

高溢价并购可以带来高市场回报吗？

王艳 许焯琪

(广东外语外贸大学会计学院/粤港澳大湾区会计与经济发展研究中心, 广东 广州 510006)

摘要: 本文以2001—2019年A股上市公司为研究对象, 分析了并购溢价与并购短期市场绩效之间的关系, 以及吸收合并、商誉和业绩承诺对两者关系的影响。研究表明, 并购溢价会显著提升并购短期市场绩效, 同时资本市场也存在着并购消息提前泄露的问题。异质性分析结果表明, 中国资本市场投资者有追高情绪, 吸收合并类并购重组的并购溢价更能促进并购短期市场绩效提升; 在经历了2015年A股市场异常波动后, 市场回归理性, 高商誉、高业绩承诺的高溢价并购无法再显著提升并购短期市场绩效。本文结论丰富了并购溢价与企业价值创造关系的研究, 为规范并购交易定价和促进资本市场可持续发展提供了学理支持和政策参考。

关键词: 并购绩效; 并购溢价; 商誉; 业绩承诺; 吸收合并

Abstract: This article takes China's A-share listed companies from 2001 to 2019 as the research object and analyzes the relationship between merger premium and short-term market performance, as well as the influence of mergers, goodwill, and performance commitments on the relationship between the two. The research results show that the M&A premium will significantly improve the short-term market performance of M&A. At the same time, the capital market also has the problem of early disclosure of M&A news. In the analysis of heterogeneity, the results show that high-premium M&A mainly affect the high rate of return, indicating that investors in China's capital market like chasing high prices. M&A premiums can promote the improvement of M&A short-term market performance. During periods of abnormal volatility in the China A-share market in 2015, neither high goodwill nor high performance commitments can significantly improve the M&A premium's positive effect on short-term M&A market performance. The conclusions of this article enrich the research on the relationship between M&A premium and corporate value creation, and provide academic support and policy references for regulating the pricing of M&A transactions and promoting the sustainable development of the capital market.

Key words: M&A performance, M&A premium, goodwill, performance commitment, mergers

作者简介: 王艳, 女, 会计学博士、管理学博士后, 广东外语外贸大学会计学院教授、粤港澳大湾区会计与经济发展研究中心主任, 研究方向: 混合所有制改革与企业并购重组。许焯琪, 女, 广东外语外贸大学会计学院硕士生, 研究方向: 财务会计与资本市场。

中图分类号: F275 **文献标识码:** A

一、引言

近年来, 我国资本市场并购重组日趋活跃, 企业并购已经成为产权自由交易及资本自由流动的重要实现途径。已有研究发现, 虽然并购事件前后的市场反应较好(王艳和李善民, 2017)^[37], 但由于交易定价偏高, 多数

并购并不能提高收购方的公司价值(Bhaumik and Selarka, 2012)^[1]。资本市场数据表明, 多数并购事件的并购溢价高达10倍及以上, 高溢价并购不是偶然现象, 这与收购方的预期收益关系密切(李善民和陈玉罡, 2004)^[30]。预期收益分为长期收益和短期收益, 可以量化为并购长期账面绩效和短期市场绩效(王姝勋和董艳, 2020)^[36], 其中

短期市场绩效反映的是由于并购事件而产生的市场对收购方未来账面绩效变化的预期，短期市场绩效通过事件窗口期的市场超额报酬(cumulative abnormal return, CAR)衡量(翟进步等, 2010; 邓可斌和李洁妮, 2018)^{[40][23]}。收购方根据并购长期账面绩效与短期市场绩效预期确定交易定价，而短期市场绩效具有预测长期账面绩效和在并购事件宣告窗口期率先体现的特点。在并购交易热潮下，并购重组门槛不断降低，会出现更多的高溢价并购事件。可见，高溢价并购问题是当今资本市场值得研究的重点与热点问题之一。

然而，目前国内外关于并购溢价影响企业绩效的研究尚未形成统一结论，部分学者认为高并购溢价会对企业绩效造成损害(Hart and Moore, 2008; 颜艳旭, 2012)^{[5][38]}，部分学者认为高并购溢价能够对企业绩效产生积极影响(白智奇等, 2021)^[19]。因此，本文拟在控制相关变量的基础上，考察并购溢价与并购短期市场绩效的关系，探讨高溢价的绩效反应。具体考察如下问题：高并购溢价如何影响并购短期市场绩效，以及中国情境下资本市场的追高情绪、吸收合并、商誉和业绩承诺等因素如何影响并购溢价与并购短期市场绩效之间的关系。

本文以2001—2019年A股上市公司为研究对象，将事件窗口期细分为并购事件宣告前的窗口期、并购事件宣告后的窗口期以及涵盖并购事件宣告前后的窗口期，对并购溢价(解释变量)与并购短期市场绩效(被解释变量)进行回归分析。研究结果表明，高溢价并购可以促进并购短期市场绩效提升，中国资本市场投资者有追高情绪，吸收合并与股份支付相关且反映了近期资本市场的并购新动态，换股吸收合并会受到资本市场的青睐，投资者日趋理性看待高商誉、高业绩承诺下的“忽悠式”并购。

本文的主要贡献体现在：第一，大量研究交易定价与并购价值创造的文献指出，较高的交易定价溢价不能为收购方股东创造价值(Hunter and Jagtiani, 2003; 陈仕华和卢昌崇, 2013)^{[7][21]}，并从企业层面的协同效应假说、高管层面的委托代理假说和过度自信假说等方面给出了相应解释。然而，本文发现并购溢价对并购绩效有正向促进效应，这对研究并购溢价与企业价值创造关系的文献形成了一定补充(杨威等, 2019)^[39]。第二，在

中国情境下，本文嵌入了资本市场的追高情绪、吸收合并、商誉和业绩承诺等因素的考量。实证研究发现，高溢价并购影响的主要是高回报率，这说明在我国“新兴+转轨”的资本市场中，投资者有追高情绪；吸收合并与股份支付相关，收购方不需要支付大量现金，收购方与目标公司成为一个法人且目标公司原股东能够保留所有者权益，企业还可以实现合理避税，因此吸收合并类并购会受到资本市场的青睐。此外，在经历了2015年A股市场异常波动后，当并购溢价中商誉占比过高时，投资者不再支持并购溢价高的并购交易，市场反应反而越差，这会警示监管方及利益相关者要关注商誉暴雷隐患；当并购交易附有业绩承诺时，投资者不会支持高溢价并购，这对打击内幕交易、降低估值风险、缓解逆向选择风险和保护中小投资者有所裨益。整体而言，本文为规范并购交易定价和促进资本市场可持续发展提供了学理支持和政策参考。

