

并购套利观:来自内部人减持的经验证据^{*}

潘红波 饶晓琼 张 哲

(武汉大学经济与管理学院,湖北 武汉 430072)

内容提要:并购为什么会产生商誉?效率观认为,商誉是收购方为了获取协同效应而支付的成本;而套利观认为,商誉是理性内部人利用市场无效率和公司间估值差异套利的工具。本文以 2007—2017 年 A 股上市公司为样本,通过分析并购商誉是否影响内部人减持股票,实证检验这两种观点在我国的适用情况。研究发现:在商誉占总资产或净资产比重越高的公司,内部人越可能减持公司股票、减持套现的金额也越大,本文的检验结果支持套利观假说。进一步检验发现,内部人减持套现规模越大,上市公司的商誉减值越严重。本文从内部人减持的视角证明了溢价并购背后存在的风险,有助于揭示我国上市公司热衷溢价并购的深层动因,为监管层治理高溢价并购和内部人违规减持现象提供经验证据。

关键词:并购商誉 内部人减持 商誉减值 效率观 套利观

中图分类号:F830.91 **文献标志码:**A **文章编号:**1002—5766(2019)03—0107—17

一、引言

自 2014 年分别颁布《关于进一步优化企业兼并重组市场环境的意见》《上市公司重大资产重组管理办法》以来,我国上市公司并购重组活动迎来一轮爆发式增长。根据 WIND 资讯统计,2015—2017 年间,上市公司并购交易金额分别达到 3.21 万亿元、3.18 万亿元及 4.28 万亿元。在并购重组热潮之中,标的公司估值溢价不断升高,随之而来的是巨额商誉积累。截至 2017 年末,A 股上市公司商誉金额累计达到 1.3 万亿元,大约占 A 股上市公司净利润的 35.33%。

从理论上来讲,针对并购高商誉存在两种对立的观点。传统的并购效率观认为,并购活动能够帮助公司获得协同效应,有利于增加企业价值(Ellert, 1976^[1]; Stillman, 1983^[2]; Bradley 等, 1988^[3]; Andrade 等, 2001^[4]; 张学勇等, 2017^[5])。并购高商誉是内部人对并购价值创造效应的认可,是收购企业为了获得并购协同效应而支付的成本。由于内部人^①能够影响并购决策,而且他们对公司真实经营状况具有信息优势(Seyhun, 1988^[6]; Lakonishok 和 Lee, 2001^[7]; Ke 等, 2003^[8]; Piotroski 和 Roulstone, 2005^[9]),因此,内部人对待公司股票的态度可以反映他们是否真的看好该项并购,以及并购成本是否合理(Murphy, 2001^[10]; Malmendier 和 Tate, 2008^[11])。并购效率观认为,并购商誉代表并购的价值创造效应,可减少内部人减持股票行为。但也有学者认为,在投资者非理性的情况下,并购是理性管理者利用外部投资者的非理性获利的一种手段(Shleifer 和 Vishny, 2003^[12]; Rhodes-Kropf 等, 2005^[13]; Fu 等,

收稿日期:2018—10—17

* 基金项目:国家自然科学基金项目“官员交流对地方国企高管治理的影响及其经济后果研究”(71572133);国家自然科学基金项目“高管个人事项申报、政治风险与国有企业创新投资研究”(71872137)。

作者简介:潘红波,男,教授,管理学博士,研究领域是公司金融、法与金融、企业创新以及环境会计,电子邮箱:phb@whu.edu.cn;饶晓琼,女,博士研究生,研究领域是公司金融与环境会计,电子邮箱:judy_rao@163.com;张哲,女,博士研究生,研究领域是公司金融与供应链管理,电子邮箱:Zhe_Zhang@whu.edu.cn。通讯作者:潘红波。

① 内部人指企业的董事、监事、高管以及持股 5% 以上的大股东。

2013^[14])。基于这种并购套利观,我国并购商誉可被视为是在IPO管制和非理性投资者的推动下,由于上市公司相对于非上市公司股价被高估效应所引起的,高并购商誉可能触发内部人更多减持行为。

本文将通过检验并购商誉产生后,内部人是否减持公司股票来判断他们对溢价并购的态度和信心,进而推断我国上市公司溢价并购是出于效率观还是套利观。具体地,本文以我国A股上市公司为样本,以2007—2017年内部人交易数据为基础,用是否进行股票减持、减持规模和减持次数来衡量内部人减持交易,研究以下两个问题:一是商誉占总资产或净资产比重越高的企业,内部人是否越可能进行股票减持、减持规模是否越大;二是内部人减持股票之后,商誉是否会减值,减持规模越大时,商誉是否减值越严重。

对上述问题进行实证检验后,本文发现:商誉占总资产或净资产比重越高的公司,内部人未来越可能减持公司股票、减持规模越大且减持次数越多,支持了并购的套利观假设;被内部人减持的上市公司,在未来更可能进行商誉减值,而且减持规模越大,减持次数越多,上市公司的商誉减值越严重。这些研究结果表明,在我国资本市场不完善的条件下,上市公司高溢价并购现象的背后潜藏着内部人减持股票套利的动因,并且内部人减持之后伴随着商誉减值风险,进一步给中小股东利益带来损失。

本文可能的学术贡献在于:一是提出中国资本市场背景下的并购套利观,并提供相应的证据,即高并购商誉会导致更多内部人减持。二是从并购商誉减值视角发展了关于内部人交易的相关研究。已有研究发现,内部人在减持股份之前通常会向市场释放利好消息,推动股价上升之后再择时减持(Trueman,1990^[15];Aboody和Kasznik,2000^[16],Kyriacou等,2010^[17];曾庆生,2008^[18];武聰和张俊生,2009^[19])。并购商誉减值作为我国资本市场最大的风险来源之一,内部人是否会转嫁这种风险,已有研究并没有关注。本文研究表明,在套利观下,上市公司内部人利用信息优势或者信息操纵,在并购商誉减值之前卖出股票,导致股票市场公平交易原则被破坏,最终损害其他中小股东的利益。三是拓展了商誉减值风险的相关研究。已有研究主要分析了商誉减值的影响因素以及可能带来的不良后果(Francis等,1996^[20];卢煜和曲晓辉,2016^[21];Kim等,2013^[22];陆涛和孙即,2017^[23]),但并没有从商誉形成的根源上探讨商誉减值原因。本文认为,溢价并购形成商誉的背后动因是内部人减持股票获取超额收益,而最初不合理的溢价并购必然在内部人全身而退之后“爆雷”,从而将商誉减值风险转移给中小投资者。

二、文献综述与研究假设

1. 文献综述

(1)并购的效率观与市场驱动理论。并购效率观认为,并购能够改进双方效率,企业通过并购实现优势互补,资源共享,产生协同效应,最终增加企业价值(Ellert,1976^[1];Stillman,1983^[2];Bradley等,1988^[3];Andrade等,2001^[4])。最常见的协同效应包括管理协同效应、经营协同效应和财务协同效应(Seth等,2002)^[24]。国内学者的研究同样发现,就收购公司和目标公司整体而言,并购创造了股东财富(张新,2003)^[25];张学勇等(2017)^[5]研究表明,并购双方具有创新能力时,有助于产生创新协同效应,有利于收购公司技术能力和研发水平提升,从而在市场上获得更高的长期回报率。

股票市场驱动并购理论^①认为,证券市场是没有效率的,一些公司会被错误定价,相反,收购公

^① 需要说明的是,市场驱动并购理论中,收购方用股份支付的情况下,这种套利行为更为明显(Shleifer和Vishny,2003)^[12]。本文从CSMAR数据库中统计到,样本期间用股份支付或股份与现金混合支付的合计为12%,相对较少。但在我国实践中,投资者习惯给予并购重组盲目乐观的预期,上市公司股价在并购概念下被抬高(陆涛和孙即,2017)^[23],尤其是投资者追逐高溢价和高业绩承诺并购,看似对收购方不利,但是通过高估值概念向市场传递信号,进一步刺激股价,并购双方通常能够达到共赢(方重等,2016^[26];王竞达和范庆泉,2017^[27])。这说明,在我国实践中,即使并购没采用股份支付,资本市场的额外收益亦能够弥补初始支付成本。

司的管理者则是完全理性的,他们知道市场是无效的,并通过并购活动来利用市场的无效,以服务于公司长期股东财富最大化(Shleifer 和 Vishny, 2003^[12]; Rhodes-Kropf 等, 2005^[13]; Fu 等, 2013^[14])。Rhodes-Kropf 等(2005)^[13]通过实证研究发现,当股票市场许多公司的股价被高估——公司的托宾 Q 比真实的要高时,并购浪潮便发生了。针对中国市场的研究表明,市场错误定价对于上市公司并购行为具有驱动作用,上市公司股票被高估的程度越高,并购行为发生的可能性就越大(王璐清等,2015)^[28]。

