

DOI: 10.15918/j.jbitss1009-3370.2021.3587

经济政策不确定性与长期并购绩效

佟岩¹, 林宇彤², 李鑫¹

(1. 北京理工大学 管理与经济学院, 北京 100081; 2. 招商银行股份有限公司 北京分行, 北京 100031)

摘要: 并购是改善资源配置、转变发展方式的重要途径, 研究经济政策不确定性与并购的关系有助于充分理解并购在经济建设中发挥的作用。以2011—2016年上市公司并购事件为研究样本, 深入探究经济政策不确定性对企业并购的长期绩效产生的影响。实证研究结果表明: 经济政策不确定性越强的时期, 主并方并购后的长期市场反应越不理想, 显著为负; 机制检验发现, 经济政策不确定性越强, 并购双方越倾向于不签订业绩承诺, 进而带来并购长期市场反应的降低; 调节效应分析发现, 管理层持股会缓解经济政策不确定性对并购长期市场反应的消极影响, 而融资约束会加剧经济政策不确定性对并购长期市场反应的消极影响。研究结论表明, 经济政策不确定性是影响长期并购绩效的重要因素, 如何选择合理的并购交易时机、设计有效的业绩承诺, 对于发挥并购重组在资源整合中的重要作用、持续优化市场经济结构具有一定的参考意义。

关键词: 经济政策不确定性; 并购绩效; 市场反应; 业绩承诺

中图分类号: F272.5

文献标志码: A

文章编号: 1009-3307(2021)01-0053-14

作为企业投资的重要组成部分, 并购成为越来越多的公司集中优质资产、整合有效市场资源、提高产能利用率以及核心竞争力的重要途径。党的十九大报告指出, 要深化供给侧结构性改革, “发挥投资对优化供给结构的关键性作用”, 不断优化存量资源配置、建设现代化经济体系。在此背景下, 通过企业并购来改善资源配置、优化经济结构成为转变发展方式、实现供需平衡的迫切要求。但并购并非一定能够创造更高的价值, 很多因素会影响到公司并购后的绩效表现。已有研究分别从高管权力^{[1]75}、内部控制质量^{[2]43}、企业文化^{[3]46}等公司内部因素, 以及市场竞争环境^{[4]48}、社会信任^{[5]125}等公司外部因素的不同视角, 探讨了它们与并购绩效之间的关系。本文认为, 宏观经济政策作为经营环境的重要组成部分, 也会影响并购绩效。

宏观经济政策的调整对各类经济主体的影响日益成为学术界关注的热点。党的十九大强调“着力构建市场机制有效、微观主体有活力、宏观调控有度的经济体制”。在市场发挥资源配置决定性作用的同时, 经济政策的变动可能会使作为微观主体的企业在决策行为和经营表现上面临更大的不确定性, 进而抑制企业投资^{[6]15}。企业并购作为投资的特殊类型, 已有研究更多地关注到经济政策不确定性对并购事件发生的可能性、完成的时间以及并购规模的影响, 而与并购长期绩效之间的关系亟须进一步拓展, 这构成了本文的核心研究命题。近年来为规范上市公司兼并收购行为, 维护市场秩序, 保护投资者、上市公司与社会公众的利益, 证监会发布一系列管理办法对并购中的业绩承诺问题进行了规范。当经济政策不确定性程度不同时, 并购中的业绩承诺条款是否会对长期绩效产生影响呢? 本文也将深入分析业绩承诺在经济政策不确定性与并购绩效的关系中发挥的作用。

本文的研究贡献包括: 第一, 分析经济政策不确定性对中国上市公司长期并购绩效的影响, 丰富相关研究的内容。已有研究更多地探讨了经济政策不确定性对广义投资的影响^{[6]15}, 对并购交易的影响局限于并购事件发生概率^{[7]53[8]}、交易规模、交易时间和支付方式^{[9]613}等方面, 较少深入分析不确定性对并购长期绩效的影响及程度。本文将经济政策不确定性的影响扩展到并购事件的长期绩效表现, 有助于丰富宏观政策与微观主体行为间的影响关系, 尤其是补充了经济政策不确定性对并购价值创造结果的影响分

收稿日期: 2020-07-31

基金项目: 国家自然科学基金项目(71672007, 72072012, 71902028, 71672010)

作者简介: 佟岩(1977—), 女, 博士, 教授, E-mail: tongyan@bit.edu.cn

析。第二,以业绩承诺协议作为切入点剖析经济政策不确定性对并购绩效的影响机理,拓展了研究视角。从理论上,业绩承诺会缓解并购双方的信息不对称,对并购长期绩效产生正向影响。但中国并购市场中,也存在着业绩承诺推高估值和商誉的潜在风险。经济政策不确定性强的时期,目标方的未来发展预期更加不明朗,分析业绩承诺在宏观环境与主并方微观行为之间的作用机理将丰富并购经济后果的相关研究。

