JOURNAL OF ZHONGNAN UNIVERSITY OF ECONOMICS AND LAW

No.4.2021 Bimonthly Serial No.247

财务报告信息可比性与上市公司并购绩效

袁天荣 王 霞

(中南财经政法大学 会计学院,湖北 武汉 430073)

摘要:本文采用 2010~2019 年沪深 A 股上市公司并购数据,实证研究了主并方财务报告信息可比性对并购绩效的影响。研究发现,主并方财务报告信息可比性对并购绩效具有正向影响,即可比性越高的上市公司取得了更好的并购绩效。中介效应表明,财务报告信息可比性通过降低管理层代理冲突提升并购绩效,可比性在企业并购中发挥了治理效应。进一步研究发现,主并方财务报告信息可比性对并购绩效的提升作用在公司治理机制较不完善、信息不对称程度较高的企业中更加明显。本文有助于理解主并方财务信息质量对并购绩效的作用机理以及财务报告信息可比性带来的经济后果,同时为上市公司并购实践提供借鉴。

关键词:财务报告信息可比性;并购绩效;代理冲突;治理效应

中图分类号:F275.5 文献标识码:A 文章编号:1003-5230(2021)04-0026-11

一、引言

高质量的财务信息具有治理功能,能够通过改善监督和契约来降低代理冲突[1]。可比性作为一项重要的会计属性,能够实现财务信息横纵向可比,有利于信息使用者准确比较不同公司之间的财务状况、经营成果与现金流量,从而产生信息溢出效应,强化信息治理功能。并购是企业做出的一项重大投资决策,具有风险高、期限长和战略性强的特点,从委托代理视角来看,企业并购中存在着严重的代理问题,管理层获取私有收益的自利动机降低了并购效率,损害了并购绩效[2][3]。因此,财务报告信息可比性很可能会在企业并购中发挥治理效应,对并购绩效产生影响。

现有文献从被并方角度研究了财务报告信息可比性在企业并购中的作用,发现目标企业的信息可比性越高,并购宣告日取得的异常回报率越高,原因在于目标企业财务报告可比性能够帮助主并方合理评估并购标的价值^[4]。由于并购交易涉及主并和被并双方主体,各方财务信息质量均能够影响并购决策及并购效果^[5],而并购交易作为主并方发起并主导的一项高风险战略投资决策,其财务信息质量特征对并购绩效的影响可能会更加深远。然而,主并方财务报告信息可比性如何影响并购绩效?其作用机理是什么?目前尚缺乏充分研究,因此本文将从主并方视角研究财务报告信息可比性对并

收稿日期:2020-11-05

基金项目:国家社会科学基金项目"上市公司分红的外部监管与内部治理耦合研究"(13BJY014);中南财经政法大学研究生教育创新计划资助项目"员工持股计划与股价崩盘风险"(20203112)

作者简介:袁天荣(1964—),女,湖北荆门人,中南财经政法大学会计学院教授,博士生导师:

王 霞(1989—),女,山东安丘人,中南财经政法大学会计学院博士生。

购绩效的影响及作用机理。

本文的边际贡献有:(1)从主并方财务报告信息可比性视角研究企业并购,丰富和拓展了现有研究文献。主并方作为并购的主要发起者,在并购交易中起主导作用,具有并购决策权,因此从主并方财务报告信息可比性视角研究其对并购绩效的影响,有助于充分挖掘可比性在企业并购中的重要作用,是对现有研究的有益补充。(2)基于委托代理理论,本文厘清了主并方财务报告信息可比性与并购绩效的关系。主并方财务报告信息可比性在并购中能够发挥治理效应,通过降低并购中的代理冲突进而有效提升并购绩效,从而打开了财务报告信息可比性与并购绩效的黑箱。(3)有利于从财务报告信息披露层面找到并购"成功悖论"(Success Paradox)、"损益之谜"等传统并购困境的缓解路径。在企业并购实践中存在诸多管理层自利型并购,这往往是并购绩效较低的主要原因之一,本文的研究结论能够为上市公司并购实践提供参考。

余文结构安排为:第二部分是文献回顾与研究假设;第三部分是研究设计;第四部分是实证结果与分析;第五部分为进一步研究;第六部分是结论与启示。

二、文献回顾与研究假设

(一)文献回顾

与本文研究主题相关的文献,可总结为以下三类:一是财务报告信息可比性的经济后果研究;二是委托代理视角下的企业并购动因与并购绩效研究;三是财务信息质量与企业并购研究。下面我们分别展开论述。

第一,有关财务报告信息可比性经济后果的相关研究主要集中在企业投融资决策、信息使用者行为及资本市场效率等方面。基于融资视角的相关研究表明,债务融资成本和权益融资成本均随可比性的提升而降低^[6],且在竞争程度较高的行业中,可比性提升了商业信用的融资能力^[7];在新三板市场,可比性提升了定向增发市盈率^[8]。基于投资视角的相关研究表明,可比性增加了管理层对海外公司信息的利用程度,从而提升了投资效率和多元化并购效率^[9],并通过抑制过度投资和改善投资不足显著提升企业投资效率^[10],且非国有企业的投资效率对可比性的敏感程度更高^[11];此外,可比性也提升了企业的创新水平^[12]。基于信息使用者及资本市场效率视角的相关研究表明,可比性减少了审计时滞和发表错误审计意见的概率从而提高了外部审计有用性^[13],还增加了分析师盈余预测效率^[14],增强了部分投资者反应的及时性^[15]。现有研究得出了可比性能够降低信息使用者信息搜集成本、提高公司决策效率以及提升资本市场有效性等结论。

