

估值套利与公司并购

——来自中国企业并购的新证据

安郁强 陈选娟

(上海财经大学金融学院,上海 200433)

内容提要:由于制度和市场的差异,中国 A 股上市公司的并购对象表现出显著的差异,即绝大部分并购标的是非上市公司。由于具有相对于非上市公司的估值优势,上市公司往往会通过并购非上市公司来增加其价值,其中的关键动因是通过并购获取估值套利。利用 2008—2017 年 A 股上市公司并购非上市公司的数据,本文实证检验了“估值套利”并购动机假说,结果发现:(1)与潜在非上市并购标的估值差异越大,上市公司并购非上市公司的概率和相对规模都显著增大,在控制了协同效应、代理成本以及错误定价假说后此结论仍然成立;(2)与以往文献中并购方收益不确定不同,样本中并购方在公布并购信息 10 个交易日获得了近 30% 的超额收益;(3)并购一年之内大股东通过二级市场减持、质押股票比例显著增大。本文发现了错误定价在并购理论中新的表现形式,拓展了并购动机理论的相关研究,也以中国企业并购的现实佐证了公司并购中的估值套利理论。

关键词:非上市公司 公司并购 估值套利 股权质押

中图分类号:F272.3 **文献标志码:**A **文章编号:**1002—5766(2019)03—0073—17

一、引言

企业并购是市场优化资源配置的重要方式,在过去的 10 年间,中国资本市场的并购显示出一个与发达国家不同的特征。2008—2017 年中美两国上市公司并购标的存在显著不同:76.8% 的美国上市公司的并购标的为非上市公司^①,而中国 A 股上市公司并购非上市公司的比例却高达 96.2%,这不禁让人产生疑问,为何中国上市公司更偏好于并购非上市公司?本文针对这一问题展开了探索。

中国 A 股上市公司将非上市公司作为并购标的的原因可能是上市公司与非上市公司之间存在巨大的估值差异。在同一行业中,经营规模和经营业绩类似的上市公司的估值大大高于非上市公司,而这种估值差异是由中国资本市场的特殊性决定的。中国企业上市采取的是核准制,且在很长时间内,投资者不能进行卖空交易^②。诚然,在资本市场发展的初期,这些制度有利于将一些业绩次优的申请企业挡在市场之外,从而达到保护投资者利益的目的,然而随着时间的推移,它们也暴露出越来越多的问题。在核准制下,股票的发行价格不仅仅由市场供求关系决定,还受到行政干

收稿日期:2018-10-02

作者简介:安郁强,男,博士研究生,研究领域是实证公司金融,电子邮箱:anyuqiang@126.com;陈选娟,女,教授,研究领域是实证公司金融、实证资产定价以及风险管理,电子邮箱:chen.xuanjuan@mail.shufe.edu.cn。通讯作者:安郁强。

①根据 Thompson Reuters SDC 并购数据库以及 CRSP 数据库统计。

②虽然从 2010 年开始,卖空交易被允许(即所谓的融券业务),但是,卖空的交易规模始终不大,Wind 数据库显示,2017 年卖空交易量仅占 A 股市场总交易量的 0.17%。

预的影响。在卖空限制下,投资者只能买卖或持有上市公司股票,却不能在上市公司业绩下滑的情况下做空股票,再加上中国 A 股市场交易以散户投资者为主^①,相比非上市公司,上市公司存在较大的估值优势。当上市公司并购相对估值较低的非上市公司后,上市公司估值相对并购前会下降。但是,核准制度的存在使得上市成为一种稀缺资源,卖空限制又使得投资者只能追捧股票。因此,并购后上市公司估值会得到修复。这种预期会使上市公司的股价在并购信息披露后上涨,股东手中的股票仅仅因为资本运作就能够大幅增值。正是由于这种“估值套利”机会,使得中国 A 股上市公司热衷于并购非上市公司。

“估值套利”假说是对现有文献中的“错误定价”假说的延展。国外学者提出的错误定价假说认为,市场是非理性的、存在摩擦,因而股价并不能完全反映股票的真实价值,在股票被高估的时候通过发行股票并购是有利的(Shleifer 和 Vishny,2003^[1];Rhodes-Kropf 和 Viswanathan,2004^[2])。这一理论下的错误定价着眼于上市公司自身定价的高估,而本文提出的“估值套利”假说是建立在上市公司和非上市公司之间套利机会的存在。即使上市公司的价值没有被高估,只要其市场估值高于同类非上市公司的估值,在核准制度下,上市公司就有动力并购非上市公司。本文选取了2008—2017年中国 A 股上市公司并购非上市公司进行重大资产重组的并购案例作为研究样本,实证检验了上市公司并购动机之“估值套利”假说。结果发现,上市公司与潜在非上市并购标的估值差异越大,并购发生概率以及相对并购规模就越大,即使在解决估值差异和并购重组之间可能存在的内生性问题、控制了其他并购动机之后,这一结论仍然成立。本文进一步统计了上市公司公布并购重组消息后市场的反应后发现,与以往并购方并购收益不确定的结论不同,在并购消息公布10个交易日内,上市公司股票平均获得超过大盘30%的超额收益。在考察上市公司大股东的套现行为时发现,公司在并购重组消息发布后一年之内,股东进行减持和股权质押的比例显著增大。以上证据表明,中国上市公司进行并购的动机之一是利用上市公司和非上市并购标的间的估值差异进行套利。

本文可能的理论意义在于:一方面,本文发现了错误定价并购动机新的表现形式,拓展了错误定价并购动机的相关研究;另一方面,本文揭示了上市公司股东进行股权质押、减持的深层次原因。本文的研究还具有一定的实践意义。习近平总书记在全国金融工作会议中曾明确指出:“金融要把为实体经济服务作为出发点和落脚点。”然而,上市公司股东利用自身估值优势发动并购,为自己牟取短期利益,已经偏离了“金融为实体经济服务”的宗旨,长此以往,必然会损害经济体系的高质量发展。党的十九大提出“防止发生系统性金融风险是金融工作的根本性任务”,但上市公司通过资本运作推高股价,然后通过股权质押等方式套现,上市公司大股东的自利行为不但会影响上市公司本身的长期发展,也给金融市场的稳定埋下了隐患。针对这些乱象,监管者只有深入了解被监管者的逻辑思路和行为动机,才能“对症下药”,制定出有效的应对政策,达到防范风险、维持金融市场健康稳定的目的,因而本文的研究对监管层有较强的借鉴意义。

二、文献回顾与研究假设

1. 文献回顾

关于上市公司的并购动机,国内外已有大量的研究。概括来说,主要有协同效应假说、代理成本假说、错误定价假说、过度自信假说以及中国特有的一些并购动机假说。

(1)协同效应假说。所谓的“协同效应”,指的是并购双方通过并购获得“ $1 + 1 > 2$ ”的效果。从实现途径上来划分,可以分为通过并购提高生产效率的“效率理论”(efficiency theory)和通过并

^① 《上海证券交易所统计年鉴》(2018卷)显示,2017年上海证券交易所自然人投资者交易占比为82.01%。

购提升市场势力的“市场势力理论”(market power theory)。从实现方式来看,公司通过并购可以整合资源,产生规模经济,优化资源配置(Weston等,2004)^[3],迅速获得稀缺性资源或技术(Chung, 2002^[4];韩宝山,2017^[5]),应对行业冲击(Jovanovic和Rousseau,2002^[6];Mitchell和Mulherin, 1996^[7]),快速占领市场,获取市场优势(Borenstein,1990^[8];Shimizu等,2004^[9])。协同效应假说虽然有着很强的理论解释力,但存在三个问题:第一,它可以解释企业的并购行为,却无法解释并购浪潮的发生和消退。第二,它无法解释并购方支付方式的选择问题。在并购重组实践中,企业选择现金或股份作为并购对价支付方式既有其内在原因(Shleifer和Vishny,2003)^[11],又对并购方未来长期收益有影响。比如,Loughran和Vijh(1997)^[10]发现,使用现金支付对价的并购长期能产生正的超额收益,而使用股份作为支付对价的并购长期会产生负的超额收益。第三,协同效应并购理论预示着并购会提高效率,但实证结果并不完全支持这一推论,Ravenscraft和Scherer(1987)^[11]研究发现,混合并购(指标的企业与并购企业既不在同一行业,又没有纵向关系的并购)并没有提高企业效率。

