同行业企业并购决策的同伴效应及内在机制

狄振鹏1,潘 敏2,李世美1

(1.广西财经学院管理科学与工程学院,南宁530003;2.绍兴文理学院元培学院,浙江绍兴312000)

摘 要:并购是当前国内外企业常用的发展战略之一,是提升企业竞争力、增加经济效益的重要手段。本文从非理性行为视角出发,采集2010—2018年间A股市场中重大资产并购重组数据作为研究样本进行实证分析。研究发现,上市企业并购决策存在同伴效应;信息传输、软件和信息技术服务等新兴行业的企业同行并购频率对企业并购概率产生的影响小于制造业等传统行业;民营企业之间的并购同伴效应强于国有企业,但同伴效应在不同权属企业之间不具有传递性;高管联结程度高的企业并购同伴效应大于低联结程度企业。因此,建议加强对民营企业、传统行业、高管高联结企业并购非理性行为的监管,避免由于企业盲目跟风给企业绩效带来损失。

关键词:并购;同伴效应;内在机制;非理性行为

中图分类号:F064.1 文献标志码:A 文章编号:1002-980X(2020)2-0030-07

企业并购是企业为获取外部竞争优势、扩大规模、降低生产成本,通过公司合并、资产收购、股权收购等形式对目标企业进行整合与控制的一种逐利行为,是提升企业竞争力、增加经济效益的重要手段,也是当前国内外企业常用的发展战略之一。据不完全统计,2018年我国A股上市公司有140家企业提出重大资产重组,其中通过审核123项,交易总额达到5149.68亿元,较2017年交易总额3502.4亿元提高了32%。

影响企业并购决策的因素很多,如公司经营及能力、融资约束和支付方式等^[12]。这些因素多是基于理性视角,而除了理性因素,并购决策的也会受到诸如跟风、羊群效应等非理性因素的驱使,因而本研究的重点在于同伴效应。"同伴效应"最早在教育学领域提出,主要用于研究单个学生成绩与同伴成绩之间的关系,后来延伸到社会领域,研究参照组对位于其中个体的行为、态度和信念产生的重大影响^[3]。

本研究从非理性行为视角出发,采集 2010—2018 年间 A 股市场中重大资产并购重组数据作为研究样本,分析近年来我国企业出现并购浪潮其背后可能存在的盲目跟风等非理性动因,并通过对不同行业、不同权属性质、不同决策层等分样本进行异质性分析,试图挖掘我国上市公司大规模并购行为的群体性特征内在的形成机制,在理论上为揭示资本市场并购热潮提供新的视角,在实践上为监管机构加强对上市公司重大资产重组事项的审核和监管提供理论依据。

一、文献与假设

(一)企业并购决策存在同伴效应

傅超等^[4]通过对创业板非同一控制下企业合并交易行为进行研究发现,创业板存在高溢价并购现象,这种高溢价产生的巨额商誉反映出并购交易中存在着非理性因素,而"同伴效应"则是影响创业板企业并购商誉非理性因素中最重要的一项。"同伴效应"体现了个体行为受到群体中绩效好、效率及地位高的其他个体行为影响的现象,其根源是在市场存在信息不对称的情况下,个体需要通过对同伴行为的观察来推测和提取信息,也视为"搭便车"。同伴效应在企业管理、财务决策、金融等领域皆有应用。闵剑和叶贝^[5]通过调查发现多数 CFO 认为其他同伴公司的财务决策会对其本身的财务决策产生重要影响。Parsons等^[6]的研究也证实了这一点,他们研究发现,一家公司从事财务不当行为的趋势会随着邻近公司不当行为发生率的增加而增