第二,委托代理视角下的企业并购动因与并购绩效研究。关于企业并购动因的文献沿着协同效应理论和委托代理理论两个分支展开。协同效应理论认为提高生产效率和管理效率、实现规模经济和范围经济是并购发起的主要动机;而委托代理理论认为管理层追求私有收益是并购发起的主要动机。大量文献得出了企业并购不但未创造价值反而损害股东财富的结论,从而支持了委托代理理论。如 Jensen 和 Ruback(1983)、Moeller等(2003)的研究指出,股东在企业并购活动中并未得到正向回报;Cording等(2002)则提出了有名的并购"成功悖论",认为企业斥巨资并购却未带来优良业绩;我国学者实证研究发现,在多元化并购 1~3 年内股东财富净损失达到 6.5%~9.6%[16]。管理层并购的私有动因损害了并购绩效。有研究发现,企业频繁并购的动机是管理层对私利的追求,通过并购获取更高的显性薪酬和隐性在职消费[17],管理层为了获取高额报酬会发起更大规模并购,并获取更高的隐性私人收益[18]。张洽和袁天荣(2013)、张洽(2013)实证检验了 CEO 追求私有收益是企业频繁并购的动因[2],且 CEO 权力寻租行为导致了更低的并购绩效[3]。

第三,近期,有文献关注了财务信息质量对企业并购的影响。研究发现,目标公司财务信息质量对民营公司并购的短期市场绩效和长期会计绩效均有显著的正向影响^[5]。在并购交易中,若目标方财务信息质量较低,并购方会支付更高的并购溢价,且伴随着更低的并购成功率^[19]。当被并方具有较高的财务信息可比性时,并购方做出的并购决策具有更高的盈利性,能发挥更高的并购协同效应,

且当董事会与管理层信息不对称程度较高、管理层对标的方知之甚少时,该影响更显著^[4];当主并方具有较高的财务信息可比性时,能够通过抑制并购不确定性来增加股东财富^[20]。

综上所述,财务报告信息可比性对企业并购绩效的影响近年来逐渐受到学者的关注,但多基于被并方可比性展开研究,忽视了主并方可比性在并购中发挥的作用。因此,本文将从主并方的角度,基于委托代理理论探究财务报告信息可比性与企业并购绩效的关系。

(二)研究假设

委托代理理论认为股东和管理层的目标函数存在差异,作为内部人的管理者在公司决策中有追求自身利益最大化的动机,从而产生了昂贵的代理成本^[21]。基于该理论框架,在企业并购活动中,高管可能会发起净现值为负的并购项目来攫取股东利益,也可能会因风险厌恶而放弃净现值为正的并购项目导致错失并购良机。由于财务信息披露具有治理功能和信息鉴别功能^[1],可比性作为财务信息质量属性,必然能够在企业并购中发挥治理效应,约束管理层自利行为。然而,可比性与其他信息质量属性不同,除本公司财务信息外,同行业其他公司的财务信息也会影响投资决策,信息使用者能够通过可比公司信息推断本公司财务信息。因此,可比性对并购绩效的影响又有其独特性。我们认为,可比性通过以下几个方面影响并购绩效。

第一,财务报告信息可比性通过强化监督效应来提升并购绩效。一方面,高可比性的财务信息有利于股东与债权人等主要投资者掌握真实的经营与财务状况,直接有效地监督管理层的并购决策。可比性能够实现不同公司之间的财务信息可比,产生信息"溢出效应"[22],股东和债权人等投资者可通过援引纵向或横向可比信息来提高对公司绩效评价的准确性,提高监督效率。现有研究发现,财务信息可比性越高,企业未来营业收入的预算越准确,越有利于股东掌握企业未来的经营状况[23],这为可比性的治理功能提供了间接证据。因此,在企业并购情境中,可比性有利于投资者合理评估并购项目价值,对管理层并购决策产生更强的监督效应,推动管理层做出更多与企业发展战略相适应的并购决策,从而取得更高的并购绩效。另一方面,高可比性的财务信息降低了资本市场信息搜集和处理成本,有利于提升股票定价效率,产生更强的外部监督效应。财务报告信息可比性使公司之间相互提供会计信息决策基准、相互传递决策有用信息,投资者可通过信息的清晰比对来判断不同公司在经济上的差异表现,由此产生更强的信息披露外部性,降低投资者信息搜集成本和信息处理成本,提高股票定价效率[24]。一旦投资者识别出管理层的自利并购动机,股价将会大幅下跌,同时带来一系列的负面后果,如管理层薪酬下降、声誉受损等。基于职业生涯考虑,管理层会降低并购自利行为,选择那些真正能创造价值的并购项目,使企业并购的微观决策机制得以优化,从而取得更好的并购绩效。此外,高可比性的财务信息有利于提升审计质量[18],高质量的审计服务也能对管理层产生监督作用。

第二,财务报告信息可比性通过优化激励效应来提升并购绩效。最优契约理论提出有效薪酬契约可以将管理层薪酬与股东财富紧密结合,从而有效激励管理层按照股东利益最大化作出并购决策。可比性实现了不同企业之间财务信息可比,有利于增强薪酬契约有效性,激励管理层做出更好的并购决策并实现并购价值。现有研究发现,可比性提升了相对业绩评价概率[25],这为可比性优化激励效应提供了证据。相对业绩评价要求参照同行业竞争者的经营业绩来设定经理人薪酬契约,可更精确地衡量管理层在并购中的努力程度,提高绩效评价的客观性,提升激励效率。综上所述,我们认为主并方财务报告信息可比性能够在并购中发挥治理效应,提升并购绩效。因此,提出以下假设:

假设 1: 主并方财务报告信息可比性能够显著提升并购绩效。

作为企业的重大资本投资决策,并购具有风险高、历时长、战略性强的特点,管理层在并购尽职调查、并购谈判与定价、并购整合与价值创造等并购全流程中占据核心地位。在管理层和股东两者目标函数偏离的现实情境下,并购中必然存在更加突出的代理问题,这是影响并购绩效的关键因素。因此,我们认为代理成本是可比性影响企业并购绩效的中介因素,接下来,我们对该中介效应作进一步分析。