(2)代理成本假说。代理成本假说认为,管理层与股东利益发生冲突时会诱发并购,它解释了为什么并购方更倾向于支付被并购方更多的溢价(Black,1989)^[12],并发现管理层为了提高上市公司对自己的依赖而发动并购(Eisenhardt和Graebner,2007)^[13]。此外,Gordon等(2009)^[14]的研究表明,当行业外部环境变化导致并购条件发生改变时,管理层若出于个人利益的原因不愿意被并购,管理层就会采取防卫措施使公司规模变大,其方法之一就是并购其他公司。因此,尽管有些并购并不能给公司带来利益,管理层仍然会积极实施。这一假说较好地解释了并购潮的发生,也较好地解释了企业并购的内在动机。

(3)错误定价假说。Shleifer和Vishny(2003)^[11]以及Rhodes-Kropf和Viswanathan(2004)^[2]认为,市场是非理性的且存在摩擦,因而股价并不能完全反映股票的真实价值。在股票被高估的时候通过发行股票并购是有利的,因而这一理论也被称为“错误定价理论”。错误定价理论可以解释并购潮的出现与消退,同时也解释了并购支付方式选择问题。国内学者实证研究发现,错误定价并购理论对A股上市公司并购行为具有较强的解释力,但具体哪一层面的错误定价是主要驱动因素则莫衷一是。王璐清等(2015)^[15]使用2007—2013年A股公司的并购事件验证了错误定价假说,发现上市公司利用公司层面的错误定价发动并购。符蕾和夏奕奕(2017)^[16]利用2010—2015年A股264例并购案例,发现错误定价对A股上市公司并购决策有显著影响,且发现影响主要来源于行业层面的错误定价而非公司层面的错误定价。

(4)过度自信假说。随着行为金融学的发展,学术界开始关注认知偏差对决策的影响,研究者发现,过度自信对并购发生具有一定的解释力。例如,Roll(1986)^[17]发现,在并购项目的评估收益为负的时候管理层仍然可能发动收购;Malmendier和Tate(2008)^[18]发现,上市公司发动并购的概率随着其CEO过度自信程度的增强而增大;Ferris等(2013)^[19]发现,CEO过度自信对于国际并购也有很强的解释力;刘柏和梁超(2017)^[20]发现,董事会过度自信对企业国际并购绩效具有显著的负面影响。

(5)中国特有的并购动机假说。国内学者根据我国资本市场特有的制度环境,提出了一些中国市场特有的并购动机假说。魏文美(2001)^[21]研究了1999年上市公司资产重组,发现调整不合理的股权结构是大多数上市公司进行并购重组的根本动因。马金城(2003)^[22]发现,我国上市公司一部分并购的动机是为了获得国家和地方的信贷和税收优惠;还有一部分上市公司并购是为了包装利润,避免退市;也有公司并购是为了“保壳”或“保配”(黄兴李和沈维涛,2006)^[23]。

2. 研究假设

上述五种假说都能够从特定角度解释企业的并购行为,但没有一个理论能够直接解释为什么中

国上市公司的并购标的绝大多数是非上市公司。本文认为,将已有的并购理论和中国市场的特点结合起来,有助于分析中国上市公司的并购行为。一方面,Shleifer 和 Vishny (2003)^[1]的错误定价理论突破了理性市场的假设,认为股票价格围绕股票价值波动,错误定价是市场非理性造成的。在将错误定价理论运用于并购决策时,西方学者采用不同的方法来判断公司是否被高估。例如,Rhodes-Kropf 等(2005)^[24]的账面市值比分解法本质上以上市公司同行业公司长期平均估值水平为基准来确定自身的“真实价值”,然后以此为根据估算该公司股价的错误定价程度;Dong 等(2006)^[25]使用更为简单直接的市净率作为公司错误定价程度代理指标。这不禁让人产生猜想,是否中国上市公司青睐并购非上市公司也是基于两者在估值上的不同?另一方面,中国 A 股市场存在的制度因素使得上市公司的价值往往被高估,比如“壳价值”的存在,卖空限制的存在,以及投资者的非理性追捧都会造成上市公司估值居高不下。而中国非上市公司在估值上没有这些促使价格被高估的驱动力,恰恰相反,因为代理人问题,非上市公司有时愿意在并购中将自身价值低估(Gordon 等,2009)^[14]。综合理论和对现实的分析,本文认为,中国上市公司的价值往往高于同行业类似非上市公司的价值,这种系统性的“错误定价”促使中国上市公司将并购目标对准非上市公司。这是因为,虽然上市公司并购相对估值较低的非上市公司后,上市公司的账面估值相对并购前或同行业其他公司会下降,但是,由于上市公司的稀缺性,上市公司估值会得到修复,股价会在并购信息披露后迅速上涨,上市公司股东最终能够从并购中获利。当上市公司与其潜在非上市并购标的估值差异越大时,上市公司在并购非上市公司后股东获利越大,上市公司的并购动机也越强烈。因此,本文提出如下假设:

H_1 :上市公司与其潜在非上市并购标的估值差距越大,上市公司并购非上市公司的可能性越大、相对并购规模越大。

并购收益是并购相关研究的核心问题之一。一方面,股票价格反映了投资者对公司当下价值的理性预期,因而并购收益可以作为评价并购是否成功的方法之一;另一方面,公司的并购动机会影响并购收益,因而并购收益从侧面也能反映并购动机。例如,一些并购的发生是出于管理层的过度自信(Roll,1986)^[17]或者管理层自身利益(Eisenhardt 和 Graebner,2007)^[13]。关于并购能否为公司创造价值,学术界一直存在争论。主流观点是,并购可以为标的方股东创造价值,但是对于并购方来说则不一定(Papadakis 和 Thanos,2010)^[26]。一些研究甚至发现,并购方收益显著为负(Alexandridis 等,2010^[27];张新,2003^[28])。本文感兴趣的是,基于中国上市公司和非上市公司之间存在的估值差异,是否意味着并购能够给并购方股东创造价值?本文的逻辑假设如下:上市公司并购非上市公司,意味着非上市公司的资产被纳入到上市公司。非上市公司原来估值较低的资产将被市场按照上市公司的估值方法进行估值,因而价格会上升,这种增值会被合并后的公司股东所共享。换句话说,即使上市公司并购非上市公司不产生协同效应,并购方股东仍可能会从并购中获利。从逻辑上讲,如果上市公司并购动机是估值套利,那么这样做的前提是因为并购是有利可图的。如果投资者能够分析出上市公司并购的“估值套利”因素,市场对上市公司的并购行为应该有积极的反应。因此,本文提出如下假设:

H_2 :上市公司并购非上市公司后,平均可以获得超额收益。

接下来一个有趣的问题是,如果上市公司并购的动机是估值套利,上市公司的大股东是否出于自身获利的目的在并购后表现出套现行为呢?中国上市公司由于历史原因,股权集中度相对较高,大股东存在侵害小股东利益、掏空上市公司来最大化个人利益的行为(李常青和幸伟,2018)^[29]。除了通过资金占用、关联交易等一些日常运营手段,上市公司大股东也有可能利用收购非上市公司这类并购事件掏空上市公司。根据本文的假设 H_1 和假设 H_2 ,上市公司进行并购重组后股价平均会上升,上市公司大股东的财富会急剧增加。从大股东的个人利益考虑,大股东有套现动机。由于并购后估值的提高,相对于那些没有并购重组的公司,并购重组后的上市公司的大股东有更强烈的

动机去套现。近些年来,由于股权质押的质押品具有市场化定价、流动性强等优点,对上市公司大股东来说,股权质押相对直接减持对股票价格负面冲击小,且股东不会丧失对公司的控制权,股权质押的这些优点使其获得了快速发展。基于以上分析,如果上市公司并购非上市公司是有利可图的,即如假设 H_2 所预测的那样,上市公司在并购非上市公司后平均获得正的超额收益,那么上市公司股东就会更倾向于在并购后减持股票或者进行股权质押。因此,本文提出如下假设:

H_3 :上市公司并购重组后,上市公司股东套现规模显著增大。

综合以上分析,本文的三个假设如图 1 所示,存在以下逻辑关系:首先,假设 H_1 检验了本文的“估值套利”假说,即上市公司与潜在非上市并购标的估值差异会诱发上市公司的并购决策,假设 H_1 属于并购动机分析,是本文的核心内容。假设 H_2 和假设 H_3 分别检验了“估值套利”假说下,市场和大股东对上市公司并购的反应,假设 H_2 和假设 H_3 是在假设 H_1 的逻辑基础上得出的合理推论,假设 H_2 和假设 H_3 的结论反过来会印证假设 H_1 是否成立。

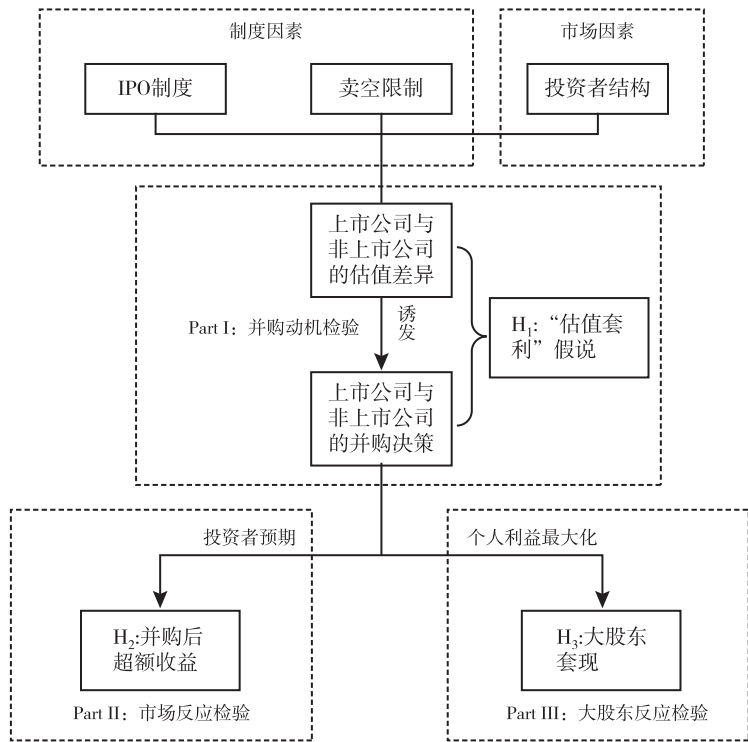


图 1 研究假设逻辑关系图

资料来源:本文绘制

三、研究设计

1. 样本选取

本文选取了 2008—2017 年 A 股上市公司的并购和公司特征数据,从中剔除了那些变量缺失的观测值以及金融行业企业。最终本文一共得到 18279 个公司年度观测,涉及 2954 家上市公司。数据来源方面,除了股权质押数据和上市公司行业划分来源于 Wind 数据库^①,股吧的发帖数据来自东方财富股吧外,其他数据都来源于国泰安(CSMAR)数据库。此外,为了避免极端值的影响,本文对连续变量进行了上下各 1% 的缩尾处理。

① 未加特殊说明,本文默认使用 Wind 数据库提供的申万一级行业作为行业划分标准。

2. 变量选取与度量

本文实证检验中所使用的变量如表 1 所示:

表 1 变量定义

类别	名称	符号	定义
被解释变量	并购重组	<i>MA</i>	并购重组哑变量,发生并购重组则取 1,否则取 0
	相对并购规模	<i>Exp2TA</i>	上市公司年内并购交易总金额/年初总资产乘以 100
	累计超额收益率	<i>CAR</i>	股票窗口期累计收益率与同时期累计基准收益率之差
	套现规模	<i>Sellperct</i>	上市公司股东减持和新增股权质押股票总数量占总流通股的比例
解释变量	估值差异	<i>ValDiff</i>	上市公司与潜在非上市并购标的估值差异
	错误定价	<i>Misp</i>	借鉴 Rhodes-Kropf 等(2005) ^[24] 和陆蓉等(2017) ^[30] 的方法构建的错误定价指标
	管理费用率	<i>OPExp</i>	上市公司年度管理费用/营业总收入
	资产周转率	<i>ATO</i>	上市公司年度营业总收入/总资产
	协同效应	<i>SynCAR</i>	借鉴 Bradley 等(1988) ^[31] 的方法,使用市场模型计算上市公司在并购重组公告窗口期累计超额收益率
控制变量	公司年龄	<i>Age</i>	公司年龄取对数
	现金比率	<i>Cash</i>	(上市公司货币资金+短期投资净额)/总资产
	经营现金流比率	<i>CFO</i>	经营活动现金流净额/总资产
	杠杆率	<i>Lev</i>	上市公司总负债/总资产
	固定资产比率	<i>PPE</i>	上市公司固定资产总额/总资产
	资产收益率	<i>ROA</i>	上市公司净利润/总资产
	股权集中度	<i>Shrhfd3</i>	Herfindahl 指数,前三大股东持股比例的平方和
	公司规模	<i>Size</i>	上市公司年末总市值取对数
	公司属性	<i>SOE</i>	国有企业取 1,否则取 0
换手率	<i>Turn</i>	一年内平均周换手率	

资料来源:本文整理

(1)并购重组。本文从国泰安并购重组数据库中按照以下步骤筛选并购重组案例:第一步,筛选发生在 2008—2017 年^①且已经完成的并购重组案例;第二步,在第一步的基础上筛选并购买方为 A 股上市公司的案例;第三步,继续从中筛选出那些并购标的方为非上市公司的案例;第四步,筛选出其中构成重大资产重组的案例;第五步,从中剔除那些交易额以及其他控制变量缺失的案例。为了方便起见,后文中的并购重组指的就是符合本文样本定义的并购重组案例。本文定义哑变量 $MA_{i,t}$ 表示上市公司 i 在第 t 年是否发生并购重组,如果发生并购重组,则 $MA_{i,t}$ 取 1,否则取 0。同时,本文定义 $MA1_{i,t}$ 为上市公司 i 在第 t 年看上一年是否发生并购重组,如果发生并购重组,则 $MA1_{i,t}$ 取 1,否则取 0。

(2)相对并购规模。上市公司并购动机越强烈,上市公司在一定时间内并购交易规模也会越大,但上市公司之间的体量存在差异,且并购标的的规模是上市公司选择并购标的的一个重要考量因素,为了使不同大小的上市公司之间的并购规模可比,本文使用一年之内上市公司并购交易额与自身规模的比值来比较不同上市公司之间的并购规模。具体来说,本文定义相对并购规模

^① 由于上市公司并购重组步骤繁琐,涉及股东会决议、证监会审批等多个环节,为了统一起见,本文定义上市公司第一次对外披露并购重组事件日期所在年份为上市公司并购重组年份。

$Exp2TA_{i,t}$ 为上市公司 i 在第 t 年并购交易额与 t 年初总资产的比值乘以 100。

(3) 估值差异。本文使用上市公司估值与潜在非上市并购标的估值之比定义二者的估值差异。具体来说如公式(1)所示。在后文中本文使用“估值差异”代指上市公司与潜在非上市并购标的间的估值差异。

$$ValDiff_{i,t} = PB_{i,t}^b / PB'_{i,j,t} \quad (1)$$

其中, $ValDiff_{i,t}$ 为上市公司 i 在第 t 年末的估值水平与潜在的非上市并购标的估值比值。 $PB_{i,t}^b$ 是上市公司 i 在第 t 年末的市净率; $PB'_{i,j,t}$ 表示上市公司 i 在第 t 年所属行业 j 所有上市公司并购的所有非上市标的市净率的中位数, 用来衡量上市公司 i 在 t 年末实际面临的潜在并购标的估值水平。另外, 本文之所以使用上市公司和并购标的的市净率而不是更为常用的市盈率构造估值差异指标, 主要原因有三点: 第一, 市盈率容易出现负值, 而市净率较少出现负值; 第二, 市盈率更容易出现极端值, 且波动性较大; 第三, 国泰安数据库已有并购标的相关数据只能构建出市净率这一个估值指标。