(2)商誉与商誉减值。商誉是溢价并购的产物,是被并购方未来为购买方带来超额利润的潜在经济价值(Wen 和 Moehrle, 2016)^[29]。从表面上看,溢价并购对收购方不划算,但通过并购重组的热门概念和乐观预期刺激股价,并购双方都能从这项溢价并购中获得好处(方重等,2016^[26]; 王竞达和范庆泉,2017^[27])。由于未来现金流的折现包含诸多主观判断,导致商誉初始计量时就存在很大操作空间(卢煜和曲晓辉,2016)^[21],进而引发管理层的机会主义行为(Ramanna, 2008)^[30]。Kim 等(2013)^[22]研究表明,相较于没有商誉的公司,拥有商誉资产的公司会计稳健性更低。随着时间推移,如果并购后的绩效达不到预期水平,那么,并购时形成商誉的计量基础将不复存在,进而导致商誉减值,对上市公司业绩和股价造成重大影响。Jennings 等(2001)^[31]也发现,商誉能够显著提升公司股价。关于商誉减值,学者们的研究主要集中在其影响因素方面。由于减值测试在执行过程中包含较多主观判断和选择空间,容易出现各种粉饰报表的行为(卢煜和曲晓辉,2016^[21]; 曲晓辉等,2017^[32])。当企业有盈余管理动机时,管理层可能通过调整商誉减值计提程度达到目的(Francis 等,1996^[20]; 卢煜和曲晓辉,2016^[21])。商誉减值不仅受管理层盈余管理动机的影响,还可能与债务契约、薪酬激励、CEO 特征、高管变更、股票市场表现、经济环境等有关(Francis 等,1996^[20]; Zang, 2008^[33]; Beatty 和 Weber, 2006^[34]; 卢煜和曲晓辉,2016^[21]; 曲晓辉等,2017^[32]; Lapointe-Antunes 等,2008^[35])。公司内外部监督机制可以对这些影响因素起到一定约束作用,内部监督机制包括公司治理、内部控制等,外部监督机制主要包括审计质量、投资者法律保护制度等(卢煜和曲晓辉,2016)^[21]。Wen 和 Moehrle(2016)^[29]研究表明,现行的商誉减值测试方法是准则制定者对实务界的妥协,由于准则的弹性以及商誉调节的隐蔽性,难以对通过商誉调节报表的现象进行监管。虽然商誉减值属于非经常性损益,但市场可能会放大它的负面影响,引发投资者对企业未来经营的悲观预期,致使股价短期内快速下跌(高榴和袁诗森,2017)^[36]。企业财务信息质量也可能由此遭受市场和投资者的质疑,上市公司的信息披露机制将不可避免地受到干扰甚至破坏(方重等,2016)^[26]。

(3)信息不对称与内部人减持。信息不对称是指交易双方中一方比另一方拥有更多信息(Akerlof, 1970)^[37]。相对于外部投资者而言,内部人具有天然信息优势,他们十分清楚公司经营状况以及商誉计提减值的概率,在市场中处于有利地位。我国股权分置改革之后,内部人获利方式不再单一地由企业盈利构成,他们还能够通过二级市场减持股票获取收益(吴育辉和吴世农, 2010)^[38]。关于内部人减持交易的文献主要集中在两个方面,一是关于内部人利用信息优势进行择时交易,获取超额收益;二是关于内部人通过信息操纵影响股价,然后进行减持交易。

第一类关于择时交易的文献均发现,内部人通过买卖本公司股票获得了显著的超额回报(Seyhun, 1988^[6]; Lakonishok 和 Lee, 2001^[7]; Finnerty, 1976^[39]; Fishman 和 Hagerty, 1992^[40])。Seyhun(1988)^[6]、Lakonishok 和 Lee(2001)^[7]研究发现,内部人能够预测未来市场行动,并且能够推断出准确的时机,然而,他们并没有证据表明内部人预测市场的能力来自哪里。Ke 等(2003)^[8]认为,一个可能的解释是,内部人对公司的未来前景更了解,这种信息优势赋予了内部人择时交易的能力。Piotroski 和 Roulstone(2005)^[9]发现,内部人同时具有估值判断优势和业绩预测优势,当公司业绩状况恶化时,内部人通常可以利用掌握的信息在股票市场上选择时机进行交易,以获取超额

收益。

第二类关于信息操纵的研究认为,我国通过《公司法》《证券法》和《上市公司董事、监事和高级管理人员所持本公司股份及其变动管理明细》等法律法规对内部人交易进行管制(谢德仁等,2016)^[41],但是,内部人违规披露信息和违规交易现象依然十分严峻(吴育辉和吴世农,2010^[38];曾亚敏和张俊生,2009^[42])。企业的“好消息”或“坏消息”通常会在短期内刺激股价,面对超额回报时,内部人具有强烈的信息披露操纵动机,会提前披露“好消息”或延迟披露“坏消息”,在减持股票时表现出很强的时机把握能力(Aboody 和 Kasznik, 2000^[16]; Kyriacou 等, 2010^[17]; 曾庆生, 2008^[18])。同时,内部人在减持股份之前,为了配合减持交易,还可能会操纵盈余数据,在公司经营恶化前套现(Trueman, 1990^[15]; 武聪和张俊生, 2009^[19])。

2. 研究假设

并购效率观认为,基于绝对优势理论和比较优势理论,并购有助于资源配置,进而产生 $1+1>2$ 的效应,最终有助于并购双方股东财富最大化(Andrade 等,2001^[4]; 张学勇等,2017^[5])。并购创造的财富会在收购公司和目标公司股东之间进行分配,目标公司股东获得的即为并购商誉。一般情况下,并购预期创造的价值越多,目标公司股东索取的并购对价也会更高,由此产生更高的并购商誉。根据并购效率观,并购商誉代表并购价值创造效应,理性的内部人会进行更少的减持行为。因此,本文提出如下假设:

H_{1a} : 基于并购效率观,商誉资产越多的企业,内部人减持的股票数越少。

股票市场驱动并购理论认为,理性管理者知道本公司以及目标公司的价值偏离程度,当企业价值被高估时,他们更愿意去并购一个价值相对低估的企业,以对收购公司长期股价下跌形成缓冲作用,进而有助于收购公司内部人的长期利益,而目标公司内部人则可以通过股票买卖获取短期利益(Shleifer 和 Vishny, 2003^[12]; Rhodes-Kropf 等, 2005^[13])。该理论的基本前提是,在外部投资者非理性导致收购公司股价相对目标公司股价被高估的情况下,收购公司内部人追求长期利益,而目标公司内部人追求短期利益。然而,内部人减持的文献表明,公司内部人会利用信息优势或者盈余管理获取即期收益(Piotroski 和 Roulstone, 2005^[9]; 吴育辉和吴世农, 2010^[38]),这表明,Shleifer 和 Vishny (2003)^[12] 理论模型中收购公司内部人追求长期利益的假设是不成立的。因此,本文放松 Shleifer 和 Vishny (2003)^[12] 中收购公司内部人追求长期利益的假设,即在中国资本市场,当收购公司股价相对于目标公司被高估时,收购公司和目标公司的内部人可能都会利用并购进行套利,以追求即期利益。因此,本文提出并购的套利观。

并购套利观的逻辑是,在外部投资者非理性的情况下,理性并购双方内部人利用收购公司相对于目标公司价值高估进行套利,进而产生并购商誉;而且,该高估程度越大,目标公司成交价格越高,由此产生更高的并购商誉。当前,我国实施严格 IPO 审核,上市身份具有较大价值,上市公司的估值远高于非上市公司,非理性投资者的乐观预期进一步扩大这种差异,这与并购套利观的逻辑一致^①。因此,并购套利观认为,并购商誉越大,内部人减持的可能性越大。基于以上讨论,本文提出

^① 假设上市公司 A 市盈率为 50 倍(由于上市身份和非理性投资者的双重驱动导致其市盈率过高),非上市公司 B 市盈率为 10 倍,其盈利为 1 单位。假设 A 公司股价相对于 B 公司股价被严重高估,并购双方的内部人是理性的,外部投资者是非理性的(Shleifer 和 Vishny, 2003)^[12]。若 A 拟收购 B,由于双方内部人知道 A 公司股价相对于 B 公司被严重高估,经过双方谈判之后,以比 B 公司市盈率高得多的 23 倍市盈率成交,对应产生的并购商誉高达 13 单位。并购完成之后,B 公司股东 1 单位盈利获得了 23 倍市盈率,相对于原市盈率 10 倍来说,增量收益为 13 单位;对于 A 公司股东来说,收购 B 之后,B 公司 1 单位盈利为其带来的收益为 50 单位(基于 50 倍市盈率),而并购 A 的成本为 23 单位,获得了 27 单位的增量收益。由此可见,尽管此项交易对于双方未来的实体经营没有影响,但是在外部投资者非理性的情况下,该套利并购对并购双方都是有利的,而且收购公司相对于目标公司的价值高估程度越大,产生的并购商誉越大,为内部人后续减持交易提供了更多的套利空间。