一、文献综述

(一) 并购绩效及影响因素

关于并购绩效的相关研究大多集中于影响因素、衡量方法等方面。已有研究表明,高管权力^[175]、内部控制质量^[243]、企业文化^[3146]、社会责任信息披露^[10]是影响并购绩效的重要内部因素。此外,也有学者从高管特征的角度进行分析,发现管理层若存在并购成功的经验,则容易产生过度自信,其支付高额的并购溢价会使得并购后绩效更差^[11]。此外,高度竞争的市场环境^[448]、社会信任^[5125]、宏观政策的变动^[91613]等外部因素同样对并购活动的成功与否起着重要作用。关于并购绩效的衡量方法,目前较为常见的主要有基于市场的事件研究法和基于财务信息的会计研究法。事件研究法包括计算短期并购绩效的短期事件研究法(使用股票累积超额报酬率CAR为计量指标)^{[3150][5131]}和计算长期并购绩效的长期事件研究法(使用购买并持有超额收益BHAR为计量指标)^{[12][13]203}。会计研究法则是采用企业相关财务信息,通过对比企业并购前后或企业在并购后相较于同行业其他企业经营业绩的变化来计算长期并购绩效,通常选取的经营业绩指标包含销售利润率、总资产收益率、净资产收益率、每股收益和自由现金流量等指标^{[178][3150][14]133},亦或同时运用多个企业财务指标进行因子分析^{[246][15]}。此外,也有研究基于企业成长性表现,采用托宾Q值衡量长期并购绩效^[178]。这些方法都各有所长,需要针对具体问题选取不同的方法。

(二) 经济政策不确定性与企业并购

自2008年全球金融危机以来,各国政府不断改进已有经济政策,或频繁出台新经济政策来应对经济的剧烈波动,使经济政策不确定性的概念成为理论研究的热点^[16]。为更好地捕捉、探究经济政策存在的不确定性,进而为各类经济主体提供行之有效的应对策略,学界使用政治选举^[17-18]、官员变更^[19]、政策选择模型^[20]等对经济政策不确定性进行度量,其中Baker等^{[21][22]593}构建的经济政策不确定性测度指标(BBD)^①在国内外研究中得到了较为广泛的运用^[23-25]。在此基础上,现有研究发现,经济政策不确定性的提高不仅会产生阻碍经济复苏^[26]、加剧股票市场波动等^[27]宏观层面的负面影响,亦会阻碍微观企业的投资行为^[28-32]。但也有研究表明,经济政策不确定性对企业创新投资可以起到一定的激励作用^[33-35]。

并购属于企业投资的范畴,是企业扩大规模、追求资源共享和产业整合的重要途径。但并购又与一般投资不同,并购使主并方参与或控制目标方的经营,从而对预期回报产生更高的期望,因此经济政策不确定性对并购的影响并不能简单等同于经济政策不确定性对投资的影响。已有研究发现,经济政策不确定性对企业并购具有促进作用。Garfinkel和Hankins^[36]认为,并购活动是降低不确定性波动的风险对冲机制,能够实现垂直整合与分散风险。申慧慧等^[37]认为,经济政策不确定性增加时,会增大监督管理者的难度,降低投资失败被觉察的可能性,从而强化了国有企业管理层过度投资的倾向。此外,Bhagwat等^[38]认为,宏观经济的不确定加剧了市场波动性,减少了并购交易活动,且并购交易完成时间越长,不确定性对目标公司价值的危害越大。Bonaime等^{[7]531}、Nguyen和Phan^{[9]613}研究发现,经济政策不确定性降低了企业的并购意愿,抑制了并购行为。然而,国内外学者较多关注经济政策不确定性如何影响并购事件发生的可能性、完成的时间以及并购规模,对并购绩效的影响以及内在机理仍有待于进一步研究。

鉴于此,本文将立足于经济政策不确定性这一企业外部因素,考察其对并购长期绩效的影响,并探讨业绩承诺协议在二者之间的影响路径以及管理层持股和融资约束所产生的调节效应,以期进一步拓展经济政策不确定性影响并购乃至企业投资的研究视角,丰富并购长期绩效影响因素的相关内容。

① 经济政策不确定性测度指标(BBD)是将美国十大报纸期刊中“经济”“政策”“规定”“法律”“联邦储备银行”和“赤字”等关键词出现的次数进行计数,并估计近期将到期的税收条款对美元的影响,以预测政府支出与CPI的差异来代表未来货币和财政政策的不确定性,将这三部分按一定权重加权平均得出月度美国经济政策不确定性指数,这一方法已得到广泛应用。

二、理论分析与研究假设

(一) 经济政策不确定性与并购绩效

笔者认为,经济政策不确定性越强,主并方并购后的绩效可能越差。原因包括:第一,经济政策不确定性提高了主并方和目标方之间的信息不对称程度,使得主并方难以对目标方的质量进行较为准确的评估和判断,从而对后续的并购活动产生不利影响。根据信息不对称理论,一方面,主并方与目标方掌握的信息不对称,容易产生逆向选择问题,即无论质量优劣,商品价格趋于一致,导致“劣币驱逐良币”,主并方难以从外部交易中获得质量高价格低的标的,降低了并购后的整体效率^[39]。另一方面,经济政策不确定性会加剧管理层可能出现的道德风险。在经济政策不确定性较高时,主并方公司管理层往往更加关注自身的荣誉与绩效,可能会忽视经济不确定时期的并购风险,损害企业的整体利益^[40]。此外,为提高自身管理的企业的估值,目标方管理者可能贪图私利隐瞒或虚报企业真实经营与收益情况,以获得更多外部投资者的青睐。

