

业绩对赌协议对并购溢价和 市场反应的影响

冯科 邢晓旭 何理

(北京大学经济学院,北京 100871;中国人民大学应用经济学院,北京 100872;
中国社会科学院大学应用经济学院,北京 102488)

摘要:在推进并购市场契约创新背景下,研究业绩对赌协议有重要的理论和实践意义。本文构建了并购双方在信息不对称市场上的理论效用模型,并以2006—2020年收购方为上市公司的资产收购为样本,得到以下结论:第一,业绩对赌协议中对未来承诺期限规定越严格,溢价规模越大,且业绩对赌相对规模与溢价呈倒U形关系;第二,通过在模型中引入股价异常回报情况,发现业绩对赌协议和市场反应之间为正向关系,在此基础上验证了并购溢价在两者关系中的中间遮掩效用和门槛效用;第三,进一步研究发现,并购溢价会对合约细节与对赌结果、市场反应与对赌结果之间的关系产生影响。本文研究有助于企业避免由过度保护、代理问题和信息不对称造成的估值溢价偏差,进而合理利用并购溢价和协议细节调动市场投资者的积极情绪与信心。

关键词:业绩对赌协议;并购溢价;市场反应

JEL分类号:G12, G34, L14 **文献标识码:**A **文章编号:**1002-7246(2023)01-0188-19

一、引言

自2003年摩根士丹利在中国投资市场上经典地使用了对赌协议后,业绩对赌协议在并购重组和公司投资领域得到了较广泛应用。尽管中国《上市公司重大资产重组管理办法》和《九民纪要》中关于对赌协议有着一定的规范和要求,但其在实际应用中仍然存在

收稿日期:2022-02-22

作者简介:冯科,经济学博士,教授,北京大学经济学院,E-mail: fengke@pku.edu.cn.

邢晓旭(通讯作者),经济学博士研究生,中国人民大学应用经济学院,E-mail: xingxiaoxu@pku.edu.cn.

何理,管理学博士,讲师,中国社会科学院大学应用经济学院,E-mail: heli.pku@pku.edu.cn.

* 本文感谢国家社科基金后期资助项目(20FJYB062)的资助。本文是“第十二届《金融研究》论坛”入选论文。感谢匿名审稿人的宝贵意见,文责自负。

一些问题,例如在多数行业中仍存在无法实现对赌协议规定业绩的情况,其中2020年在传媒和通信行业的对赌协议未完成比率甚至高达50%。随着国内关于对赌协议发展的深入、媒体关注度的提升和相关法律和规定的成熟,为了缓解对赌协议现存的应用问题、进一步优化其现有合规体系,关于对赌协议的研究具备愈加广泛的实践意义。

对赌协议是投资者与投资组合公司或其股东之间达成的契约安排,如果标的公司在对赌期间无法兑现约定标准,则需要在对赌协议约定期限内补偿收购方。从本质上说,对赌协议是期权的一种形式,可以被理解为一种法律上的附生效条款的合同(Lukas and Heimann, 2014)。根据约定标准的类型,一般口径下的对赌协议约定标准包括将IPO作为投资者退出和股票回购条款等非指标性标准;狭义的对赌协议主要以一段时间后的公司业绩作为初始投资调整条款的标准。本文主要围绕狭义定义下的对赌协议展开,在某些研究中其也被称作业绩承诺协议或业绩对赌协议。

并购溢价作为并购重组事件中的博弈结果和交易后果,关于其来源的理论主要包括协同假说、过度投资假说(Roll, 1986)、赢者诅咒假说(Capen et al., 1971)和代理理论(Shleifer and Vishny, 1997)等。然而在信息不对称市场上,并购溢价还会受到公司内部及外部各类公开信息的影响,而业绩对赌协议作为投资者的风险规避工具和目标公司及时融资的手段,可以有效降低信息不对称风险、保护风险投资利益,从而会对投资者愿意支付的并购价格产生影响并释放市场信号。

基于以上讨论,本文从理论和实证方面重点分析了业绩对赌协议对并购溢价的作用和为了达成对赌而接受高溢价对市场反应产生的中间遮掩效用(负向中介效用),对于未来业绩对赌协议定价和含对赌后并购溢价范围的确定奠定了基础。

二、文献回顾

(一)业绩对赌协议和并购溢价的关系

由于缺乏数据支持,现阶段国内对于广泛定义对赌协议的研究主要集中在理论和法律设定层面,而作为中国的特色金融创新合约,关于对赌协议的研究在美国、英国、新加坡和印度等国家也并不常见(吴九红和李爱庆, 2010)。但聚焦于业绩对赌协议在并购交易过程中的应用基础和对溢价影响的理论和实证研究,已经得到如下研究结论。

在并购市场的实际应用中,由于业绩对赌协议满足了目标公司的融资需求和投资者的风险规避要求,所以其能够使协议双方为此协议做出让步。一方面,从被并购方角度,虽然对赌协议有效实施时仍面临分步投资、联合投资等约束,但其在创业板市场上的成功应用一定程度上保证了企业家融资的及时性(刘子亚等, 2015),而这一保障是融资难和融资紧背景下许多被收购公司接受对赌协议业绩要求的前提。另一方面,从投资者的角度来看,应用合理设计的业绩对赌协议可以降低投资企业的信息不对称风险,协助公司定价和整合(尹美群和吴博, 2019)。因此在并购重组时被并购方会推高相关资产的评估价值,使投资者接受一个更高的并购价格(翟进步等, 2019)。

已有研究大多表明,签订业绩承诺将大大提高标的资产的溢价。在此基础上关于合约细节的研究表明,并购双方之间的业绩承诺对并购溢价的影响更大(刘建勇和周晓晓,2021),现金和股票等付款和补偿方式等合约设置也会影响业绩对赌协议的溢价和履约(余玉苗和冉月,2020),且对赌程度和并购溢价之间的关系存在正向相关关系(关静怡和刘娥平,2019)。但在实际中如果协议设置过于严格,可能会产生管理层为了达到预期绩效的短期行为和大规模的非理性扩张,导致目标企业早期潜力的过度开发(潘爱玲等,2017),进而对并购方企业后续的经营业绩和偿债能力产生影响(张继德等,2019)。这时过高的业绩压力反而会降低对赌协议的完成度、造成业务失败的风险并损害企业的长远发展(高翀和孔德松,2020)。

综合而言,虽然已有研究表明标的资产溢价倾向于随着业绩承诺激进程度的上升而增加,但这一关系是否会随着业绩承诺压力过高带来违约风险而产生天花板、其他合约细节与并购溢价的理论关系是什么还未在已有研究中得到证实,后文研究会对此做出补充。

(二)业绩对赌协议及溢价的市场反应

从信号效应的角度出发,在降低信息不对称的基础上,业绩对赌协议的应用也有助于提高并购效率、降低交易成本,从而带来积极的市场反应。首先,股权转让方在谈判过程中可以通过对赌协议中的业绩承诺向收购者发送企业未来经营预期良好的信号,提升投资者的选择能力和风险认知处理能力,进而提高并购的效率(吕长江和韩慧博,2014)和资本市场中的资源配置效率(孟方琳等,2018)。其次,对于对赌协议在降低交易成本上的作用,已有研究表明可以通过合理有效地使用业绩补偿承诺降低双方的谈判成本、交易成本和所有权成本,协同混合改革的作用使交易双方实现共赢(杨志强和曹鑫雨,2017)。所以综合来看,在并购中采用业绩对赌协议会向市场投资者释放信息不对称风险降低、并购效率提升和交易成本下降的积极信号,显著提升上市公司的并购绩效、抬高股价(杨超等,2018;翟进步等,2019)。