二、理论分析与研究假设

在以往研究中，并购绩效被认为是衡量并购交易水平的主要方式，而并购的交易定价是影响企业并购成功与否的关键因素(宋希亮, 2014)^[35]。根据有效市场理论，交易定价应当准确全面地反映目标公司资产与未来收益的市场价值，但改革开放40年并购实践的经验数据表明，收购方支付的交易定价往往远高于目标公司的股票市场价值或公允价值，并购溢价率较高。因此在交易定价与并购绩效的关系研究中，有研究者将并购溢价作为交易定价的代理变量，且从市场竞争假说、协同效应假说、委托代理假说等研究维度论证了并购溢价产生的原因(Bradley et al., 1988; Wang and Xie, 2009; 吕长江和韩慧博, 2014)^{[2][18][33]}。此外，Bradley et al.(1988)^[2]和Wang and Xie(2009)^[18]用并购双方的并购短期市场绩效构建了并购协同效益的计量模型，对目标公司股东与收购方股东获得的并购事件宣告窗口期的短期市场绩效分别赋予权重，通过构建投资组合模型来测算并购的协同效益。然而，立足于中国的并购实践，并购交易大多为上市公司并购非上市公司，目标公司的并购短期市场绩效难以有效度量，吕长江和韩慧博(2014)^[33]指出可以用目标公司股东获得的并购溢价与收购方股东获

得的并购短期市场绩效，共同构建并购协同效益的计量模型。

学术文献和市场经验显示，不是所有的并购都能为企业创造价值，收购方支付的交易定价会影响并购中的价值创造(Hunter and Jagtiani, 2003; Rhodes-Kropf et al., 2005)^{[7][13]}。国内外的并购实践证明，并购协同效应的产生需要十分苛刻的条件，许多公司因此丧失了为获得并购协同效应而支付的并购溢价甚至更多(陈晓慧和孙涛, 2008)^[22]。Hart and Moore(2008)^[5]、颜艳旭(2012)^[38]考察了并购溢价与并购后企业绩效的关系，发现高并购溢价会对企业绩效产生负面影响，过高的并购溢价会导致并购后业绩出现衰退甚至亏损。Fu et al.(2013)^[4]认为过高的并购溢价是大股东掏空企业的行为，过高的并购对价将导致公司在并购整合期发生财务或经营危机。此外，赵红霞(2016)^[41]从异地并购的角度分析了并购溢价与企业绩效的影响因素，高远东等(2021)^[26]实证检验了投资者情绪在并购溢价对企业绩效的负向关系中所产生的作用，均认为并购交易价格过高会导致并购难以创造价值。

基于上述分析，本文认为并购溢价与并购绩效的关系可能处于对立面，基于短期市场绩效具有预测长期账面绩效和在并购事件宣告窗口期率先体现的特点(翟进步等, 2010)^[40]，同时受上述并购协同效益模型(Bradley et al., 1988; Wang and Xie, 2009; 吕长江和韩慧博, 2014)^{[2][18][33]}的启发，提出并购溢价影响并购短期市场绩效的原假设：

H_0 ：控制其他因素影响后，并购溢价率越高，并购短期市场绩效越差。

然而，目前国内外关于并购溢价影响企业绩效的研究尚未形成统一结论，Tsyplakov and Zapatero(2019)^[16]认为并购双方的整合需要一定的时间才能完成，只有在并购双方经历了一个代价高昂且漫长的并购整合期后，才能从合并中获得协同效益(Joshi et al., 2020)^[10]。Varaiya(1987)^[17]认为在并购重组中，并购溢价是并购双方进行博弈的一个结果，收购方只有在预期并购会为其带来经济效益时才会愿意支付超过目标公司公允价值的并购溢价(Hayward and Hambrick, 1997)^[6]，目标公司股东只有认为并购交易有利可图时才愿意接受收购方提

出的并购条件，较高的并购溢价本身可能就是目标公司质量较好的一个信号(李井林等, 2014)^[29]。优质资产永远是稀缺的、备受追捧的，高并购溢价中自然蕴含着目标公司是优质公司的考量(Rhodes-Kropf and Robinson, 2008)^[12]。在我国股权分置改革后，股份支付、股份和现金的混合支付已成为交易对价的最主要支付方式，“收购方-目标公司-收购方控股股东-目标公司原股东”四方关系存续于并购后的集团公司中，交易对价并没有立即形成企业的实质性现金成本支出，而是转化为战略投资者的投资，继续留存于企业中支持企业发展，这使并购溢价与并购绩效从对立面逐渐走向融合。此外，Bhaumik and Selarka(2012)^[11]也支持并购事件前后市场反应较好的结论(王艳和李善民, 2017)^[37]。因此，并购溢价与并购绩效的关系更可能是一个有机体而非对立面。据此，本文提出并购溢价影响并购短期市场绩效的备择假设：

H_1 ：控制其他因素影响后，并购溢价率越高，并购短期市场绩效越好。

三、研究设计

(一)样本选择与数据来源

本文选取首次公告日在2001—2019年的沪深交易所上市A股的所有并购事件作为初始样本。上市公司的相关数据及并购交易数据来源于国泰安数据库(CSMAR)和万得数据库(WIND)。根据研究需要，参考已有文献的研究(周绍妮等, 2017)^[43]，本文对样本进行了如下筛选：(1)要求上市公司的交易地位为“买方”，以上市公司为主并公司的视角开展研究；(2)按照证监会发布的《上市公司行业分类指引》(2012年版)，剔除收购方分类为金融类公司的样本，以保证财务数据的可比性；(3)剔除并购交易未成功的样本；(4)剔除并购当年收购方被ST的样本；(5)剔除数据缺失严重的样本。经过上述筛选，本文最终得到5687个有效观测值。为消除异常值对实证结果的影响，本文对所有连续变量进行了上下1%的缩尾处理。

(二)变量定义

1.并购短期市场绩效(CAR)

被解释变量为并购短期市场绩效(CAR)，使用累

计超额收益率进行计算，把并购首次公告日确定为第0天，采用市场模型法计算。考虑到上市公司并购信息公布前可能存在信息泄露这一问题，本文选取了[-240,-11]作为市场模型估计的清洁期(Servaes, 1991; 翟进步等, 2010)^{[14][40]}，借鉴翟进步等(2010)^[40]等的做法，将并购首次公告日前后10天[-10,10]作为事件窗口期进行研究。其中，[-10,0]考察的是并购消息提前泄露窗口期的市场反应；[0,10]考察的是并购消息官方宣布后窗口期的市场反应；[-10,10]是涵盖并购消息提前泄露和官方宣布的整个窗口期的市场反应。

资本资产定价(CAPM)理论模型在现代金融理论中占据着主导地位。该模型将个股收益与市场收益联系起来，并且提供了度量股票相对波动程度的重要指标 β ，阐述了风险和收益的相关性，其基本思想就是无风险收益与风险收益构成了任意资产及其组合的期望收益。本文借鉴Ittner and Larcker(1998)^[8]的方法，根据CAPM理论模型