如下假设：

H_{1b} : 基于并购套利观,商誉资产越多的企业,内部人减持的股票数越多。

并购套利观认为,我国高并购商誉并非因并购价值创造效应产生,而是在 IPO 管制和非理性投资者的推动下,上市公司相对于非上市公司的股价高估效应所引起。在套利并购时,收购公司和目标公司内部人的财富都会增加,并产生高的并购商誉,但是,收购公司高估值和高并购商誉在没有实际业绩支撑时,后续会通过市场调整回落进而产生商誉减值,理性的内部人也会减持股票,而且收购公司高估值、高并购商誉越严重,后续的内部人减持以及计提商誉减值也越多。那么,根据内部人择时交易和信息操纵的相关研究,为了自身私有利益最大化,内部人减持是否会引起商誉减值?相对于外部投资者,公司内部人对于是否存在商誉泡沫破灭风险具有信息优势。根据内部人择时交易的相关研究(Ke 等 2003^[8]; Piotroski 和 Roulstone, 2005^[9]),内部人减持越多,意味着并购商誉泡沫越大,后续计提商誉减值会越多。由于商誉减值计提具有很强的主观性,较大程度上取决于上市公司内部人的专业判断。因此,根据内部人信息操纵的相关研究(Francis 等, 1996^[20]; 卢煜和曲晓辉, 2016^[21]),内部人减持股票越多,越可能将前期没有按时计提的商誉减值给予计提,由此导致更多的商誉减值^①。因此,本文提出如下假设:

H_2 : 如果并购商誉是基于并购套利观所形成,那么,内部人减持股票越多的企业,商誉减值越严重。

三、研究设计

1. 样本选取与数据来源

本文以沪深 A 股 2007—2017 年所有上市公司为基础建立初始样本,然后,按以下标准进行筛选:剔除金融行业样本公司;剔除被 ST 处理的公司;剔除关键变量数据缺失公司;剔除高管亲属^②交易数据;剔除商誉和商誉减值同时为 0 的观测值。本文所使用的数据主要包括内部人减持数据、商誉和商誉减值数据以及企业特征数据,其中内部人减持数据以及商誉和商誉减值数据来源于 WIND 数据库,企业特征数据来源于 WIND 数据库和 CSMAR 数据库。

2. 模型设定和变量定义

为了检验假设 H_1 ,本文将待检验的回归模型设定为:

$$Sell_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \ln Gw_Asset_{i,t-1} + \beta_2 X_{i,t-1} + \varepsilon \quad (1)$$

其中, $Sell$ 为被解释变量,表示企业内部人减持股票,本文采用以下三种方法度量企业内部人减持股票:(1) $Sell_Dum$, 定义为内部人是否减持,如果在报告期内内部人至少减持了一次,则 $Sell_Dum$ 为 1, 反之为 0;(2) $\ln Sell_Amount$, 定义为内部人报告期内减持股票金额,用减持股份数量乘以减持期间股票均价加 1 取对数度量;(3) $\ln Sell_Num$, 为内部人报告期内累计减持次数加 1 取对数。 $\ln Gw_Asset$ 为主要解释变量, 定义为商誉占总资产的比例,由商誉占总资产的比例加 1 取自然对数度量^③。 X 是由多个控制变量构成的向量,根据以往文献(曾庆生, 2008^[18]; 卢煜和曲晓辉,

^① 截止 2019 年 1 月 31 日,A 股上市公司连发业绩变脸,计提商誉减值损失成为业绩“爆雷”的一个重大原因。其中,以掌趣科技为例,该公司发布的业绩预告中,2018 年预亏 31.65 亿~31.70 亿元,主要是由于商誉及长期股权投资等资产减值的影响,预计减值 36.60 亿元。根据 WIND 统计,截止 2019 年 1 月 31 日,掌趣科技的内部人减持股票的市值累计高达 65.56 亿元,从 2012 年上市至 2017 年 12 月 31 日以来的净利润为 18.28 亿元,商誉最高时达 56 亿元。此次预计的商誉及长期股权投资等资产减值吞噬了该公司上市以来的所有利润,但是内部人已经减持套现,商誉减值风险最终由外部投资者承担。

^② 深交所关于内部人股票交易的信息披露要求中包含高管直系亲属的交易数据,上交所则没有此要求,为了保持一致性,本文剔除了高管亲属的交易数据,并用不剔除高管亲属的交易数据进行稳健性检验。

^③ 在本文的稳健性检验部分,将用 $\ln Gw_Equity$ 代替 $\ln Gw_Asset$ 为主要解释变量, $\ln Gw_Equity$ 由商誉占净资产的比例加 1 取对数度量。

2016^[21];曲晓辉等,2017^[32];李琳和张敦力,2017^[43];曾庆生等,2018^[44]),本文引入以下因素为控制变量:资产规模、财务杠杆、总资产收益率、两权分离度、市账比、净利润增长率、营运能力、前十大股东持股比例、机构持股比例、资本市场个股回报率、限售股份占总股份比例、审计质量和产权性质。回归模型涉及的控制变量具体含义和计算方法如表1所示。

表1 控制变量定义及数据来源

变量符号	变量名称	变量定义	数据来源
<i>lnAsset</i>	资产规模	期末总资产取自然对数	WIND 数据库
<i>Lev</i>	财务杠杆	期末总负债/期末总资产	WIND 数据库
<i>Roa</i>	总资产收益率	净利润×2/(期初总资产+期末总资产)	WIND 数据库
<i>Sep</i>	两权分离度	控制权与所有权之间的差值	CSMAR 数据库
<i>Mb</i>	市账比	市场价值与账面价值之比	WIND 数据库
<i>Profit_Growth</i>	净利润增长率	(期末净利润-期初净利润)/期初净利润的绝对值	WIND 数据库
<i>Turnover</i>	营运能力	营业总收入×2/(期初总资产+期末总资产)	WIND 数据库
<i>Topten</i>	前十大股东持股比例	前十大股东的持股比例总和	WIND 数据库
<i>Inst</i>	机构持股比例	机构投资者的持股比例总和	WIND 数据库
<i>Return1</i>	资本市场个股回报率	考虑现金红利再投资的个股年回报率	CSMAR 数据库
<i>Nontra_Ratio</i>	限售股占总股份比例	$\ln(1 + \text{限售股占总股份比例})$	WIND 数据库
<i>Big4</i>	审计质量	审计机构是否为“四大”,是则取1,反之为0	CSMAR 数据库
<i>Soe</i>	产权性质	公司是否为国企,是则取1,反之为0	CSMAR 数据库

资料来源:本文整理

为了检验假设 H₂,本文将待检验的回归模型设定为:

$$Gwdev_{i,t+1} = \alpha_0 + \alpha_1 Sell_{i,t} + \alpha_2 X_{i,t} + \varepsilon \quad (2)$$

其中, *Gwdev* 为被解释变量,表示商誉减值,本文采用以下三种方法度量公司商誉减值:(1) *Gwdev_Dum*,定义为企业商誉是否减值,如果上市公司在报告期发生了商誉减值,则 *Gwdev_Dum* 为 1,反之为 0;(2) *lnGwdev_Asset*,定义为商誉减值经总资产标准化^①后的金额,用报告期商誉减值金额除以报告期末总资产加 1 取自然对数;(3) *lnGwdev_Equity*,定义为商誉减值经净资产标准化后的金额,用报告期商誉减值金额除以报告期末净资产加 1 取自然对数,代替 *Gwdev_Dum* 和 *lnGwdev_Asset* 用于稳健性检验。*Sell* 为主要解释变量,定义为企业内部人减持的股票,度量方式同模型(1)。控制变量 *X* 定义同模型(1)。

在对模型进行检验时,本文对异方差进行了调整;为了剔除异常值对检验结果的影响,对所有连续变量进行了上下 1% 分位的 Winsorize 处理;同时,在回归模型中加入行业(*Ind*)和年度(*Year*)哑变量控制行业因素和年度因素;考虑到内部人减持和商誉减值在时间上的滞后性,上述模型中解释变量和所有控制变量均滞后一期,以控制由此产生的内生性问题。

3. 描述性统计结果

主要变量的描述性统计结果如表 2 所示。从统计结果可以发现,在本文的样本中,绝大部分解释变量和被解释变量的最小值和中位数均为 0,标准差均大于平均值,最大值显著大于平均值,这说明,不同企业的指标(商誉相对金额、内部人减持数据、商誉减值金额)差异较大,样本数据分布