(4) 套现规模。上市公司股东进行套现的方式主要有两种, 其中最直接的方式是在二级市场减持, 但由于 A 股市场相关法规限制, 上市公司股东并不能随意减持, 因此, 股权质押成为上市公司股东规避减持规定的重要手段。本文定义 $Sellperct_{i,t}$ 为上市公司 i 股东在第 t 年减持和新增股权质押的股票数量占总流通股数的比例。

(5) 其他并购动机解释变量。为了排除其他并购动机的影响, 本文还选取了代理主流并购动机假说的变量。其中, 本文借鉴 Rhodes-Kropf 等(2005)^[24] 和陆蓉等(2017)^[30] 的方法, 通过账面市值比拆分法构建错误定价指标, $Misp_{i,t}$ 表示上市公司 i 在第 t 年的错误定价。本文借鉴 Ang 等(2000)^[32] 的方法构建了两个代理成本指标: 第一个代理成本指标为 $OPExp_{i,t}$, 定义为上市公司 i 在第 t 年的管理费用与营业总收入之比, 它度量的是上市公司管理层控制在职消费等代理问题引起的额外成本; 第二个指标为 $ATO_{i,t}$, 表示上市公司 i 在第 t 年资产周转率, 即营业总收入与总资产之比, 它度量的是公司管理层对公司资产的利用效率。因此, 管理费用与营业总收入的比值越大、资产周转率越小, 公司面临的代理问题越严重。最后, 本文借鉴 Bradley 等(1988)^[31] 的方法, 使用市场模型计算上市公司在并购重组公告窗口期累计超额收益率作为其获得的协同效应, $SynCAR$ 表示上市公司 i 在第 t 年第 k 件并购重组公告日窗口期 $[T_1, T_2]$ 的累计超额收益率。

(6) 控制变量。为了控制公司个体特征对实证结果的影响, 本文借鉴已有研究, 选取了以下控制变量: 公司规模对企业购买资产具有解释作用(Maksimovic 等, 2013)^[33], 本文使用总资产取对数控制公司规模; 方明月(2011)^[34] 发现公司融资能力与资产专用性会影响公司的并购行为, 本文使用杠杆率以及现金比率控制公司融资能力, 使用固定资产比率控制资产专用性; 方军雄(2008)^[35] 发现地方政府控制的公司更容易实施本地并购, 本文使用国有企业哑变量控制所有权性质。同时, 本文还控制了上市公股权集中度、换手率以及资产收益率等公司特征变量。

3. 研究模型

为了检验假设 H_1 , 本文采用两个回归模型进行验证。第一个模型使用面板 Probit 模型来度量估值差异对并购重组发生概率的影响, 具体如模型(2)所示。其中, 被解释变量是上市公司 i 在第 t 年是否发生并购重组, 解释变量是第 $t-1$ 年末上市公司 i 与潜在非上市并购标的估值差异, 控制变量是上市公司 i 在第 $t-1$ 年末上市公司的特征变量, $\Phi(\cdot)$ 表示标准正态分布的累积分布函数。同时, 本文控制了行业和年份虚拟变量。如果上市公司与非上市并购标的估值差异对其并购重组有影响, 那么估值差异较大的公司其发动并购重组的概率会更大。因此, 如果假设 H_1 成立, 那么 β_1 应该显著为正。

$$Prob(M\&A_{i,t}) = \Phi(\beta_0 + \beta_1 ValDiff_{i,t-1} + \gamma Controls_{i,t-1} + Industry_i + Year_t + \varepsilon_{i,t}) \quad (2)$$

本文的第二个模型是面板回归模型, 用来检验上市公司与非上市并购标的估值差异对其并购重组规模的影响, 具体如模型(3)所示。其中, 被解释变量是上市公司 i 在第 t 年相对并购规模, 解

释变量是第 $t-1$ 年末上市公司 i 与潜在非上市并购标的估值差异,控制变量是上市公司 i 在第 $t-1$ 年末上市公司的特征变量,同时本文控制了公司层面的固定效应和时间固定效应。如果假设 H_1 成立,那么 β_1 应该显著为正。

$$Exp2TA_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 ValDiff_{i,t-1} + \gamma Controls_{i,t-1} + Firm_i + Year_t + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

为了检验假设 H_2 ,本文需要计算并购重组公告后窗口期超额收益率。本文定义 CAR 为上市公司 i 在第 t 年发生的所有并购事件在窗口期 $[T_1, T_2]$ 的累计超额收益率,具体如模型(4)所示。其中, $Ret_{i,t,T}^k$ 表示上市公司 i 在第 t 年第 k 次并购事件公布后第 t 个交易日的收益率,而 $Rm_{i,t,T}^k$ 表示上市公司 i 在第 t 年 k 次并购事件发布后第 t 个交易日对应的基准收益率。本文使用了两种国内外流行的学术研究方法计算基准收益率,第一种方法为市场加权平均收益率,标记为 MM,在实际计算过程中为了避免新股极端收益率的影响,本文选取那些上市超过 6 个月的股票交易日计算市场流通市值加权平均收益率;第二种方法使用了 Daniel 等(1997)^[36]发明的特征基准收益率法^①,标记为 DGTW。最后在得到并购重组公告窗口期累计超额收益率后,本文检验上市公司公布并购重组消息后的市场反应,即窗口期累计超额收益率是否显著大于 0。

$$\begin{aligned} CAR[T_1, T_2]_{i,t} &= \sum_k CAR[T_1, T_2]_{i,t}^k \\ &= \sum_k \left\{ \prod_{T=T_1}^{T_2} (1 + Ret_{i,t,T}^k) - \prod_{T=T_1}^{T_2} (1 + Rm_{i,t,T}^k) \right\} \end{aligned} \quad (4)$$

最后,本文使用面板回归模型检验假设 H_3 ,具体如模型(5)所示。在模型(5)中,被解释变量是上市公司 i 股东在第 t 年的套现规模,主要解释变量是上市公司在并购当年(第 t 年)以及之前一年(第 $t-1$ 年)是否发生过并购重组,控制变量是上市公司 i 在第 $t-1$ 年末上市公司的特征变量,同时本文控制了公司层面的固定效应和时间固定效应。值得注意的是,并购重组当年的减持部分包含了并购重组前一段时间,因此 $M\&A$ 的系数有噪音,但是 $M\&A1$ 的结果不存在这个问题,它度量的时间段完全在并购重组发生之后。

$$Sellperct_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 M\&A_{i,t} + \beta_2 M\&A1_{i,t} + \gamma Controls_{i,t-1} + Firm_i + Year_t + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

四、实证结果与分析

1. 变量描述性统计和相关性分析

(1)变量描述性统计。变量的描述性统计结果如表 2 所示。其中, $M\&A$ 的均值为 0.044,这意味着样本内平均 4.4% 的观测发生过重大资产重组。另外,样本内上市公司在样本期间内平均每年发生并购额是其总资产的 3.46%,上市公司股东每年股权质押和二级市场减持的股票平均占上市公司流通股比例为 10.4%。上市公司与潜在非上市并购标的估值差异的均值平均为 2.4 倍,中位数为 1.6 倍。

表 2 变量描述性统计

变量	N	均值	标准差	最小值	Q1	中位数	Q3	最大值
<i>Exp2TA</i>	18279	3.463	19.63	0.000	0.000	0.000	0.000	157.42
<i>Sellperct</i>	18279	0.104	0.169	0.000	0.000	0.011	0.152	0.833
<i>ValDiff</i>	18279	2.414	2.555	0.297	1.000	1.622	2.812	17.27
<i>Misp</i>	18279	0.005	0.520	-1.069	-0.368	-0.033	0.336	1.443
<i>OPExp</i>	18279	0.100	0.090	0.009	0.046	0.078	0.122	0.593