第一,财务报告信息可比性能够降低并购中的代理冲突。若企业财务报告信息具有较高的可比

性,则投资者能够依据可比信息比较并购项目优劣,从而更好地发挥财务信息的鉴别与治理功能。一方面,可比性帮助投资者更好地判断并购决策的有效性,这将减少管理层自利型的并购项目;另一方面,可比性实现了不同公司之间业绩可比,能够鼓励管理层进行风险承担,在并购过程中付出更多的努力。因此,可比性能够显著降低并购代理成本。第二,代理冲突的缓解能够显著提升企业并购绩效。"帝国构建"理论认为通过并购可扩大对现金流、人事任免等权力的控制,因此管理层在做决策时可能会因过度追求自身权力与利益而忽视并购协同效应与并购价值创造,从而产生高额代理成本,损害并购绩效。代理冲突的缓解不但促进了具有协同效应的并购决策,而且增加了管理层在并购调查、谈判及整合中的努力程度,从并购前的决策和并购后的整合两方面促进并购价值创造,提升并购绩效。因此,提出以下假设:

假设 2: 主并方财务报告信息可比性通过降低并购代理成本提升并购绩效。

三、研究设计

(一)样本选择与数据来源

本文选取并购宣告日在 2010~2019 年且主并方为沪深 A 股上市公司的并购事件作为初始研究 样本,并进行如下处理:(1)剔除并购交易未成功样本;(2)一年内多次并购的样本仅保留第一次并购; (3)剔除金融业公司、ST 和*ST 公司;(4)剔除数据缺失样本。此外,为避免异常值对研究结论的干扰,本文对样本进行上下 1%的缩尾处理。由于并购绩效采用不同衡量方式,最终得到"公司一年度"观测值分别为 2220 个(并购市场绩效)和 2236 个(并购经营绩效)。并购数据及其他财务数据均源于 CSMAR 数据库和 RESSET 数据库,部分缺失值通过手工查阅公告补足。

(二)变量定义

1.并购绩效(MAPerf)。梳理现有文献,衡量并购绩效的方法主要有三类:第一类为短期并购绩效,用累计超额收益率 CAR 值来衡量;第二类为长期并购绩效,用长期超额回报率 BHAR 来衡量;第三类为会计类长期并购绩效,多用并购前后的股票年回报率变动值、托宾 Q 变动值、总资产收益率变动值和净资产报酬率变动值等来衡量。

本文关注的是主并方财务报告信息可比性在整个并购过程中发挥的治理效应,重点关注主并企业并购长期绩效,因此参考已有研究 $[^{26}]$,采用并购宣告日前后一年托宾 Q 之差 (\triangle TBQ1)来衡量并购市场绩效,采用并购宣告日前后一年净资产报酬率之差(\triangle ROE)来衡量并购经营绩效。

2.财务报告信息可比性(CompAcct)。如果两家公司就相似的经济业务事项形成相似的财务信息,那么这两家公司的财务报告信息可比性就越强。借鉴已有研究[27],构建以下模型来计算财务报告信息可比性。首先,依据以下模型估算公司的会计系统:

$$Earnings_{ii} = \alpha_i + \beta_i Return_{ii} + \varepsilon_{ii}$$
 (1)

模型(1)中,Earnings表示公司i第t年当季度净利润与季度初权益市场价值的比值;Return是季度股票收益率。为了估算财务报告信息可比性,假定两个公司经济业务相同,都是Return,分别用i公司和j公司的会计系统计算预期盈余;

$$E(\text{Earnings})_{iit} = \hat{\alpha}_i + \hat{\beta}_i \text{Return}_{it}$$
 (2)

$$E(Earnings)_{ii} = \hat{\alpha}_i + \hat{\beta}_i Return_{ii}$$
 (3)

模型(2)和模型(3)分别表示在 t 年,依据公司 i 的会计系统计算得到的预期盈余和依据公司 j 的会计系统计算得到的预期盈余。将模型(2)和模型(3)得到的预期盈余代入模型(4),计算出两公司的盈余差异,将盈余差异绝对值平均数的相反数定义为公司 i 和 j 的财务报告信息可比性(CompAcct $_{it}$)。

$$CompAcct_{ijt} = -1/16 \times \sum_{t=15}^{t} |E(Earning_{iit}) - E(Earnings_{ijt})|$$
(4)

据以上方法分别计算出公司 i 与同行业其他公司的财务报告信息可比性,将得到的数值按从高到低排序,取所有组合的均值作为公司 i 的财务报告信息可比性测度值,记为 CompAcct,其值越大则

财务报告信息可比性越强。

- 3.代理成本(AC)。管理层私有收益是代理冲突下管理层机会主义最具代表性的体现。因此,借鉴现有文献研究方法^{[2][28]},采用管理层超额在职消费来衡量管理层代理成本,超额在职消费用实际在职消费与预期在职消费的差额来表示,该指标越大,代理成本越高。
- 4.控制变量。为有效考察财务报告信息可比性对企业并购绩效的净影响,参考现有文献[26][29], 选取公司规模、杠杆率、总资产增长率、固定资产比例、账面市值比、现金持有、现金流波动性、公司年龄、企业性质、股票年回报率、贝塔系数、并购交易规模、并购支付方式、是否关联交易等为控制变量,同时控制年度和行业固定效应。变量选取与定义如表1所示。