第二,经济政策不确定性的提升加剧了企业的融资约束,降低了主并方在并购完成后的风险承担能力和并购项目的整体收益。经济不确定性较高时,投资者期望得到更高的债权或股权收益来补偿经济政策不确定性对企业经营发展带来的额外风险,使得主并方在经济政策不确定性较高时难以获取成本较低的外部融资。银行等外部金融机构为降低风险,在经济政策不确定性较高时倾向于签署更严苛的借款协议来限制与约束借款人的资金使用范围^[41],甚至减少对外贷款资金的供给量,使得主并方难以保有充足的内部流动资金以预防和应对经济政策不确定性带来的风险^[42-43]。此外,并购时如果以现金作为支付交易对价的主要方式之一,并购后一段时间内可能出现现金流不足,股票市场会因此反馈出不利于主并方的信息,导致并购后绩效表现不佳。

因此,本文提出以下假设:

H1.经济政策不确定性越高,主并方并购后的长期绩效越差。

(二) 业绩承诺的中介效应

业绩承诺协议是对并购标的物未来盈利状况的保证,目的是保护在信息不对称情况下进行交易活动的并购利益相关方,以降低资产定价风险。这一协议一定程度上在经济政策不确定性与并购绩效之间起到了中介作用。

首先,经济政策不确定性会影响并购双方对业绩承诺的选择偏好。从主并方角度看,经济政策不确定性的提高使其无法准确预估目标方能否达到业绩承诺目标。当业绩承诺可能成为“空谈”,且签署业绩承诺需支付更高费用时,主并方将减少使用业绩承诺。从目标方角度看,经济政策不确定性越高时,经营风险越高,无法保证未来业绩。周菊和陈欣^[44]发现,目标方所在行业的风险越高,并购时越少签订业绩承诺。因此当经济政策不确定性高时,风险的增大将使目标方签订业绩承诺的可能性进一步降低,避免因违约带来的损失和纠纷。

其次,业绩承诺对上市公司的长期绩效具有一定的促进作用,不签订业绩承诺则可能降低并购绩效。实践中,业绩承诺可以作为衡量目标方资产质量的一个信号,影响着外部投资主体对目标方的判断,并购这样的公司有助于提升主并方的股价表现^[45]。从长期来看,业绩承诺的金额在一定程度上反映了目标方对未来几年盈利的预期,有助于主并方对目标方的性价比进行有效判断,更容易在并购后整合公司资源^[46]。此外,并购交易完成后,业绩承诺在一定程度上还促使双方利益达成一致,实现“双赢”^[47]。目标方若超额完成业绩承诺,管理层可依照协议获取一定奖励,这使得目标方管理层更加重视并购后的发展^[48]。同时,业绩承诺的顺利实现也将提升主并方的业绩,增加主并方企业价值。在经济政策不确定性较高时,并购双方都倾向于放弃业绩承诺,则业绩承诺对并购绩效的促进作用无从发挥,使得本就面临更高风险的并购雪上加霜。

因此,本文提出以下假设:

H2.经济政策不确定性越高,并购双方越倾向于不签订业绩承诺,进而带来越差的并购绩效。

三、研究设计

(一) 样本选择和数据来源

本文通过查阅 BVD-ZEPHYR 全球并购交易分析库,收集了 2011—2016 年公告的中国上市公司作为主并方的并购事件。本文研究并购后三年的长期绩效,且经济政策不确定性向前延伸一年,所以实际研究区间为 2010—2019 年。业绩承诺数据来源为 Wind 数据库,股价与财务指标等数据均来源于国泰安 CSMAR 数据库。本文对连续变量在两端进行 1% 的缩尾处理。

本文对并购事件进行了如下筛选:(1)只考察沪、深两市 A 股上市公司为主并方的并购事件;(2)仅选择并购交易完成的事件;(3)剔除 ST 与 *ST 样本;(4)若主并方在同一年内发生多起并购交易,选取并购金额最大的交易为样本;(5)选择并购金额在 1 000 万元以上且取得目标公司控制权的样本;(6)剔除金融业的并购事件;(7)剔除特征变量缺失的数据。最终本文获得并购样本 1 956 个,年度分布情况如表 1 所示。

表 1 并购样本 2011—2016 年分布

年份	观察值个数	百分比/%
2011	331	16.92
2012	278	14.21
2013	415	21.22
2014	482	24.64
2015	288	14.72
2016	162	8.28
总计	1 956	100.00

(二) 变量说明

1. 长期并购绩效 (BHAR)