收稿日期:2019-10-21

基金项目:2020年教育部人文社科规划基金"虚拟经济发展对实体经济资本配置效率影响研究-基于路径分层的理论与实证";广西财经学院管理科学与工程学科建设项目

作者简介: 狄振鹏(1967—), 男, 江苏东台人, 博士, 广西财经学院管理科学与工程学院研究员, 研究方向: 企业管理、创新管理; 潘敏(1978—), 女, 浙江绍兴人, 硕士, 绍兴文理学院元培学院讲师, 研究方向: 企业管理、创业管理、战略管理、组织 行为; (通讯作者) 李世美(1975—), 男, 湖南娄底人, 博士, 广西财经学院管理科学与工程学院副教授, 研究方向: 公司金融、企业并购。 加,这似乎是由同伴效应所引起,而不是由外来冲击(如执法中的地区差异)引起的。此外,规模可比的公司以及年龄相仿的首席执行官之间的影响会更大。而同伴效应在金融领域的应用称为"羊群行为"。王典和薛宏刚等^[7]运用行为金融理论和内幕交易理论解释了金融交易中的羊群行为,认为当存在频繁的政策干预和严重的信息不对称时,股市更容易发生羊群行为,且在中国资本市场上,机构投资者比个人投资者更容易发生羊群行为。而根据组织间模仿理论及学习行为理论,企业资本结构决策中也存在明显的同伴效应。张天宇和钟田丽^[3]的研究表明,中国上市企业资本结构决策显著地受到同一行业内其他同伴企业资本结构决策影响,存在正向同伴效应。并且当分企业经理人能力较弱、外部环境不确定性较强时这种同伴效应更强。根据前人的研究结果,我们发现企业并购行为存在着同伴效应发生的前提条件,即由于市场信息不对称造成的并购绩效的不确定性,而为了化解这种不确定,决策者往往会选择模仿市场上优秀的"前辈",这样行业其他企业的并购行为就会对本企业的决策产生影响,从而形成了同伴效应。基于此,提出本文基本研究假设:

上市企业的并购行为会受到同行业其他企业(同伴)并购行为的影响,即并购决策存在明显的正向同伴效应(H1)。

(二)企业并购决策同伴效应在行业间存在异质性

组织间模仿是一种常见的行为方式,不管是引入新产品、新技术、新的管理模式,还是新市场的进人、投资或企业并购,都存在模仿现象,即同伴效应^[8]。同伴效应需具备三个条件:模仿的动机、模仿的渠道、模仿的行为。企业并购的模仿动机即解决并购中存在的对并购绩效的不确定性,而模仿的信息渠道是决定组织间模仿行为成功与否的关键因素,其因不同行业而有所区别。根据模仿先内后外定律,同属于一个行业内的企业面临的文化、消费群体、制度环境、产业政策等可能具有极强的相似性,因而企业模仿行为针对这类对象的模仿程度较强^[9]。相关实践证据也支持创新、矩阵制组织架构等都倾向于被相同特征的组织所模仿。安玉琢和惠一菲[10]研究发现企业环境信息披露存在同形性和模仿行为,但该模仿行为为模仿其他企业平均水平的频率模仿,而不是模仿领先者。Leary和Roberts[11]的研究也证实了同行业公司之间融资决策存在同伴效应现象,即企业融资决策除了需要考虑公司文化、发展目标、企业实力等客观因素外,还会考虑同行业是否有类似行为。不同行业的企业在组织模仿中,无论是模仿渠道还是模仿行为都存在差异。对于制造业企业来说,获取信息的渠道相对容易,且企业同质性的可能性较大,所以预测该类企业并购的同伴效应会更加明显。而相对的,对于信息传输、软件和信息技术服务业等新兴行业,披露的信息较少且各企业之间技术壁垒所造成的异质性较大,模仿的可能性较小,所以预计同伴效应较小。基于此,提出本文第二个研究假设:

上市企业并购行为的同伴效应受行业影响而不同,即不同行业间企业并购的同伴效应存在异质性,传统行业的并购同伴效应强于新兴产业(H2)。

(三)企业并购决策同伴效应在产权性质间存在异质性

目前我国上市企业按照企业产权性质大致可分为国有企业和民营企业。而国有企业产权归属全体人民,经营决策受国资委约束,所以灵活性及自主性较民营企业都较小。上文提到组织模仿,企业并购的同伴效应除了需要有模仿动机、模仿渠道外,还要有模仿行为,而不同权属企业的模仿动机和模仿行为也存在差异。首先并购的动因不同,民营企业出于效益最大化原则,并购的动因几乎均是为了提高企业绩效,而国有企业并购动因很多,比如改制与投资类型的并购可能是为了提高绩效,而行政主导的并购通常不以绩效的改善为主要目标[12]。从并购行动来看,民营企业在经营决策上更加灵活,受到的限制小,其在并购决策中发生同伴效应的可能性较大,而国有企业受行政限制等发生并购同伴效应的可能性较小。因此,做出本文第三个假设:

上市企业并购行为的同伴效应受权属性质影响而不同,即不同权属间企业并购的同伴效应存在异质性, 民营企业的并购同伴效应强于国有企业(H3)。

(四)企业并购决策同伴效应在不同高管联结程度间存在异质性

高管作为企业决策层,是决定并购行为的权力核心。高阶理论的研究表明高管的特征包括如教育背景、职业路径、高管联结等都会影响包括企业并购行为在内的诸多企业行为。企业间高管联结在我国非常普遍,是指由于高管同时兼任两家或多家企业而在这些企业之间形成的联结关系。据统计,我国当前上市公司中拥有高管联结的企业数约占全体上市公司总数的50%。韩洁等[13]的研究表明连锁公司的社会责任报告披露行为存在组织间模仿行为,连锁董事对于企业社会责任报告的自愿披露决策有重要影响,即当连锁董事在

技术经济 第 39 卷 第 2 期

目标公司任职执行董事时同伴效应的正向影响更为显著。在企业并购行为方面,企业间高管联结一方面可以通过联结的高管从成功并购的企业获得直接的经验和示例;另一方面高管的联结便于一种观点或者经营理念在联结企业之间传播,使企业间行为更容易被感染和同化。高管联结不仅会影响公司高管的并购决策,还会导致联结企业并购溢价与目标企业并购溢价之间形成正相关关系[14]。为此,提出以下假设:

上市企业并购行为的同伴效应受企业间高管联结程度影响而有不同,即不同联结程度企业并购的同伴 效应存在异质性,高管联结程度越高的企业并购同伴效应越强(H4)。

二、研究设计

(一)样本与数据

本文采用我国A股上市公司2010—2018年数据作为研究样本,企业数据来自wind数据库。根据以往文献的经验,我们对样本原始数据进行如下处理:剔除金融类、ST和PT类上市公司样本;剔除重组类型为资产剥离、债务重组、资产置换、股份回购以及关联方之间并购的样本;剔除并购金额过小(交易额1000万元以下)的样本。经过处理之后,得到8132个观测值,为了避免极端数据对研究结果的干扰,对主要数据进行1%的缩尾处理。

(二)变量建立与定义

变量构建主要分成三个方面,一是企业发生并购的概率的被解释变量;二是同行业发生并购的频率变量;三是主要控制变量。

对于第一个方面的被解释变量,我们选取企业是否发生并购这个虚拟变量来代表并购概率,如果企业在一段时间内发生并购,则赋值为1,未发生并购则赋值为0。对于第二方面解释变量,我们以行业内企业并购 频率来表示,指除了被观察企业外行业内其他企业在一定时期内发生并购的平均次数。而对于本文的主要 控制变量,用净资产收益率和企业规模来控制企业的实力,用托宾 Q来控制企业并购的动机。企业所处行业 为虚拟变量,当企业为传统产业赋值为1,为新兴产业则为0。企业产权性质也为虚拟变量,国有企业赋值为1,民营企业赋值为0。高管联结程度同样为虚拟变量,当企业高管在同行业两家及以上企业任职,则认为高管联结程度高,赋值为1,否则为0。

(三)模型与方法

根据前文变量的建立情况,选取二元Logistic回归模型,构建的基础模型如下:

$$MA_{x,i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 PEER_{x,i,t-1} + \lambda_k X_{x,i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$$
 (1)

表1 模型中各变量定义及统计性描述

其中: $MA_{x,i,i}$ 代表被解释变量,反映企业并购的概率; $PEER_{x,i,i-1}$ 为主要解释变量,反映行业内企业并购频率; $X_{x,i,i-1}$ 为一组控制变量; $\varepsilon_{i,i}$ 为误差项; α_0 、 α_1 、 λ_k 分别为变量系数。运用 SPSS16.0 软件对搜集的各变量数据进行统计分析,变量的最大值、最小值、均值、标准差的统计性描述及相关行分别见表 1 和表 2。

为了解各变量之间的相 — 关情况,表2报告了主要变量 — 的 Pearson 相关性统计结果。 — 从相关性结果来看,所有变量 — 都与企业并购相率相关,表明 — 所选变量有一定合理性,同时 — 各控制变量间虽然也存在相