表 1

变量选取与定义

| 变量名称 | 变量符号 | 变量定义 |
|-----------|-----------------|---|
| 并购市场绩效 | △TBQ1 | 用并购宣告日前后一年托宾 Q之差来衡量。托宾 Q的计量公式为:(流通股份数×每股股价+非流通股份数×每股净资产+负债账面价值)/总资产 |
| 并购经营绩效 | $\triangle ROE$ | 用并购宣告日前后一年净资产报酬率之差来衡量 |
| 财务报告信息可比性 | CompAcct | 计算方法见模型(1)~(4) |
| 代理成本 | AC | 借鉴权小锋等(2010)的研究方法[28],用管理层超额在职消费来衡量 |
| 公司规模 | Size | 年末总资产自然对数 |
| 杠杆率 | Lev | 年末负债与总资产比值 |
| 总资产增长率 | Growth | (总资产期末数额-总资产期初数额)/总资产期初数额 |
| 固定资产比例 | PPE | 固定资产期末数额/总资产期末数额 |
| 账面市值比 | MB | 资产总额与市值的比值 |
| 现金持有 | Cash | 货币资金与总资产的比值 |
| 现金流波动性 | CFV | 三年内公司总资产标准化后的现金流量标准差 |
| 公司年龄 | Age | 公司上市年限 |
| 企业性质 | SOE | 虚拟变量,若为国有企业则取值为1,否则为0 |
| 股票年回报率 | RET | 考虑现金股利再投资的股票年收益率 |
| 贝塔系数 | Beta | 年末贝塔风险系数 |
| 并购交易规模 | Deal | 并购交易规模与总资产的比值 |
| 并购支付方式 | PayType | 若全部为股权支付取 2,混合支付取 1,全部为现金支付取 0 |
| 是否关联交易 | Relevance | 并购属于关联交易取 1,否则取 0 |
| 年度 | Year | 年度虚拟变量 |
| 行业 | Ind | 行业虚拟变量 |

(三)模型设计

为验证假设 1,构建模型 (5),该模型主要考察财务报告信息可比性 (CompAcct) 对并购绩效 (MAPerf) 的影响,根据理论推断可预期 α_1 显著为正:

$$MAPerf_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 CompAcct_{it} + \sum Controls + \sum Year + \sum Ind + \varepsilon_{it}$$
(5)

为验证假设 2,借鉴经典文献的研究方法进行中介效应检验^[30]。该检验共分为三步:第一,利用模型(5)检验 CompAcct 对 MAPerf 的影响;第二,利用模型(6)检验 CompAcct 对 AC 的影响,观察 η_1 是否显著;第三,利用模型(7)将 AC 和 CompAcct 放入同一个模型中与 MAPerf 进行回归,观察 λ_1 和 λ_2 ,若 λ_2 显著且 λ_1 不显著,则 AC 发挥完全中介效应,若 λ_2 和 λ_1 同时显著,但 λ_1 相比于 α_1 有所降低,则 AC 发挥部分中介效应。

$$AC_{it} = \eta_0 + \eta_1 CompAcct_{it} + \sum Controls + \sum Year + \sum Ind + \varepsilon_{it}$$
(6)

$$MAPerf_{ij} = \lambda_0 + \lambda_1 CompAcct_{ij} + \lambda_2 AC_{ij} + \sum Controls + \sum Year + \sum Ind + \varepsilon_{ij}$$
(7)

四、实证结果与分析

(一)描述性统计分析

表 2 列示了主要变量的描述性统计结果。由表 2 可知,并购市场绩效 \triangle TBQ1 的均值为-0.038, 并购经营绩效 \triangle ROE 的均值为-0.013,说明从整体来看,近年来企业并购活动并未起到提高企业绩 效的作用,这一描述统计结果在某种程度上验证了现有文献的研究结论^[16]。财务报告信息可比性 CompAcct 的均值为-0.008,最小值和最大值分别为-0.029和-0.003,该统计结果与现有文献基本保持一致。代理成本 AC 的最小值为-0.178,最大值为 0.125,二者存在一定差距,说明样本中不同公司的代理问题有着显著差异。通过对主要变量进行描述性统计,可以发现样本值均在正常范围内,且无显著的样本偏移。

表 2

变量描述性统计

| 变量 | 样本量 | 均值 | 标准差 | 最小值 | 中位数 | 最大值 |
|-----------------|------|--------|-------|--------|--------|--------|
| △TBQ1 | 2220 | -0.038 | 0.864 | -3.896 | -0.048 | 4.249 |
| $\triangle ROE$ | 2236 | -0.013 | 0.087 | -0.716 | -0.006 | 0.390 |
| CompAcct | 2236 | -0.008 | 0.004 | -0.029 | -0.007 | -0.003 |
| AC | 2236 | 0.002 | 0.029 | -0.178 | 0.001 | 0.125 |
| Size | 2236 | 22.490 | 1.116 | 19.863 | 22.338 | 25.996 |
| Lev | 2236 | 0.467 | 0.191 | 0.056 | 0.477 | 0.912 |
| Growth | 2236 | 0.199 | 0.251 | -0.266 | 0.139 | 2.514 |
| PPE | 2236 | 0.222 | 0.155 | 0.002 | 0.196 | 0.699 |
| MB | 2236 | 0.595 | 0.235 | 0.075 | 0.591 | 1.283 |
| Cash | 2236 | 0.160 | 0.099 | 0.015 | 0.135 | 0.618 |
| CFV | 2236 | 0.043 | 0.034 | 0.003 | 0.033 | 0.224 |
| Age | 2236 | 11.248 | 5.675 | 4 | 11 | 25 |
| SOE | 2236 | 0.430 | 0.495 | 0 | 0 | 1 |
| RET | 2236 | 0.172 | 0.509 | -0.572 | 0.040 | 2.457 |
| Beta | 2236 | 0.756 | 0.353 | 0 | 0.941 | 2.200 |
| Deal | 2236 | 0.060 | 0.183 | 0 | 0.012 | 2.822 |
| PayType | 2236 | 0.171 | 0.492 | 0 | 0 | 2 |
| Relevance | 2236 | 0.390 | 0.488 | 0 | 0 | 1 |