关于并购溢价和股东异常回报率相关关系的研究较为充分,两者总体呈现倒 U 形关系,理论上协同假说显示高并购溢价会传递积极的信号,而过度投资假说表明高溢价会对股东财富造成损失。但在中国的实证研究中高溢价的负向市场效应仿佛更容易得到证实,即较高并购溢价的公司股价将在一定程度上引发股票市场的崩盘和泡沫风险(杨威等,2018;张晨和方领,2019)。

综上所述,基于对赌协议和并购溢价的正向相关关系,两者的市场表现却存在差异,对于业绩对赌协议中并购溢价作用于对赌协议和市场反应关系的结果鲜有文献进行讨论。为了达成协议接受过高的并购溢价是否还构成“合理的对赌协议”将是本文重点讨论的内容。本文的创新点有以下几个方面:首先,现阶段关于含对赌协议的并购双方效用分析的理论模型讨论还不够充分。基于投资者效用,本研究讨论了对赌协议在并购交易中的作用机制,实证结果与理论基本吻合。其次,现阶段对于并购溢价在含对赌协议的交易中的中介作用还有待探究,并购溢价的中间遮掩效用可以解释市场投资者关于对赌协议和溢价的情绪反应,可用于进一步分析企业对代理问题和信息不对称造成的估值偏差

产生的过度保护行为。最后,通过把控合约设计、溢价和市场情绪研究,如何实现对赌业绩,也是对业绩对赌协议兑付情况研究的有益补充。

三、模型与假说

(一)理论模型

1. 模型假设

假设投资者/买方 B (Buyer) 和目标公司/卖方 T (Target) 作为在并购过程中的主要参与方,目标公司的价值由其未来的现金流 CF_t 决定, CF_t 具有不确定性并且受两方面的影响。一是目标公司当前的经营情况 x , 满足正态分布 $N(\mu_x, \sigma_x)$; 二是目标公司计划在未来推出一种新产品, 且将额外产生收入流。虽然目标公司肯定知道产生的金额, 但买方对新产品的适用性了解有限, 假设买方认为新产品未来可能的现金流为 \tilde{y} 。

为了不失一般性, 技术引起的买方和卖方之间的信息不对称 ($\tilde{y} \in [y^< : y^>]$) 主要依靠均匀分布来模拟, 并假设买卖双方风险源不相关。其次, 两个公司都是风险厌恶的期望效用最大化者, λ_B (λ_T) 是买方 (卖方) 的风险厌恶程度, 使用均值 - 方差框架来模拟个体的风险 - 收益关系 (暂不考虑委托代理/道德风险问题)。此外, 由于时间是有价值的, 即未来现金流用 $\delta = e^{-rt}$ 贴现, 其中 r 表示无风险利率, t 表示收益期。最后, 模型假设买方必须承担特定的其他交易费用 TC 。

2. 含对赌协议的并购模型构建

本文参考对不确定性模型 (DeMarzo and Duffie, 1999) 和对或有对价合约的模型设置 (Lukas and Heimann, 2014), 构建含对赌协议的并购交易的结构如下: 在 t_0 时间点, 在无对赌协议情况下买方将向目标公司支付数量为 I 的收购款项, 以接管目标公司并将其产生的未来现金流内部化。而在含对赌协议的交易事件中, 卖方在 τ 时间点可能需要向买方支付小部分现金流, 假设对赌补偿为 $k * CF$ ($k \in [0: 1]$)。同时, 假设引入对赌协议后并购溢价为 X 。因此, 买方 (B) 和卖方 (T) 在 t_0 的效用等于:

$$U_B = \delta(\mu_x + E(\tilde{y})) - 0.5 * \lambda_B \delta^2 (1 - k)^2 (\sigma_x^2 + var(\tilde{y})) - (I + X) - TC \quad (1)$$

$$U_T = -\delta(\mu_x + y) - 0.5 * \lambda_T \delta^2 (k^2 - 1) \sigma_x^2 + (I + X) \quad (2)$$

式(1)的基本内涵是由于买方对新产品的盈利能力了解有限, 如果技术导致的信息不对称程度增加 ($var(\tilde{y})$ 增加), 可以导致买方的效用降低。所以, 为了解决信息不对称问题, 买方需要提供一份合同 (k, I) 使目标公司做出对未来业绩的承诺以获得更高的并购效用。其中假设新产品未来可能的现金流不受到其他外部变量的影响, 满足均匀分布的形式, $E(\tilde{y})$ 和 $var(\tilde{y})$ 分别表示均匀分布的期望值和方差。

对目标公司而言, 式(2)表明业绩对赌协议的引入会降低其效用, 如果为了降低信息不对称风险扩大业绩补偿范围, 优质目标愿意接受协议的概率就会降低, 从而产生劣币驱逐良币的现象。鉴于只有投资者对新产品未来的成功一无所知, 所以买方会倾向于选择在卖方

仍然接受交易的情况下自身效用最大化的一份合同。所以投资者的效用优化问题就变成了：

$$\max_x \{ \delta(\mu_x + E(\tilde{y})) - 0.5\lambda_B\delta^2(1-k)^2(\sigma_x^2 + \text{var}(\tilde{y})) - (I+X) - TC \} \int_{y^<}^{y^*} \Phi(s) ds \quad (3)$$

其中， $\Phi(s)$ 表示均匀分布的概率密度。令式(2)等于 0 可以解出 y^* ， y^* 是目标公司可以接受的最高出价，当高于 y^* 时目标公司宁肯不接受融资也不会达成交易合同， y^* 的表达式由式(4)所述，把 y^* 的表达式代入式(3)可以求解最大化问题。

$$y^* = 1/\delta(-0.5\lambda_T\delta^2(k^2-1)\sigma_x^2 - \delta\mu_x + I+X) \quad (4)$$

通过代入 y^* 的投资者函数可以最大化问题求解得出并购溢价 X 的表达式，结果表明并购溢价与对赌协议补偿规模(k)、企业当前的经营状况(μ_x, σ_x)、未来的收益状况($y^<, y^>$)、并购双方的风险偏好(λ_B, λ_T)、折现率(δ)、初始投资(I)和交易费用(TC)都存在相关关系。

$$X(\text{premium}) = 0.5[\delta(2\mu_x + E(\tilde{y})) - 2I - TC - 0.5\lambda_B\delta^2(1-k)^2(\sigma_x^2 + \text{var}(\tilde{y})) + 0.5\lambda_T\delta^2(k^2-1)\sigma_x^2 - \delta y^<] \quad (5)$$

(二) 假说和识别策略

通过对式(5)中除 k 外的参数进行赋值后可以得到图 1(左)的拟合图像，由拟合图像可以发现，在 $k \in [0, 1]$ 的范围内对赌协议的业绩补偿和并购溢价是正相关关系，所以引入对赌协议可以有效提升并购溢价，且对赌协议的补偿规模越大意味着投资者的投资保护伞越充分，溢价也随之提升。此外，也可以用经典理论来解释这个结果。首先，收购方通过对赌协议中对业绩承诺的要求设定了损失的下限，即从本质上看业绩承诺类的对赌协议是被并购方向并购方提供了一种欧式看跌期权(李旒等, 2019)。其次，在信息不对称情况下，只有高利润率的企业才愿意和投资人签订对赌协议(李玉辰和费一文, 2013)，即收购公司与企业签订协议可以带来高盈利信号、降低信息不对称成本和收购风险，因此投资者需要对此支付市场对价。因此提出以下假设和实证识别模型：

假设 1：含业绩对赌协议公司的并购溢价高于未含业绩对赌协议公司的并购溢价。

$$\text{模型 1: } \text{PREMIUM}_i = \alpha_0 + \alpha_1 \text{VAM}_i + \alpha_2 \text{Control}_i + \varepsilon_i \quad (6)$$

