减持行为的监管和惩处力度,防止其对市场所造成的巨大冲击。其次,外部环境不确定性、行业或市场地位和职位层级等对高管减持同伴效应现象有重要影响。因此,要重点加强对各行业或地区市场中领先者公司和公司核心高管减持动向的监管,尤其是在宏观经济环境波动较大时,要密切注意此类公司及核心高管的行为,因为其行为在同行业或地区内颇具“传染性”。高科技行业中的高管减持同伴效应尤为明显,而高科技行业乃中国经济发展新动能和未来重要产业支柱,如果行业龙头公司或核心高管大规模抛售其股票,会引发市场对行业发展前景的担心,进一步加剧股票市场波动,不利于资本市场更好地服务于实体经济,甚至危及国民经济的高质量发展。监管部门应进一步严格规范高科技行业公司高管(尤其是龙头企业和核心高管)的减持行为,并利用公司行为间的同伴效应机制提高监管效率,争取达到事半功倍的效果。

参考文献

- 方军雄,2012:《高管超额薪酬与公司治理决策》,《管理世界》第11期。
- 何青,2012:《内部人交易与股票市场回报——来自中国市场的证据》,《经济理论与经济管理》第2期。
- 陆蓉、王策、邓鸣茂,2017:《我国上市公司资本结构“同群效应”研究》,《经济管理》第1期。
- 陆蓉、常维,2018:《近墨者黑:上市公司违规行为的“同群效应”》,《金融研究》第8期。
- 沈红波、酆金梁、屠亦婷,2011:《上市公司大小非减持影响因素的实证分析》,《中国工业经济》第1期。
- 沈洪涛、苏亮德,2012:《企业信息披露中的模仿行为研究——基于制度理论的分析》,《南开管理评论》第3期。
- 万良勇、梁婵娟、饶静,2016:《上市公司并购决策的行业同群效应研究》,《南开管理评论》第3期。
- 吴战篪、李晓龙,2015:《内部人抛售、信息环境与股价崩盘》,《会计研究》第6期。
- 谢德仁、郑登津、崔宸瑜,2016:《控股股东股权质押是潜在的“地雷”吗?——基于股价崩盘风险视角的研究》,《管理世界》第5期。
- 许年行、江轩宇、伊志宏、徐信忠,2012:《分析师利益冲突、乐观偏差与股价崩盘风险》,《经济研究》第7期。
- 易志高、潘子成、茅宁、李心丹,2017:《策略性媒体披露与财富转移——来自公司高管减持期间的证据》,《经济研究》第4期。
- 朱茶芬、姚铮、李志文,2011:《高管交易能预测未来股票收益吗?》,《管理世界》第9期。
- Ahern, K. R., and D. Sosyura, 2014, “Who Writes the News? Corporate Press Releases During Merger Negotiations”, *Journal of Finance*, 69(1), 241—291.
- An, H., and T. Zhang, 2013, “Stock Price Synchronicity, Crash Risk, and Institutional Investors”, *Journal of Corporate Finance*, 21(1), 1—15.
- Becker, G., S. Murphy, and M. Kevin, 2000, “Author Index: Social Economics Market Behavior in a Social Environment”, *Bulletin of Experimental Biology & Medicine*, 61(6), 632—634.
- Billett, M. T., J. A. Garfinkel, and Y. Jiang, 2018, “The Capital Supply Channel in SEO Peer Effects”, SSRN Working Paper.
- Bird, A., A. Edwards, and T. G. Ruchti, 2018, “Taxes and Peer Effects”, *Accounting Review*, 93(5), 97—117.
- Bizjak, J. M., M. L. Lemmon, and L. Naveen, 2008, “Does the Use of Peer Groups Contribute to Higher Pay and Less Efficient Compensation?”, *Journal of Financial Economics*, 90(2), 152—168.
- Brochet, F., K. Kolev, and S. Lerman, 2018, “Information Transfer and Conference Calls”, *Review of Accounting Studies*, 23(3), 907—957.
- Cohen, L., C. Malloy, and L. Pomorski, 2012, “Decoding Inside Information”, *Journal of Finance*, 67(3), 1009—1043.
- Cukurova, S., 2014, “What Do Outside Directors Learn Around Annual Meetings? Evidence from Insider Trading”, SSRN Working Paper.
- Dahya, J., O. Dimitrov, and J. J. McConnell, 2008, “Dominant Shareholders, Corporate Boards, and Corporate Value: A Cross-country Analysis”, *Journal of Financial Economics*, 87(1), 73—100.
- Defond, M. L., M. Hung, S. Li, and Y. Li, 2015, “Does Mandatory IFRS Adoption Affect Crash Risk?”, *Accounting Review*, 90(1), 265—299.
- Dimaggio, P. J., and W. W. Powell, 1983, “The Iron Cage Revisited: Institutional Isomorphism and Collective Rationality in Organizational Fields”, *American Sociological Review*, 48(2), 147—160.
- Fidrmuc, J. P., M. Goergen, and L. Renneboog, 2006, “Insider Trading, News Releases and Ownership Concentration”, *Journal of*

Finance, 61(6), 2931—2973.