① 由于商誉减值金额相对于总资产和净资产金额较小,在进行标准化时,总资产和净资产以万元为单位。

整体偏向右边。我国上市公司的总资产收益率整体偏低,部分公司处于亏损状态,不同上市公司间的净利润增长率差异大。

表 2 主要变量的描述性统计

变量	样本数 ^a	平均值	标准差	最小值	中位数	最大值
<i>lnGw_Asset</i>	10958	0.040	0.075	0 ^b	0.007	0.369
<i>lnGw_Equity</i>	10958	0.065	0.111	0	0.013	0.518
<i>lnSell_Amount</i>	10958	7.851	8.821	0	0	21.150
<i>lnSell_Num</i>	10958	0.781	1.019	0	0	4.796
<i>Sell_Dum</i>	10958	0.458	0.498	0	0	1.000
<i>lnGwdev_Asset</i>	10956	0.435	1.176	0	0	5.462
<i>lnGwdev_Equity</i>	10955	0.522	1.366	0	0	6.010
<i>Gwdev_Dum</i>	10958	0.153	0.360	0	0	1.000
<i>lnAsset</i>	10958	22.270	1.286	19.920	22.080	26.240
<i>Lev</i>	10958	44.220	20.420	5.774	44.100	86.810
<i>Roa</i>	10958	4.953	5.067	-11.250	4.360	21.280
<i>Profit_Growth</i>	10958	17.870	249.800	-1401	15.270	1181
<i>Turnover</i>	10958	0.677	0.464	0.095	0.563	2.675
<i>Sep</i>	10184	5.067	7.710	0	0	28.870
<i>Mb</i>	10956	4.349	3.217	0.958	3.399	19.510
<i>Topten</i>	10958	58.090	15.290	22.140	58.900	90.620
<i>Inst</i>	10894	37.930	23.670	0.236	37.560	87.820
<i>Return1</i>	10413	0.256	0.730	-0.698	0.038	3.186
<i>Nontra_Ratio</i>	10958	2.511	1.630	0	3.177	4.454
<i>Big4</i>	10958	0.067	0.250	0	0	1.000
<i>Soe</i>	10958	0.172	0.378	0	0	1.000

注:a 由于有些变量中包含缺失值,导致样本数出现差异,回归检验是不含缺失值的检验,所以,后文中不同检验的观测值数量有所差异,但是这并不影响本文的结论;b 本文样本中,删除了商誉和商誉减值同时为 0 的样本,这样处理后包含由于商誉全额减值之后商誉为 0 的观测值

资料来源:通过 Stata 软件计算

四、实证结果与分析

1. 假设 H₁ 商誉与内部人减持的检验

模型(1)的检验结果如表 3 所示。其中,第(1)列和第(2)列为 *lnGw_Asset* 与 *Sell_Dum* 的 Probit 回归结果,*lnGw_Asset* 的系数分别为 2.673 和 0.844,在 1% 的水平上显著,说明商誉占总资产比例越高,内部人越可能进行股票减持交易,验证了假设 H_{1b},支持套利观假设;第(3)列和第(4)列为 *lnGw_Asset* 与 *lnSell_Amount* 的 OLS 回归结果,*lnGw_Asset* 的系数分别为 20.507 和 7.446,在 1% 的水平上显著,说明商誉占总资产的比例越高,内部人减持股票套现的金额越多,同样验证了假设 H_{1b};第(5)列和第(6)列为 *lnGw_Asset* 与 *lnSell_Num* 的 OLS 回归结果,*lnGw_Asset* 的系数分别为 2.417 和 0.773,在 1% 的水平上显著,说明商誉占总资产的比例越高,内部人减持股票的次数越多,再次验证了假设 H_{1b}。这些结果均符合套利观假设,即商誉资产越多的企业,内部人减持股份越多,说明并购商誉是理性内部人利用非理性市场套利的一种工具。

表 3 商誉相对金额与内部人减持的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>F. Sell_Dum</i>		<i>F. lnSell_Amount</i>		<i>F. lnSell_Num</i>	
<i>lnGw_Asset</i>	2.673 *** (13.136)	0.844 *** (3.283)	20.507 *** (15.070)	7.446 *** (4.491)	2.417 *** (15.305)	0.773 *** (3.748)
<i>lnAsset</i>		-0.149 *** (-7.138)		-0.828 *** (-6.469)		-0.107 *** (-7.466)
<i>Lev</i>		-0.000 (-0.288)		-0.008 (-1.079)		-0.001 (-1.594)
<i>Roa</i>		0.017 *** (4.064)		0.096 *** (3.610)		0.017 *** (5.541)
<i>Sep</i>		-0.003 (-1.420)		-0.020 (-1.561)		-0.004 *** (-3.167)
<i>Mb</i>		-0.003 (-0.396)		0.040 (0.902)		-0.001 (-0.143)
<i>Profit_Growth</i>		-0.000 *** (-2.586)		-0.001 *** (-2.637)		-0.000 *** (-2.928)
<i>Turnover</i>		-0.132 *** (-3.315)		-0.862 *** (-3.483)		-0.072 *** (-2.595)
<i>Topten</i>		-0.002 * (-1.881)		-0.003 (-0.409)		-0.001 (-0.643)
<i>Inst</i>		0.003 *** (3.117)		0.016 *** (2.653)		0.002 *** (3.318)
<i>Return1</i>		0.078 ** (2.303)		0.487 ** (2.288)		0.028 (1.156)
<i>Nontra_Ratio</i>		0.145 *** (10.958)		0.934 *** (11.325)		0.122 *** (13.281)
<i>Big4</i>		-0.172 ** (-2.351)		-0.837 ** (-2.046)		-0.060 (-1.405)
<i>Soe</i>		-0.214 *** (-5.047)		-1.364 *** (-5.349)		-0.153 *** (-5.574)
<i>_cons</i>	-0.154 *** (-10.190)	2.469 *** (5.511)	7.448 *** (70.797)	20.293 *** (7.395)	0.728 *** (59.599)	2.374 *** (7.799)
<i>N</i>	8743	7738	8743	7738	8743	7738
<i>Ind</i>	<i>NO</i>	<i>YES</i>	<i>NO</i>	<i>YES</i>	<i>NO</i>	<i>YES</i>
<i>Year</i>	<i>NO</i>	<i>YES</i>	<i>NO</i>	<i>YES</i>	<i>NO</i>	<i>YES</i>
<i>Adj R²/Pseudo R²</i>	0.015	0.100	0.025	0.141	0.026	0.152

注:括号中的数值为 *t* 检验值;最后一行的斜体数值表示 *Pseudo R²* 值; *、**、*** 分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平。

资料来源:通过 Stata 软件计算

在控制变量中, *lnAsset*、*Profit_Growth*、*Turnover*、*Big4* 和 *Soe* 与内部人减持股票之间负向相关。可能的原因是,资产规模越大的企业,内部治理更为完善,内部人减持股票获取利益的机会减少,或

者内部人通过经营企业更容易获利(曾庆生,2008^[18];李琳和张敦力,2017^[43];曾庆生等,2018^[44]);净利润增长率和营运能力越低,内部人通过企业经营获利更难,从而减持股票兑现收益越多;审计机构为“四大”代表着外部监督机制更为完善(曲晓辉等,2017)^[32],内部人难以利用信息优势减持股票获取收益;相对于民营企业而言,国有企业受到更严格的监管,内部人想通过减持股票兑现收益的机会更少,也可能是国有企业中存在更多其他侵占股东利益的方式(李琳和张敦力,2017^[43];曾庆生等,2018^[44])。*Inst*、*Return1*、*Nontra_Ratio*与内部人减持正相关,可能的原因是,内部人往往缺乏雄厚资金实力,其理性选择是与外部机构投资者进行合谋,实现“信息优势”与“资金优势”互补(Pound,1988^[45];雷倩华等,2011^[46]),因此,机构持股比例越高,内部人利用信息优势减持股票的机会更大,收益更多;个股市场回报率越高,内部人减持股票的回报率也越高,从而更有动机进行减持;限售股份的存在增加了私有信息套利的可能性(冯用富等,2009)^[47],因此,限售股份比例越高,内部人利用信息优势在未来减持变现的可能性越大。从表3中还可以看到,*Roa*与内部人减持正相关,其可能原因是,公司业绩越好,投资者可能越乐观,导致内部人高位减持套现的可能性越大。该结果与吴育辉和吴世农(2010)^[38]、曾庆生等(2018)^[44]等研究不一致,他们发现,*Roa*与内部人减持股票之间不存在显著的关系。其他变量,如*Lev*(吴育辉和吴世农,2010)^[38]、*Sep*、*Mb*(曾庆生等,2018)^[44]、*Topten*等与内部人减持股票无显著关系。