借鉴杨超等^{[13]203}的研究,本文使用长期市场反应 (BHAR) 作为长期并购绩效的度量指标。BHAR 的计算方式如下

$$BHAR_i = \prod_{t=0}^T (1 + R_{it}) - \prod_{t=0}^T [1 + E(R_{it})] \quad (1)$$

其中, T 代表考察的时间范围; R_{it} 表示样本在 t 月时的股票收益率; $E(R_{it})$ 代表 t 月时样本股票月份期望收益率,该指标可由市场模型估计得出,以国泰安 CSMAR 数据库月份个股回报率指标按实际市场类型匹配,将并购观察值 i 分别与上证 A 股或深证 A 股月份收益率数据匹配,计算得出本文所需的长期市场反应 (BHAR)。

2. 经济政策不确定性 (CNEPU)

国内外学者曾采取多种方式衡量经济政策的不确定性。自 Baker 等^{[22]1593}对新闻稿件中包含不确定性的相关术语进行计数,以海量报刊等资料进行文本分析进而构建出 BBD 指标以来,该指标成为研究经济政策不确定性的主要变量^{[9]618[49]142[50]}。根据 BBD 指标的研究思路,黄昀和陆尚勤^[51]合作编制了中国经济政策不确定性指数 (China Economic Policy Uncertainty Index)^①,本文使用该指数,并参考彭俞超等^{[49]144}的方法将月度数据转换为年度数据,构建出经济政策不确定性代理变量 (CNEPU)。

3. 并购业绩承诺 (MAPC)

在并购时签订业绩承诺协议的目的是保护中小股东的利益,降低并购风险,发挥协同效应。荣麟和朱启贵^[52]研究发现,引入业绩承诺可提升主并方股价的短期表现。本文以并购时是否签订业绩承诺协议 (MAPC) 作为虚拟变量,来观察其产生的中介作用。

(三) 回归模型

借鉴有关并购市场反应的相关研究^{[13]203},本文设计模型 (2) 来验证 H1

$$BHAR_{i,t} = c_0 + c_1 CNEPU_{t-1} + \sum Control + \varepsilon \quad (2)$$

其中, BHAR 代表长期市场反应; CNEPU 代表经济政策不确定性。同时,本文加入公司规模 (SIZE)、

① 该指数主要选取了人民日报(海外版)、解放日报、北京青年报、新京报、广州日报、羊城晚报、今晚报、南方都市报、文汇报和新闻晨报十份中国内地的报纸,在电子报纸文章中搜索经济政策不确定性相关关键词的出现频次来编制指数。文章将主要关键词分为经济、不确定性和政策三大类条件,细分为 56 个关键词,将包含经济中关键词的文章数量为标准,测量同时包含三大条件中任意一个关键词的文章数,以 2000 年 1 月为起始测量时点,用 2000 年 1 月—2011 年 12 月的数据标准差对时间序列标准化,后续形成每月中国经济政策不确定性指数。

公司年龄 (AGE)、第一大股东持股比例 (FH)、资产负债率 (LEV)、流动比率 (LDR)、每股收益 (EPS)、净资产收益率 (ROE)、现金流 (CASH)、所有权性质 (STATE)、并购规模 (SCALE) 作为控制变量 (Control), 同时控制行业固定效应 (IND)。具体变量定义如表 2 所示。在后续研究中, 本文在模型 (2) 中分别代入主并方一年期、两年期和三年期市场反应, 若 c_1 的系数显著为负, 表明经济政策不确定性会降低长期并购绩效。

表 2 主要变量定义及说明

变量名称	变量符号	变量定义
并购长期市场反应	BHAR	分别计算并购首次公告起12个月、24个月、36个月的购买并持有超额收益
经济政策不确定性	CNEPU	中国经济政策不确定性指数
业绩承诺	MAPC	并购时签订业绩承诺的样本取值为1, 否则为0
公司规模	SIZE	并购当年总资产的自然对数
公司年龄	AGE	并购当年公司年龄的自然对数
第一大股东持股比例	FH	第一大股东的持股比例
资产负债率	LEV	并购当年总负债与总资产的比值
流动比率	LDR	并购当年流动资产与流动负债的比值
每股收益	EPS	归属于普通股股东的每股收益
净资产收益率	ROE	并购当年加权平均净资产收益率
现金流	CASH	并购当年经营活动产生的现金流量净额与净利润的比值
所有权性质	STATE	虚拟变量, 并购方控制人为国有时取1, 否则取0
并购规模	SCALE	并购活动的交易额与公司总资产的比值
行业	IND	行业虚拟变量, 根据“证监会行业分类2012版本”确定

在此基础上, 本文构建中介效应模型, 对经济政策不确定性、并购业绩承诺、长期市场反应之间的作用机理进行分析。在模型 (2) 的基础上, 使用 Logit 模型 (3) 检验经济政策不确定性 (CNEPU) 对并购交易中是否签订业绩承诺协议 (MAPC) 的影响

$$\text{Logit}(\text{MAPC}_{i,t}) = \alpha_0 + \alpha_1 \text{CNEPU}_{t-1} + \sum \text{Control} + \varepsilon \quad (3)$$