$CAR_{it} = \sum_{t=-10}^{10} AR_{it} = \sum_{t=-10}^{10} (R_{it} - \hat{R}_{it}) = \sum_{t=-10}^{10} (R_{it} - (\hat{\alpha}_i + \hat{\beta}_i R_{mt}))$
 计算样本公司股票超额收益率。其中， CAR_{it} 是事件期内各天异常收益率 AR_{it} 的累计总和； AR_{it} 是事件期内每日样本股票的实际收益率 R_{it} 与预计收益率 \hat{R}_{it} 之间的差值， $AR_{it} = R_{it} - \hat{R}_{it}$ ； \hat{R}_{it} 表示样本公司同期如果不发生并购的预期收益率， $\hat{R}_{it} = \hat{\alpha}_i + \hat{\beta}_i R_{mt}$ ， R_{mt} 为市场指数收益率， $\hat{\alpha}_i$ 和 $\hat{\beta}_i$ 为清洁期内样本公司股票收益率与市场指数收益率通过普通最小二乘法回归得到的回归系数。由于研究样本属于沪深两交易所，所以在计算相应市场指数收益率时沪市采用上证综合指数、深市采用深圳成份指数。

2. 并购溢价(Outprice)

核心解释变量为并购溢价(Outprice)，我国的并购交易以目标公司的净资产评估值为基准，通过协议转让的方式进行。沿用陈仕华和卢昌崇(2013)^[21]、Li et al. (2019)^[11]等对并购溢价的测量方法，本文使用如下公式计算并购溢价：并购溢价=(交易定价/收购股权比例-目标公司账面净资产)/目标公司账面净资产，并对其取自然对数。

3. 控制变量

控制变量中，资本成本(WACC)的计算参考了林钟高等(2015)^[31]的方法。债务成本方面，首先从总负债中剔

除不需要计息的经营性流动负债，得到总有息负债，再将总有息负债分为长期负债与短期金融负债，短期金融负债成本按照当年人民银行公布的一年期贷款基准利率计算，长期负债成本按照当年人民银行公布的3~5年中长期贷款基准利率计算，权益成本方面，借鉴Jennifer et al.(2005)^[9]的测量方法，采用公司市盈率(P/E)的倒数估计。资本成本的计算公式为：

$$WACC = K_{dl}(1-t) \frac{B_l}{B_l+B_s+E} + L_{ds}(1-t) \frac{B_s}{B_l+B_s+E} + K_e \frac{E}{B_l+B_s+E}$$

其中， B_l 为长期负债， B_s 为短期金融负债， E 为所有者权益， B_{dl} 为长期负债成本， B_{ds} 为短期金融负债成本， K_e 为权益成本， t 为公司所得税税率。其他控制变量来源于文献支持。近年来，并购领域的文献显示，收购方托宾Q、营业性现金流、营业收入增长率、公司规模、公司财务杠杆、所处行业、并购年度等特征都会影响企业的并购绩效(Bhaumik and Selarka, 2012; Signori and Vismara, 2018; 陈仕华等, 2013; 王艳和李善民, 2017)^{[1][15][20][37]}。借鉴上述文献，本文在回归分析中对上述变量进行控制。回归中对行业和年度固定效应也进行控制，其中行业按照证监会行业分类标准(14类)进行控制。

为减缓反向因果等可能存在的内生性问题，在控制变量中，除了资本成本(WACC)外，其他随时间变化的收购方公司层面控制变量均取滞后一期值。

表1 主要变量定义

变量类型	变量代码	变量名称	计算方法
被解释变量	CAR	并购短期市场绩效	并购首次宣告日前10天[-10,0]、后10天[0,10]、前后10天[-10,10]窗口期计算的累计超额收益率
解释变量	Outprice	并购溢价	首先通过公式计算并购溢价：并购溢价=(交易总价-目标公司账面净资产)/目标公司账面净资产，再对其取自然对数
控制变量	WACC	资本成本	并购当年公司债务资本成本与权益资本成本的加权平均值
	TobinQ	托宾Q	收购方总市值与除无形资产与商誉外的总资产之比，滞后一期
	OCF	现金流量	收购方经营性现金流与总资产之比，滞后一期
	Growth	营业收入增长率	收购方当年营业收入增长额与上年营业收入额之比，滞后一期
	Size	公司规模	收购方总资产的自然对数，滞后一期
	Lev	财务杠杆	收购方总负债与总资产之比，滞后一期
	Indus	行业	行业虚拟变量
Year	年度	年度虚拟变量	

本文实证检验涉及的主要变量定义详见表1。

(三)模型构建

结合前述理论分析，为检验并购溢价(Outprice)对并购短期市场绩效(CAR)的具体作用，构建本文的基本回归模型：

$$CAR_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Outprice_{i,t} + \beta_2 WACC_{i,t} + \beta_3 TobinQ_{i,t-1} + \beta_4 OCF_{i,t-1} + \beta_5 Growth_{i,t-1} + \beta_6 Size_{i,t-1} + \beta_7 Lev_{i,t-1} + \sum Indus + \sum Year + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

如果并购溢价对并购短期市场绩效的影响符合本文提出的研究假设H₀，那么预期并购溢价的回归系数显著为负；如果符合本文提出的研究假设H₁，那么预期并购溢价的回归系数显著为正。

四、实证结果与分析

(一)描述性统计

表2报告了主要变量的描述性统计结果。可以发现，本文样本中控制权发生转移的并购事件具有正向市场反应，CAR[-10,10]的均值为0.049，表明整体而言并购具有较好的短期市场绩效表现。Outprice的均值为4.510，最小值为-0.634，最大值为9.555，这是对并购溢价取自然对数的结果，表明不同并购事件的并购价格差异较大。WACC的均值为0.037，低于5年期借款利率4.75个百分点，这在一定程度上也显示了并购交易使并购企业获得了超额报酬，市场估值提升，权益成本下降，加权资本成本保持较低水平。

(二)并购溢价与并购短期市场绩效

表3列示了并购溢价与并购短期市场绩效的回归结果。可以发现，对于被解释变量CAR而言，在并购首次

表2 主要变量的描述性统计结果

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
CAR[-10,0]	5687	0.030	0.090	-0.186	0.307
CAR[0,10]	5687	0.032	0.164	-0.417	0.733
CAR[-10,10]	5687	0.049	0.182	-0.333	0.807
Outprice	5687	4.510	1.798	-0.634	9.555
WACC	5687	0.037	0.023	0.004	0.133
TobinQ	5687	2.134	1.385	0.940	9.297
OCF	5687	0.045	0.072	-0.199	0.236
Growth	5687	0.560	1.623	-0.576	11.790
Size	5687	22.080	1.273	19.740	26.050
Lev	5687	0.452	0.202	0.055	0.894