2. 假设 H₂ 内部人减持与商誉减值的检验

模型(2)的检验结果如表4所示。其中,第(1)列~第(3)列为内部人减持与 *Gwdev_Dum* 的 Probit 回归结果,第(4)列~第(6)列为内部人减持与 *lnGwdev_Asset* 的 OLS 回归结果。

表 4 内部人减持与商誉减值的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>F. Gwdev_Dum</i>			<i>F. lnGwdev_Asset</i>		
<i>Sell_Dum</i>	0.094 *** (2.600)			0.074 ** (2.468)		
<i>lnSell_Amount</i>		0.005 ** (2.455)			0.004 ** (2.491)	
<i>lnSell_Num</i>			0.036 ** (1.998)			0.033 ** (2.072)
<i>lnAsset</i>	0.011 (0.447)	0.010 (0.409)	0.010 (0.407)	-0.039 ** (-2.285)	-0.039 ** (-2.315)	-0.039 ** (-2.326)
<i>Lev</i>	-0.002 * (-1.653)	-0.002 (-1.634)	-0.002 (-1.637)	-0.003 *** (-2.974)	-0.003 *** (-2.952)	-0.003 *** (-2.941)
<i>Roa</i>	-0.020 *** (-4.203)	-0.020 *** (-4.190)	-0.020 *** (-4.204)	-0.017 *** (-4.307)	-0.017 *** (-4.303)	-0.017 *** (-4.335)
<i>Sep</i>	0.003 (1.130)	0.003 (1.123)	0.003 (1.124)	0.001 (0.659)	0.001 (0.666)	0.001 (0.685)
<i>Mb</i>	-0.009 (-1.096)	-0.009 (-1.130)	-0.008 (-1.081)	0.001 (0.087)	0.000 (0.049)	0.001 (0.083)
<i>Profit_Growth</i>	0.000 (0.003)	0.000 (0.017)	0.000 (0.043)	0.000 (0.618)	0.000 (0.633)	0.000 (0.657)
<i>Turnover</i>	0.048 (1.047)	0.047 (1.037)	0.045 (1.003)	-0.031 (-1.020)	-0.031 (-1.018)	-0.032 (-1.058)

续表 4

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>F. Gwdev_Dum</i>			<i>F. lnGwdev_Asset</i>		
<i>Topten</i>	-0.004 ** (-2.411)	-0.004 ** (-2.403)	-0.004 ** (-2.415)	-0.003 ** (-2.354)	-0.003 ** (-2.332)	-0.003 ** (-2.326)
<i>Inst</i>	-0.002 ** (-2.264)	-0.002 ** (-2.266)	-0.003 ** (-2.279)	-0.002 * (-1.845)	-0.002 * (-1.849)	-0.002 * (-1.869)
<i>Return1</i>	-0.080 ** (-2.046)	-0.079 ** (-2.034)	-0.080 ** (-2.051)	-0.061 * (-1.928)	-0.060 * (-1.919)	-0.061 * (-1.927)
<i>Nontrad_Ratio</i>	0.008 (0.520)	0.008 (0.517)	0.008 (0.525)	0.017 (1.533)	0.017 (1.503)	0.017 (1.480)
<i>Big4</i>	-0.139 (-1.595)	-0.139 (-1.596)	-0.142 (-1.627)	-0.047 (-1.132)	-0.047 (-1.133)	-0.049 (-1.171)
<i>Soe</i>	-0.136 *** (-2.673)	-0.136 *** (-2.669)	-0.137 *** (-2.689)	-0.097 *** (-3.201)	-0.097 *** (-3.174)	-0.097 *** (-3.185)
<i>_cons</i>	-0.811 (-1.570)	-0.781 (-1.514)	-0.762 (-1.478)	1.640 *** (4.375)	1.654 *** (4.427)	1.672 *** (4.494)
<i>N</i>	7738	7738	7738	7736	7736	7736
<i>Ind</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Year</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Adj R</i> ² / <i>Pseudo R</i> ²	0.056	0.055	0.055	0.058	0.058	0.058

注:括号中的数值为 *t* 检验值;最后一行的斜体数值为 *Pseudo R*² 值; *、**、*** 分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平

资料来源:本文通过 Stata 软件计算

由表 4 可知,第(1)列 *Sell_Dum* 系数为 0.094,在 1% 的水平上显著,说明内部人是否减持与商誉是否减值显著正相关;第(2)列 *lnSell_Amount* 系数为 0.005,在 5% 的水平上显著,说明内部人减持股票套现金额越多,商誉越可能进行减值;第(3)列 *lnSell_Num* 系数为 0.036,在 5% 水平上显著,说明内部人减持股票的次数越多,商誉越可能减值;第(4)列 *Sell_Dum* 的系数为 0.074,在 5% 水平上显著,说明内部人减持之后,商誉减值金额占总资产比例越高;第(5)列 *lnSell_Amount* 系数为 0.004,在 5% 水平上显著,说明内部人减持股票套现金额越多,商誉减值金额占总资产比重越高;第(6)列 *lnSell_Num* 系数为 0.033,在 5% 水平上显著,说明内部人减持股票次数越多,商誉减值金额占总资产比重越高。这些检验结果验证了本文的假设 H₂,即内部人减持股票越多的企业,商誉减值越严重,并进一步支持了并购商誉的套利观假说。

3. 稳健性检验结果

(1)对于假设 H₁,本文的检验结果可能受到如下内生性问题的影响:一是样本中删除了不存在商誉的观测值,可能存在自选择问题;二是商誉与内部人减持之间可能存在互为因果的关系。为此,本文分别采用 PSM 倾向得分匹配方法和工具变量法来解决这两个内生性问题。

采用 PSM 倾向得分匹配方法解决假设 H₁ 自选择的问题。由于自变量商誉 *lnGw_Asset* 是连续变量,为满足模型要求,本文按照行业和年度 *lnGw_Asset* 的平均值将 *lnGw_Asset* 变为哑变量 *Hgw*,*lnGw_Asset* 大于同行业同年度平均值时,*Hgw* 取 1,反之为 0。将样本分为 *Hgw* 等于 0 和 1 的两组,选择模型(1)中所有控制变量即资产规模、财务杠杆、总资产收益率、净利润增长率、两权分离度、市账比、营运能力、前十大股东持股比例、机构持股比例、资本市场个股回报率、限售股份占总股份比例、审计质量、产权性质为匹配向量,分行业、分年度按照一对三进行 K 近邻匹配,用 Logit 来估计倾向得分。为了使样本更精确,最后检验匹配后变量的标准化偏差是否控制在 10% 以内。依据上

述方法,得到了匹配后的样本,再在筛选出的样本中重复假设 H_1 的检验,结果如表 5 所示。从表 5 可以看出, H_{gw} 系数仍然显著为正,说明假设 H_1 的检验结果是稳健的。

表 5 假设 H_1 的 PSM 检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	PSM1		PSM2		PSM3	
	<i>F. Sell_Dum</i>		<i>F. lnSell_Amount</i>		<i>F. lnSell_Num</i>	
H_{gw}	0.155 *** (3.868)	0.149 *** (3.532)	1.332 *** (4.662)	1.227 *** (4.537)	0.135 *** (3.932)	0.121 *** (3.761)
N	3935	3935	3935	3935	3935	3935
<i>Adj R</i> ² / <i>Pseudo R</i> ²	0.003	0.094	0.005	0.131	0.004	0.145

注:由于篇幅限制,这里没有列示其他控制变量和常数项的检验结果;括号中的数值为 *t* 检验值;最后一行的斜体数值为 *Pseudo R*² 值; *、**、*** 分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平

资料来源:通过 Stata 软件计算

采用工具变量的两阶段 2SLS 回归和两阶段 Probit 回归的方法,解决假设 H_1 互为因果问题。将并购商誉产生的年份划分为牛市和熊市^①,如果企业并购商誉在牛市阶段产生^②,则取工具变量 *Bull* 为 1,如果企业并购商誉在熊市阶段产生,则取工具变量 *Bull* 为 0。

变量 *Bull* 满足工具变量的条件:一方面,检验工具变量 *Bull* 与商誉之间相关关系。表 5 中第(1)列是商誉与工具变量的回归结果,结果表明,工具变量 *Bull* 的回归系数在 1% 的水平上显著为正,意味着在牛市状态下,上市公司商誉确实偏高。同时,DWH 检验结果也满足了工具变量^③与内生变量高度相关的要求。另一方面,由于本文模型中的商誉相对于内部人减持股票是滞后一期,市场是牛市还是熊市几乎是不可预计的,也就是说内部人减持时市场行情是牛市还是熊市事前无法判断,因此,工具变量与影响内部人减持股票的遗漏变量不相关,其对内部人减持股票的影响主要通过商誉发挥作用。由于本文用新增商誉时点代替并购发生时点,需考虑新增商誉占总商誉比重的影响,因此,在工具变量第二阶段回归中,加入新增商誉占总商誉的比例(*Gw_New*)为控制变量,以解决此项影响。表 6 中第(2)列~第(4)列是二阶段工具变量的回归结果,从中可以看出,ln*Gw_Asset* 的系数依然显著为正,说明前文的检验结果是稳健的。