其中， PREMIUM_i 为 i 公司的并购溢价， VAM_i 为是否引入对赌协议，当引入对赌协议时， $\text{VAM}_i = 1$ ， Control_i 为公司层面的控制变量。

观察 t 和 premium 的相关关系(图 1 右上)可以发现，由于时间 t 越长， $\delta = e^{-rt}$ 的折现率越低，被并购方面临更高的时间风险，投资者需要为此支付溢价。此外，业绩承诺规模 $y^>$ 和 premium 的相关关系(图 1 右下)呈倒 U 形，即一方面业绩预期上限会影响投资者的期望收益 $E(\tilde{y})$ 从而增加溢价，另一方面预期收益率过高也会使期望收益风险 $\text{var}(\tilde{y})$ 增加从而降低溢价。此外，欧式看跌期权价格会随着执行价格和期权合约期限的增加而增加，即当业绩承诺规模和时间增加时，期权价值提升，并购溢价增加。但未来承诺业绩过高时会加剧期权卖方的兑付风险，从而降低并购溢价。由此提出假设 2 和模型 2， COMMIT_i 和 VAMLEN_i 分别代表业绩承诺的相对规模和承诺期长度。

假设 2a：对赌协议业绩承诺的相对规模和并购溢价存在倒 U 形的关系，即低水平下

对赌协议业绩承诺的相对规模对并购溢价有正向影响,高水平下有负向影响。

假设 2b:对赌协议业绩承诺期的长度对并购溢价有正向影响。

$$\text{模型 2a: } PREMIUM_i = \alpha_0 + \alpha_1 COMMIT_i + \alpha_2 COMMIT_i^2 + \alpha_3 Control_i + \varepsilon_i \quad (7-a)$$

$$\text{模型 2b: } PREMIUM_i = \alpha_0 + \alpha_1 VAMLEN_i + \alpha_2 Control_i + \varepsilon_i \quad (7-b)$$

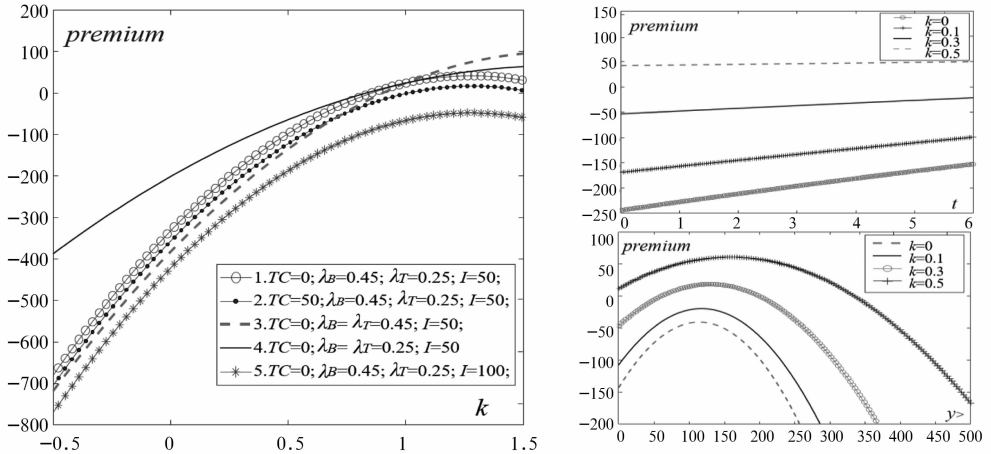


图 1 对赌协议的补偿规模(左)、时间(右上)、业绩预期上限(右下)和并购溢价的关系

注:左图中的基础参数设置(情况 1)为 $r = 0.03$; $t = 3$; $TC = 0$; $\lambda_B = 0.45$; $\lambda_T = 0.25$; $y^> = 250$; $y^< = 100$; $\mu_x = 100$; $\sigma_x = 35$; $I = 50$ ¹,其他情况均代表对基础参数调整后的图形变动。右上和右下图在基础参数的设置下,在 k 的不同取值下研究了 t 和 $y^>$ 与 X (premium) 的关系。

总体来看,基于式(1)中 k 和投资者效用的关系,对赌协议能在并购中发挥降低信息不对称和估值不确定性、减少管理层离职道德风险问题和提升协同作用收益的作用,市场将积极响应业绩承诺的这一信息传递机制(Barbopoulos and Adra, 2016),所以在此假设对赌协议可以为投标公司的股东带来更高的公告期回报,式(8)中 CAR_i 代表公告期回报。

假设 3: 总体而言,对赌协议可以为投标公司的股东带来更高的公告期回报。

$$\text{模型 3: } CAR_i = \alpha_0 + \alpha_1 VAM_i + \alpha_2 Control_i + \varepsilon_i \quad (8)$$

考虑到对赌协议的引入通过影响并购溢价也会对投资者的效用产生影响,因而并购溢价会作为中间变量作用于对赌协议和投资者效用。把相关参数代入式(1)后,可以较直观地得到 $\{X(k), k, U_B(X, k)\}$ 三者的关系 ($U_B = 201.33 - 582.60(1 - k)^2 - X$),由前文可知 X 和 k 正相关。由此发现,尽管对赌协议 k 可以提升效用,但其通过并购溢价 X 的遮掩作用对投资者效用的影响是负向的,即如果对赌中溢价过高,对赌协议对投资者效用

¹ r 表示无风险利率,根据中国债券信息网 2015 年以来中债国债收益率曲线标准期限信息,一年期的国债利率基本在 3% 的水平上下波动,本文假设 $r = 0.03$; t 表示收益期,根据后文样本数据的中位数和平均数选定 $t = 3$ 的参数取值;参考 Lukas and Heimann(2014)关于或有对价合约的研究,不考虑交易费用 $TC = 0$,并选定并购双方风险厌恶程度 $\lambda_B = 0.45$; $\lambda_T = 0.25$; $\sigma_x = 35$;此外,在张敦力和张琴(2021)的研究中,承诺期内目标资产承诺业绩年增长率的均值一般在 25% 左右,即设置未来可能现金流的上限在 2.5 倍较为合理,且 $y^> = 250$; $y^< = 100$; $\mu_x = 100$ 的设定与后文样本保持了一致性。根据葛伟杰等(2014)中并购溢价均值和本文数据情况,选取参数取值 $I = 50$ 。

的提升斜率会逐渐降低甚至发生转折,表现在市场上为股价的消极。从理论上解释,在假设 1 和假设 3 中对赌协议对并购溢价和公告期回报均有促进作用,结合并购溢价的过度投资理论可以推断:尽管并购中提供对赌协议可以降低风险,但如果为达成合约支付的溢价过高时,对赌协议对市场反应的正向关系不会持续。由此提出假设 4 和对应实证模型 4:

假设 4:对赌协议正向影响公告期回报,并购溢价会对其产生遮掩效应。

$$\text{模型 4: } CAR_i = \alpha_0 + \alpha_1 VAM_i + \alpha_2 PREMIUM_i + \alpha_3 Control_i + \varepsilon_i \quad (9)$$

四、实证检验

(一)数据和指标说明

基于相关研究的变量选取方式(Barbopoulos and Adra, 2016; Lukas and Heimann, 2014; 关静怡和刘娥平, 2019), 本文的变量定义及解释如表 1 所示。