本文进一步构建模型 (4), 同时加入经济政策不确定性 (CNEPU)、是否签订业绩承诺 (MAPC), 对并购市场反应 (BHAR) 进行回归分析

$$\text{BHAR}_{i,t} = c'_0 + c'_1 \text{CNEPU}_{t-1} + \beta_1 \text{MAPC}_{i,t} + \sum \text{Control} + \varepsilon \quad (4)$$

若系数 β_1 显著, 且 c'_1 不显著, 则为完全中介效应, 表明经济政策不确定性对并购市场反应的影响仅依赖于是否签订业绩承诺来实现; 若 β_1 和 c'_1 都显著, 且 c'_1 小于模型 (2) 中的 c_1 , 则为部分中介效应, 表明业绩承诺在经济政策不确定性和并购长期市场反应之间发挥了部分中介作用。

四、实证结果及分析

(一) 描述性统计

本文 1956 个样本的描述性统计结果如表 3 所示。经济政策不确定性 (CNEPU) 变量即使是最小值也高于标准值 100, 说明不确定性较为明显。并购长期市场反应中, 一年期 (BHAR12) 观察值均值为正数, 两年期 (BHAR24) 及三年期 (BHAR36) 均值为负数, 说明随时间的推移, 并购活动对主并方市场反应的正面影响在消退。业绩承诺 (MAPC) 为虚拟变量, 均值为 0.6375, 说明签订业绩承诺协议的样本为 63.75%。其他控制变量的描述性统计与现有研究较为接近。

(二) 相关性分析

本文相关变量的 Pearson 相关系数如表 4 所示。CNEPU 与 BHAR24 相关系数为 -0.0439 且在 10% 水平上显著, 与 BHAR36 相关系数为 -0.2068 且在 1% 水平上显著, 说明经济政策不确定性与并购长期市场反应负相关, 初步支持了 H1。MAPC 与不同期间并购市场反应的相关系数分别为 0.1258、0.1342 和 0.1512,

表3 描述性统计结果

变量	N	均值	标准差	最小值	最大值	中位数
CNEPU	1956	145.941 4	12.415 0	125.030 0	165.740 0	140.870 0
BHAR12	1956	0.013 1	0.701 0	-1.419 1	3.156 9	-0.110 1
BHAR24	1956	-0.216 8	1.063 1	-2.591 7	4.989 3	-0.260 0
BHAR36	1956	-0.539 6	1.218 1	-3.686 5	4.034 1	-0.485 7
MAPC	1956	0.637 5	0.480 8	0.000 0	1.000 0	1.000 0
SIZE	1956	21.397 9	1.027 8	18.835 5	24.096 9	21.315 9
AGE	1956	2.541 4	0.462 0	1.098 6	3.295 8	2.602 0
LEV	1956	0.421 5	0.223 6	0.033 6	0.934 1	0.416 6
LDR	1956	3.065 5	4.114 3	0.263 5	28.210 6	1.719 0
EPS	1956	0.300 7	0.367 4	-0.606 9	1.728 9	0.229 6
ROE	1956	8.534 6	10.408 3	-38.910 0	37.900 0	8.410 0
CASH	1956	0.023 2	0.081 2	-0.243 5	0.257 1	0.024 8
FH	1956	35.295 6	15.116 3	8.770 0	75.250 0	33.565 0
STATE	1956	0.644 7	0.478 7	0.000 0	1.000 0	1.000 0
SCALE	1956	0.339 9	1.048 1	0.000 1	7.303 8	0.041 2

表4 Pearson相关性分析

变量	CNEPU	BHAR12	BHAR24	BHAR36	MAPC	SIZE	AGE	LEV
CNEPU	1							
BHAR12	-0.006 8	1						
BHAR24	-0.043 9*	0.656 1***	1					
BHAR36	-0.206 8***	0.447 8***	0.739 6***	1				
MAPC	-0.151 9***	0.125 8***	0.134 2***	0.151 2***	1			
SIZE	0.000 7	-0.253 7***	-0.251 6***	-0.223 8***	-0.306 8***	1		
AGE	-0.077 1***	-0.034 2	-0.048 1**	-0.064 8***	-0.033 4	0.081 0***	1	
LEV	-0.014 4	-0.097 5***	-0.129 7***	-0.135 6***	-0.207 3***	0.352 1***	0.308 9***	1
LDR	0.071 8***	0.127 4***	0.156 2***	0.135 3***	0.095 8***	-0.222 0***	-0.232 0***	-0.599 9***
EPS	0.077 6***	-0.078 9***	-0.058 6***	-0.043 2*	-0.088 0***	0.197 5***	-0.149 8***	-0.211 3***
ROE	0.074 5***	-0.109 5***	-0.066 2***	-0.049 9**	-0.051 9**	0.167 6***	-0.077 8***	-0.133 3***
CASH	-0.012 9	-0.003 9	-0.008 9	0.003 3	-0.049 6**	0.060 4***	-0.005 8	-0.085 9***
FH	0.021 0	-0.065 4***	-0.032 3	-0.019 7	-0.065 5***	0.218 5***	-0.095 7***	0.008 2
STATE	-0.058 5***	0.147 1***	0.152 7***	0.151 9***	0.217 9***	-0.332 3***	-0.206 5***	-0.306 8***
SCALE	-0.076 8***	0.226 5***	0.162 4***	0.078 3***	0.095 3***	-0.300 7***	0.118 0***	0.060 8***