表 6 以牛熊市为工具变量的检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>lnGw_Asset</i>	<i>F. Sell_Dum</i>	<i>F. lnSell_Amount</i>	<i>F. lnSell_Num</i>
<i>Bull</i>	0.012 *** (9.130)			
<i>lnGw_Asset</i>		9.950 * (1.873)	65.935 ** (1.993)	6.504 * (1.758)
N	9603	7709	7709	7709
<i>Adj R</i> ² / <i>Chi</i>	0.262	3.19	1134.34	0.036

注:由于篇幅限制,这里没有列示其他控制变量和常数项的检验结果;括号中的数值为 *t* 检验值;最后一行的斜体数值为 *Chi* 值; *、**、*** 分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平

资料来源:通过 Stata 软件计算

① 对于牛市和熊市的识别,本文借鉴许年行等(2012)^[48]的方法,分别统计样本期间内上证综指年度收益率,并以此表示“市场平均收益率”,用“一年期银行存款利率”代表“无风险利率”,将两者相减,若差额大于 0,则为牛市,反之为熊市。

② 由于数据收集限制,本文无法获得商誉产生的具体时间点,但是,根据每年商誉的变化和商誉减值金额,可以判断出某一年是否有新增商誉,如果当年没有新增商誉,则以上一次新增商誉的时间为准。

③ 本文进行了异方差稳健的 DWH 检验,发现可以在 10% 的水平上拒绝“所有解释变量均为外生”的原假设,即存在内生变量。

(2)对于假设 H_2 ,本文检验结果可能受到如下内生性问题的影响:一是内部人是否减持可能存在自选择问题;二是内部人减持与商誉减值之间可能存在互为因果的关系。为此,本文分别采用 PSM 倾向得分匹配方法和工具变量法来解决这两个内生性问题。

采用 PSM 倾向得分匹配方法解决假设 H_2 自选择问题。本文将样本分为内部人减持组和非减持组,选择上述模型中所有控制变量为匹配向量,对减持组和非减持组按照一对三进行 K 近邻匹配,用 *Logit* 来估计倾向得分,检验匹配后变量的标准化偏差是否控制在 10% 以内。依据上述方法,得到了匹配后的样本,然后在筛选出的样本中重复假设 H_2 的检验,结果如表 7 所示。由表 7 可知, *Sell_Dum* 系数仍然是显著为正,排除了假设 H_2 的自选择问题。这说明,本文检验结果是稳健的。

表 7 假设 H_2 的 PSM 检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>PSM1</i>		<i>PSM2</i>		<i>PSM3</i>	
	<i>F. Gwdev_Dum</i>	<i>F. lnGwdev_Asset</i>	<i>F. lnGwdev_Equity</i>			
<i>Sell_Dum</i>	0.149 *** (3.816)	0.116 *** (2.833)	0.160 *** (4.576)	0.089 *** (2.589)	0.167 *** (4.155)	0.099 ** (2.477)
<i>N</i>	5769	5769	5768	5768	5777	5777
<i>Adj R</i> ² / <i>Pseudo R</i> ²	0.003	0.049	0.003	0.049	0.003	0.043

注:由于篇幅限制,这里没有列示其他控制变量和常数项的检验结果;括号中的数值为 *t* 检验值;最后一行的斜体数值为 *Pseudo R*² 值; *、**、*** 分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平

资料来源:通过 Stata 软件计算

采用如下两种方法解决假设 H_2 互为因果的问题:一是以第 $t+1$ 期的内部人减持数据作为被解释变量,第 t 期商誉减值数据作为解释变量,如果二者之间存在显著正相关关系,则说明内部人减持与商誉减值之间存在互为因果的关系,反之则不成立。表 8 列出了商誉减值与内部人减持之间的实证结果,由表 8 可以看出,商誉减值与内部人减持之间的回归系数均不显著,说明并不是商誉减值导致了内部人减持股份,排除了二者互为因果的可能性。

表 8 商誉减值与内部人减持的检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>F. Sell_Dum</i>	<i>F. lnSell_Amount</i>	<i>F. lnSell_Num</i>	<i>F. Sell_Dum</i>	<i>F. lnSell_Amount</i>	<i>F. lnSell_Num</i>
<i>Gwdev_Dum</i>	0.035 (0.740)	0.036 (0.761)	0.035 (0.740)			
<i>lnGwdev_Asset</i>				0.002 (0.409)	0.076 (0.763)	0.008 (0.651)
<i>N</i>	7738	7738	7738	7737	7737	7737
<i>Adj R</i> ² / <i>Pseudo R</i> ²	0.099	0.100	0.099	0.123	0.138	0.150

注:由于篇幅限制,这里没有列示其他控制变量和常数项的检验结果;括号中的数值为 *t* 检验值;最后一行的斜体数值为 *Pseudo R*² 值; *、**、*** 分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平

资料来源:本文通过 Stata 软件计算

二是以第 t 期房价指数作为第 t 期内部人减持的工具变量。其逻辑是:房市处于牛市时,内部人卖股票投资房产获利的动机强,但是,房价指数与影响商誉减值的遗漏变量也没有理论上的因果关系。因此,以房价指数(*P*)作为工具变量具有合理性。本文采用商品房销售额/商品房销售面积

(P)作为工具变量进行检验①。检验结果如表 9 所示。表 9 中第(1)列和第(4)列是第一阶段的回归结果,P 的系数显著为正,说明房价高时,内部人减持的股票金额和数量越高;第(2)列、第(3)列、第(5)列、第(6)列为第二阶段的回归结果,可以看到内部人减持金额和数量的系数均显著为正。以上结果说明,在以房价指数为工具变量时,仍然是内部人减持越多,商誉减值越严重,再次验证了假设 H₂,缓解了可能存在的内生性问题。

表 9 以房价指数作为工具变量的检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	lnSell_Amount	F. Gwdev_Dum	F. lnGwdev_Asset	lnSell_Num	F. Gwdev_Dum	F. lnGwdev_Asset
P	4.260 *** (5.034)			0.592 *** (6.167)		
lnSell_Amount		0.273 *** (5.959)	0.216 *** (6.271)			
lnSell_Num					2.885 *** (5.213)	2.285 *** (5.624)
N	9603	7738	7736	9603	7738	7736
Adj R ² /Chi	0.095	100	152.270	0.105	101.900	126.200

注:由于篇幅限制,这里没有列示其他控制变量和常数项的检验结果②;括号中的数值为 t 检验值;最后一行的斜体数值为 Chi; *、**、*** 分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平

资料来源:本文通过 Stata 软件计算

(3)考虑到内外部制约机制对本文结果的影响,本文选取前十大股东持股比例、机构持股比例、审计质量进行分组检验。结果显示,只有审计质量对本文的结论有调节作用,前十大股东持股比例和机构持股比例无论是高还是低,并购商誉与内部人减持之间均显著正相关。表 10 列示了审计质量的分组检验结果,有非“四大”审计的样本公司,商誉对内部人减持的影响显著为正,有“四大”审计的样本公司则不存在显著的正相关关系。但是,由于“四大”审计的上市公司观测值(532 个)与非“四大”审计的上市公司观测值(7205 个)差异较大,无法进一步验证是否是由样本数量差异导致的结果,因此,本文对该分组检验结果保持谨慎态度。

表 10 按照是否为“四大”审计分组检验的结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	非“四大”	“四大”	非“四大”	“四大”	非“四大”	“四大”
	F. Sell_Dum		F. lnSell_Amount		F. lnSell_Num	
lnGw_Asset	0.835 *** (3.217)	-0.826 (-0.358)	7.427 *** (4.419)	-2.101 (-0.181)	0.748 *** (3.578)	0.623 (0.435)
N	7205	532	7205	533	7205	533
Adj R ² /Pseudo R ²	0.091	0.150	0.132	0.113	0.144	0.172

注:由于篇幅限制,这里没有列示其他控制变量和常数项的检验结果;括号中的数值为 t 检验值;最后一行的斜体数值为 Pseudo R² 值; *、**、*** 分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平