(二)财务报告信息可比性与并购绩效的回归结果与分析

假设 1 的回归结果如表 3 第(1)(2)列所示。当以 \triangle TBQ1 为被解释变量时,CompAcct 的系数为 7.925,在 5%的水平上显著;当以 \triangle ROE 为被解释变量时,CompAcct 的系数为 2.282,且在 1%的水平上显著。这表明财务报告信息可比性与并购绩效存在显著的正相关关系,该回归结果支持了本文的假设 1。财务报告信息可比性由于实现了财务信息的横向和纵向可比,有利于投资者等利益相关者获取更多与企业并购相关信息,从而对管理层产生有效监督与激励,促使其做出更好的并购决策,取得更高的并购绩效。

(三)代理成本的中介效应检验结果与分析

假设 2 的回归结果如表 3 第(3)~(5)列所示。第(3)列是对模型(6)的回归结果,CompAcct 的回归系数为-0.377,且通过了 5%的显著性检验,说明财务报告信息可比性能够有效缓解代理冲突,减少代理成本;第(4)(5)列是对模型(7)进行回归的结果,AC 系数分别为-1.368和-0.114,分别在 1%和 10%的水平上显著。这说明管理层代理成本可降低并购绩效,导致并购低效率,验证了代理成本是并购绩效的关键影响因素。CompAcct 的回归系数相比第(1)(2)列中均有所下降,说明代理成本发挥了部分中介效应,假设 2 得到支持。

该回归结果表明,并购中的管理层代理冲突能够有效解释并购的"成功悖论"和并购的"损益之谜",管理层在并购中的自利行为是导致并购效率低下的重要因素,而财务报告信息可比性能够发挥信息治理效应,显著抑制管理层在并购中的自利行为从而提高并购绩效。该结论在逻辑上直接验证了财务报告信息可比性在并购中发挥了治理效应。此外,从实证角度来看,管理层代理冲突能够有效解释并购绩效,而可比性能够通过缓解该冲突来提高并购绩效,这为在委托代理框架下研究会计信息治理与企业并购提供了证据支持。

(四)稳健性检验

1.基于 Heckman 两阶段模型的检验。为缓解可能存在的内生性问题,本文采用 Heckman 两阶段模型进行稳健性检验。借鉴现有研究方法[31],选取滞后一期(1 1 期)财务报告信息可比性的行业均值(CompAcct_m)作为工具变量。第一阶段中,以财务报告信息可比性(CompAcct)为被解释变量,以工具变量 CompAcct_m 为解释变量进行回归,并计算出逆米尔斯比率(Inverse Mills Ratio, IMR);在第二阶段中,将 IMR 作为新增控制变量加入模型(5)中进行回归。第一阶段回归结果如表4 第(1)列所示,CompAcct_m 的系数在1%的水平上显著为正;第二阶段回归结果如表4 第(2)(3)列所示,无论是以并购市场绩效(\triangle TBQ1)还是以并购经营绩效(\triangle ROE)为因变量,财务报告信息可比性 CompAcct 的系数仍然均显著为正,结果依然支持本文结论。

表 3

假设1和假设2的回归结果

| 水 目 | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
|--------------------|--------------------------|-------------------|-----------------------|--------------------------|---------------------|
| 变量 | \triangle TBQ1 | △ROE | AC | | △ROE |
| CompAcet | 7.925 ** | 2.282 *** | - 0.377 ** | 7.367 * | 2.193 *** |
| | (2.06) | (3.59) | (-2.37) | (1.77) | (3.49) |
| AC | | | | -1.368*** (-3.18) | - 0.114 * (-1.67) |
| Size | -0.016 | -0.001 | - 0.003 *** | -0.020 | -0.001 |
| | (-0.96) | (-0.23) | (- 4.23) | (-1.14) | (-0.38) |
| Lev | 0.026 | 0.008 | - 0.009 *** | 0.013 | 0.005 |
| | (0.30) | (0.59) | (- 2.65) | (0.15) | (0.39) |
| Growth | - 0.783 *** (- 15.38) | -0.004 (-0.56) | 0.008 *** (3.47) | - 0.779 *** (- 15.15) | -0.002 (-0.29) |
| PPE | -0.003 | 0.036 ** | 0.002 | 0.025 | 0.036 ** |
| | (-0.04) | (2.19) | (0.63) | (0.24) | (2.18) |
| MB | 0.244 *** | 0.022 | - 0.016 *** | 0.219 ** | 0.020 ** |
| | (2.89) | (1.62) | (- 4.82) | (2.45) | (1.46) |
| Cash | - 0.268 ** | 0.013 | 0.003 | -0.219 | 0.013 |
| | (-2.02) | (0.62) | (0.58) | (-1.61) | (0.63) |
| CFV | -0.391 | -0.021 | -0.010 | -0.516 | -0.024 |
| | (-1.08) | (-0.37) | (-0.61) | (-1.38) | (-0.42) |
| Age | 0.002 | 0.001 *** | 0.000 | 0.002 | 0.001 *** |
| | (0.98) | (2.85) | (-0.12) | (0.55) | (2.82) |
| SOE | - 0.035 (-1.22) | 0.003 (0.63) | - 0.003 ** (-2.26) | - 0.052 * (-1.76) | 0.003 (0.59) |
| RET | 1.235 *** | 0.044 *** | -0.003 ** | 1.230 *** | 0.044 *** |
| | (37.27) | (8.736) | (-2.03) | (36.77) | (8.70) |
| Beta | -0.130 *** | - 0.016 ** | 0.001 | - 0.141 *** | - 0.015 ** |
| | (-3.09) | (-2.44) | (0.69) | (- 3.28) | (- 2.27) |
| Deal | 0.021 (0.29) | 0.041 *** (3.70) | -0.004 (-0.86) | 0.012 (0.17) | 0.040 *** (3.61) |
| РауТуре | 0.017 | 0.006 | -0.001 | 0.011 | 0.006 |
| | (0.63) | (1.37) | (-1.32) | (0.399) | (1.37) |
| Relevance | - 0.035 | -0.001 | 0.001 | -0.034 | 0.000 |
| | (-1.37) | (-0.26) | (1.14) | (-1.31) | (0.04) |
| Year&Ind | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| Constant | 0.542 | -0.015 | 0.072 *** | 0.588 | -0.004 |
| | (1.54) | (-0.25) | (5.31) | (1.52) | (-0.08) |
| N | 2220 | 2236 | 2332 | 2220 | 2236 |
| Adj-R ² | 0.604 | 0.101 | 0.079 | 0.609 | 0.102 |