Ghosh, D., and L. Olsen, 2009, “Environmental Uncertainty and Managers’ Use of Discretionary Accruals”, *Accounting Organizations & Society*, 34(2), 188—205.

Haunschild, P. R., and A. S. Miner, 1997, “Modes of Interorganizational Imitation: The Effects of Outcome Salience and Uncertainty”, *Administrative Science Quarterly*, 42(3), 472—500.

Hong, H., J. D. Kubik, and J. C. Stein, 2004, “Social Interaction and Stock-Market Participation”, *Journal of Finance*, 59(1), 137—163.

Hong, H., J. D. Kubik, and J. C. Stein, 2005, “Thy Neighbor’s Portfolio: Word-of-Mouth Effects in the Holdings and Trades of Money Managers”, *Journal of Finance*, 60(6), 2801—2824.

Hutton, A. P., A. J. Marcus, and H. Tehranian, 2008, “Opaque Financial Reports, R-square, and Crash Risk”, *Social Science Electronic Publishing*, 94(1), 67—86.

Jin, L., and S. C. Myers, 2006, “R2 Around the World: New Theory and New Tests”, *Journal of Financial Economics*, 79(2), 257—292.

Kaustia, M., and V. Rantala, 2015, “Social Learning and Corporate Peer Effects”, *Journal of Financial Economics*, 117(3), 653—669.

Ke, B., S. Huddart, and K. Petroni, 2003, “What Insiders Know About Future Earnings and How they Use It: Evidence From Insider Trades”, *Journal of Accounting and Economics*, 35(3), 315—346.

Kedia, S., K. Koh, and S. Rajgopal, 2015, “Evidence On Contagion in Earnings Management”, *The Accounting Review*, 90(6), 2337—2373

Kim, J. B., Z. Wang, and L. Zhang, 2016, “CEO Overconfidence and Stock Price Crash Risk”, *Contemporary Accounting Research*, 33(4), 1720—1749.

Kim, J., Y. Li, and L. Zhang, 2011a, “Corporate Tax Avoidance and Stock Price Crash Risk: Firm-Level Analysis”, *Journal of Financial Economics*, 99(3), 639—662.

Kim, J., Y. Li, and L. Zhang, 2011b, “CFOs Versus CEOs: Equity Incentives and Crashes”, *Journal of Financial Economics*, 101(3), 713—730.

Kim, Y., H. Li, and S. Li, 2014, “Corporate Social Responsibility and Stock Price Crash Risk”, *Journal of Banking & Finance*, 43(1), 1—13.

King, B. G., and D. A. Whetten, 2008, “Rethinking the Relationship Between Reputation and Legitimacy: A Social Actor Conceptualization”, *Corporate Reputation Review*, 11(3), 192—207.

Leary, M. T., and M. R. Roberts, 2014, “Do Peer Firms Affect Corporate Financial Policy?”, *Journal of Finance*, 69(1), 139—178.

Lieberman, M. B., and S. Asaba, 2006, “Why Do Firms Imitate Each Other?”, *Academy of Management Review*, 31(2), 366—385.

Lin, J., and J. S. Howe, 1990, “Insider Trading in the OTC Market”, *Journal of Finance*, 45(4), 1273—1284.

Manski, C. F., 1993, “Identification of Endogenous Social Effects: The Reflection Problem”, *Review of Economic Studies*, 60(3), 531—542.

Manski, C. F., 2000, “Economic Analysis of Social Interactions”, *Journal of Economic Perspectives*, 14(3), 115—136.

Parsons, C. A., J. Sulaeman, and S. Titman, 2018, “The Geography of Financial Misconduct”, *Journal of Finance*, 73(5), 2087—2137.

Piotroski, J. D., T. J. Wong and T. Zhang, 2015, “Political Incentives to Suppress Negative Information: Evidence from Chinese Listed Firms”, *Journal of Accounting Research*, 53(2), 405—459.