变量		代码	定义	最小值	最大值	均值	标准差
被解释变量	并购概率	MA	发生并购为1,未发生并购为0		1.00	0.2034	0.2179
解释变量	同行并购频率	PEER	数值		2.80	0.3421	0.3026
	收益率	X_1	数值/%	-0.02	0.17	0.0432	0.0120
	公司规模	X_2	企业资产自然对数(数值)	8.21	12.28	9.7310	0.4543
控制变量	托宾 Q	X_3	数值	0.01	51.38	2.4761	2.5334
红刺文里	所处行业	X_4	传统产业为1,新兴产业为0	0.00	1.00	0.8270	0.6954
	股权性质	X_5	国有企业为1,民营企业为0	0.00	1.00	0.3769	0.4831
	高管联结程度	X_6	高管联结程度高为1,高管联结程度低为0	0.00	1.00	0.5255	0.7834

表2 Pearson相关性检验

变量	并购概率	同行并购频率	收益率	托宾 Q	公司规模	股权性质	所处行业	高管联结程度
并购概率	1							
同行并购频率	0.217**	1						
收益率	0.041**	0.159**	1					
托宾 Q	0.125**	0.219**	0.134**	1				
公司规模	0.067**	0.306**	0.112**	0.119**	1			
股权性质	-0.269**	-0.335**	0.033**	-0.24**	0.191**	1		
所处行业	0.193**	0.207**	0.101	0.199*	0.265*	0.212	1	
高管联结程度	0.296***	0.207**	0.195*	0.234*	0.312*	0.114*	0.032	1

注:*、**、***分别表示在10%、5%和1%水平上显著。

关性,但相关系数较小,多重共线性并不严重。主要解释变量同行并购频率对被解释变量并购概率的相关系数为0.217,且在5%水平上显著,初步证明了同行效应存在于企业并购行为当中。

三、实证分析

(一)上市公司并购决策存在同伴效应的研究分析

基于第二节构建的多元线性回归模型和笔者采集到的数据,借助 SPSS16.0 软件对前文作出的 4个假设进行回归估计,H1的回归结果见表 3。

表 3 报告了上市公司并购决策的同伴效应情况, 包括一个基础模型和三个扩展模型。其中,模型1是 不含控制变量的回归结果,模型2是在模型1基础上加 入控制变量,模型3和模型4是逐步去除模型2中不显 著的变量后的回归结果。4个模型都通过了Hosmer/ Lemeshow 检验,模型结果可靠。从模型1的结果可知, 在不加入控制变量的情况下,同行并购频率单独对企 业并购概率产生显著正向影响,存在同伴效应。在模 型2中加入控制变量后,主要解释变量的正向效应依 然存在,除了托宾0和公司规模两个控制变量不显著 外,其余控制变量均在5%水平以上显著,其中股权性 质的作用为负。在模型3和模型4中逐步将不显著的 托宾 () 和公司规模去掉,发现模型中其余各变量均显 著,且回归系数和作用方向均未发生实质性改变,因此 模型的稳健性良好。通过基础检验,我们可以得出结 论:H1上市企业的并购行为会受到同行业其他企业 (同伴)并购行为的影响,即并购决策存在明显的正向 同伴效应成立。

(二)不同行业企业并购决策同伴效应异质 性分析

表4显示了以制造业为代表的传统行业中企业并购决策的同伴效应。模型1是不含控制变量的回归结果,模型2是在模型1基础上加入控制变量,模型3和模型4是逐步去除模型2中不显著的变量后的回归结果。4个模型都通过了Hosmer/Lemeshow检验,模型结果可靠。从模型1的结果可知,在不加入控制变量的情况下,制造业同行并购频率对企业并购概率产生显著正向影响,影响系数为0.705,存在同伴效应。在模型2中加入控制变量后,收益率作用效果不显著,托宾Q在10%水平显著,其余变量稳健性较好。在模型3中去掉不显著的收益率,模型4中去掉收益率和托宾Q,回归结果显示制造业企业并购决策中存在同伴效应,且这种效应是稳健的。

表5显示了以信息传输、软件和信息技术服务业为代表的新兴行业企业并购同伴效应情况。模型1是不含控制变量的回归结果,模型2是在模型1基础上加入控制变量,模型3和模型4是逐步去除模型2中不显