宣告日前后10天，解释变量并购溢价(Outprice)的系数在1%水平下显著为正。这一回归结果支持了本文的研究假设H₁，说明控制其他因素影响后，并购溢价越高，并购短期市场绩效越好；而在并购首次宣告日前10天，并购溢价(Outprice)与并购短期市场绩效(CAR)在1%水平下显著正相关，说明存在并购消息提前泄露的问题。公司资本成本与并购短期市场绩效均显著负相关，说明近年来投资者趋于理性，在支持并购溢价高的基础上，对于资本成本更低的并购事件更加支持。综合上述结果，并购溢价与并购短期市场绩效存在显著的正向关系，从而支持了本文提出的研究假设H₁。

(三)稳健性检验

为保证研究结论的严谨性，本文进行了一系列稳健性检验(由于篇幅限制，部分数据略去备索)。

一是替换变量检验。为检验实证结果是否对核心变量的不同度量方式保持稳健性，本文通过改变并购宣告的时间窗口来衡量主并公司的股票累积非正常回报。以往研究表明并购事件宣告前后30天是最长的并购短期市场绩效的窗口期(王姝勋和董艳，2020)^[36]，因此，本文选取并购首次宣告日前30天、后30天、前后30天分别作为窗口期计算收购方股票的累积非正常回报CAR[-30, 0]、

表3 并购溢价与并购短期市场绩效的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
	CAR[-10,0]	CAR[0,10]	CAR[-10,10]
Outprice _{i,t}	0.004*** (5.172)	0.008*** (6.280)	0.010*** (7.086)
WACC _{i,t}	-0.172*** (-2.600)	-0.268** (-2.062)	-0.328** (-2.401)
TobinQ _{i,t-1}	-0.002* (-1.803)	-0.007*** (-3.503)	-0.008*** (-3.359)
OCF _{i,t-1}	0.015 (0.817)	-0.033 (-0.980)	-0.035 (-0.952)
Growth _{i,t-1}	-0.001 (-1.239)	0.001 (0.270)	-0.001 (-0.289)
Size _{i,t-1}	-0.008*** (-5.917)	-0.015*** (-5.652)	-0.020*** (-7.058)
Lev _{i,t-1}	0.018** (2.301)	0.022 (1.537)	0.034** (2.208)
截距项	0.157*** (5.321)	0.285*** (5.396)	0.375*** (6.628)
年度 FE	是	是	是
行业 FE	是	是	是
样本量	5687	5687	5687
调整 R ²	0.080	0.090	0.112

注：***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 水平下显著，括号内为 t 值。下表同。

CAR[0, 30]、CAR[-30, 30], 重复模型(1)的回归分析。回归结果表明, 研究假设H₁依然成立。

二是采用公司年度双向固定效应。为解决模型中不随时间变化但随个体变化、不随公司个体变化但随时间变化的遗漏变量问题, 提高统计推断的稳健性, 本文采用公司和年度双向固定效应模型重新进行回归。回归结果显示, 从时间层面和公司层面改变回归模型设定后, 并购溢价与并购短期市场绩效依旧存在显著的正向关系, 进一步支持了研究假设H₁。

三是采用不同方法度量并购短期市场绩效(CAR)。并购短期市场绩效(CAR)各种计算方法的区别主要在于预期收益的计算方法不同, 通常有四种计算方法。除了上述回归模型中使用的市场模型外, 本文分别使用其他三种计算方法, 即市场调整模型、常数均值模型和不变收益模型计算预期收益。根据市场调整模型 $CAR_{it} = \sum_{t=-10}^{10} (R_{it} - R_{mt})$ 、常数均值模型 $CAR_{it} = \sum_{t=-10}^{10} (R_{it} - \bar{R}_{it})$ 、不变收益模型 $CAR_{it} = \sum_{t=-10}^{10} (R_{it} - R_{mt} - \bar{V}_{it})$ 分别计算样本公司股票超额收益率, 其中 R_{it} 为事件期内每日样本股票的实际收益率, R_{mt} 为市场指数收益率, \bar{R}_{it} 为事件期内每日样本股票实际收益率的平均值, \bar{V}_{it} 为事件期内每日样本股票实际收益率 R_{it} 与市场指数收益率 R_{mt} 差值的平均值。重复模型(1)的回归分析, 三种计算方法的回归结果都与使用市场模型计

算并购短期市场绩效的回归结果保持一致, 均支持了研究假设H₁。

(四)内生性检验

2005年启动的股权分置改革开启了中国资本市场的全流通之路。截至2007年底, 沪深两市共1298家上市公司完成或已进入股权分置改革程序, 改革完成率达98%。股权分置改革后, A股市场生态发生了较大的变化(任宏达和王琨, 2018)^[34]。本文尝试采用双重差分模型控制内生性问题, 并购溢价(Outprice)高于等于行业年度中位数赋值Treat=1, 低于行业年度中位数赋值Treat=0; 股权分置改革实施后赋值Post=1, 实施前赋值Post=0, 进行模型(2)的回归分析, 回归结果如表4所示。结果显示, Treat×Post和并购短期市场绩效(CAR)显著正相关, 说明存在股权分置改革政策正向冲击影响。同时, 回归结果说明控制内生性后, 并购溢价对并购短期市场绩效的促进作用仍然存在, 与基本回归模型的结果一致。

$$CAR_{it} = \beta_0 + \beta_1 Post \times Treat + \beta_2 WACC_{it} + \beta_3 TobinQ_{i,t-1} + \beta_4 OCF_{i,t-1} + \beta_5 Growth_{i,t-1} + \beta_6 Size_{i,t-1} + \beta_7 Lev_{i,t-1} + \Sigma Indus + \Sigma Year + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

(五)异质性检验

1.基于分位数回归的异质性检验

考虑到上市公司的并购溢价有可能存在异常的极端值, 本文选择并购溢价的10%、25%、50%、75%和90%五个分位点, 自助法重复500次, 进行模型(3)的回归分析, 结果如表5所示。可以发现, 高溢价并购对低回报

表4 内生性检验: 是否受股权分置改革的冲击

变量	(1)	(2)	(3)
	CAR[-10,0]	CAR[0,10]	CAR[-10,10]
Post×Treat	0.008*** (3.272)	0.026*** (5.715)	0.030*** (5.916)
WACC _{it}	-0.171*** (-2.583)	-0.264** (-2.019)	-0.324** (-2.354)
TobinQ _{i,t-1}	-0.002 (-1.586)	-0.007*** (-3.266)	-0.007*** (-3.063)
OCF _{i,t-1}	0.014 (0.725)	-0.037 (-1.122)	-0.041 (-1.101)
Growth _{i,t-1}	-0.001 (-1.246)	0.000 (0.247)	-0.001 (-0.314)
Size _{i,t-1}	-0.008*** (-5.816)	-0.014*** (-5.487)	-0.019*** (-6.876)
Lev _{i,t-1}	0.017** (2.149)	0.019 (1.337)	0.031** (1.983)
截距项	0.165*** (5.592)	0.301*** (5.643)	0.396*** (6.930)
年度 FE	是	是	是
行业 FE	是	是	是
样本量	5687	5687	5687
调整 R ²	0.077	0.089	0.109