① DGTW 方法的分组划分标准来源于国泰安数据库。

续表 2

变量	N	均值	标准差	最小值	Q1	中位数	Q3	最大值
<i>ATO</i>	18279	0.635	0.459	0.056	0.329	0.526	0.794	2.593
<i>M&A</i>	18279	0.044	0.206	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
<i>M&A1</i>	18279	0.048	0.213	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
<i>Shrhfd3</i>	18279	0.168	0.121	0.012	0.072	0.139	0.237	0.582
<i>SOE</i>	18279	0.400	0.490	0.000	0.000	0.000	1.000	1.000
<i>Size</i>	18279	22.46	0.965	20.50	21.77	22.39	23.03	25.29
<i>Turn</i>	18279	0.091	0.059	0.009	0.047	0.078	0.123	0.288
<i>Lev</i>	18279	0.443	0.216	0.046	0.270	0.442	0.614	0.898
<i>ROA</i>	18279	0.040	0.053	-0.165	0.013	0.036	0.066	0.197
<i>PPE</i>	18279	0.236	0.177	0.002	0.095	0.200	0.344	0.741
<i>Cash</i>	18279	0.193	0.147	0.011	0.090	0.149	0.252	0.711
<i>Age</i>	18279	2.652	0.410	1.201	2.434	2.723	2.942	3.350
<i>CFO</i>	18279	0.044	0.077	-0.198	0.003	0.044	0.089	0.258

资料来源:本文整理

(2) 变量相关性分析。表 3 列示了主要变量的相关性分析,本文发现,上市公司和标的方估值差异与重大资产重组 *M&A*、相对并购规模成正比,这初步支持了假设 H_1 。并购重组标识变量 *M&A1* 和 *M&A* 都与减持比例成正比,这也初步支持了假设 H_3 。另外,股权集中度本身与重大资产重组 *M&A* 以及相对并购规模都负相关,两个代理成本变量 *OPExp* 与 *ATO* 负相关。

表 3 主要变量相关性分析

变量	<i>Exp2TA</i>	<i>Sellperct</i>	<i>ValDiff</i>	<i>Misp</i>	<i>OPExp</i>	<i>ATO</i>	<i>M&A</i>	<i>M&A1</i>
<i>Exp2TA</i>	1.000							
<i>Sellperct</i>	0.084***	1.000						
<i>ValDiff</i>	0.039***	0.003	1.000					
<i>Misp</i>	0.029***	0.022***	0.369***	1.000				
<i>OPExp</i>	0.056***	0.043***	0.175***	0.168***	1.000			
<i>ATO</i>	-0.007	-0.091***	0.050***	-0.050***	-0.409***	1.000		
<i>M&A</i>	0.820***	0.097***	0.010	0.026***	0.045***	-0.011	1.000	
<i>M&A1</i>	0.047***	0.135***	0.018**	0.093***	0.061***	-0.041***	0.054***	1.000

注:***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平下显著

资料来源:本文整理

2. 估值差异与上市公司并购

(1) 估值差异与上市公司并购概率。本文检验了估值差异与上市公司并购重组可能性的关系,模型(2)的回归结果如表 4 所示^①。除了在没有控制年份和行业的第(1)列和第(4)列,估值差异的系数都在 1% 以上的显著性水平上显著为正。其中第(1)列~第(3)列没有加入控制变量,回归结果(5)是基准模型的回归结果。以第(5)列为例,估值差异的系数为 0.030,而在第(6)列中加入了行业固定效应,估值差异系数变为 0.036,大小和显著性与基准模型相比变化不大,这意味着上市公司与潜在的非上市并购标的估值差异越大,上市公司并购非上市公司资产的可能性越大。

① 受篇幅所限,本文将表 4 以及后文所有回归结果中的控制变量省略,如有需要可向通讯作者索取。

表 4 估值差异与上市公司并购概率(面板 Probit 模型)

变量	模型(2)					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
截距项	-1.764*** (0.029)	-1.848*** (0.050)	-1.858*** (0.121)	-0.128 (0.436)	2.920*** (0.631)	2.887*** (0.663)
ValDiff	0.008 (0.006)	0.037*** (0.006)	0.042*** (0.006)	0.006 (0.007)	0.030*** (0.007)	0.036*** (0.007)
Controls	No	No	No	Yes	Yes	Yes
Industry	No	No	Yes	No	No	Yes
Year	No	Yes	Yes	No	Yes	Yes
N	18279	18279	18279	18279	18279	18279
N of Firms	2954	2954	2954	2954	2954	2954

注:括号内为标准误;***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平下显著;标准误在公司层面聚类调整

资料来源:本文整理

(2) 估值差异与上市公司并购规模。本文检验了估值差异与上市公司并购重组规模的关系,模型(3)的回归结果如表 5 所示。根据 Hausman 检验的结果,模型(3)应该使用固定效应模型。表 5 中第(1)列~第(3)列未加入控制变量,第(4)列~第(6)列加入了控制变量,在加入控制变量后,估值差异系数的绝对值变大。除了第(1)列,估值差异的系数在第(2)列~第(6)列中都在 1% 及以上的显著性水平上显著为正。以第(5)列基准回归结果为例,估值差异的系数为 0.685,由于被解释变量(相对并购规模)在原值基础上乘了 100,这意味着估值差异每增大一倍,上市公司并购重组规模平均每年将增加 0.685%。本文在第(6)列中还加入了行业固定效应,结果估值差异系数的大小和显著性水平与基准模型差距不大。同时本文发现,上市公司的规模越小、股票换手率越高,股票相对并购规模越大,这与近几年看到的中小创公司并购重组更多见相一致。表 4 和表 5 的回归结果都支持了假设 H₁,即上市公司与潜在非上市并购标的估值差异越大,上市公司并购非上市公司资产的可能性越高,并购的相对规模越高。

表 5 估值差异与并购重组规模

变量	模型(3)					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
截距项	3.174*** (0.243)	1.460*** (0.408)	2.966 (2.158)	73.417*** (8.194)	118.202*** (12.990)	117.740*** (13.361)
ValDiff	0.120 (0.101)	0.474*** (0.126)	0.446*** (0.125)	0.623*** (0.124)	0.685*** (0.132)	0.675*** (0.131)
Controls	No	No	No	Yes	Yes	Yes
Industry	No	No	Yes	No	No	Yes
Year	No	Yes	Yes	No	Yes	Yes
N	18279	18279	18279	18279	18279	18279
R ²	0.000	0.015	0.020	0.023	0.035	0.039
N of firms	2954	2954	2954	2954	2954	2954

注:括号内为标准误;***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平下显著;标准误按公司层面聚类 and 异方差调整

资料来源:本文整理

3. 其他假说可能性检验

到目前为止,实证结果支持了本文的“估值套利”假说,但是,之前的实证结果并没有控制其他可能的并购动因。根据以往的研究,上市公司并购动机主要有三个,即通过并购获得竞争优势的“协同

效应”假说,因为管理层自利而发动并购的“代理成本”假说,以及因为市场错误定价而导致并购的“错误定价”假说。接下来本文将分别检验三种主要并购动机假说对本文“估值套利”假说解释力的影响。回归结果如表 6 所示。为了检验协同效应是否会影响估值差异对上市公司并购行为的影响,必须选取的是那些发生过并购重组的样本,因此只能采用 OLS 回归模型。而在检验其他假说的时候选用的是与之前回归同样的样本,其中回归结果第(1)列~第(3)列采用的是 Probit 模型,展示的是模型(2)的回归结果,回归结果第(5)列~第(7)列采用的是面板回归模型,展示的是模型(3)的回归结果。

表 6 其他并购动机假说回归结果

变量	模型(2)			模型(3)			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
截距项	2.961*** (0.668)	2.853*** (0.664)	3.921*** (0.761)	3,499*** (688)	171*** (12.71)	117.*** (11.37)	113*** (11.38)
SynCAR[-3,3]				58.313 (78.78)			
OPExp	-0.269 (0.207)					2.112 (3.151)	
ATO		0.053 (0.046)					3.442*** (0.831)
Misp			0.151*** (0.054)		5.707*** (0.614)		
Valdiff	0.039*** (0.007)	0.030*** (0.007)	0.023*** (0.009)	20.32** (8.684)	0.282*** (0.099)	0.666*** (0.091)	0.639*** (0.090)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	No	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	18279	18279	18279	826	18279	18279	18279
R ²				0.175	0.044	0.039	0.040

注:括号内为标准误;***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平下显著,第(1)列~第(3)列中标准误在公司层面聚类调整,第(4)列~第(7)列中标准误按公司层面和聚类及异方差调整