变量	LDR	EPS	ROE	CASH	FH	STATE	SCALE
LDR	1						
EPS	0.190 6***	1					
ROE	0.048 1**	0.591 8***	1				
CASH	-0.010 0	0.152 0***	0.168 8***	1			
FH	-0.009 7	0.185 3***	0.164 6***	0.096 6***	1		
STATE	0.165 1***	0.020 4	0.062 5***	-0.017 6	-0.136 3***	1	
SCALE	-0.022 5	-0.170 5***	-0.205 8***	-0.026 6	-0.108 3***	0.010 4	1

注：***、**、*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著。

且均在1%水平上显著,说明业绩承诺可以促进并购长期市场反应。MAPC与CNEPU的相关系数显著为-0.1519,说明业绩承诺与经济政策不确定性有负相关关系,初步支持了H2。

(三) 基本回归结果

根据模型(2)的结果(如表5所示),经济政策不确定性(CNEPU)与一年期并购市场反应(BHAR12)之间的负相关关系不显著,但与两年期并购市场反应(BHAR24)和三年期并购市场反应(BHAR36)显著负相关,系数分别为-0.0035和-0.0205。

企业并购交易是一件长期且复杂的工作,随着时间的推移,经济政策不确定性带来了主并方长期市场反应的下降,H1成立。此外,从控制变量的回归结果也可以看出,企业规模(SIZE)越大,并购市场反应越差;流动比率(LDR)越高,并购市场反应越好;当主并方为国有企业时,并购市场反应越好。

(四) 是否签订业绩承诺协议的中介效应分析

表5所列示的回归结果可以看作中介效应检验的第一步。在此基础上,模型(3)作为中介效应检验的第二步:检验经济政策不确定性(CNEPU)与并购业绩承诺(MAPC)之间的关系。表6的第(1)列回归结果显示,经济政策不确定性的系数显著为负,说明经济政策不确定性较高时,并购双方越不会签订业绩承诺协议。

模型(4)作为中介效应检验的第三步:将并购事件的长期市场反应(BHAR)作为被解释变量,经济政策不确定性(CNEPU)和是否签订业绩承诺(MAPC)作为解释变量进行回归。

表6的第(3)、第(4)列可以看出,经济政策不确定性(CNEPU)的系数均显著为负,对长期市场反应(BHAR24)和(BHAR36)均有负面影响。是否签订业绩承诺(MAPC)的系数则均显著为正。而且表6中经济政策不确定性的系数均小于表5^①,说明业绩承诺在经济政策不确定性与并购长期市场反应的关系中发挥部分中介作用,本文的H2成立。本文的Sobel检验中,Z统计量达到-1.8941和-1.9860且显著,进一步明确了业绩承诺的部分中介作用^②。

表5 基本回归结果

变量	BHAR12 (1)	BHAR24 (2)	BHAR36 (3)
CNEPU	0.000 4 (0.35)	-0.003 5** (-2.08)	-0.020 5*** (-8.94)
SIZE	-0.107 1*** (-5.83)	-0.176 6*** (-6.42)	-0.208 2*** (-6.56)
AGE	-0.023 2 (-0.65)	-0.026 2 (-0.46)	-0.074 8 (-1.04)
LEV	0.047 8 (0.43)	0.065 6 (0.38)	0.034 6 (0.19)
LDR	0.014 8* (1.78)	0.028 8** (2.50)	0.029 5*** (2.87)
EPS	-0.015 6 (-0.25)	-0.066 1 (-0.65)	-0.038 9 (-0.37)
ROE	-0.003 8* (-1.74)	-0.001 4 (-0.41)	-0.000 9 (-0.28)
CASH	0.220 4 (1.07)	0.182 9 (0.62)	0.227 0 (0.64)
FH	0.000 5 (0.49)	0.002 8* (1.73)	0.003 3* (1.74)
STATE	0.117 2*** (3.08)	0.163 7*** (2.85)	0.139 7** (2.11)
SCALE	0.091 9*** (3.96)	0.080 1** (2.39)	0.004 9 (0.15)
IND	控制	控制	控制
Cons	1.910 6*** (4.38)	3.499 0*** (5.47)	6.417 1*** (8.34)
N	1 956	1 956	1 956
Adj.R ²	0.104 7	0.090 3	0.113 2