表3 基础模型回归结果

表5 圣岫侯至四归相木									
变量	模型1	模型2	模型3	模型4					
日仁并贴版家	0.605***	0.613***	0.626***	0.635***					
同行并购频率	(51.762)	(54.406)	(54.108)	(56.360)					
		15.321**	13.101***	13.945***					
收益率		(30.784)	(20.417)	(22.021)					
		0.047*							
托宾 Q		(5.163)							
八三和拱		0.063	0.081						
公司规模		(0.537)	(0.818)						
能从公司。		0.193**	0.1613***	0.176***					
所处行业		(4.319)	(1.292)	(1.647)					
肌切林氏		-0.775**	-0.693***	-0.583***					
股权性质		(94.819)	(47.873)	(49.673)					
古英联灶和庄		0.296***	0.312***	0.309***					
高管联结程度		(0.5479)	(0.5007)	(0.5912)					
常数项		-6.510**	-5.017	-5.489					
币 奴 坝		(72.514)	(43.126***)	(41.657***)					
II/I ‡ΔηΔ		8.132	7.769	11.382					
Hosmer/Lemeshow检验		(0.355)	(0.451)	(0.159)					
分 * * * * * * * * * * * * * * * * * * *									

注:*、**、***分别表示在10%、5%和1%水平上显著。

表4 分行业回归结果(传统行业)

变量	模型1	模型2	模型3	模型4
	0.705***	0.729***	0.746***	0.760***
四11 开购颁举	(50.762)	(59.123)	(69.032)	(71.129)
收益率		11.619		
収益学		(30.932)		
托宾 ()		0.064*	0.033*	
九共(/		(14.013)	(3.621)	
股权性质		-0.613***	-0.626***	-0.686***
放权注灰		(42.145)	(42.876)	(45.643)
高管联结程度		0.303***	0.345***	0.349***
同目联知任反		(12.317)	(11.378)	(10.021)
常数项		-4.328**	-4.094**	-4.167***
币 奴 坝		(35.629)	(32.837)	(34.262)
Hosmer/Lemeshow检验		7.907	8.745	10.213
110smei/Lemesnowiwsw		(0.378)	(0.442)	(0.150)

注:*、**、***分别表示在10%、5%和1%水平上显著。

表5 分行业回归结果(新兴行业)

变量	模型1	模型2	模型3	模型4
同行并购频率	0.312***	0.339***	0.376***	0.400***
四17开购颁华	(42.762)	(41.436)	(45.398)	(50.356)
收益率		7.321		
収益学		(6.784)		
托宾 0		0.089**	0.098**	0.103***
九共 ((4.943)	(6.167)	(7.542)
肌拉林氏		-0.537	-0.680	
股权性质		(2.823)	(5.094)	
		0.565***	0.478***	0.789***
同目联组任反		(12.624)	(11.332)	(25.944)
常数项		-8.160***	-8.535***	-10.543***
币奴坝		(11.047)	(10.353)	(21.443)
II // 1 ±\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\		7.678	8.988	9.743
Hosmer/Lemeshow检验		(0.354)	(0.357)	(0.115)

注:*、**、***分别表示在10%、5%和1%水平上显著。

技术经济 第 39 卷 第 2 期

著的变量后的回归结果。4个模型都通过了 Hosmer/Lemeshow 检验,模型结果可靠。从模型1的结果可知,在不加入控制变量的情况下,信息传输、软件和信息技术服务企业同行并购频率对企业并购概率产生显著正向影响,影响系数为0.312,存在同伴效应,但影响小于制造业,说明在新兴行业中也存在企业并购的同行效应,只是效应较小。在模型2中加入控制变量后,收益率和股权性质不显著,其余变量稳健性较好。在模型3中去掉不显著的收益率,模型4中同时去掉收益率和股权性质,回归结果显示信息传输、软件和信息技术服务企业并购决策中存在同伴效应,且这种效应是稳健的。因此,H2上市企业并购行为的同伴效应受行业影响而不同,即不同行业间企业并购的同伴效应存在异质性,传统行业的并购同伴效应强于新兴产业成立。