资料来源:本文整理

表 6 结果显示,估值差异的系数都在 5% 的显著性水平上显著为正,而其他假说中除了错误定价的系数显著为正外,协同效应、系数并不显著,代理成本变量中, OPExp 不显著,而 ATO 的系数显著为正,意味着代理成本越小,并购规模越大,这与代理成本假说的预测不一致。这说明,即使控制了其他假说,估值差异对于解释 A 股上市公司的并购重组行为依然有较强的解释力。

4. 并购重组后市场反应

图 2 展示了[-10,120]窗口期上市公司并购重组后累计超额收益率走势图。从中可以看出,并购重组公告后 10 个交易日内股价得到了充分反应。图 2 虽然展示了市场对并购重组后的平均反应,但并未对其显著性做检验。为此,本文检验了[0,3]、[0,5]、[0,10]、[0,30]、[0,60]、[0,90]和[0,120]共 x 个窗口期的累计超额收益率,分别做均值 T 检验,结果如表 7 所示。以 MM 方法计算的累计超额收益率为例,在并购重组公告后 10 个交易日内相对大盘平均上涨 30.6% 左右,而用 DGTW 方法计算亦能获得 21.0% 的超额收益率。在各个窗口期,无论是 MM 还是 DGTW 方法,均值 T 检验的结果在各个窗口期的 T 值都大于 9,即都在 1% 的水平上显著。这说明市场对上市公司并购非上市公司资产的反应是积极的,并购重组后平均能获得正的累计超额收益率。这与张新(2003)^[28]以及 Alexandridis 等(2010)^[27]等的实证结果不同,他们发现并购可以创造价值,但是对于并购方来说,却产生了负面影响。

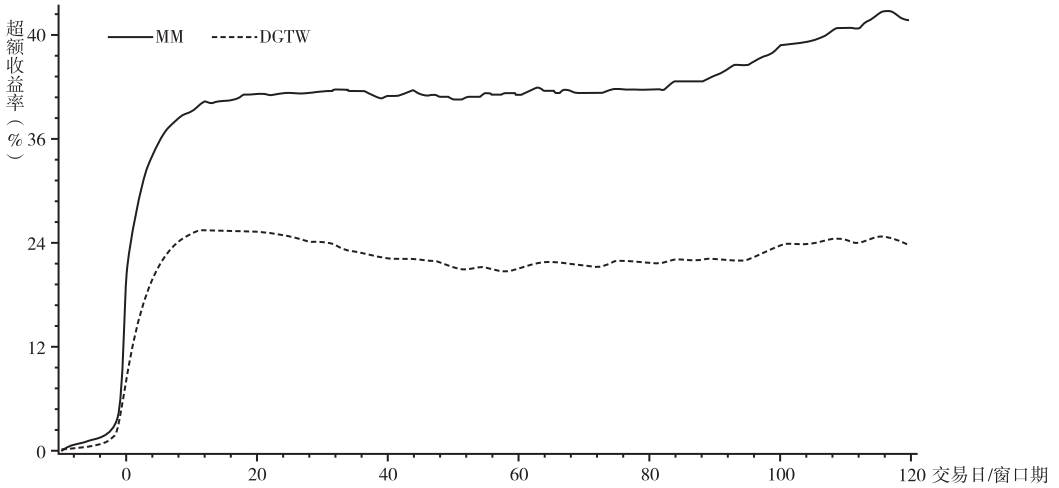


图 2 并购重组事件后累计超额收益率

资料来源:本文绘制

表 7 并购重组后累计超额收益率均值 T 检验

窗口期	累计超额收益率 (MM)			累计超额收益率 (DGTW)		
	N	均值	T 值	N	均值	T 值
[0,3]	1217	23.9%	6.75	1084	13.9%	19.92
[0,5]	1217	26.6%	8.11	1084	17.1%	18.56
[0,10]	1217	29.5%	10.07	1084	20.3%	15.69
[0,30]	1217	30.9%	9.15	1084	19.0%	12.14
[0,60]	1217	30.4%	9.12	1084	16.3%	11.03
[0,90]	1217	32.0%	10.10	1084	17.3%	10.23
[0,120]	1217	36.7%	10.57	1084	19.1%	9.33

资料来源:本文整理

5. 并购重组后股东套现

模型(5)的多元回归结果如表 8 所示,表 8 中第(1)列~第(3)列使用的是基准模型,区别在于第(1)列中被解释变量只有 M&A,第(2)列中被解释变量只有 M&A1,而第(3)列中被解释变量同时包含了 M&A 和 M&A1。而第(4)列~第(6)列中控制了行业固定效应,发现结果基本没有变化。以第(3)列为例,M&A1 的系数为 0.043,说明上市公司发生并购重组后一年平均比没有发生并购重组的上市公司多套现 4.3%,M&A 的系数为 0.024,说明公布发生并购重组的上市公司比其他公司平均多套现 2.4%。综上分析,表 8 的回归结果支持了本文的假设 H₃。

表 8 并购重组与股东套现

变量	模型(5)					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
截距项	-0.415 *** (0.071)	-0.372 *** (0.071)	-0.389 *** (0.071)	-0.370 *** (0.073)	-0.329 *** (0.072)	-0.346 *** (0.072)
M&A1		0.041 *** (0.005)	0.043 *** (0.005)		0.040 *** (0.005)	0.043 *** (0.005)
M&A	0.019 *** (0.005)		0.024 *** (0.005)	0.018 *** (0.005)		0.024 *** (0.005)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

续表 8

变量	模型(5)					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Industry</i>	No	No	No	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	18279	18279	18279	18279	18279	18279
<i>R</i> ²	0.058	0.062	0.063	0.062	0.066	0.067
N of firms	2954	2954	2954	2954	2954	2954

注:括号内为标准误;***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平下显著;标准误按公司层面聚类 and 异方差调整

资料来源:本文整理

6. 稳健性检验

(1)内生性问题解决方案。本文的研究面临着潜在的内生性问题,一个简单的遗漏变量造成内生性问题可能是这样的,与潜在在非上市并购标的估值差异大的上市公司大多是高科技初创公司,而高科技初创公司处在快速发展的阶段,在这个阶段上市公司更可能并购资产。因而估值差异其实捕捉到的只是某些遗漏的公司特征。本文试图通过工具变量法解决可能存在的内生性问题。根据工具变量的定义特征,本文找到了“投资者关注”这一指标。首先,一般来说投资者关注相对多的公司估值较高,因而这类公司与非上市公司的估值差异更可能大,反之估值差异也较小,因此投资者关注符合相关条件。其次,投资者关注并不能直接影响上市公司管理层的并购决策,因此与被解释变量不相关。最后,由于上市公司估值与投资者关注存在相互影响,为了捕捉到投资者关注单方面的影响,本文选取了滞后期的投资者关注指标。具体来说,在估计第 t 年上市公司并购重组规模时候,本文使用的是 $t-1$ 年末的上市公司特征指标和估值,在做内生性检验的时候,本文使用 $t-2$ 年的投资者关注指标,因此本文构建的指标最早为 2010 年,因而内生性检验回归的样本区间为 2012—2017 年。

本文使用东方财富股吧用户针对个股的发帖数据构造非机构投资者关注指标 $Postnum_{i,t}$,表示股吧中在第 t 年针对上市公司 i 发帖的总数量与上市公司总资产的比值(单位:个/百万元)。同时,本文使用卖方分析师跟踪报告数量构造机构投资者关注指标 $AFR_{i,t}$,表示卖方分析师在第 t 年针对上市公司 i 发布的研究报告的数量(单位:份/十亿元)。

(2)工具变量回归结果^①。工具变量稳健性检验的回归结果如表 9 所示,其中,第(3)列估值差异的系数为 5.378,且在 1% 的水平上显著。在第(4)列,本文控制了行业固定效应,结果估值差异的系数并没有太大改变。因此,工具变量回归结果说明,在尽量解决了潜在的内生性问题后,假设 H_1 仍然是成立的。

表 9 工具变量回归结果

变量	<i>Exp2TA</i>			
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>ValDiff</i>	5.385 ** (2.228)	5.426 ** (2.307)	5.378 ** (2.155)	5.410 ** (2.239)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Industry</i>	No	Yes	No	Yes
<i>Year</i>	No	No	Yes	Yes
<i>N</i>	8081	8081	8081	8081
N of firms	1701	1701	1701	1701