Popadak, J. A., 2019, “Dividend Payments as a Response to Peer Influence”, *Journal of Financial Economics*, 131(3), 549—570.

Ravina, E., and P. Sapienza, 2007, “What Do Independent Directors Know? Evidence From their Trading”, *Review of Financial Studies*, 23(3), 962—1003.

Seo, H., 2017, “Peer Effects in Corporate Disclosure Decisions”, SSRN Working Paper.

Shroff, N., R. S. Verdi, and B. P. Yost, 2017, “When Does the Peer Information Environment Matter?”, *Journal of Accounting and Economics*, 64(2), 183—214.

Zavyalova, A., M. D. Pfarrer, R. K. Reger, and D. L. Shapiro, 2012, “Managing the Message: The Effects of Firm Actions and Industry Spillovers on Media Coverage Following Wrongdoing”, *Academy of Management Journal*, 55, 1079—1101.

The Peer Effects of Managers' Stock Selling and Stock Price Crash Risk

YI Zhigao^a, LI Xindan^b, PAN Zicheng^c and MAO Ning^b

(a: Nanjing Normal University; b: Nanjing University; c: Southeast University)

Summary: A large number of managers in China sell their stocks on a large scale, and many executives “sell stocks in group”. As company insiders, their stock selling behavior has a direct effect on their companies' stock prices. In addition, because of the signal function of their reduction behavior, it can trigger a panic and encourage investors to sell their stocks, resulting in a sharp fall in stock prices, which will jeopardize the healthy and stable development of the stock market.

The literature on insider selling focuses on the influence of endogenous factors, such as information advantage and corporate governance, on executives' stock selling behavior. However, in reality, companies do not operate in isolation and are part of a given social environment. Thus, any experienced manager knows to keep a close eye on his/her peers' behavior. Recent research also reveals the obvious peer effects on firms' executive compensation scheme, capital structure, and dividend payments. At the same time, as controllers of their company, managers' selling behavior usually conveys negative information, such as the company's prospects are not optimistic and their lack of confidence. In addition, there is usually a tendency for strategic disclosure to divulge good news and cover bad news. Thus, to boost share prices and reduce the negative effects of selling behavior, this can help transfer wealth successfully. However, when negative information accumulates and is eventually published (with the negative shock of falling stock prices), it is likely to lead to a stock price crash and even to rapidly increase the systemic risk of the capital market.

We use executives' stock selling data in China from January 2006 to December 2017. Based on the perspective of peer effects, we examine the exogenous effects of executives' reduction in the same industry and region on managers' sock selling behavior and its consequences on the market. We obtain the following results. First, senior managers' stock selling has obvious peer effects, that is, it encourages managers from peer firms in the same industry and region to sell their stocks, illustrating the phenomenon of “selling stocks in group”. Second, the greater the uncertainty of the external environment and the lower the rank of senior executives, the more obvious the peer effects of executives' reduction. Moreover, executives' sock selling behavior is influenced by the leaders and followers of the industry and region; that is, the phenomena of “tendency to go up” and “frequency imitation” coexist, although leaders have a greater influence. Moreover, the peer effects are more evident in the high-tech industry. Third, these peer effects can lead to a serious stock price crash for firms, industry segments, and area segments. Finally, managers' “clearance selling” can lead to greater peer effects and serious stock price crash risk.

The contributions of our study are the following. (1) We examine the exogenous effects of managers' stock reduction in the same industry and region on corporate managers' stock selling behavior. Our study complements previous studies on senior executives' reduction from the perspective of information advantage and corporate governance, broadening the research perspective and content of insider trading. (2) The literature on the peer effects of corporate decision-making mainly focuses on firms' capital structure, executive compensation scheme, and information disclosure. In addition, most studies only examine the existence and formation mechanism of peer effects, with few studies investigating peer effects in insider trading and their economic consequences. We analyze the peer effects of managers' sock selling behavior, then examine the effects of this behavior on stock price crash risk, thus enriching the literature on the peer effects of corporate decision-making. (3) There is little research on stock price crash risk involving multiple companies. Based on the method of measuring corporate stock price crash risk, we construct industry-specific and region-specific stock price crash risk measurement indexes, and test the effects of the peer effects of senior executives' stock selling on stock price crash risk at the company, industry, and regional levels, enriching research on stock price crash risk.

Keywords: Managers' Stock Selling; Peer Effects; Information Asymmetry; Stock Price Crash Risk

JEL Classification: G12, G14, G34

(责任编辑:王利娜)(校对:王红梅)