资料来源:本文通过 Stata 软件计算

① 以往文献通常选择房地产价格指数或者商品房销售额/商品房销售面积的方法测度房地产价格,但房地产价格指数的统计数据截止于 2009 年。

② 由于中国的房价指数与年度变量存在高度共线性,因此,在回归中没有放入年度变量。

(4) 上述检验中,商誉和商誉减值是用总资产进行标准化,为了测试上述检验结果的稳健性,本文还用净资产进行标准化,即使用 $\ln Gw_Equity$ 代替 $\ln Gw_Asset$,用 $\ln Gwdev_Equity$ 代替 $\ln Gwdev_Asset$,重复假设 H_1 和假设 H_2 的检验。表 11 列出了假设 H_1 和假设 H_2 的检验结果,可以看到,相关系数的符号和显著性均没有改变,说明了前文检验结果是稳健的。

表 11 用净资产标准化后的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	假设 H_1			假设 H_2		
	$F. Sell_Dum$	$F. \ln Sell_Amount$	$F. \ln Sell_Num$	$F. \ln Gwdev_Equity$		
$\ln Gw_Equity$	0.650 *** (3.787)	5.431 *** (4.982)	0.538 *** (4.013)			
$Sell_Dum$				0.087 ** (2.465)		
$\ln Sell_Amount$					0.005 ** (2.438)	
$\ln Sell_Num$						0.037 ** (2.027)
N	7738	7738	7738	7735	7735	7735
$Adj R^2/Pseudo R^2$	0.100	0.141	0.152	0.052	0.052	0.052

注:由于篇幅限制,这里没有列示其他控制变量和常数项的检验结果;括号中的数值为 t 检验值;最后一行的斜体数值为 $Pseudo R^2$ 值; *、**、*** 分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平

资料来源:本文通过 Stata 软件计算

五、结论及政策建议

本文以 2007—2017 年 A 股上市公司为样本,研究发现,并购商誉会导致内部人减持,内部人减持套现后,上市公司会计提商誉减值。这些结果支持并购的套利观,即在我国资本市场并购重组制度还不完善的条件下,高溢价并购主要是理性的并购双方内部人利用收购公司的高估值进行套利,造成的商誉泡沫在后期没有实际业绩支撑时必然会爆发,内部人天然具备的信息优势和信息披露操纵能力使其能够在危机爆发之前减持股票撤离,而内部人减持之后的商誉减值风险则由外部投资者承担。

本文研究结果意味着,在当前中国资本市场条件下,上市公司偏好高溢价套利并购,而非效率并购,这不仅不利于中国实体经济的资源配置效率,还给资本市场留下虚高的商誉隐患,增加投资者的潜在投资风险。为遏制内部人套利并购活动,发挥并购市场资源配置功能,本文提出如下政策建议:

第一,改革 IPO 制度,降低上市公司相对于非上市公司的身份价值,从源头遏制套利并购。由于我国 IPO 门槛高、时间长、不确定性大,导致上市身份本身具有不菲的价值,上市公司估值远高于非上市公司,最终触发大量套利并购。鉴于此,一方面,应另辟蹊径,在目前 IPO 核准制基础上,试点 IPO 注册制^①;另一方面,由于我国资本市场仍然存在大量非专业中小投资者,监管部门可以在确保高要求和高质量的情况下加快 IPO 审核过程,例如,增加更多 IPO 审核人员,以加快公司 IPO 审核步伐。

第二,加强监管,加大处罚力度。在我国新兴市场条件下,受操纵股市、虚假信息、内幕交易等不端事件的影响,非理性投资者会进一步助推资本市场的错误定价,进而促进套利并购。因此,监

① 我国拟在上海证券交易所设立科创板并试点注册制符合这一改革思路。

管部门需要加强监管,加大处罚力度,对操纵股市、虚假陈述、内幕交易等资本市场不端行为零容忍,以铲除资本市场错误定价的土壤,最终发挥并购的资源配置功能。

第三,通过强化商誉减值信息披露和监管,降低内部人转嫁商誉减值风险的能力,以保护中小股东的利益并降低内部人发起套利并购的可能性。一方面,建立风险导向的信息披露机制,强化商誉减值的及时信息披露要求,如突出强调商誉减值测试过程和业绩承诺履行情况,要求详细披露可收回金额、折现率的计算依据等,不得以有业绩补偿承诺或在补偿期间为由而不进行减值,以避免内部人利用内幕信息转嫁商誉减值风险;另一方面,监管部门应重点关注商誉高和商誉减值的公司,对任何存在异常的公司进行重点分析并采取发问询函等事后监管措施,以避免内部人通过操纵商誉减值转嫁风险。通过事前、事中和事后的强监管,使内部人和外部中小投资者风险共担,最终降低内部人的套利并购动机。

第四,要加强投资者教育,引导投资者客观看待资本市场并购重组活动,了解并购重组基本知识,不要盲目追随热点事件,尤其是“高溢价高业绩承诺”并购重组,引导投资者做出理性的投资决策。

总的来看,本研究还存在如下不足:一是,本文仅仅考虑了前十大股东持股比例、机构持股比例、“四大”审计对套利并购的制约作用,而没有考虑到其他监管机制如问询函等对套利并购的制约作用;二是,并购时,相对于收购公司内部人,目标公司的内部人对于目标公司经营情况具有信息优势,此时,目标公司内部人可能虚构更好的前景以索取更高收购价格,由此产生更高并购商誉。本文没有考虑这种情况。这些研究需要更多更具体的数据,随着未来监管信息披露强化或者公司自愿披露更多信息,可以开展进一步研究。

参考文献

- [1] Ellert, J. C. Mergers, Antitrust Law Enforcement and Stockholder Returns[J]. *The Journal of Finance*, 1976, 31, (2): 715 – 732.
- [2] Stillman, R. Examining Antitrust Policy towards Horizontal Mergers[J]. *Journal of Financial Economics*, 1983, 11, (1 – 4): 225 – 240.
- [3] Bradley, M., A. Desai, and E. H. Kim. Synergistic Gains from Corporate Acquisitions and Their Division between the Stockholders of Target and Acquiring Firms[J]. *Journal of Financial Economics*, 1988, 21, (1): 3 – 40.
- [4] Andrade, G., M. Mitchell, and E. Stafford. New Evidence and Perspectives on Mergers [J]. *The Journal of Economic Perspectives*, 2001, 15, (2): 103 – 120.
- [5] 张学勇,柳依依,罗丹,陈锐.创新能力对上市公司并购业绩的影响[J].北京:金融研究,2017,(3):159 – 175.
- [6] Seyhun, H. N. The Information Content of Aggregate Insider Trading[J]. *The Journal of Business*, 1988, 61, (1): 1 – 24.
- [7] Lakonishok, J., and I. Lee. Are Insider Trades Informative? [J]. *The Review of Financial Studies*, 2001, 14, (1): 79 – 111.
- [8] Ke, B., S. Huddart, and K. Petroni. What Insiders Know about Future Earnings and How They Use it: Evidence from Insider Trades [J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2003, 35, (3): 315 – 346.
- [9] Piotroski, J. D. and D. T. Roulstone. Do Insider Trades Reflect both Contrarian Beliefs and Superior Knowledge about Future Cash Flow Realizations? [J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2005, 39, (1): 55 – 81.
- [10] Murphy, K. J. Performance Standards in Incentive Contracts[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2001, 30, (3): 245 – 278.
- [11] Malmendier, U., and G. Tate. Who Makes Acquisitions? CEO Overconfidence and the Market's Reaction [J]. *Journal of Financial Economics*, 2008, 89, (1): 20 – 43.
- [12] Shleifer, A., and R. W. Vishny. Stock Market Driven Acquisitions[J]. *Journal of Financial Economics*, 2003, 70, (3): 295 – 311.
- [13] Rhodes-Kropf, M., D. T. Robinson, and S. Viswanathan. Valuation Waves and Merger Activity: The Empirical Evidence[J]. *Journal of Financial Economics*, 2005, 77, (3): 561 – 603.
- [14] Fu, F., L. Lin, and M. S. Officer. Acquisitions Driven by Stock Overvaluation: Are They Good Deals? [J]. *Journal of Financial Economics*, 2013, 109, (1): 24 – 39.
- [15] Trueman, B. Theories of Earnings-Announcement Timing[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 1990, 13, (3): 285 – 301.
- [16] Aboody, D., and R. Kasznik. CEO Stock Option Awards and the Timing of Corporate Voluntary Disclosures [J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2000, 29, (1): 73 – 100.