表 1 模型变量定义表

变量名	定义	变量解释
<i>PREMIUM</i>	并购溢价	(并购支付价格 - 标的公司账面价值)/标的公司账面价值, 其中标的公司账面价值 = 每股净资产 × 转让股数。
<i>CAR</i>	异常回报	收购方在并购公告 5 天窗口内的异常回报总和: $CAR_i = \sum_{t=-2}^{t=2} (R_i - R_{mt})$ 其中, R_{mt} 是市场回报, 定义为上证综合 A 股指数在 t 日的百分比变化。
<i>VAM</i>	是否对赌	若在并购中使用了对赌协议, 则该变量 = 1; 否则, $VAM = 0$ 。
<i>COMMIT</i>	承诺相对业绩 (用于衡量市场反应)	承诺业绩总计/(并购当年净利润 * 承诺业绩年限)(仅针对含对赌的样本)。
<i>VAMLEN</i>	对赌期限	收购公告以年为单位的收益期长度(仅针对含对赌的样本)。
<i>AGE</i>	收购方年龄	收购方上市日期与公告日期之间的年数(天数/365)。
<i>STOCK</i>	支付方式	股票支付 = 2; 现金和股票混合支付 = 1; 现金支付 = 0。
<i>FREQ</i>	频繁收购方	收购者投标超过一次 = 1, 否则为 0。
<i>MANU</i>	是否制造业	若收购方为制造业, 则该变量为 1; 反之为 0。
<i>RT</i>	是否关联交易	交易双方存在关联交易, 则该变量为 1; 反之为 0。
<i>MRS</i>	是否重大	若交易事件构成重大资产重组, 则该变量为 1; 反之为 0。
<i>MV</i>	收购方市值	收购方在投标公告前四周股权市值(单位:元)的自然对数。
<i>STOPER</i>	转移股份比例	标的为股权时, 交易中出售或收购的持股比例(%)。
<i>PUBLIC</i>	是否国企	若收购方为国有企业, 则该变量为 1; 反之为 0。

本文数据主要来源于国泰安数据库(CSMAR)的对赌协议、并购重组、股票市场交易和财务指标数据库。考虑了 2006—2020 年收购方为上市公司的资产收购案例, 并剔除了借壳上市、被否决或停止实施、业绩承诺内容发生变更、并购双方在收购前为一致行动人、

托管经营、授权经营的交易事件、净利润为负的样本(黄福广等,2022)等。剔除对赌的主要标准不是未来财务业绩和含双向对赌的交易事件。在极端值和缺失值的处理后,共得到2564条数据,其中1831条为含对赌的并购交易数据,733条为不含对赌的并购交易数据。对哑变量的描述性统计结果表明,含对赌协议的样本占比71.41%,非制造业占比38.18%。在支付方式中,现金支付是最常见的融资方式(占比53.86%)。表2是针对连续变量的描述性统计,可以发现在含对赌的并购事件中,并购溢价和窗口期异常回报率更高。

表2 连续变量的描述性统计

	全样本				无对赌		含对赌	
	最小值	最大值	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
<i>PREMIUM</i>	0.0000	22.4636	4.9181	5.9277	2.5440	4.7153	5.8686	6.0956
<i>CAR</i>	-100.3138	986.5517	53.0082	170.1133	29.6276	115.2447	62.3682	186.8439
<i>COMMIT</i>	0.1972	66.4720	7.0827	12.4368	—	—	7.0827	12.4368
<i>VAMLEN</i>	0.5139	4.0556	3.1708	0.5514	—	—	3.1708	0.5514
<i>AGE</i>	0.0192	28.2645	8.5099	6.7628	8.9565	6.6170	8.3311	6.8138
<i>STOPER</i>	0.5000	1.0000	0.8548	0.1906	0.8211	0.1950	0.8682	0.1871
<i>MV</i>	20.3431	29.3951	22.7021	0.9683	22.7561	1.1172	22.6804	0.9012

(二)对赌协议合约细节和并购溢价的模型回归

1. 基础模型回归分析

本文在回归时主要采用异方差稳健标准误下的普通最小二乘估计法(OLS),内生性问题在后文进行讨论。表3展示了对假设1和假设2的基本模型回归,其中,列(1)是针对假设1的OLS回归,列(2)和列(3)分别是关键解释变量为对赌协议业绩承诺规模和期限的多元线性回归结果,且模型中控制了时间效应和行业(*MANU*)的影响。

表3 对赌协议特征(1和2)与并购溢价关系的实证结果

<i>PREMIUM</i>	(1)模型1	<i>PREMIUM</i>	(2)模型2a	<i>PREMIUM</i>	(3)模型2b
<i>VAM</i>	2.3531*** (8.29)	<i>COMMIT</i>	0.2896*** (6.22)	<i>VAMLEN</i>	1.4451*** (5.34)
		<i>COMMIT</i> ²	-0.0412*** (-4.39)		
控制变量	Y	控制变量	Y	控制变量	Y
时间	Y	时间	Y	时间	Y
常数	9.2849*** (2.89)	常数	7.6029** (2.15)	常数	2.9983 (0.81)

续表

<i>PREMIUM</i>	(1) 模型 1	<i>PREMIUM</i>	(2) 模型 2a	<i>PREMIUM</i>	(3) 模型 2b
N	2564	N	1831	N	1831
Adjust R ²	0.1339	Adjust R ²	0.1452	Adjust R ²	0.1130

注:括号内为稳健t值。*、**、***分别表示在10%、5%和1%的水平下显著,控制变量回归结果省略,下表同。

由回归结果可以发现:首先,对赌协议 *VAM* 对并购溢价的影响系数在1%的显著性水平上显著为正,即表3的结果为假设1提供了有力的支持:相对于不含对赌协议的收购,对赌协议的存在会导致更高的溢价,与关静怡和刘娥平(2019)的实证结论一致。结合结果中 *PREMIUM* 的均值,如果并购中引入对赌协议并购溢价将会从2.54倍变为5.87倍,未获得对赌协议的收购倍数要低约50%。其次,与假设2b一致,上表结果表明对赌协议的合约期长度(*VAMLEN*)与提供的溢价有显著的正相关关系。

对赌业绩相对规模 *COMMIT* 二次项系数显著为负,一次项系数显著为正,说明其与溢价呈倒U形关系,且倒U形曲线的对称中心约为3.54,即当业绩相对规模小于3.54时,其正向作用于并购溢价,反之负向作用于并购溢价。这一现象可以解释为:当业绩承诺非常高时,对赌条件触发可能性极大,使其不存在约束力,所以业绩承诺的边际增加对并购方带来的效益有限。然而,逆向选择风险较高的企业更倾向于通过高业绩对赌噱头来获得融资资金,这类企业未来拒绝兑付对赌补偿的风险较高,所以当业绩承诺较高时对溢价会有负面影响。即只有在未产生严重劣币驱逐良币现象和逆向选择问题的市场上,收购方效益才会受到对赌协议中的业绩承诺规模的正向影响,增加并购溢价,而在业绩承诺达到阈值后,正向的边际影响会发生逆转,这与理论分析保持一致。

2. 是否关联交易分组下作用机制的进一步分析

在并购事件中,存在公平合理化的关联交易和大股东操纵的非公平关联交易。一方面,在公平关联交易下,由于交易双方的关联方身份,交流和信息收集更容易,可以大量节约商业成本、提升合约达成效率(黄浩等,2021)。另一方面,当交易双方中存在大股东操纵时,交易价格确定、交易方式选择上会存在不公正行为(郑沈阳等,2019),从而对股东以及债权人的利益造成侵害,降低对赌协议的效用力度(叶陈刚等,2018)。即公平关联交易下的信任优势和非公平关联交易下的操纵问题均会削弱对赌协议在并购中降低信息不对称的作用。