注: *、** 和 *** 分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著;括号内为 T 值。下表同。

2.变更并购绩效代理变量。用 \triangle TBQ2来衡量并购市场绩效, \triangle ROA来衡量并购经营绩效,重复相关实证检验。 \triangle TBQ2为并购宣告日前后一年的TBQ2之差,其中TBQ2的度量方式为:(流通股股数×每股股价+非流通股股数×每股股价+负债账面价值)/总资产。 \triangle ROA是并购宣告日前后一年的总资产报酬率(ROA)之差。重复检验的结果如表 4 第(4)(5)列所示,无论是以 \triangle TBQ2还是 \triangle ROA为因变量,财务报告信息可比性CompAcct的系数均显著为正,本文结论依然成立。

表 4

稳健性检验的回归结果

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) |
|--------------------|---------------------|-----------------|---------------------|-------------------|---------------------|-----------------|---------------------|
| | CompAcct | ∆TBQ1 | △ROE | △TBQ2 | △ROA | △TBQ1 | △ROE |
| CompAcet_m | 0.463 *** (7.79) | | | | | | |
| CompAcet | | 7.043 * (1.66) | 2.245 *** (3.48) | 6.135 * (1.71) | 0.810 *** (2.59) | | |
| CompAcet_N | | | | | | 2.490 * (1.74) | 0.647 *** (3.50) |
| Controls | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| Year&Ind | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| Constant | 0.018*** (8.97) | 6.772 (0.55) | 1.760 (0.37) | 0.360 (1.09) | -0.002 (0.07) | 0.607 (1.49) | -0.014 (-0.24) |
| N | 2236 | 2219 | 2236 | 2222 | 2236 | 2559 | 2559 |
| Adj-R ² | 0.468 | 0.604 | 0.101 | 0.632 | 0.1214 | 0.480 | 0.086 |

3.变更财务报告信息可比性代理变量。借鉴近期文献的方法[15][27],在已有模型基础上引入股票收益率虚拟变量(Negtiv)与股票收益率的交乘项(Negtiv×Return)估算公司的会计系统来计算预期盈余,重新计算财务报告信息可比性,记为CompAcct_N,并将其代入模型中进行重复检验。回归结果如表 4 第(6)(7)列所示,CompAcct N的系数均显著为正,进一步验证了本文结论的稳健性。

五、进一步研究

(一)财务报告信息可比性对并购绩效的影响在不同治理机制下的差异

公司治理机制是一系列监督协调各方利益的制度安排,不仅能够有效约束管理层机会主义行为,同时也是企业内部监督与制衡、减少各种代理链条效率损耗的重要保障。在公司治理机制欠完善的企业中往往存在更严重的代理冲突,若财务报告信息可比性发挥治理效应,可推断当现有治理机制难以有效发挥作用时,财务报告信息可比性提升并购绩效的边际治理效用会更强,可比性与并购绩效的关系会更加显著。而当公司治理机制较为完善时,现有治理机制已经能够显著缓解代理冲突,此时财务报告信息可比性发挥的治理作用将会被完善的内部治理机制部分替代。此外,已有研究发现会计信息质量与治理机制之间具有替代关系,当公司治理机制欠完善时,会计信息质量能够发挥更强作用,弥补部分治理机制的缺失和不足[1],这可间接为以上推断提供论据。若以上推断成立,会进一步验证本文所提出的财务报告信息可比性在并购中发挥的治理效应。

为对此进行验证,本文分别选取公司治理指数(CGI)和非执行董事占比(NDR)作为公司治理机制的代理变量进行分组检验。(1)公司治理指数(CGI):借鉴相关研究[32],选取第一大股东持股比例、Z指数、独董比例、董事长和CEO两职合一、高管持股比例等主要变量进行主成分分析,生成公司治理指数。(2)非执行董事占比(NDR):非执行董事在董事会中的比例。有研究证实非执行董事更加独立于管理层,对管理层的监督作用更加有效[33]。非执行董事数据来源于CSMAR数据库,根据董事职务类别的前十位代码判断和筛选出非执行董事并以此计算NDR。

以上述两个代理变量的中位数作为分组标准,将全样本划分为两个子样本分别代入模型(5)中进行回归,结果如表 5 所示。在 CGI 高组,CompAcct 的系数均未通过显著性检验;在 CGI 低组,CompAcct 的系数分别在 5%和 1%的水平上显著为正。该结果说明在公司治理机制薄弱时,财务报告信

| 变量 | CGI | CGI 高组 | | CGI 低组 | | NDR 高组 | | NDR 低组 | |
|--------------------|--------|---------|-----------|-----------|--------|---------|--------|-----------|--|
| | △TBQ1 | △ROE | △TBQ1 | △ROE | △TBQ1 | △ROE | △TBQ1 | △ROE | |
| CompAcct | 3.848 | 0.799 | 12.519 ** | 3.891 *** | 6.013 | 1.021 | 9.621* | 3.806 *** | |
| | (0.65) | (0.81) | (2.49) | (4.38) | (1.14) | (1.10) | (1.68) | (4.22) | |
| Controls | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | |
| Year&Ind | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | |
| Constant | 0.570 | -0.031 | 0.253 | -0.008 | 0.722 | -0.063 | 0.322 | 0.077 | |
| | (1.07) | (-0.33) | (0.54) | (-0.09) | (1.43) | (-0.70) | (0.64) | (0.95) | |
| N | 1119 | 1130 | 1101 | 1106 | 1086 | 1094 | 1134 | 1142 | |
| Adj-R ² | 0.656 | 0.088 | 0.527 | 0.118 | 0.556 | 0.082 | 0.639 | 0.115 | |