(三)不同权属性质企业并购决策同伴效应异质性分析

表6为国有企业并购的同伴效应情况。模型1是不含控制变量的回归结果,模型2是在模型1基础上加入控制变量,模型3和模型4是逐步去除模型2中不显著的变量后的回归结果。四个模型都通过了Hosmer/Lemeshow检验,模型结果可靠。从模型1的结果可知,在不加入控制变量的情况下,国有企业同行并购频率对企业并购概率产生显著正向影响,影响系数为0.913,但同行业内的民营企业并购并不会对国有企业产生同伴效应,即同伴效应在不同权属企业之间不具有传递性。在模型2中加入控制变量后,主要解释变量参数及符号均为发生显著变化,而控制变量中的收益率和所处行业不显著,其余变量稳健性较好。在模型3中去掉不显著的收益率,模型4中同时去掉收益率和所处行业,回归结果显示同伴效应稳健。

表7为民营企业并购的同伴效应情况。模型1是不含控制变量的回归结果,模型2是在模型1基础上加入控制变量,模型3和模型4是逐步去除模型2中不显著的变量后的回归结果。4个模型都通过了Hosmer/Lemeshow检验,模型结果可靠。从模型1的结果可知,在不加入控制变量的情况下,民营企业同行并购频率

对企业并购概率产生显著正向影响,影响系数为1.013,但同行业内的国有企业并购并不会对国有企业产生同伴效应,且民营企业之间的并购同伴效应要强于国有企业,说明民营企业的并购决策更容易受到同伴影响。即H3上市企业并购行为的同伴效应受权属性质影响而不同,即不同权属间企业并购的同伴效应存在异质性,民营企业的并购同伴效应强于国有企业成立。同样,在模型2中加入控制变量后,主要解释变量参数及符号均未发生显著变化,而控制变量中的收益率和托宾Q不显著,其余变量稳健性较好。在模型3中去掉不显著的收益率,模型4中同时去掉收益率和托宾Q,回归结果显示同伴效应稳健。

(四)不同高管联结程度企业并购决策同伴效 应异质性分析

由于高管对公司并购决策的重大影响,为了分析高管之间联结程度对企业并购同伴效应的不同作用,本文根据高管联结程度按高管是否在两家及两家以上同行企业担任决策人员,将样本分为高联结程度组和低联结程度组分别进行回归分析。结果见表8和表9。

表8显示了高管联结程度高的情形下企业并购的同伴效应,表9显示了高管联结程度低的情形下企业并购的同伴效应。模型1是不含控制变量的回归结果,模型2是在模型1基础上加入控制变量,模型3和模型4是逐步去除模型2中不显著的变量后的回归结果。四个模型都通过了Hosmer/Lemeshow检验,模型结果可靠。从模型1的结果可知,在不加入控制变量的情况下,高联结程度企业的同行并购频率对企业并购概率产生显著正向影响,

表6 分权属性质回归结果(国有企业)

变量	模型1	模型2	模型3	模型4
国有企业同行并购频率	0.913***	0.958***	0.966**	1.009***
四有企业刊行开购频率	(2.762)	(6.321)	(6.343)	(6.748)
民营企业同行并购频率	0.413	0.408	0.488	0.482
氏音 <u>企业</u> 问行开购 <u></u> 例	(1.720)	(1.670)	(2.112)	(1.742)
收益率		15.321		
収益学		(30.784)		
托宾 ()		0.059*	0.060*	0.058*
11.兵()		(3.052)	(3.183)	(3.008)
所处行业		-0.537	-0.680	
/ / 双17 业		(2.823)	(5.094)	
高管联结程度		0.266**	0.255**	0.248***
同目状知性及		(2.456)	(2.198)	(2.091)
常数项		-5.147***	-5.245***	-5.191***
市 奴 切		(21.163)	(22.314)	(21.897)
Hosmer/Lemeshow标验		6.876	8.157	8.743
110smer/ Lemesnow		(0.401)	(0.414)	(0.470)

注:*、**、***分别表示在10%、5%和1%水平上显著。

表7 分权属性质回归结果(民营企业)