注:括号内为标准误;***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平下显著;标准误按公司层面聚类 and 异方差调整

资料来源:本文整理

① 受篇幅限制,本文将工具变量统计性描述及工具变量有效性检验结果省略,如有需要可向通讯作者索取。

五、结论与政策建议

1. 研究结论

并购被视作可以快速实现公司发展的手段,长期以来被上市公司广泛采用,但近十几年 A 股上市公司却表现出了极度偏好并购非上市公司的特征。针对中国并购市场的这一独特现象,本文提出了上市公司并购重组的“估值套利”假说,即上市公司并购非上市公司的动机之一是为了进行“估值套利”。为了检验这一假说,本文选取 2008—2017 年 A 股上市公司并购非上市公司作为研究样本,考察了上市公司与潜在非上市并购标的估值差异对上市公司并购行为的影响。结果发现,上市公司与潜在非上市并购标的估值差异越大,并购发生概率以及相对并购规模就越大,而且在控制了协同效应、代理成本以及错误定价等变量后结论仍然成立。为了排除内生性问题,本文构建了投资者关注指标,利用工具变量法再次验证了上述实证结果。进一步,本文考察了上市公司公告并购信息后投资者的反应以及并购完成后公司大股东的反应。与以往文献发现并购方公司收益不确定不同,本文样本中上市公司股价在并购消息公布 10 个交易日后平均相对大盘上涨了 30%,而且在并购消息发布后一年之内,大股东进行减持和股权质押的比例显著增多。以上证据均支持本文提出的“估值套利”并购动机假说。

2. 理论贡献和实践意义

(1)理论贡献。首先,本文提出的“估值套利”并购动机假说是对现有“错误定价”并购动机假说的发展。由于 IPO 制度、卖空限制以及投资者结构导致的估值差异本质上也是一种错误定价,不过与国外错误定价相关研究不同的是,“估值套利”假说关注的是上市公司与非上市公司之间套利机会的存在,而国外研究者关注于上市公司与其理论估值之间的差异,因而本文进一步拓展了错误定价并购动机的相关研究。其次,本文的研究有助于解释大股东股权质押、减持行为。大股东股权质押等行为涉及公司治理以及金融风险问题,是近来学术界研究的热点,但鲜有学者研究大股东股权质押行为的原因,本文的研究发现,通过并购重组推高股价然后变现,是大股东进行股权质押和减持的原因之一。

(2)实践意义。首先,本文的研究对于防范金融风险具有一定的指导意义。纵观并购事件始末,上市公司大股东并不需要付出额外的成本,仅通过并购非上市公司资产,手中的股票大幅增值,然后大股东通过二级市场减持或股权质押套现。对于被并购方来说,通过并购完成了上市,上市股东手中的资产获得了不错的溢价。并购双方可谓皆大欢喜,但上市公司这一“空手套白狼”的方式显然是不可持续的,一旦上市公司无法维持高估值,那么前期股东质押的股票也会下跌,累积的风险会迅速释放,甚至可能带来系统性的风险。近些年中国上市公司股东股权质押率不断上升^①,近来证券市场频频爆出股票价格下跌导致爆仓的事件,股权质押率高企俨然成了威胁金融市场稳定的因素。本文从上市公司股东套现需求角度出发,揭示了估值套利引起的并购活动是上市公司进行股权质押的一个重要动因。其次,本文的研究对更好实现经济高质量发展具有一定的借鉴意义。中国经济已经从追求高速增长转向了追求高质量发展的阶段,这一历史时期的特色决定了并购重组在我国有着巨大的意义和价值。在市场上,上市公司通过收购有发展潜力的企业,通过并购重组优化资源配置甚至进行主营业务调整,都会提升上市公司质量,改善产业结构。然而,上市公司基于估值套利而进行的并购活动偏离了自身的经营目标,因而会降低并购后的资源整合效率,长此以往必然会对企业经营不利,损害微观层面企业高质量发展。

^① 根据 Wind 数据统计,截止到 2018 年 8 月 10 日,市场质押股数为 6302.96 亿股,市场质押股数占总股本比例为 9.88%。

3. 政策建议

追本溯源,上市公司为了估值套利而并购进而套现获利的根本原因是上市公司与非上市公司估值的差异,因此解决这一问题首先可以从缓解上市公司和非上市公司估值差异的角度入手。第一,稳步推动 IPO 注册制改革。为了保护投资者利益,我国现在仍实行 IPO 审核制,这样做虽然保证了上市公司的质量,但是却限制了上市公司供给,推高了上市公司资产价格。因此,在管控市场系统性风险的基础上稳步推动 IPO 注册制改革,增加 IPO 供给、降低上市成本和难度可以从根本上消除上市公司和非上市公司的估值差异太大的问题。第二,进一步完善退市制度。退市制度不完善使得投资者忽略了上市公司的退市风险,进一步导致股票价格扭曲,为部分上市公司进行“估值套利”式并购创造了条件。因此,完善并严格执行退市制度,既有助于形成优胜劣汰的资本市场环境,也有利于培育风险与收益相匹配的股价形成机制,进而防止“估值套利”式并购。第三,培养健康、理性的投资风气。部分上市公司股票受到投资者的非理性追捧也是造成上市公司有恃无恐进行估值套利的一个重要原因,因而通过扩大长期投资型基金(如养老金)入市规模,对于培养健康的投资氛围、引导投资者价值投资有促进作用。第四,加强上市公司并购后公司绩效监管,上市公司进行“估值套利”式并购的最终目的还是为了套现,如果监管者从限制上市公司大股东套现的角度进行监管,例如规定并购重组后必须达到一定的业绩标准才可以减持、股权质押等,势必会增加上市公司“估值套利”式并购的成本,达到防止“估值套利”式并购的目的。

4. 研究展望

本文的主干部分提出并证明了中国 A 股上市公司利用自身相对估值优势并购非上市公司并从中获利的“估值套利”并购动机假说。限于文章篇幅,本文仅对估值差异引致的并购对投资者和大股东的影响进行了探讨。事实上,作为一个市场及制度条件共同造就的现实因素,其影响是系统性的。因此,本文可以从以下几个角度进一步拓展。第一,考察“估值套利”并购动机对上市公司并购绩效的影响。本文虽然已经检验了并购信息公布前后公司股价的反应,类似的事件研究法虽然也是国内外主流的并购绩效检验方法之一,但是由于股价反应只代表了投资者对并购预期收益,并不一定反应公司经营等基本面的变化,因此可以通过会计研究法等方法进一步考察“估值套利”并购动机对上市公司并购绩效的影响。第二,检验“估值套利”并购动机对上市公司经营决策的影响。上市公司与其潜在非上市并购标的估值差异不同,其面临的“估值套利”并购动机强烈程度也存在差异,这种差异的存在可能会影响上市公司投融资决策以及股利政策。第三,考察“估值套利”并购动机对 A 股市场资产定价效率方面的影响。中国 A 股市场特殊制度环境造成了上市公司与非上市公司巨大的估值差异,这种差异影响了上市公司的并购决策和股票的投资价值,进而导致股票价格的扭曲,因此可以利用估值差异指标进一步挖掘其在资产定价方面可能带来的影响。

参考文献

- [1] Shleifer, A., and R. W. Vishny. Stock Market Driven Acquisitions[J]. Journal of Financial Economics, 2003, 70, (3): 295 - 311.
- [2] Rhodes-Kropf, M., and S. Viswanathan. Market Valuation and Merger Waves[J]. The Journal of Finance, 2004, 59, (6): 2685 - 2718.
- [3] Weston, F. J., J. H. Mulherin, and M. Mitchell. Takeovers, Restructuring, and Corporate Governance[M]. Upper Saddle River, New Jersey: Prentice Hall, 2004.
- [4] Chung, W. Knowledge Seeking and Location Choice of Foreign Direct Investment in the United States[M]. INFORMS, 2002.
- [5] 韩宝山. 技术并购与创新:文献综述及研究展望[J]. 北京:经济管理, 2017, (9): 195 - 208.
- [6] Jovanovic, B., and P. L. Rousseau. The Q-Theory of Mergers[J]. The American Economic Review, 2002, 92, (2): 198 - 204.
- [7] Mitchell, M. L., and J. H. Mulherin. The Impact of Industry Shocks on Takeover and Restructuring Activity[J]. Journal of

Financial Economics, 1996, 41, (2):193 – 229.