表4列示了模型1和模型2在存在关联交易与不存在关联交易时的分组回归结果。通过观察表4的回归结果可以发现,与理论模型中的分析结论保持一致,在两组的回归结果中并购溢价均受到是否对赌(*VAM*)、对赌期限(*VAMLEN*)的显著的正向影响,这一影响系数在不存在关联交易样本中更大。此外,在模型2a的回归结果中可以发现,在不存在关联交易的样本中,业绩对赌规模(*COMMIT*)及其二次项系数的绝对值均显著高于存在关联交易的样本,意味着在非关联交易样本中业绩对赌规模对并购溢价倒U形关系的斜率更大且关系转折的规模值更小,进一步说明了非关联交易样本中并购溢价对业绩对赌规模

更敏感。这一回归结果在一定程度上证明了对赌协议降低并购中信息不对称的作用。

表4 模型1和模型2在关联交易和非关联交易下的分组回归

PREMIUM	模型1:VAM		模型2a:COMMIT		模型2b:VAMLEN	
	(1)存在关联	(2)不存在	(3)存在关联	(4)不存在	(5)存在关联	(6)不存在
解释变量	2.3945*** (5.51)	3.8472*** (10.66)	0.1300*** (3.02)	0.4456*** (9.80)	0.8097** (2.04)	1.8196*** (5.57)
COMMIT ²	—	—	-0.0153*** (-2.05)	-0.0685*** (-7.90)	—	—
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y
N	1051	1513	789	1042	789	1042
Adjust R ²	0.0725	0.0988	0.0604	0.1187	0.0490	0.0536
邹检验	0.0040		0.0000 / 0.0040		0.0280	

(三)并购溢价在对赌协议和市场表现关系中的遮掩效应

1. 基础模型回归分析

根据 Mackinnon et al. (2000)、温忠麟和叶宝娟 (2014) 对遮掩效应的解释,在模型引入遮掩变量前,自变量对因变量呈现出影响包括遮掩变量的影响路径,即控制遮掩变量可以增强自变量与因变量之间的呈现关系,所以这一部分研究了对赌协议中并购溢价对公告期回报的遮掩效应。本文在模型3中考察了对赌协议中公告期回报的变化,其中被解释变量公告期累计超额回报 CAR 是并购投标公告日(即第0天)前后5天(t-2至t+2)的超额回报之和。基于表5的实证结果可以发现,在1%的显著性水平下 VAM 的系数显著为正,即对赌协议作为对投资者的保护屏障会给市场释放积极信号,使得并购事件短期内增加股东的公告期回报。控制已知的决定因素,在含对赌融资交易中的累计异常回报(CAR)平均为44.19。

表5 对赌协议和并购溢价的市场表现遮掩效应模型回归

	(1)模型3	(2)模型4	(3)模型4
CAR			
VAM	44.1882*** (7.41)		51.6217*** (8.02)
PREMIUM		-1.3520*** (-2.79)	-2.1984*** (-4.22)
控制变量	Y	Y	Y
时间	Y	Y	Y
常数	6292.9807** (2.41)	1558.0310 (0.55)	6328.7142** (2.42)
N	2564	2564	2564
Adjust R ²	0.0924	0.0836	0.0973

通过表 5 第(2)列和第(3)列的回归结果可以发现,投资者对于高并购溢价有消极市场反应,且结合对赌协议可以增加并购溢价(假设 1)和公告期异常回报(假设 3)的结论,可以发现一方面对赌协议对投资者的保护作用使其具备积极市场反应,另一方面对赌协议可以通过增加并购溢价对市场反应产生负面影响,即并购溢价在业绩对赌协议和公告期异常回报的相关关系中存在遮掩效应。Sober 检验显示模型 4 存在明显的负向部分中介效用,Bootstrap 检验表明对赌协议对 *CAR* 的总效应等于其直接效应 13.72% 加上作用于溢价的间接遮掩效应 1.93%,最终为 15.65%,遮掩效应占总效应的比例为 12.33% ($=1.93\%/15.65\%$)。

2. 门槛效应的进一步分析

为了进一步确定不同溢价水平下,对赌协议与市场反应是否存在系数差异,基于模型 4,本文利用门槛效应模型对上述问题进行讨论。如表 6 所示,列(1)至列(3)分别展示了一、二、三重门槛下并购溢价取值范围对对赌协议市场反应的影响,信息准则结果显示三重门槛效应模型适用度最高。

表 6 并购溢价门槛效应回归结果

<i>CAR</i>	(1) 单门槛		(2) 双重门槛		(3) 三重门槛	
	取值范围	<i>VAM</i>	取值范围	<i>VAM</i>	取值范围	<i>VAM</i>
<i>PREMIUM</i> [1]	<0.51	98.3978*** (5.26)	<0.51	98.3978*** (5.28)	<0.51	98.3978*** (5.29)
<i>PREMIUM</i> [2]	>0.51	42.9626*** (4.52)	[0.51,0.66]	221.6134*** (3.72)	[0.51,0.66]	221.6134*** (3.73)
<i>PREMIUM</i> [3]			>0.66	39.8981*** (4.12)	[0.66,2.77]	61.2618*** (4.25)
<i>PREMIUM</i> [4]					>2.77	25.5677* (1.88)
Hqic	26122.2089		26140.4185		26173.6596	

表 6 的结果表明,正如在假设 4 中表述的那样,变量 *VAM* 和 *CAR* 之间出现了两种新的关系路径。第一个是正向的,这是源于对赌协议对投资者保护的本质。具体来说,初期由于对赌协议的保护作用更大,尽管并购溢价提升存在负向作用,但总体而言,引入对赌协议对市场反应异常回报率呈现正向影响。第二个是负向的,这是由于对赌协议会造成高溢价,溢价过高会降低投资者信心从而带来消极市场反应。在更极端的情况下,当并购溢价继续增大,*VAM* 和 *CAR* 系数可以逐步减小至零甚至负值。通过计算对赌协议对市场反应影响发生转变的 *PREMIUM* 边界值在 18.32 左右,即平均而言,只有当收购方为了完成含对赌协议的收购妥协并购支付价格为标的公司账面价值的 18.32 倍以上时,市场才会对并购事件产生消极的反应,这一比例在现实中较为少见,在本文样本数据中,对赌协议由于高溢价产生消极市场反应的样本仅占到总体的 6.78%。

(四)内生性测试

1. 倾向得分匹配法(PSM)控制内生性

为了降低样本选择偏差对并购溢价比较分析的影响,更准确地研究含对赌和不含对赌的融资收购中的溢价和市场反应,本文首先通过倾向得分匹配法进行稳健性验证。在多种匹配方式¹下,模型通过了平均处理效应、共同支撑和平衡性检验,结果与上文回归结果基本保持一致,验证了基础回归结果的稳健性。表7为采用卡尺1:4匹配方式匹配后样本的回归结果。

表7 倾向得分匹配后的样本回归结果

被解释变量	PREMIUM			CAR		
	(1)模型1	(2)模型2		(3)模型3	(4)模型4	
VAM/COMMIT	3.3259***	0.3186***	1.3432***	VAM	45.5800***	52.9037***
/VAMLEN	(11.38)	(4.82)	(3.76)		(6.94)	(7.24)
COMMIT*2		-0.046***		PREMIUM		-2.2020***
		(-3.55)				(-3.52)
控制变量	Y	Y	Y	控制变量	Y	Y
N	1558	1022	1022	N	1558	1558
Adjust R ²	0.0995	0.1085	0.0691	Adjust R ²	0.0862	0.0921

2. 工具变量(IV)控制内生性问题

考虑到实际中是否采用对赌协议在并购事件中并非完全随机,可能受到了公司特质因素、市场行业因素以及当年宏观形势的影响。所以在这一部分讨论了使用工具变量下的模型结果。本文考虑的工具变量为收购方上市企业长期办公地区(以地级市划分)的累计自然灾害损失 *NATURE* (2006—2020年)和北京大学数字普惠金融指数 *FINDATA* (2011—2020年)。