变量	模型1	模型2	模型3	模型4
国有企业同行并购频率	0.117	0.154	0.157	0.141
四有企业刊行开购颁华	(1.063)	(1.184)	(1.205)	(1.056)
民营企业同行并购频率	1.013***	1.068***	1.068***	1.036***
氏吕 <u>企业</u> 问行开购颁举	(11.723)	(14.203)	(15.945)	(16.663)
收益率		10.563		
収益学		(43.784)		
托宾 ()		0.063	0.019	
π.共.(/		(16.618)	(1.317)	
所处行业		0.537**	0.680**	0.612***
/// 双11 亚		(2.823)	(4.753)	(4.993)
高管联结程度		0.386***	0.385***	0.401***
同目联组任反		(10.462)	(10.484)	(11.572)
常数项		-3.994***	-3.947***	-4.1151***
市 奴 坝		(26.675)	(26.602)	(29.056)
Hosmer/Lemeshow检验		7.142	8.039	8.732
110smen/Lemesnow/ <u>waw</u>		(0.335)	(0.401)	(0.442)

注:*、**、***分别表示在10%、5%和1%水平上显著。

影响系数为0.714,同伴效应显著。低联结程度企业的同行并购频率对企业并购概率也会产生显著正向影响,但影响系数明显低于高联结程度。同样,在模型2中加入控制变量后,主要解释变量参数及符号均未发生显著变化,而控制变量中的收益率和托宾Q不显著,其余变量稳健性较好。在模型3中去掉不显著的收益率,模型4中同时去掉收益率和托宾Q,回归结果显示同伴效应稳健。

通过比较两组实证分析的结果可以得出,H4上市企业并购行为的同伴效应受企业间高管联结程度影响而不同,即不同联结程度企业并购的同伴效应存在异质性,高管联结程度越高的企业并购同伴效应越强成立。

四、结论及启示

本文从非理性行为视角出发,采集2010—2018年间A股市场中重大资产并购重组数据作为研究样本,分析同行并购决策中存在的同伴效应,并通过对不同行业、不同权属性质、不同决策层等分样本进行异质性分析来深入挖掘形成同伴效应的内在机制。通过实证分析,得出以下结论。

- (1)上市企业的并购行为会受到同行业其他企业 (同伴)并购行为的影响,即并购决策存在明显的正向 同伴效应。
- (2)就不同行业而言,信息传输、软件和信息技术服务等新兴行业的企业同行并购频率对企业并购概率产生的影响小于制造业等传统行业,上市企业并购行为的同伴效应受行业影响而不同。

表8 分联结程度回归结果(联结程度高)

•				
变量	模型1	模型2	模型3	模型4
人用石光贴版表	0.714***	0.792***	0.788***	0.779***
企业同行并购频率	(25.063)	(27.241)	(27.012)	(26.421)
		12.43		
收益率		(40.784)		
七 它 0		-0.004	-0.011	
托宾 Q		(0.022)	(0.195)	
A JI. 扣 楷		0.123***	0.132***	0.147***
企业规模		(8.773)	(9.415)	(9.286)
肌扣糾氏		-0.521**	-0.508**	-0.472**
股权性质		(6.037)	(5.855)	(5.244)
配品公司		0.537**	0.680**	0.612***
所处行业		(2.823)	(4.753)	(4.993)
-25 *H- TEI		-8.922***	-8.844***	-8.778***
常数项		(33.493)	(33.678)	(33.172)
II/I‡△īj△		8.142	8.133	8.458
Hosmer/Lemeshow检验		(0.389)	(0.443)	(0.488)

注:*、**、***分别表示在10%、5%和1%水平上显著。

表 9 分联结程度回归结果(联结程度低)

衣, 为私名在及日归名不(私名在及 K)								
变量	模型1	模型2	模型3	模型4				
企业同行并购频率	0.587*** (35.063)	0.596 (35.687***)	0.594 (37.764***)	0.611 (40.217***)				
收益率		9.43 (38.156)						
托宾 Q		0.049 (6.531)	0.049 (6.907)					
企业规模		0.123*** (8.773)	0.132*** (9.415)	0.147*** (9.286)				
股权性质		-0.571*** (39.752)	-0.572*** (40.859)	-0.547*** (38.271)				
所处行业		0.537** (2.823)	0.680** (4.753)	0.612*** (4.993)				
常数项		-4.172*** (22.930)	-4.215*** (33.800)	-4.061*** (31.799)				
Hosmer/Lemeshow检验		7.165 (0.399)	8.432 (0.433)	8.902 (0.450)				