表5 异质性检验: 分位数回归

变量	(1)	(2)	(3)
	CAR_Q[-10,0]	CAR_Q[0,10]	CAR_Q[-10,10]
10%分位数 Outprice _{it}	0.001 (0.721)	-0.007*** (-4.836)	-0.004*** (-2.628)
25%分位数 Outprice _{it}	0.001* (1.873)	-0.002* (-1.832)	-0.000 (-0.204)
50%分位数 Outprice _{it}	0.005*** (7.226)	0.003*** (4.229)	0.004*** (3.493)
75%分位数 Outprice _{it}	0.003*** (3.345)	0.010*** (7.221)	0.013*** (9.058)
90%分位数 Outprice _{it}	0.005*** (2.774)	0.018*** (5.911)	0.022*** (6.810)
控制变量	是	是	是
年度 FE	是	是	是
行业 FE	是	是	是
样本量	5687	5687	5687

注: 由于篇幅原因, 未报告控制变量的回归系数及t值。

率的影响并不是完全显著的，而并购溢价对并购市场绩效的50%、75%和90%水平具有促进作用，高溢价并购影响的主要是高回报率。这说明，在我国“新兴+转轨”的资本市场中，投资者有追高情绪，追高是一种高风险的投资方式，在追高情绪下高溢价与高回报的正向关系更加显著。

$$CAR_{Q_{i,t}} = \beta_0 + \beta_1 Outprice_{i,t} + \beta_2 WACC_{i,t} + \beta_3 TobinQ_{i,t-1} + \beta_4 OCF_{i,t-1} + \beta_5 Growth_{i,t-1} + \beta_6 Size_{i,t-1} + \beta_7 Lev_{i,t-1} + \Sigma Year + \epsilon_{i,t} \quad (3)$$

2. 基于吸收合并的异质性检验

为达到整体上市、借壳上市、解决同业竞争、优化公司治理、跨市场上市等目的，上市公司尝试使用各种方式进行吸收合并(David, 2021)^[3]。然而，吸收合并会使企业发生股价异动，对企业在资本市场中短期绩效表现产生影响(董淑兰和孙琳, 2017)^[24]。基于此，本文通过模型(4)检验吸收合并、并购溢价与并购短期市场绩效的关系：

$$CAR_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Outprice_{i,t} \times Merge_A + \beta_2 WACC_{i,t} + \beta_3 TobinQ_{i,t-1} + \beta_4 OCF_{i,t-1} + \beta_5 Growth_{i,t-1} + \beta_6 Size_{i,t-1} + \beta_7 Lev_{i,t-1} + \Sigma Indus + \Sigma Year + \epsilon_{i,t} \quad (4)$$

首先，以2001—2019年没有吸收合并交易活动的公司构成原始控制样本。由于只有10个吸收合并的样本，使用1:15倾向得分匹配法(PSM)为有吸收合并交易活动的10个公司从原始控制样本中选择倾向得分最相邻的公司作为配对公司，使得有吸收合并交易活动的公司和配对公司的现金流量(OCF)、净资产收益率(ROE)、总资产周转率(TAR)、托宾Q(TobinQ)特征无显著差异。最终得到160组样本，其中10个有吸收合并交易活动的公司，即处理组有10组；150个没有吸收合并交易活动的公司，即控制组有150组。处理组和对照组倾向得分匹配前后的平衡性检验结果如表6所示。可以发现，匹

表6 平衡性检验

协变量		均值		标准化 偏差 (%)	减少的标准化 偏差 (%)	t 值
		处理组	控制组			
OCF _{i,t-1}	匹配前	0.142	0.045	102.10	81.80	5.22***
	匹配后	0.095	0.113	-18.60		-0.42
ROE _{i,t-1}	匹配前	0.194	0.090	78.50	94.90	3.01***
	匹配后	0.127	0.132	-4.00		-0.10
TAR _{i,t-1}	匹配前	2.613	0.719	117.40	92.80	12.87***
	匹配后	1.143	1.007	8.40		0.43
TobinQ _{i,t-1}	匹配前	3.292	2.128	65.80	53.70	3.27***
	匹配后	3.219	2.680	30.40		0.51

配后所有协变量的t值均不显著，标准化偏差大幅度缩小，说明所有协变量均通过了平衡性检验，符合可比性要求。

接着，将有吸收合并交易活动的公司赋值Merge_A=1，控制公司赋值Merge_A=0，并构造一个新变量，即Outprice×Merge_A，进行模型(4)的回归分析，结果如表7所示。可以发现，Outprice×Merge_A和CAR显著正相关，说明并购交易类型为吸收合并的并购溢价能够促进公司的并购短期市场绩效。吸收合并代表了资本市场上并购新动态，多用股份支付完成交易，并呈现诸多优点，如收购方不需要支付大量现金、收购交易完成后目标公司股东仍保留其所有者权益、企业能够合法实现减税避税等。相应地，吸收合并公司的并购溢价越高，并购短期市场绩效越好，进一步支持了本文提出的研究假设H₁。

3. 基于商誉的异质性检验

2014年8月至2015年6月，不到一年内A股市场上证指数上涨幅度超过150%；而从2015年6月中旬开始，半年间下跌超50%。在股市异常波动的这一时期，并购重组正处于高峰期，资本市场出现“逢并购必涨”的异象。很多上市公司试图通过并购扩大规模 and 市场份额等，并购家次和交易金额大幅增长，相应的商誉规模不断攀升

表7 异质性检验：吸收合并

变量	(1)	(2)	(3)
	CAR[-10,0]	CAR[0,10]	CAR[-10,10]
Outprice _{i,t} ×Merge_A	0.016*** (2.947)	0.031*** (3.268)	0.044*** (4.186)
WACC _{i,t}	0.355 (0.708)	1.204 (1.464)	1.913* (1.807)
TobinQ _{i,t-1}	-0.005 (-0.912)	-0.011 (-0.976)	-0.016 (-1.155)
OCF _{i,t-1}	-0.039 (-0.285)	-0.450* (-1.793)	-0.590** (-2.065)
Growth _{i,t-1}	-0.001 (-0.279)	-0.024** (-2.075)	-0.030** (-2.176)
Size _{i,t-1}	-0.031*** (-2.685)	-0.089*** (-2.792)	-0.110*** (-3.101)
Lev _{i,t-1}	0.049 (0.872)	-0.121 (-0.885)	-0.078 (-0.475)
截距项	0.492** (1.997)	1.860*** (2.664)	2.233*** (2.866)
年度 FE	是	是	是
行业 FE	是	是	是
样本量	160	160	160
调整 R ²	0.291	0.350	0.329