注:***、**、*分别表示1%、5%、10%水平上显著,括号内为系数的t值。

① 本文使用Freedman和Schatzkin^[53]提出的判断中介变量效果的度量方法,观察经济政策不确定性(CNEPU)一项在模型(2)和模型(4)中的系数之差是否显著异于零。统计量的计算方法为

$$I_{N-2} = \frac{c-c'}{\sqrt{\sigma_c^2 + \sigma_{c'}^2 - 2\sigma_c \sigma_{c'} \sqrt{1-\rho_{CM}^2}}}$$

其中, σ_c 为c的标准差; $\sigma_{c'}$ 为c'的标准差。 ρ_{CM} 为经济政策不确定性(CNEPU)与是否签订业绩承诺(MAPC)的相关系数。全样本的t值计算结果显示,当被解释变量为两年期并购市场反应(BHAR24)时,t值为-2.74;当被解释变量为三年期并购市场反应(BHAR36)时,t值为-2.24。这说明加入是否签订业绩承诺变量之后经济政策不确定性系数的绝对值均显著变小,也就是说,是否签订业绩承诺在经济政策不确定性和并购长期市场反应之间的传导关系成立,本文的H2成立。

② 在Sobel中介效应检验中发现,业绩承诺在经济政策不确定性与两年期市场反应之间起到18.21%的部分中介作用,与三年期市场反应之间起到3.35%的中介作用。上市公司在经济政策不确定性时期不愿意签订业绩承诺,是经济政策不确定性对并购后长期市场反应的重要影响机制。此外,本文还进行了Bootstrap中介效应检验,经济政策不确定性对并购长期市场反应的直接效应显著,是否签订并购业绩承诺的间接效应也显著。受篇幅所限,本部分详细结果未在文中列出。

(五) 稳健性检验

1. 改变经济政策不确定性的度量方式

基于对《南华早报》文章关键词的搜索, Baker等^{[22]1593}也构建了中国经济政策不确定性指数(BBD)。首先, 本文将基本模型中的CNEPU指标替换为以香港南华早报测算的指标(BBD), 对模型(2)重新进行回归。从表7的第(1)~第(3)列可以看出, 将BBD指标作为经济政策不确定性的度量指标与CNEPU指标的实证结果一致。经济政策不确定性(BBD)与两年期市场反应(BHAR24)、三年期市场反应(BHAR36)之间的关系均在1%水平上显著为负, 支持本文H1。其次, 本文对并购业绩承诺发挥的中介效应进行检验, 对模型(3)和模型(4)重新进行回归, 经济政策不确定性(BBD)与是否签订业绩承诺(MAPC)的系数显著为负; 经济政策不确定性(BBD)与两年、三年长期市场反应(BHAR)的系数均显著为负, 是否签订业绩承诺(MAPC)与两年、三年长期市场反应(BHAR)的系数则显著为正, 而且第(6)列中经济政策不确定性的系数显著小于第(2)列, 第(7)列中经济政策不确定性的系数显著小于第(3)列^①, 支持本文H2。

2. 改变并购长期绩效的度量方式

首先, 借鉴张学勇等^[54]对长期市场反应的计算方法, 本文使用Fama-French三因子模型重新计算样本股票的累计异常收益率(BHAR)

$$\gamma_{it} - \gamma_{ft} = \gamma_{0i} + \gamma_{1i}(\gamma_{mt} - \gamma_{ft}) + \gamma_{2i}\text{SMB}_t + \gamma_{3i}\text{HML}_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

$$\text{AR}_{it} = (\gamma_{it} - \gamma_{ft}) - \gamma_{0i} - \gamma_{1i}(\gamma_{mt} - \gamma_{ft}) - \gamma_{2i}\text{SMB}_t - \gamma_{3i}\text{HML}_t \quad (6)$$

$$\text{BHAR}_i(t_1, t_2) = \prod_{t=t_1}^{t=t_2} (1 + \text{AR}_{it}) - 1 \quad (7)$$

具体来说, 通过模型(5)估计系数 γ_{0i} 、 γ_{1i} 、 γ_{2i} 及 γ_{3i} 。其中, γ_{it} 是股票*i*在第*t*日的原始收益率; γ_{ft} 是第*t*日无风险收益率; γ_{mt} 是第*t*日市场市值加权收益率; SMB_t 表示第*t*日市值因子; HML_t 表示第*t*日账面市值比因子。在模型(5)基础上, 计算模型(6)中个股在时间窗口内的异常收益率。模型(7)计算出窗口期累计异常收益率BHAR, 其中, t_1 和 t_2 分别为窗口期开始和结束的时间点; BHAR1Y为一年期市场反应; BHAR2Y为两年期市场的反应; BHAR3Y为三年期市场的反应。由表8的第(1)~