- [17] Kyriacou, K., K. B. Luiinte, and B. Mase. Private Information in Executive Stock Option Trades: Evidence of Insider Trading in the UK[J]. *Economica, New Series*, 2010, 77, (308): 751 – 774.
- [18] 曾庆生. 公司内部人具有交易时机的选择能力吗? ——来自中国上市公司内部人卖出股票的证据[J]. 北京:金融研究, 2008, (10): 117 – 135.
- [19] 武聰,张俊生. 内部人交易与企业盈余管理行为[J]. 北京:经济管理, 2009, (8): 113 – 118.
- [20] Francis, J., J. D. Hanna, and L. Vincent. Causes and Effects of Discretionary Asset Write-Offs[J]. *Journal of Accounting Research*, 1996, 34, (Supplement): 117 – 134.
- [21] 卢煜,曲晓辉. 商誉减值的盈余管理动机——基于中国A股上市公司的经验证据[J]. 太原:山西财经大学学报, 2016, (7): 87 – 99.
- [22] Kim, S., C. Lee, and S. W. Yoon. Goodwill Accounting and Asymmetric Timeliness of Earnings[J]. *Review of Accounting and Finance*, 2013, 12, (2): 112 – 129.
- [23] 陆涛,孙即. 上市公司并购重组的商誉风险[J]. 北京:中国金融, 2017, (10): 69 – 71.
- [24] Seth, A., K. P. Song, and R. R. Pettit. Value Creation and Destruction in Cross-Border Acquisitions: An Empirical Analysis of Foreign Acquisitions of U.S. Firms[J]. *Strategic Management Journal*, 2002, 23, (10): 921 – 940.
- [25] 张新. 并购重组是否创造价值? ——中国证券市场的理论与实证研究[J]. 北京:经济研究, 2003, (6): 20 – 29.
- [26] 方重,程杨,肖媛. 并购重组业绩承诺的现况与监管[J]. 北京:清华金融评论, 2016, (10): 73 – 79.
- [27] 王竟达,范庆泉. 上市公司并购重组中的业绩承诺及政策影响研究[J]. 北京:会计研究, 2017, (10): 71 – 77.
- [28] 王璐清,何婧,赵汉青. 资本市场错误定价如何影响公司并购[J]. 广州:南方经济, 2015, (3): 24 – 37.
- [29] Wen, H., and S. R. Moehrle. Accounting for Goodwill: An Academic Literature Review and Analysis to Inform the Debate[J]. *Research in Accounting Regulation*, 2016, 28, (1): 11 – 21.
- [30] Ramanna, K. The Implications of Unverifiable Fair-Value Accounting: Evidence from the Political Economy of Goodwill Accounting[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2008, 45, (2 – 3): 253 – 281.
- [31] Jennings, R., M. Leclerc, and R. B. Thompson. Goodwill Amortization and The Usefulness of Earnings[J]. *Financial Analysts Journal*, 2001, 57, (5): 20 – 28.
- [32] 曲晓辉,卢煜,张瑞丽. 商誉减值的价值相关性——基于中国A股市场的经验证据[J]. 北京:经济与管理研究, 2017, (3): 122 – 132.
- [33] Zang, Y. Discretionary Behavior with Respect to the Adoption of SFAS No. 142 and the Behavior of Security Prices[J]. *Review of Accounting and Finance*, 2008, 7, (1): 38 – 68.
- [34] Beatty, A., and J. Weber. Accounting Discretion in Fair Value Estimates: An Examination of SFAS 142 Goodwill Impairments [J]. *Journal of Accounting Research*, 2006, 44, (2): 257 – 288.
- [35] Lapointe-Antunes, P., D. Cormier, and M. Magnan. Equity Recognition of Mandatory Accounting Changes: The Case of Transitional Goodwill Impairment Losses[J]. *Canadian Journal of Administrative Sciences*, 2008, 25, (1): 37 – 54.
- [36] 高榴,袁诗森. 上市公司并购重组商誉及其减值问题探析[J]. 深圳:证券市场导报, 2017, (12): 58 – 64.
- [37] Akerlof, G. A. The Market for "Lemons": Quality Uncertainty and the Market Mechanism[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 1970, 84, (3): 488 – 500.
- [38] 吴育辉,吴世农. 股票减持过程中的大股东掏空行为研究[J]. 北京:中国工业经济, 2010, (5): 121 – 130.
- [39] Finnerty, J. E. Insiders and Market Efficiency[J]. *The Journal of Finance*, 1976, 31, (4): 1141 – 1148.
- [40] Fishman, M. J., and K. M. Hagerty. Insider Trading and the Efficiency of Stock Prices[J]. *The RAND Journal of Economics*, 1992, 23, (1): 106 – 122.
- [41] 谢德仁,崔宸瑜,廖珂. 上市公司“高送转”与内部人股票减持:“谋定后动”还是“顺水推舟”? [J]. 北京:金融研究, 2016, (11): 158 – 173.
- [42] 曾亚敏,张俊生. 上市公司高管违规短线交易行为研究[J]. 北京:金融研究, 2009, (11): 143 – 157.
- [43] 李琳,张敦力. 分析师跟踪、股权结构与内部人交易收益[J]. 北京:会计研究, 2017, (1): 53 – 60.
- [44] 曾庆生,周波,张程,陈信元. 年报语调与内部人交易:“表里如一”还是“口是心非”? [J]. 北京:管理世界, 2018, (9): 143 – 160.
- [45] Pound, J. Proxy Contests and the Efficiency of Shareholder Oversight[J]. *Journal of Financial Economics*, 1988, 20, (1 – 2): 237 – 265.
- [46] 雷倩华,柳建华,季华. 机构投资者、内幕交易与投资者保护——来自中国上市公司资产注入的证据[J]. 北京:金融评论, 2011, (3): 29 – 39.
- [47] 冯用富,董艳,袁泽波,杨仁眉. 基于 R^2 的中国股市私有信息套利分析[J]. 北京:经济研究, 2009, (8): 50 – 59.
- [48] 许年行,江轩宇,伊志宏,徐信忠. 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): 127 – 140.

M&A Arbitrage : From the Evidence of Insiders' Shares Selling

PAN Hong-bo, RAO Xiao-qiong, ZHANG Zhe

(College of Economics and Management, Wuhan University, Wuhan, Hubei, 430072, China)

Abstract: As a byproduct of premium mergers and acquisitions, goodwill is the extra cost that the acquirer pays to the acquired firm. Goodwill seems to be unfavorable to the acquirer, but why do mergers and acquisitions generate goodwill? In theory, there are two opposed views. From the perspective of efficiency, M&A activities can help companies gain synergies and increase enterprise value. Under this view, goodwill is the recognition of the acquired enterprise and the cost of synergistic effect. From the perspective of arbitrage, rational insiders utilize the market inefficiencies and valuation differences between the acquirer and the target. This view suggests that goodwill is a form of arbitrage by rational insiders' operating in inefficient market and valuation difference. However, it is difficult to determine whether M&A is based on efficiency or arbitrage effect.

In order to test the two effects, this paper examines whether the goodwill will influence insiders' stock trading. Using a data set consisting of listed firms from both Shanghai and Shenzhen Stock Exchange from 2007 to 2017, we find that the higher the ratio of goodwill to total assets or equity is, the more likely the insiders are willing to sell stocks in future, and the more stocks they will sell. These results demonstrate that the acquisition goodwill is associated with insiders stock arbitrage. Further examination shows that insiders stock arbitrage will induce the impairment of goodwill. These relationships remain after a series of robustness test using instrument variables and PSM. These findings suggest that there is potential risk behind the goodwill, the high premium M&A phenomenon of listed companies has hidden the motivation of insiders stock arbitrage, which is helpful to reveal the real purpose of premium mergers and acquisitions, and provide empirical evidences to govern it.

The academic contribution of this paper may be as follows. First, we present the theory of M&A arbitrage and provide corresponding evidence for it. Based on IPO regulation of China and the irrational investors in China's emerging markets, we present the theory of M&A arbitrage and give evidence for it. Second, it expands the research about insider trading. This paper finds that the goodwill impairments will occur after the insiders' selling. This means that insiders can avoid goodwill impairment risk by selling their stocks, leading to the destruction of fair market trading principles and thereby hurting the interests of outsider investors. Third, it enriches the literature on goodwill and its impairment. This paper finds the reason behind the goodwill that insiders sell their shares to obtain excess returns.

When the wave of mergers and acquisitions gradually receded, the listed companies would face not only huge impairment of goodwill, but also huge blow to the entity economy and distortion of resource allocation. Concerning the policy recommendations, we argue that firstly administrators should reduce premiums of listed companies through reforming the IPO system so as to curb arbitrage from the root. Second, the government is supposed to put severe supervision and punishment on misconduct such as stock market manipulation, false statements, insiders' trading and so on. Third, strengthening the supervision of goodwill impairment and enforcing comprehensive regulation to reduce the possibility of insiders' transferring the risk of goodwill impairment is also essential, which requires government to enact reasonable goodwill supervision policies and establish a risk-oriented information disclosure mechanism. At last, investors' education should be strengthened to guide them to make rational investment decisions.

Key Words: goodwill; insiders' shares selling; goodwill impairments; efficiency; arbitrage

JEL Classification: C58, D22, M41

DOI:10.19616/j.cnki.bmj.2019.03.007

(责任编辑:弘毅)