注:*、**、***分别表示在10%、5%和1%水平上显著。

- (3)就企业权属而言,民营企业之间的并购同伴效应要强于国有企业,说明民营企业的并购决策更容易受到同伴影响,但同伴效应在不同权属企业之间不具有传递性。
- (4)高管之间联结程度也对企业并购同伴效应产生影响,高联结程度企业的同行并购频率对企业并购概率产生的影响大于低联结程度企业。根据以上研究结论,建议加强对民营企业、传统行业、高管高联结企业并购非理性行为的监管,以尽可能避免由于企业盲目跟风所带来企业绩效受损的情况发生。

参考文献

- [1] 赵文君,张建章.关联并购对国有上市公司并购绩效影响研究——基于沪市A股交通运输业的实证[J].财会通讯,2018(35):44-49.
- [2] 池昭梅, 张秋生. 中国上市公司内外部融资约束与并购支付方式研究[J]. 广西财经学院学报, 2017, 30(6): 38-53.
- [3] 张天宇, 钟田丽. 基于学习行为的资本结构同伴效应实证研究[J]. 管理科学, 2019, 32(2): 94-107.
- [4] 傅超,杨曾,傅代国."同伴效应"影响了企业的并购商誉吗?——基于我国创业板高溢价并购的经验证据[J].中国软科学,2015(11):94-108.
- [5] 闵剑, 叶贝. 管理层能力、政治关联与跨国并购绩效[J]. 财会通讯, 2019(6): 40-43, 48.
- [6] PARSONS CA, SULAEMAN J, TITMAN S. The geography of financial misconduct[J]. NBER Working Papers, 2014(7): 29-41.
- [7] 王典, 薛宏刚. 机构投资者信息竞争会引发羊群行为吗——基于中国股票市场的证据[J]. 当代财经, 2018(12): 60-70
- [8] 陈致津, 林志扬.组织模仿与组织同形: 从山寨模仿到习俗跟随[J]. 商业研究, 2015(8): 130-135.
- [9] 扈文秀, 杨栎, 章伟果. 高管社会联结与并购绩效——来自中国A股上市公司的经验证据[J]. 软科学, 2016, 30

技术经济 第 39 卷 第 2 期

(11): 76-80.

- [10] 安玉琢, 惠一菲. 企业社会责任信息披露的模仿行为研究[J]. 财会通讯, 2018(4): 17-21, 129.
- [11] LEARY MT, ROBERTS MR. Do peer firms affect corporate financial policy?[J]. The Journal of Finance, 2014(1): 139-178.
- [12] 石颖. 我国国有控股上市公司并购模式与并购效率研究[J]. 中国社会科学院研究生院学报, 2016(3): 43-48.
- [13] 韩洁, 田高良, 李留闯. 连锁董事与社会责任报告披露: 基于组织间模仿视角[J]. 管理科学, 2015, 28(1): 18-31.
- [14] 张娟, 王君彩. 高管联结与公司业绩: 基于网络属性特征的视角[J]. 当代会计评论, 2018, 11(3): 83-101.

The Peer Effect of Internal Mechanism of M & A Decisions in the Same Industry

Di Zhenpeng¹, Pan Min², Li Shimei¹

School of Management Science and Engineering, Guangxi University of Finance and Economics, Nanning 530003, China;
Shaoxing College of Arts and Science, Yuanpei College, Shaoxing 312000, Zhejiang, China)

Abstract: Mergers and acquisitions (M & A) is one of the current development strategies commonly used by domestic and foreign companies, and it is an important means to enhance corporate competitiveness and increase economic benefits. From the perspective of irrational behavior, this paper collects data on major asset mergers and acquisitions in the A-share market from 2010 to 2018 as research samples and conducts an empirical analysis. It is found that there is a companion effect in the merger and acquisition decisions of listed companies. The frequency of peer mergers and acquisitions in emerging industries such as information transmission, software and information technology services has a smaller impact on the probability of corporate mergers and acquisitions than in traditional industries such as manufacturing. The peer effect of mergers and acquisitions of companies with a high degree of executive connection is greater than that of a company with a low degree of connection. The companion effect of M & A enterprises is higher than that of low-linked enterprises. It is suggested to strengthen the supervision of irrational behavior of private enterprises, traditional industries, senior management and high-connected enterprises in mergers and acquisitions, so as to avoid the loss of corporate performance caused by blind follow-up.

Keywords: mergers and acquisitions (M & A); peer effect; intrinsic mechanism; irrational behavior