- [8] Borenstein, S. Airline Mergers, Airport Dominance, and Market Power [J]. The American Economic Review, 1990, 80, (2):400 – 404.
- [9] Shimizu, K., M. A. Hitt, D. Vaidyanath, and V. Pisano. Theoretical Foundations of Cross-border Mergers and Acquisitions: A Review of Current Research and Recommendations for the Future [J]. Journal of International Management, 2004, 10, (3): 307 – 353.
- [10] Loughran, T., and A. M. Vijh. Do Long-Term Shareholders Benefit From Corporate Acquisitions? [J]. The Journal of Finance, 1997, 52, (5): 1765 – 1790.
- [11] Ravenscraft, D. J., and F. M. Scherer. Mergers, Selloffs, and Economic Efficiency [M]. Washington, Brookings Institution, 1987.
- [12] Black, B. S. Bidder Overpayment in Takeovers [J]. Stanford Law Review, 1989, 41, (3): 597 – 660.
- [13] Eisenhardt, K. M., and M. E. Graebner. Theory Building from Cases: Opportunities and Challenges [J]. Academy of Management Journal, 2007, 50, (1): 25 – 32.
- [14] Gorton, G., M. Kahl and R. J. Rosen. Eat or Be Eaten: A Theory of Mergers and Firm Size [J]. The Journal of Finance, 2009, 64, (3): 1291 – 1344.
- [15] 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.
- [16] 符蕾,夏奕奕. 行业系统性市场错误定价对并购决策的驱动研究 [J]. 海口:海南大学学报(人文社会科学版),2017,(5):45 – 54.
- [17] Roll, R.. The Hubris Hypothesis of Corporate Takeovers [J]. The Journal of Business, 1986, 59, (2): 197 – 216.
- [18] 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.
- [19] Ferris, S. P., N. Jayaraman, and S. Sabherwa. CEO Overconfidence and International Merger and Acquisition Activity [J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 2013, 48, (1): 137 – 164.
- [20] 刘柏,梁超. 董事会过度自信与企业国际并购绩效 [J]. 北京:经济管理,2017,(12):73 – 88.
- [21] 魏文美. 我国上市公司并购动因浅析 [J]. 长沙:财经理论与实践,2001,(S1):87 – 89.
- [22] 马金城. 中外企业并购特点的比较分析 [J]. 大连:财经问题研究,2003,(1):86 – 90.
- [23] 黄兴李,沈维涛. 掏空或支持——来自我国上市公司关联并购的实证分析 [J]. 北京:经济管理,2006,(12):57 – 64.
- [24] 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.
- [25] Dong, M., D. Hirshleifer, S. Richardson, and S. H. Teoh. Does Investor Misvaluation Drive the Takeover Market? [J]. The Journal of Finance, 2006, 61, (2): 725 – 762.
- [26] Papadakis, V. M., and I. C. Thanos. Measuring the Performance of Acquisitions: An Empirical Investigation Using Multiple Criteria [J]. British Journal of Management, 2010, 21, (4): 859 – 873.
- [27] Alexandridis, G., D. Petmezas, and N. G. Travlos. Gains from Mergers and Acquisitions Around the World: New evidence [J]. Financial Management, 2010, 39, (4): 1671 – 1695.
- [28] 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.
- [29] 李常青,幸伟. 控股股东股权质押影响高管薪酬——业绩敏感性吗? [J]. 北京:经济管理,2018,(5):157 – 174.
- [30] 陆蓉,何婧,崔晓蕾. 资本市场错误定价与产业结构调整 [J]. 北京:经济研究,2017,(11):104 – 118.
- [31] 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.
- [32] Ang, J. S., R. A. Cole, and J. W. Lin. Agency Costs and Ownership Structure [J]. The Journal of Finance, 2000, 55, (1): 81 – 106.
- [33] Maksimovic, V. P., G. Phillips, and L. Yang. Private and Public Merger Waves [J]. The Journal of Finance, 2013, 68, (5): 2177 – 2217.
- [34] 方明月. 资产专用性、融资能力与企业并购——来自中国 A 股工业上市公司的经验证据 [J]. 北京:金融研究,2011,(5):156 – 170.
- [35] 方军雄. 政府干预、所有权性质与企业并购 [J]. 北京:管理世界,2008,(9):118 – 123.
- [36] Daniel, K., M. Grinblatt, S. Titman, and R. Wermers. Measuring Mutual Fund Performance with Characteristic-Based Benchmarks [J]. The Journal of Finance, 1997, 52, (3): 1035 – 1058.

Valuation Arbitrage and M&A: Evidence from Chinese Companies

AN Yu-qiang, CHEN Xuan-juan

(School of Finance, Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai, 200433, China)

Abstract: Mergers and acquisitions (M&A) is an important way to reallocate resources in economy. Over the past 10 years, M&As in China's capital market have shown a different pattern from the developed countries; we find that 96.2% of the listed companies in China choose to acquire unlisted company while the proportion is 76.8% in the United States.

This paper argues that this phenomenon is caused by the huge valuation difference between listed companies and non-listed companies in China. The valuation of listed companies is much higher than unlisted companies with similar size and profitability within the same industry. This valuation difference is caused by some unique features of China's capital market. First, unlike developed countries that firms only need to register with SEC to issue equity to the public, Chinese companies need to be approved to conduct initial public offerings by SEC. Second, Chinese investors could not conduct short-selling transactions for a long time until 2010. Third, China's A-share market transactions are dominated by individual investors. When a listed company acquires a relatively undervalued unlisted company, the valuation of the listed company will decline. However, the existence of the approval system makes public firms a scarce resource, and the short-selling restrictions make investors can only long the stock. Therefore, the valuation of listed companies after the merger will still increase after temporary decline. If investors correctly understand the valuation arbitrage motivation behind M&As of listed companies, they will react positively to the M&A announcements. Therefore, even without synergy effect, the valuation of acquiring firm will increase after the announcement of M&As. We argue that Chinese listed firms are keen to acquire non-listed companies mainly because this "valuation arbitrage" opportunity that Chinese A-share listed companies have.

Based on the data of China's capital market, this paper proposes and tests the "valuation arbitrage" hypothesis where listed companies using their valuation advantage to launch mergers and profit from them. The results show that the greater the difference between the valuation of listed companies and unlisted M&A targets, the bigger the probability and relative scale of listed companies' M&As of non-listed companies. Our results are robust after controlling for alternative hypotheses such as synergies, agency problems and mispricing of the acquiring firms themselves. In addition, while previous literature has no consensus on the valuation effect of the acquirers from M&A activity, we find that public acquirers in China on average receive 30% abnormal returns within 10 trading days after the M&A news are announced. Finally, we show that the amount of share reduced/pledged by the big shareholders through the secondary market increased significantly after the completion of the M&As.

This paper contributes to the literature in several ways: First, it finds a new mechanism to explain M&A activities in China. Traditional studies of mispricing are generally based on the mispricing index constructed by Rhodes-Kropf et al. (2005) that uses the book value-to-market ratio decomposition method and ignore the valuation difference between listed companies and non-listed companies. Therefore, it cannot explain the phenomenon that listed companies prefer to acquire non-listed companies. Based on China's capital market, this paper shows that one of the motives for listed companies to acquire non-listed firms is to make use of the valuation difference between listed company and unlisted company. Second, it reveals the reasons for shareholders' share pledge and reduction of listed companies. There is a large literature on the share pledge and reduction. For instance, the possible risks of share reduction by large shareholders in the A-share market. However, few of them shed light on the reasons. This paper also has a strong practical implication. It is obvious that such self-interested activity will not only hurts the long-term development of the listed companies themselves, but also imposes risks in the the financial market. To solve this problem, Chinese regulators should make corresponding policies to reduce the valuation arbitrage opportunity of listed firms in their M&A's of non-listed firms.

Key Words: unlisted companies; mergers and acquisitions; valuation arbitrage; share pledge

JEL Classification: G34, G14, G32

DOI: 10.19616/j.cnki.bmj.2019.03.005

(责任编辑:李先军)