首先,在理论上自然灾害会使企业提升风险预期(Oh and Oetzel,2011),抑制企业的高风险投资积极性(陈东等,2021;陈赟等,2020)。基于以上逻辑,本文假设累计自然灾害水平通过直接影响区域内企业的风险偏好和重大风险预期,从而影响其愿意为降低风险的对赌协议支付多少溢价,满足相关性要求。从排他性角度来看,没有证据表明累计自然灾害损失与并购溢价的直接关系。其次,由于地区数字金融的发展可以发挥资源支持、风险控制、数据效益和治理效应,从而提升企业风险承担能力(聂秀华等,2021)、降低企业债务违约风险(翟淑萍等,2022)。所以数字金融发展水平高的地区会减少使用以规避并购风险为目的的对赌协议,*FINDATA* 满足相关性的条件;考虑到区域数字金融的转型

1 匹配方式主要考虑了K邻近匹配、卡尺匹配、核匹配、局部线性匹配、样条匹配和马氏匹配。还通过以下方式强调了结果的有效性:更换匹配卡尺;通过对结果ATT进行敏感性分析;通过Rosenbaum边界敏感性分析验证协变量影响规模(Rosenbaum and Rubin,1983)等。在以上检测中基础实证结果均保持了稳健性。

程度对具体公司并购事件的影响有限,在一定程度上满足外生性的要求。工具变量通过了不可识别、弱工具变量和过度识别检验。表 8 (1) - (6) 列分别代表了累计自然灾害水平单独、地区数字普惠金融指数单独和两者共同作为工具变量时模型 1 (被解释变量为 *PREMIUM*) 和模型 4 (被解释变量为 *CAR*) 对应的两阶段最小二乘估计 (2SLS) 的回归结果。结果表明,对赌协议对并购溢价的影响和并购溢价的中间遮掩效用仍然成立。

表 8 工具变量的回归结果

工具变量	<i>NATURE</i>		<i>FINDATA</i>		<i>NATURE&FINDATA</i>	
	(1) <i>PREMIUM</i>	(2) <i>CAR</i>	(3) <i>PREMIUM</i>	(4) <i>CAR</i>	(5) <i>PREMIUM</i>	(6) <i>CAR</i>
<i>VAM</i>	14.5779 *	246.1416 *	12.6213 ***	233.5176 *	12.5331 ***	136.0243 *
	(1.81)	(1.73)	(4.88)	(1.66)	(4.97)	(1.93)
		-1.0723 **		-1.0558 **		-0.7859 **
		(-2.06)		(-2.05)		(-2.39)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y
N	2307	2307	2357	2357	2150	2150

注:上表删除了工具变量缺失的样本,并对工具变量进行了缩尾处理。

五、对赌违约情况的进一步分析

(一) 对赌是否成功的后续跟踪情况

对本文含对赌协议的样本进行业绩实现情况的后续跟踪,删除原 1831 个样本中没有业绩实现情况记录的样本,共得到 1194 个样本,其中后续跟踪的所有年份中,均完成业绩对赌的样本有 704 个,对赌年限中有一年或多年未完成业绩对赌目标的样本有 490 个。其中在未完成对赌的样本中,有 110 个样本在全部对赌年限中业绩达标失败(视为“严重违约”,占比约 9.21%),有 282 个样本在一半或超过半数的对赌年限中业绩达标失败(视为“高频违约”,占比约 23.63%)。

表 9 关键变量在业绩对赌是否成功分组下的描述性统计

变量	存在违约			不存在违约		
	N	均值	标准差	N	均值	标准差
<i>PREMIUM</i>	490	8.8433	14.1611	704	7.8838	15.6883
<i>VAMLEN</i>	490	3.2777	0.4977	704	3.1770	0.5383
<i>COMMIT</i>	490	7.2421	10.9253	704	6.1177	9.3258
<i>CAR</i>	490	39.7280	161.8431	704	65.8149	217.0085

基于描述性统计中存在和不存在违约的变量表现和基础模型结果,本文在这一部分

主要讨论了对赌协议细节、并购溢价和市场反应对业绩实现情况的影响,以及并购溢价在合约细节和违约情况、市场预判和违约情况关系中的作用。首先,基于假设1和假设2中业绩对赌协议和并购溢价的相关关系,讨论溢价和合约细节对业绩实现的单独作用,以及溢价对协议细节与对赌结果的遮掩效用。此外,基于假设3和假设4中溢价和市场反应的相关关系,讨论市场对赌结果正确预测的溢价区间。其中,参考关静怡和刘娥平(2021)中对业绩承诺实现的定义,本文对每一年的业绩对赌情况进行加总定义对赌结果的代理变量。设在跟踪年限中*i*公司第*t*年的业绩达标比例为 $REACH_{it}$,若当年实际业绩要求大于业绩承诺要求,则为1,反之为0,定义综合业绩达标率为 $REACH_i = \sum_1^T REACH_{it}/T$,其中*T*代表业绩对赌协议的总年份, $t \in [1, T]$, $REACH_{it} \in [0, 1]^1$ 。

(二)并购溢价对业绩对赌协议细节与对赌结果的遮掩效应

在上文基础模型中,一定规模的业绩承诺规模和时间会提升溢价,加大被收购方业绩实现压力和违约概率。但是考虑到并购溢价可以缓解企业的资金压力,短期内可以促进被收购企业的现金流通和市场份额抢占,从而帮助其更好地实现业绩对赌,所以并购溢价会对严格合约细节增加违约概率的关系产生遮掩效应。所以基于上述推论,构建如下模型:

$$REACH_i = \alpha_0 + \alpha_1 COMMIT_i + \alpha_2 PREMIUM_i + \alpha_3 Control_i + \varepsilon_i \quad (10)$$

基于上述模型分步骤进行遮掩效应的回归的结果如表10所示,其中列(1)(2)(4)分别展示了并购溢价、业绩承诺规模、业绩承诺期限和业绩达标率之间的相关关系。列(2)和列(4)单独回归的结果说明了对赌规模和对赌期限对业绩达标率存在负向作用,即在显著性水平下,对赌规模和对赌期限下降1单位,达标率分别上升0.2%和4.9%。列(3)和列(5)展示了在模型中引入并购溢价后,其对合约细节和达标率关系的中间遮掩效应,结合列(1)的实证结果证明了并购溢价通过短期资金支持对业绩实现的积极效用。此外,共同回归结果表明在一定情况下增加业绩对赌规模和期限,并购溢价上升会抵消被投资企业实现业绩承诺的部分资金压力,即业绩对赌规模和期限正向作用于溢价,然而并购溢价增加从资金端促进对赌业绩实现,从而反方向遮掩严格的业绩对赌要求与业绩实现的负向相关关系。

表10 并购溢价对业绩对赌协议细节与对赌结果的遮掩效应回归

REACH	并购溢价		业绩对赌规模		业绩对赌期限	
	(1)单独回归	(2)单独回归	(3)共同回归	(4)单独回归	(5)共同回归	
PREMIUM	0.0009*		0.0012**		0.0010**	
	(1.86)		(2.56)		(2.41)	
COMMIT		-0.0017*	-0.0021**			
		(-1.74)	(-2.12)			

1 把整个对赌是否成功的虚拟变量作为被解释变量对进一步分析部分稳健性检验,虚拟变量的指标定义为如果“并购多年业绩承诺净利润综合/实际净利润综合”大于1,则为对赌成功取1,结果仍与正文结果一致。