息可比性提升并购绩效的作用更加明显。在 NDR 高组, CompAcct 的系数均不显著;在 NDR 低组, CompAcct 的系数分别在 10%和 1%的水平上显著。该结果说明当董事会中的非执行董事占比较低时,财务报告信息可比性能显著提升并购绩效。

表 5 的回归结果表明,在不同的公司治理机制下,财务报告信息可比性对并购绩效的作用程度会有所不同。当公司治理机制欠完善时,可比性对并购绩效的作用程度更加明显,该结果为财务报告信息可比性的并购治理效应提供了进一步证据。

(二)财务报告信息可比性对并购绩效的影响在不同信息透明度下的差异

代理冲突的产生通常伴随着较高的信息不对称,若财务报告信息可比性发挥治理效应,可以推断 当企业信息不对称程度较高时,可比性提升企业并购绩效的作用更加显著。原因在于,若资本市场是 完美的,不存在信息不对称,则投资者可以无成本或低成本直接获取企业层面的真实信息,无需援引 其他可比公司的财务信息作为参照。当信息不对称程度较低时,企业自身信息披露质量较高、信息传 递渠道通畅,资本市场对管理层的监督效应较强,投资者无需援引可比信息就能够对企业并购决策及 并购效率作出准确的预判,从而挤压管理层机会主义并购的操作空间,并购中管理层的自利行为已经 得到一定程度的缓解,因此财务报告信息可比性在信息透明度较高的企业中产生的治理效应作用有 限。若资本市场信息不对称较为严重,信息披露质量和信息传递渠道均受到限制,资本市场对管理层 的监督效应减弱,此时可比性能够发挥更大的信息效用,在并购活动中的治理效应会显著增强。

表 6

信息不对称程度分组的回归结果

| 变量 | InfAsy | 低组 | InfAsy 高组 | | |
|-----------------------------------|-----------------|-------------------|----------------------|---------------------|--|
| 文里 | △TBQ1 | △ROE | △TBQ1 | △ROE | |
| CompAcct | 3.872 (0.72) | 1.202 (1.41) | 16.361 *** (2.94) | 4.130 *** (4.12) | |
| Controls | Yes | Yes | Yes | Yes | |
| Year & Ind | Yes | Yes | Yes | Yes | |
| Constant | 0.240 (0.46) | -0.009 (-0.11) | 0.933 * (1.94) | -0.057 (-0.63) | |
| N | 1171 | 1178 | 1049 | 1058 | |
| $\mathrm{Adj}	ext{-}\mathrm{R}^2$ | 0.545 | 0.099 | 0.581 | 0.084 | |

为验证以上推断,借鉴现有文献做法^[34],用分年度、分行业修正的 Jones 模型计算信息不对称程度(InfAsy),并以信息不对称程度(InfAsy)的中位数作为分组标准,将全样本划分为信息不对称程度高和信息不对称程度低的两个子样本,分别将其代入模型(5)中进行回归,结果如表 6 所示。由表 6 可知,在信息不对称程度低组,CompAcct 的系数均不显著,在信息不对称程度高组,CompAcct 的系数均在 1%的水平上显著为正。该结果说明在不同的信息不对称程度下,财务报告信息可比性对并购绩效的作用程度会有所不同,在信息不对称程度较高时,可比性能够发挥更强的治理效应,对并购绩效的提升作用更明显。该结果为可比性在并购中的治理效应提供了进一步的经验支撑。

六、结论与启示

本文以并购活动中的主并方为研究主体,考察了财务报告信息可比性与上市公司并购绩效之间的关系及微观作用机理。研究发现,财务报告信息可比性能够显著提高上市公司的并购绩效,可比性发挥了治理效应。中介效应检验发现,基于委托代理理论,财务报告信息可比性能够显著降低管理层代理成本从而提升并购绩效。分组检验发现,在公司治理环境较差的企业中,财务报告信息可比性提升企业并购绩效的作用更明显,说明财务报告信息可比性与公司治理机制之间存在替代效应;在信息不对称程度较高的企业中,财务报告信息可比性与企业并购绩效的正相关关系更显著,这进一步为可比性在并购中发挥的治理效应提供了证据。

基于以上结论,本文得出以下启示:一是上市公司并购绩效因财务报告信息可比性的高低而存在差异,主并方应当重视且加强财务报告信息可比性,利用可比性在并购中发挥的治理效应助力并购预期价值的实现;二是财务报告信息可比性能够通过加强监督效应和优化激励效应来缓解并购中的代理冲突,从而显著提升并购绩效,特别是对公司治理环境较差、信息不对称程度较高的企业来说,适当地提升财务报告信息可比性能够改善并购绩效;三是上市公司应重视并购中的代理问题,一方面要加强对管理层并购行为的监督制衡,另一方面要优化薪酬契约进而发挥有效激励,同时进一步提升财务信息披露质量,压缩损害并购价值的行为空间;四是会计准则制定者和会计信息披露监管方均应致力于提升上市公司的财务报告信息可比性,从企业财务报告信息质量层面找到缓解并购绩效困境的路径,通过强化制度性信息传递渠道来提升企业并购价值,提高资源配置效率。

参考文献:

- [1] Bushman, R.M., Smith, A.J. Financial Accounting Information and Corporate Governance [J]. Journal of Accounting and Economics, 2001, 32(1—3):237—333.
- [2] 张治,袁天荣.CEO 权力、私有收益与并购动因——基于我国上市公司的实证研究[J].财经研究,2013,(4): 101—110.
- [3] 张洽.CEO 薪酬、权力寻租与并购绩效——基于我国上市公司的实证分析[J].中南财经政法大学学报,2013,(5):115—122.
- [4] Chen, C. W., Collins, D. W., Kravet, T., Mergenthaler, R. D. Financial Statement Comparability and the Efficiency of Acquisition Decisions[J]. Contemporary Accounting Research, 2018, 35(1):164—202.
 - [5]潘红波,余明桂.目标公司会计信息质量、产权性质与并购绩效「J7.金融研究,2014,(7):140-153.
- [6] Fang, X., Li, Y., Xin, B., Zhang, W. Financial Statement Comparability and Debt Contracting: Evidence from the Syndicated Loan Market[J]. Accounting Horizons, 2016, 30(2):277—303.
- [7] 张勇.会计信息可比性与企业商业信用融资——基于企业市场地位和行业竞争环境的双重考量[J].财经理论与实践,2017,(11):78—85.
 - [8] 郑琦,李常安.会计信息可比性与新三板公司定向增发[J].证券市场导报,2017,(10):26—35.
- [9] Chen, C., Young, D., Zhuang, Z. Externalities of Mandatory IFRS Adoption; Evidence from Cross-Border Spillover Effects of Financial Information on Investment Efficiency [J]. The Accounting Review, 2013, 88(3);881—914.
 - [10] 袁知柱,张小曼.会计信息可比性与企业投资效率[J].管理评论,2020,(4):206-218.
 - [11] 袁振超,饶品贵.会计信息可比性与投资效率[J].会计研究,2018,(6):39—46.
 - [12] 江轩宇, 申丹琳, 李颖. 会计信息可比性影响企业创新吗[J]. 南开管理评论, 2017, (4):82—92.
- [13] Zhang, J.H. Accounting Comparability, Audit Effort, and Audit Outcomes [J]. Contemporary Accounting Research, 2018, 35(1):245—276.
 - [14] 王迪,鲁威朝,杨道广.内部控制、会计信息可比性与分析师行为[J].审计研究,2019,(6):70—78.
 - [15] Campbell, J. L., Yeung, P. E. Earnings Comparability, Accounting Similarities, and Stock Returns, Evidence

- from Peer Firms' Earnings Restatements[J]. Journal of Accounting, Auditing and Finance, 2017, 32(4), 480-509.
- [16] 李善民,朱滔.多元化并购能给股东创造价值吗?——兼论影响多元化并购长期绩效的因素[J].管理世界, 2006,(3):129—137.
- [17] 施继坤,刘淑莲,张广宝.管理层缘何频繁发起并购:过度自信抑或私利[J].华东经济管理,2014,(12):84—90.
- [18] Grinstein, Y., Hribar, P.CEO Compensation and Incentives: Evidence from M&A Bonuses[J]. Journal of Financial Economics, 2004, 73(1):119—143.
 - [19] 赵璐,李昕,目标方信息质量、并购溢价与交易终止[月],当代经济研究,2018,(11):81—88.
 - 「20] 刘睿智,刘志恒,胥朝阳.主并企业会计信息可比性与股东长期财富效应[J].会计研究,2015,(11):34—40.
- [21] Jensen, M., Meckling, W. Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs, and Ownership Structure [J]. Journal of Financial Economics, 1976, 3(4):5—50.
 - [22] 李青原,王露萌.会计信息可比性与上市公司业绩预告外溢效应[J].经济管理,2020,(5):173—194.
 - [23] 万鹏,陈翔宇,董望.信息环境、可比性与营收计划准确度[J].商业经济与管理,2015,(9):46—56.
- [24] 袁媛, 田高良, 廖明情. 投资者保护环境、会计信息可比性与股价信息含量[J]. 管理评论, 2019, (1): 206—220.
- [25] Wu, J.S., Zhang, I. Accounting Integration and Comparability: Evidence from Relative Performance Evaluation around IFRS adoption [Z]. University of Rochester Working Paper, 2010.
 - [26] 逯东,黄丹,杨丹.国有企业非实际控制人的董事会权力与并购效率[J].管理世界,2019,(6):119—141.
- [27] De Franco, G.D., Kothari, S.P., Verdi, R.S. The Benefits of Financial Statement Comparability [J]. Journal of Accounting Research, 2011, 49(4):895—931.
 - [28] 权小锋,吴世农,文芳.管理层权力、私有收益与薪酬操纵[J].经济研究,2010,(11):73—87.
 - [29] 王艳,阚铄.企业文化与并购绩效[J].管理世界,2014,(11):146—157.
 - 「30]温忠麟,张雷,侯杰泰,刘红云.中介效应检验程序及其应用「J].心理学报,2004,(5);614—620.
- [31] 张永杰,尹林辉,酒莉莉.会计信息可比性降低了股权融资成本吗[J].国际商务(对外经济贸易大学学报), 2019,(6):135—152.
- [32] 张会丽,陆正飞.现金分布、公司治理与过度投资——基于我国上市公司及其子公司的现金持有状况的考察 [J].管理世界,2012,(3):147—156.
- [33] 桂荷发,黄节根.非执行董事与股东—管理层代理冲突——兼论管理层权力与产权属性对非执行董事治理效应的影响[J].当代财经,2016,(12):55—64.
- [34] Hutton, A. P., Marcus, A. J., Tehranian, H. Opaque Financial Reports, R², and Crash Risk[J]. Journal of Financial Economics, 2009, 94(1):67—86.

(责任编辑:胡浩志)