(高榴和袁诗森, 2017)^[25]。已有研究大多遵循着商誉和并购溢价等同的逻辑, 然而上市公司在披露商誉资产时可能存在“失真”动机, 导致披露的商誉资产与实际的并购溢价发生偏离(刘超等, 2019)^[32]。因此, 本文进一步将样本区间分为2016年前后两个时期, 基于商誉和并购溢价不等同的逻辑, 研究商誉、并购溢价与并购短期市场绩效的关系。具体而言, 以上市公司在 $t+1$ 年并购活动中新增确认的商誉占 t 年末总资产的比例为标准化商誉, 标准化商誉高于行业年度中位数赋值 $Dumb_1=1$, 标准化商誉低于或等于行业年度中位数赋值 $Dumb_1=0$, 进行模型(5)的回归分析, 结果如表8所示。

可以发现, 2007—2015年窗口期为并购首次宣告日前后10天时, $Outprice \times Dumb_1$ 和 CAR 显著正相关, 2016—2019年 $Outprice \times Dumb_1$ 的系数并不显著。这说明, 2016年之前A股市场异常波动时期, 高商誉会正向调节并购溢价对并购短期市场绩效的促进作用。然而, 在经历了2015年异常波动后, 我国资本市场监管不断完善,

二级市场不再支持此类高商誉高溢价并购。

$$CAR_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Outprice_{i,t} + \beta_2 Dumb_1 + \beta_3 Outprice_{i,t} \times Dumb_1 + \beta_4 WACC_{i,t} + \beta_5 TobinQ_{i,t-1} + \beta_6 OCF_{i,t-1} + \beta_7 Growth_{i,t-1} + \beta_8 Size_{i,t-1} + \beta_9 Lev_{i,t-1} + \Sigma Indus + \Sigma Year + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

4. 基于业绩承诺的异质性检验

本着降低估值风险、缓解逆向选择风险和保护中小投资者的目的, 2008年证监会颁布的《上市公司重大资产重组管理办法》规定, 约定采取收益现值法、假设开发法的估值方法进行评估的重组交易, 交易双方应签订业绩补偿协议, 即收购方可以要求对方就重组资产或购买资产的未来盈利能力予以业绩承诺, 针对预期盈利数与实际盈利数之间的差额签订补偿协议(关静怡和刘娥平, 2019)^[27]。从理论上说, 业绩承诺是目标公司向收购方传递的目标公司是优质公司的信号, 然而, 在近几年业绩承诺签订较为普遍的情况下, 业绩承诺具有了同行效应和传染效应, 且目标公司与收购方的信息不对称, 导致部分劣质目标公司利用信息优势给出虚高

表8 异质性检验：商誉

变量	2007—2015年			2016—2019年		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	CAR	CAR	CAR	CAR	CAR	CAR
	[-10,0]	[0,10]	[-10,10]	[-10,0]	[0,10]	[-10,10]
$Outprice_{i,t}$	0.001 (0.559)	0.008** (2.376)	0.008** (2.179)	0.005** (2.200)	0.006 (1.644)	0.009* (1.959)
$Outprice_{i,t} \times Dumb_1$	0.001 (0.350)	0.013** (2.119)	0.012* (1.835)	0.001 (0.314)	-0.005 (-0.901)	-0.005 (-0.754)
$Dumb_1$	0.009 (0.629)	-0.035 (-1.353)	-0.019 (-0.696)	0.004 (0.227)	0.038 (1.512)	0.039 (1.288)
$WACC_{i,t}$	-0.190 (-1.037)	0.053 (0.112)	-0.215 (-0.431)	0.070 (0.506)	0.213 (1.029)	0.285 (1.224)
$TobinQ_{i,t-1}$	-0.002 (-0.724)	-0.011** (-1.999)	-0.009 (-1.630)	-0.003 (-1.517)	-0.002 (-0.389)	-0.002 (-0.394)
$OCF_{i,t-1}$	0.073 (1.551)	-0.232** (-2.355)	-0.203* (-1.928)	0.050 (0.957)	0.018 (0.215)	0.000 (0.000)
$Growth_{i,t-1}$	0.001 (0.306)	-0.009** (-1.987)	-0.008* (-1.703)	0.001 (0.526)	-0.001 (-0.453)	-0.001 (-0.200)
$Size_{i,t-1}$	-0.015*** (-4.664)	-0.028*** (-3.788)	-0.034*** (-4.405)	-0.006** (-1.991)	-0.001 (-0.116)	-0.005 (-1.017)
$Lev_{i,t-1}$	0.037* (1.935)	0.077* (1.864)	0.109** (2.451)	-0.020 (-0.894)	-0.102*** (-2.605)	-0.103** (-2.469)
截距项	0.339*** (4.988)	0.582*** (4.011)	0.734*** (4.713)	0.118* (1.741)	0.060 (0.645)	0.130 (1.211)
年度 FE	是	是	是	是	是	是
行业 FE	是	是	是	是	是	是
样本量	1540	1540	1540	1001	1001	1001
调整 R^2	0.176	0.208	0.231	0.075	0.091	0.095

注：本部分剔除了商誉为0的样本，故样本量减少为2541个。

表9 异质性检验：业绩承诺

变量	2007—2015年			2016—2019年		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	CAR	CAR	CAR	CAR	CAR	CAR
	[-10,0]	[0,10]	[-10,10]	[-10,0]	[0,10]	[-10,10]
$Outprice_{i,t}$	0.003*** (2.677)	0.003* (1.673)	0.005** (2.322)	0.004*** (2.828)	0.006*** (2.798)	0.008*** (3.575)
$Outprice_{i,t} \times Commit$	-0.004* (-1.653)	0.021*** (4.225)	0.019*** (3.656)	0.003 (0.635)	-0.003 (-0.317)	0.000 (0.029)
$Commit$	0.054*** (4.700)	-0.029 (-1.174)	-0.013 (-0.501)	-0.001 (-0.041)	0.026 (0.551)	0.013 (0.256)
$WACC_{i,t}$	-0.221** (-2.203)	-0.550*** (-2.719)	-0.648*** (-3.038)	-0.100 (-1.013)	0.134 (0.856)	0.094 (0.560)
$TobinQ_{i,t-1}$	-0.002 (-1.178)	-0.007** (-2.475)	-0.007** (-2.374)	-0.004** (-2.334)	-0.009** (-2.501)	-0.009*** (-2.710)
$OCF_{i,t-1}$	0.020 (0.756)	-0.049 (-1.080)	-0.054 (-1.041)	0.022 (0.659)	0.112** (1.968)	0.107* (1.811)
$Growth_{i,t-1}$	-0.000 (-0.201)	0.002 (0.844)	0.002 (0.502)	-0.002 (-1.167)	-0.004* (-1.753)	-0.005* (-1.826)
$Size_{i,t-1}$	-0.008*** (-4.125)	-0.014*** (-3.732)	-0.019*** (-4.777)	-0.004 (-1.639)	-0.008** (-2.245)	-0.012*** (-2.964)
$Lev_{i,t-1}$	0.032*** (3.010)	0.055*** (2.784)	0.077*** (3.518)	-0.009 (-0.671)	-0.029 (-1.119)	-0.028 (-1.043)
截距项	0.156*** (3.636)	0.272*** (3.469)	0.382*** (4.528)	0.075 (1.469)	0.246*** (2.909)	0.299*** (3.149)
年度 FE	是	是	是	是	是	是
行业 FE	是	是	是	是	是	是
样本量	3402	3402	3402	1754	1754	1754
调整 R^2	0.098	0.143	0.153	0.080	0.076	0.094