续表

<i>REACH</i>	并购溢价	业绩对赌规模		业绩对赌期限	
<i>VAMLEN</i>				-0.0491*** (-2.68)	-0.0534*** (-2.91)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y
N	1194	1194	1194	1194	1194
Adjust R ²	0.0478	0.0489	0.0508	0.0523	0.0539

(三) 并购溢价对市场反应预测对赌结果有效性的门槛效应

行为金融学认为,当投资者面对突然或者未预期到的事件时,会出现“过度反应”的现象,使股票价格呈现“正常—溢价—正常”的特征,而短期股票异常回报 *CAR* 的幅度代表了市场对于突发事件的情绪反应和短期预判。为了研究市场的短期预判和长期业绩表现在什么溢价水平下可以保持良好的一致性,这一部分进行了并购溢价对市场反应和对赌结果有效性的门槛效应回归。表 11 为门槛效应回归结果,列(1)说明并购窗口期股市回报较高的样本后续业绩实现情况较好,表明市场反应预测结果的有效性。考虑到全样本情况下系数显著性不高,列(2)和列(3)表明只有在并购溢价处于中间一定范围(如门槛效应中的 0.94 至 6.83 倍溢价范围)内时,高市场异常回报率才能与业绩实现率保持良好的一致性,市场反应才能有效预测未来长期的对赌结果。换句话说,在并购溢价过高或过低时,市场投资者对未来的不确定情绪会增加,从而产生上述所说的对赌事件的过度反应,导致短期股票回报与长期业绩实现结果存在偏差。

表 11 并购溢价对市场反应预测对赌结果有效性的门槛效应回归

<i>REACH</i>	(1) 无门槛		(2) 单门槛		(3) 双重门槛	
	取值范围	<i>CAR</i>	取值范围	<i>CAR</i>	取值范围	<i>CAR</i>
<i>PREMIUM</i> [1]	全样本	0.0079* (1.79)	<0.94	0.0031 (0.33)	<0.94	0.0031 (0.33)
<i>PREMIUM</i> [2]			>0.94	0.0116** (2.02)	[0.94, 6.83]	0.0134** (2.02)
<i>PREMIUM</i> [3]					>6.83	0.0084 (0.72)
Hqic	—			-2648.7071		-2622.2317

六、结论与政策建议

基于理论和实证分析,本文构建了信息不对称并购市场上买卖双方的博弈模型,从理论角度分析了对赌协议对转移并购风险的作用并提出相应假设;考察了含业绩承诺的对赌协议细节(相对业绩承诺规模和承诺期长度)与并购交易中提供的溢价之间的关系;解

释了由对赌协议造成的并购溢价对业绩承诺和收购者获得的异常回报之间关系的遮掩效用和门槛效用,并进一步分析了并购溢价在合约细节和业绩对赌实现情况、市场反应和对赌实现中的作用。

结合研究结果,本文提出以下政策建议。第一,监管部门应该合理且适度地关注业绩对赌协议的具体定价。可以重点跟踪承诺高、估值高的并购交易事件,杜绝非善意承诺和迷惑式重组。第二,对被并购方而言,如果其在对赌机制中隐含了“不切实的业绩目标”,那么这种强势的对赌注资反而会加深公司本身不完善的商业模式和偏误的发展战略,从而使公司对赌失败带来经营和市场风险。控制解决借贷难带来的非理性对赌的关键在于综合提升借贷市场流动性、借贷手段和借贷信息透明度,即通过扩大企业融资渠道、维系借贷市场的流动性、引入金融科技监管手段等缓解并购信息不对称和强势借贷合约签订等问题。第三,对投资方而言,虽然由于对赌协议有转嫁风险、保护投资者收益的作用,投资者愿意为其接受更高的溢价,但如果为了合约达成而接受过高溢价的行为反而会带来消极的市场信号并造成对赌失败。所以未来一方面需要提升并购方设计对赌协议条款的充分性和专业性,如引入风险规避条款、有效估计标的公司的真实增长潜力和经营管理能力等;另一方面并购双方需要加强关于合约的沟通,通过重复博弈缓解信息不对称问题,设置合理的业绩对赌目标来改善收购效率和结果。

参考文献

- [1] 陈东、陈爱贞和刘志彪,2021,《重大风险预期、企业投资与对冲机制》,《中国工业经济》第2期,第174~192页。
- [2] 陈赆、沈艳和王靖一,2020,《重大突发公共卫生事件下的金融市场反应》,《金融研究》第6期,第20~39页。
- [3] 高肿和孔德松,2020,《并购中的业绩承诺条款与股价崩盘风险》,《经济与管理研究》第7期,第77~93页。
- [4] 葛伟杰、张秋生和张自巧,2014,《支付方式、融资约束与并购溢价研究》,《证券市场导报》第1期,第40~47页。
- [5] 关静怡和刘娥平,2019,《业绩承诺增长率、并购溢价与股价崩盘风险》,《证券市场导报》第2期,第35~44页。
- [6] 关静怡和刘娥平,2021,《股价高估、业绩承诺与业绩实现——基于上市公司对赌并购的经验证据》,《财经论丛》第7期,第68~78页。
- [7] 黄福广、刘臻煊、李西文和邵艳,2022,《业绩承诺签订对新创企业战略变革的影响研究》,《管理学报》第5期,第646~655页。
- [8] 黄浩、胡晓晓和高翔,2021,《关联交易、市场化进程与企业价值》,《统计与决策》第11期,第178~181页。
- [9] 李旋、文晓云、郑国坚和胡志勇,2019,《并购交易中的信息传递机制研究——基于业绩承诺的视角》,《南方经济》第6期,第29~47页。
- [10] 李玉辰和费一文,2013,《对赌协议的信号与反信号均衡》,《统计与决策》第14期,第50~55页。
- [11] 刘建勇和周晓晓,2021,《并购业绩承诺、资产评估机构声誉与标的资产溢价——基于沪深A股上市公司的经验数据》,《工业技术经济》第1期,第151~160页。
- [12] 刘子亚、张建平 and 裴丽,2015,《对赌协议在创业板的实践结果》,《技术经济与管理研究》第1期,第98~102页。
- [13] 吕长江 and 韩慧博,2014,《业绩补偿承诺、协同效应与并购收益分配》,《审计与经济研究》第6期,第3~13页。
- [14] 孟方琳、田增瑞 and 赵袁军,2018,《中国情境下创业投资运用对赌协议的风险防范研究》,《武汉金融》第12期,第60~65页。
- [15] 聂秀华、江萍、郑晓佳 and 吴青,2021,《数字金融与区域技术创新水平研究》,《金融研究》第3期,第132~150页。

- [16] 潘爱玲、邱金龙和杨洋,2017,《业绩补偿承诺对标的企业的激励效应研究——来自中小板和创业板上市公司的实证检验》,《会计研究》第 3 期,第 46~52 页。
- [17] 温忠麟和叶宝娟,2014,《中介效应分析:方法和模型发展》,《心理科学进展》第 5 期,第 731~745 页。
- [18] 吴九红和李爱庆,2010,《我国合伙制 PE 中 GP 与 LP 矛盾及其协调的博弈分析》,《中央财经大学学报》第 2 期,第 60~64 页。
- [19] 杨超、谢志华和宋迪,2018,《业绩承诺协议设置、私募股权与上市公司并购绩效》,《南开管理评论》第 6 期,第 198~209 页。
- [20] 杨威、宋敏和冯科,2018,《并购商誉、投资者过度反应与股价泡沫及崩盘》,《中国工业经济》第 6 期,第 156~173 页。
- [21] 杨志强和曹鑫雨,2017,《业绩补偿承诺提高混合所有制改革的协同效应吗?——基于国有上市公司重大并购重组的经验证据》,《华东经济管理》第 11 期,第 166~176 页。
- [22] 叶陈刚、崔婧和王莉婕,2018,《大股东资产评估操纵的影响因素研究——基于资产收购关联交易的实证检验》,《证券市场导报》第 4 期,第 4~12 页。
- [23] 尹美群和吴博,2019,《业绩补偿承诺对信息不对称的缓解效应——来自中小板与创业板的经验研究》,《中央财经大学学报》第 10 期,第 53~67 页。
- [24] 余玉苗和冉月,2020,《并购支付方式、目标方参与公司治理与业绩承诺实现》,《当代财经》第 3 期,第 137~148 页。
- [25] 翟进步、李嘉辉和顾楨,2019,《并购重组业绩承诺推高资产估值了吗》,《会计研究》第 6 期,第 35~42 页。
- [26] 翟淑萍、韩贤、张晓琳和陈曦,2022,《数字金融能降低企业债务违约风险吗》,《会计研究》第 2 期,第 117~131 页。
- [27] 张晨和方领,2019,《并购溢价过高吗?——基于我国 A 股 155 个并购事件的实证分析》,《金融与经济》第 12 期,第 12~18 页。
- [28] 张敦力和张琴,2021,《并购类型、产权性质与承诺业绩增长率》,《财经论丛》第 1 期,第 54~63 页。
- [29] 张继德、詹鑫、康佳婧和刘信,2019,《实体企业业绩承诺与金融风险的机制与防控研究——以天神娱乐为例》,《会计研究》第 8 期,第 40~46 页。
- [30] 郑忱阳、刘超、江萍和刘园,2019,《自愿还是强制对赌?——基于证监会第 109 号令的准自然实验》,《国际金融研究》第 5 期,第 87~96 页。
- [31] Barbopoulos, Leonidas G., and Samer Adra. 2016. "The Earnout Structure Matters: Takeover Premia and Acquirer Gains in Earnout Financed M&As", *International Review of Financial Analysis*, 45(3):283~294.
- [32] Capen, Edgar C., Robert V. Clapp, and William M. Campbell. 1971. "Competitive Bidding in High-Risk Situations", *Journal of Petroleum Technology*, 23(6):641~653.
- [33] DeMarzo, Peter M., and Darrell Duffie. 1999. "A Liquidity-Based Model of Security Design", *Econometrica*, 67(1):65~99.
- [34] Lukas, Elmar, and Christian Heimann. 2014. "Technological-induced Information Asymmetry, M&As and Earnouts: Stock Market Evidence from Germany", *Applied Financial Economics*, 24(7):481~493.
- [35] MacKinnon, David P., Jennifer L. Krull, and Chondra M. Lockwood. 2000. "Equivalence of the Mediation, Confounding and Suppression Effect", *Prevention Science*, 1(4):173~181.
- [36] Oh, Chang H., and Jennifer Oetzel. 2011. "Multinationals' Response to Major Disasters: How Does Subsidiary Investment Vary in Response to the Type of Disaster and the Quality of Country Governance?", *Strategic Management Journal*, 32(6):658~681.
- [37] Roll, Richard. 1986. "The Hubris Hypothesis of Corporate Takeovers", *The Journal of Business*, 59(2):197~216.
- [38] Rosenbaum, Paul R., and Donald B. Rubin. 1983. "The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies

for Causal Effects”, *Biometrika*, 70(1):41 ~ 55.

[39] Shleifer, Andrei, and Robert W. Vishny. 1997. “A Survey of Corporate Governance”, *The Journal of Finance*, 52(2): 737 ~ 783.

The Effects of Valuation Adjustment Mechanisms on Acquisition Premium and Market Response

FENG Ke XING Xiaoxu HE Li

(School of Economics, Peking University; School of Applied Economics, Renmin University of China;
Faculty of Applied Economics, University of Chinese Academy of Social Sciences)

Summary: A contractual innovation in the M&A market, valuation adjustment mechanisms (VAMs) signal positive effects, such as reduced risk and M&A costs, for investors. However, whether accepting an excessive M&A premium to reach an agreement constitutes a reasonable VAM is an open question. Therefore, this paper theoretically and empirically analyzes the role of VAMs in transferring M&A risk and enhancing investor utility.

This paper makes three main contributions to the literature. (1) Building on previous research, it establishes a game model of buyers and sellers in an information – asymmetric M&A market to theoretically analyze the role of a VAM in transferring M&A risk and enhancing investors’ utility, and the correlations between the variables in the model are theoretically sorted. (2) The empirical analysis supplements two strands of the literature on the correlations between VAMs, M&A premiums, and market reactions. First, it examines the relationship between the details of VAMs (relative performance commitment size and contract length) and the premiums offered in M&A transactions. Second, as the market reacts to a VAM, this paper further explores the masking and threshold functions of the M&A premiums resulting from VAMs on the relationship between the VAM and abnormal stock returns. (3) This paper focuses on the follow – up after the VAM agreement is signed. The role of M&A premiums in the relationship between the contract details and VAM performance and between the market reaction and VAM performance are further analyzed.

The data are mainly from the VAMs, M&A, and Stock Market Transactions Database of the China Stock Market Accounting Research (CSMAR). The sample comprises 2,564 asset acquisition cases from 2006 to 2020 in which the acquirer is a listed company, including 1,831 M&A transactions with a VAM and 733 M&A transactions without a VAM. Among the transactions with a VAM, 1,194 involve performance of the VAM, and 704 have completed performance requirements in every year.

The three main findings are as follows: (1) The transactions with a VAM have higher M&A transaction premiums compared with those without a VAM, and those transactions also have larger relative performance commitments and longer betting periods. However, the contribution of the performance commitment to the premium varies. Excessively high relative performance commitments reduce the acceptance of betting agreements by high – quality acquirees, resulting in a crowding – out effect. A further grouping study using a subsample of unrelated transactions shows that investors are willing to pay a higher premium for a VAM. In other words, the prominent premium effect in the unrelated transaction group indirectly illustrates that a VAM

reduces the risk of information asymmetry. (2) This paper investigates the intermediate masking effect of M&A premiums between VAMs and stock market responses. The results show that in general, the market response to a VAM is positive. This indicates that because VAMs are used to address information asymmetry, the market does not interpret relatively high premiums as a signal of overpayment within a certain range. However, in cases of severe information asymmetry, it is irrational to accept a very high premium to obtain a VAM agreement, because if the premium is too high, it creates an adverse selection problem. In this case, the partial masking effect of the M&A premium causes the market to react negatively. The threshold effect test confirms that above a certain threshold, the market has a negative reaction to the introduction of a VAM in an M&A transaction. (3) After addressing potential endogeneity in the model using the propensity score matching (PSM) and instrumental variable (IV) methods, further analysis of the realization of a VAM reveals that the probability of VAM realization is lower with more strict performance targets and longer horizons. However, high performance targets and long horizons can, to some extent, help firms obtain more funds through the premium, which will help them win the bet. Thus, the M&A premium has a negative intermediate masking effect on the relationship between contractual stringency and the probability of winning the bet. In addition, investor confidence is only well aligned with future VAM performance under certain conditions. M&A events with high or low premiums indicate high uncertainty, such that the stock market overreacts during the M&A window and fails to correctly predict future performance.

These findings can help firms avoid valuation premium bias caused by overprotection, agency problems, and information asymmetry. Moreover, investors can use M&A premiums and VAM agreement details to mobilize positive emotions and enhance confidence.

Keywords: Valuation Adjustment Mechanism, M&A Premium, Market Response

JEL Classification: G12, G34, L14

(责任编辑:李文华)(校对:LH)