注：《上市公司重大资产重组管理办法》于2008年实施，本文的多数控制变量为滞后一期，因此样本区间为2007—2015年和2016—2019年，样本量减少至5156个。

承诺，带来了高溢价并有益于并购创造价值(赵立彬等，2021)^[42]。考虑到2015年及以前我国资本市场出现了“逢并购必涨”的异象，但2016年开始监管部门紧盯“忽悠式”“跟风式”并购重组，着力防范并购业绩承诺制度存在的设计缺陷，本文尝试将样本区间分为2016年前后两个时期，研究业绩承诺、并购溢价与并购短期市场绩效的关系。具体而言，本文对附加业绩承诺的并购交易赋值 $Commit=1$ ，没有附加业绩承诺的并购交易赋值 $Commit=0$ ，进行模型(6)的回归分析，结果如表9所示。

可以发现，在2007—2015年窗口期为并购首次宣告日前后10天时， $Outprice \times Commit$ 和 CAR 显著正相关，在2016—2019年窗口期为并购首次宣告日前后10天时， $Outprice \times Commit$ 的系数并不显著。这说明，在2016年之前A股市场异常波动时期，高业绩承诺会强化并购溢价对并购短期市场绩效的促进作用。但是，自2015年A股发生异常波动以来，监管层不断完善规则，高业绩承诺高溢价并购的风险得到防范，附加高业绩承诺条款的高溢价并购无法再对上市公司并购短期市场绩效的提升产生显著影响。

$$CAR_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Outprice_{i,t} + \beta_2 Commit + \beta_3 Outprice_{i,t} \times Commit + \beta_4 WACC_{i,t} + \beta_5 TobinQ_{i,t-1} + \beta_6 OCF_{i,t-1} + \beta_7 Growth_{i,t-1} + \beta_8 Size_{i,t-1} + \beta_9 Lev_{i,t-1} + \Sigma Indus + \Sigma Year + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

五、结论与启示

本文以2001—2019年A股上市公司为研究对象，对其并购数据进行实证分析，探讨并购溢价与并购短期市场绩效之间的关系。考虑到吸收合并会在一定程度上使企业股价发生异动，对企业在资本市场中的短期绩效表现产生影响，本文构建一个涵盖吸收合并和并购溢价的变量，研究吸收合并和并购溢价两个因素的共同作用是否会对短期市场绩效产生影响。此外，伴随着我国资本市场的成熟和完善，上市公司并购家数和交易金额大幅增长，相应的商誉规模不断攀升，并且大多数并购都附加业绩承诺条款。基于此，本文还将商誉、业绩承诺分别纳入并购溢价与并购短期市场绩效的研究框架，进一步探讨商誉、业绩承诺是否会对并购溢价与并购短期市场绩效之间的关系产生影响。实证检验发现：

(1)并购溢价会显著提升并购短期市场绩效，即并购溢价率越高，并购短期市场绩效表现越好，且资本市场存在着并购消息提前泄露的问题。(2)股权分置改革对并购溢价与并购短期市场绩效的关系存在正向冲击作用，且在控制内生性问题后，并购溢价对并购短期市场绩效的促进作用仍然存在。(3)在各类并购交易活动中，吸收合并形式的并购溢价更能够促进公司的并购短期市场绩效。(4)在2016年之前A股市场经历异常波动时期，高商誉、高业绩承诺均会正向调节并购溢价对并购短期市场绩效的促进作用。然而，在经历了2015年异常波动后，我国资本市场监管不断完善，“三高”并购风险得到防范，高商誉、附加高业绩承诺条款的高溢价并购均无法显著提升上市公司的并购短期市场绩效。相比于以往研究，本文考量了中国情境下资本市场的追高情绪、吸收合并、商誉和业绩承诺等因素，进行了多维度实证检验，为并购价值创造影响因素的研究提供了新的分析角度与经验证据，有助于资本市场健康持续发展。

值得讨论的是，并购交易价格过高，将会引发一系列的风险。Fu et al.(2013)^[4]基于行为金融的研究发现，管理层会利用股票市场窗口机会选择融资工具，在好的市场时机下，企业的股票价格偏高，收购方会接受并购溢价偏高的交易，这会滋生收购方管理层的第一类代理问题，管理层极有可能与目标公司股东合谋，用高溢价并购目标公司以实现自己的私利。并购交易完成后，并购却难以实现长期绩效提升并创造并购价值。近年来，我国海外并购虽然得到了迅猛发展，但在交易数量和规模大幅提升的同时，却出现了海外并购活动受阻、预期的交易价值不能实现等问题。同时，并购溢价过高还会带来商誉高估的问题(韩宏稳等，2019)^[28]，2018年我国资本市场发生的大规模商誉减值和商誉“爆雷”，也说明了理性并购的重要性和稳健性。未来，应当研究这类并购溢价下的风险问题，并将国际并购市场与中国并购市场进行对比研究，为促进中国资本市场可持续发展提供更多的学理支持和政策参考。 ■

[基金项目：国家社科基金重大项目“深化混合所有制改革的机制创新和实践路径研究”(21ZDA039)]

参考文献:

- [1] Bhaumik S K, Selarka E. Does ownership concentration improve M&A outcomes in emerging markets?[J]. Journal of Corporate Finance, 2012, 18(4): 717-726.
- [2] Bradley M, Desai A, Kim E H. Synergistic gains from corporate acquisitions and their division between the stockholders of target and acquiring firms[J]. North-Holland, 1988, 21(1): 3-40.
- [3] David J M. Aggregate implications of mergers and acquisitions[J]. Review of Economic Studies, 2021, 88(4): 1796-1830.
- [4] Fu F, Lin L, Officer M S. Acquisitions driven by stock overvaluation: are they good deals?[J]. Journal of Financial Economics, 2013, 109(1): 24-39.
- [5] Hart O, Moore J. Contracts as reference points[J]. Quarterly Journal of Economics, 2008, 123(1): 1-48.
- [6] Hayward M, Hambrick D. Explaining the premiums paid for large acquisitions evidence of CEO hubris[J]. Administrative Science Quarterly, 1997, 42(1): 103-127.
- [7] Hunter W C, Jagtiani J. An analysis of advisor choice, fees, and effort in mergers and acquisitions[J]. Review of Financial Economics, 2003, 12(1): 65-81.
- [8] Ittner C D, Larcker D F. Are nonfinancial measures leading indicators of financial performance? an analysis of customer satisfaction[J]. Journal of Accounting Research, 1998, 36: 1-35.
- [9] Jennifer F R, LaFond P O, Schipper K. The market pricing of accruals quality[J]. Journal of Accounting and Economics, 2005, 39(2): 295-327.
- [10] Joshi M, Sanchez C, Mudde P. Improving the M&A success rate: identity may be the key[J]. Journal of Business Strategy, 2020, 41(1): 50-57.
- [11] Li Y, Lu M, Lo Y L. The impact of analyst coverage on partial acquisitions: evidence from M&A premium and firm performance in China[J]. International Review of Economics and Finance, 2019, 63: 7-60.
- [12] Rhodes-Kropf M, Robinson D T. The market for mergers and the boundaries of the firm[J]. Journal of Finance, 2008, 63(3): 1169-1211.
- [13] Rhodes-Kropf M, Viswanathan S, Robinson D T. Valuation waves and merger activity: the empirical evidence[J]. Journal of Financial Economics, 2005, 77(1): 561-603.
- [14] Servaes H. Tobin's Q and the gains from takeovers[J]. Journal of Finance, 1991, 46(1): 409-419.
- [15] Signori A, Vismara S. M&A synergies and trends in IPOs[J]. Technological Forecasting & Social Change, 2018, 127: 141-153.
- [16] Tsyplakov S, Zapatero F. Can post-merger integration costs and synergy delays explain leverage dynamics of mergers?[J]. Quarterly Journal of Finance, 2019, 9(4): 375-390.
- [17] Varaiya N P. Determinants of premiums in acquisition transactions[J]. Managerial and Decision Economics, 1987, 8(3): 175-184.
- [18] Wang C, Xie F. Corporate governance transfer and synergistic gains from mergers and acquisitions[J]. Review of Financial Studies, 2009, 22(2): 829-858.
- [19] 白智奇, 张宁宁, 张莹. 高管薪酬契约参照与企业并购: 并购溢价及并购绩效[J]. 经济与管理评论, 2021, 37(1): 150-160.
- [20] 陈仕华, 姜广省, 卢昌崇. 董事联结、目标公司选择与并购绩效——基于并购双方之间信息不对称的研究视角[J]. 管理世界, 2013, (12): 117-132+187-188.
- [21] 陈仕华, 卢昌崇. 企业间高管联结与并购溢价决策——基于组织间模仿理论的实证研究[J]. 管理世界, 2013, (5): 144-156.
- [22] 陈晓慧, 孙涛. 公司并购中目标公司定价的协同效应陷阱[J]. 现代管理科学, 2008, (5): 83-84.
- [23] 邓可斌, 李洁妮. 政企纽带与并购绩效: 生命周期视角的重新审视[J]. 证券市场导报, 2018, (5): 41-51.
- [24] 董淑兰, 孙琳. 上市公司吸收合并短期绩效影响因素研究[J]. 财会通讯, 2017, (8): 34-36.
- [25] 高榴, 袁诗森. 上市公司并购重组商誉及其减值问题探析[J]. 证券市场导报, 2017, (12): 58-64.
- [26] 高远东, 范倪雨馨, 孙汇林, 马文龙. 并购溢价、投资者情绪与短期绩效研究[J]. 中国商论, 2021, (4): 75-77.
- [27] 关静怡, 刘斌平. 业绩承诺增长率、并购溢价与股价崩盘风险[J]. 证券市场导报, 2019, (2): 35-44.
- [28] 韩宏稳, 唐清泉, 黎文飞. 并购商誉减值、信息不对称与股价崩盘风险[J]. 证券市场导报, 2019 (3): 59-70.
- [29] 李井林, 刘淑莲, 韩雪. 融资约束、支付方式与并购绩效[J]. 山西财经大学学报, 2014, 36(8): 114-124.
- [30] 李善民, 陈玉罡. 企业并购: 基于相对交易成本视角的初步研究[J]. 中山大学学报(社会科学版), 2004, (6): 233-238+269.
- [31] 林钟高, 郑军, 卜继栓. 环境不确定性、多元化经营与资本成本[J]. 会计研究, 2015, (2): 36-43+93.
- [32] 刘超, 徐丹丹, 郑沈阳. 商誉、高溢价并购与股价崩盘风险[J]. 金融监管研究, 2019, (6): 1-20.
- [33] 吕长江, 韩慧博. 业绩补偿承诺、协同效应与并购收益分配[J]. 审计与经济研究, 2014, 29, (6): 3-13.
- [34] 任宏达, 王琨. 社会关系与企业信息披露质量——基于中国上市公司年报的文本分析[J]. 南开管理评论, 2018, 21, (5): 128-138.
- [35] 宋希亮. 支付方式影响并购绩效的机理分析[J]. 经济与管理评论, 2014, 30(3): 77-81.
- [36] 王妹勤, 董艳. 期权激励与企业并购行为[J]. 金融研究, 2020, (3): 169-188.
- [37] 王艳, 李善民. 社会信任是否会提升企业并购绩效?[J]. 管理世界, 2017, (12): 125-140.
- [38] 颜艳旭. 上市公司溢价并购财务指标分析[J]. 财会通讯, 2012, (5): 7-8.
- [39] 杨威, 赵仲匡, 宋敏. 多元化并购溢价与企业转型[J]. 金融研究, 2019, (5): 115-131.
- [40] 翟进步, 贾宁, 李丹. 中国上市公司收购兼并的市场预期绩效实现了吗?[J]. 金融研究, 2010, (5): 133-151.
- [41] 赵红霞. 异地并购的并购溢价与并购绩效——基于理论的分析[J]. 现代商贸工业, 2016, 37(21): 113-115.
- [42] 赵立彬, 赵妍, 周芳芳, 傅祥斐. 并购重组内幕交易与股价崩盘风险[J]. 证券市场导报, 2021, (5): 2-12.
- [43] 周绍妮, 张秋生, 胡立新. 机构投资者持股能提升国企并购绩效吗?——兼论中国机构投资者的异质性[J]. 会计研究, 2017, (6): 67-74+97.

(责任编辑: 崔毅安)