表6 中介效应检验结果

变量	MAPC (1)	BHAR12 (2)	BHAR24 (3)	BHAR36 (4)
CNEPU	-0.027 8*** (-7.07)	0.000 8 (0.69)	-0.002 8* (-1.69)	-0.019 7*** (-8.39)
MAPC		0.070 7** (2.28)	0.116 1** (2.39)	0.140 4** (2.29)
SIZE	-0.494 2*** (-5.80)	-0.100 2*** (-5.34)	-0.165 3*** (-6.03)	-0.194 5*** (-6.10)
AGE	0.223 3 (1.32)	-0.026 1 (-0.73)	-0.030 9 (-0.54)	-0.080 5 (-1.12)
LEV	-0.839 6* (-1.85)	0.060 7 (0.54)	0.086 7 (0.50)	0.060 0 (0.34)
LDR	-0.005 0 (-0.24)	0.014 9* (1.80)	0.029 0** (2.51)	0.029 7*** (2.89)
EPS	-0.437 7** (-2.23)	-0.009 0 (-0.14)	-0.055 2 (-0.54)	-0.025 7 (-0.24)
ROE	0.005 0 (0.76)	-0.003 9* (-1.78)	-0.001 5 (-0.45)	-0.001 1 (-0.32)
CASH	-1.359 1* (-1.85)	0.237 1 (1.15)	0.210 4 (0.72)	0.260 3 (0.74)
FH	0.006 1 (1.23)	0.000 4 (0.41)	0.002 7* (1.65)	0.003 2* (1.65)
STATE	0.356 1** (2.25)	0.112 0*** (2.95)	0.155 1*** (2.70)	0.129 3* (1.96)
SCALE	0.029 7 (0.43)	0.091 7*** (3.96)	0.079 7** (2.39)	0.004 5 (0.14)
IND	控制	控制	控制	控制
Cons	14.088 4*** (6.97)	1.679 6*** (3.72)	3.119 9*** (4.86)	5.958 6*** (7.47)
N	1 956	1 956	1 956	1 956
Adj.R ² / Pseudo R ²	0.148 4	0.106 2	0.092 3	0.115 3
Sobel Z	—	—	-1.894 1*	-1.986 0**

注: ***, **、*分别表示1%、5%、10%水平上显著, 括号内为系数的*t*值。

① 进一步地, 本文观察了经济政策不确定性(BBD)一项在模型(2)和模型(4)中的系数之差是否显著异于零。全样本的*T*值计算结果显示, 当被解释变量为两年期并购市场反应(BHAR24)时, *t*值为-5.24; 当被解释变量为三年期并购市场反应(BHAR36)时, *t*值为-28.11。这说明加入是否签订业绩承诺变量之后经济政策不确定性系数的绝对值均显著变小。

表7 稳健性检验——改变经济政策不确定性的度量方式

变量	BHAR12 (1)	BHAR24 (2)	BHAR36 (3)	MAPC (4)	BHAR12 (5)	BHAR24 (6)	BHAR36 (7)
BBD	0.000 4 (1.50)	-0.001 7*** (-3.56)	-0.005 1*** (-10.39)	-0.001 4* (-1.68)	0.000 4 (1.57)	-0.001 6*** (-3.49)	-0.005 0*** (-10.26)
MAPC					0.069 4** (2.25)	0.120 9** (2.52)	0.199 3*** (3.31)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Cons	1.920 6*** (4.95)	3.146 2*** (5.43)	3.671 7*** (5.42)	9.398 1*** (5.16)	1.752 3*** (4.40)	2.853 1*** (4.94)	3.188 4*** (4.65)
N	1 956	1 956	1 956	1 956	1 956	1 956	1 956
Adj.R ² /Pseudo R ²	0.105 6	0.096 3	0.121 2	0.133 0	0.107 1	0.098 5	0.126 0

注：***、**、*分别表示1%、5%、10%水平上显著，括号内为系数的t值。

表8 稳健性检验——改变长期市场反应的度量方式

变量	BHAR1Y (1)	BHAR2Y (2)	BHAR3Y (3)	BHAR1Y (4)	BHAR2Y (5)	BHAR3Y (6)
CNEPU	-0.027 3*** (-14.95)	-0.060 3*** (-18.38)	-0.105 5*** (-16.57)	-0.026 0*** (-14.65)	-0.057 9*** (-17.92)	-0.101 7*** (-16.43)
MAPC				0.252 0*** (6.33)	0.452 9*** (5.93)	0.732 6*** (5.51)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Cons	3.960 4*** (6.62)	6.474 1*** (5.82)	10.538 7*** (5.19)	3.143 2*** (5.22)	5.005 7*** (4.43)	8.163 2*** (4.10)
N	1 956	1 956	1 956	1 956	1 956	1 956
Adj.R ²	0.217 4	0.257 7	0.229 1	0.231 4	0.269 4	0.238 5

注：***、**、*分别表示1%、5%、10%水平上显著，括号内为系数的t值。

第(3)列可知，经济政策不确定性与并购长期市场反应(BHAR1Y, BHAR2Y和BHAR3Y)显著负相关，与前文结果一致。由第(4)~第(6)列可知，业绩承诺的中介作用仍然显著。

其次，借鉴已有研究^{[3]150[5]131[14]133}，本文使用企业经营管理成果(净资产收益率ROE)来衡量长期并购绩效，按照并购首次公告日前后各年的净资产收益率 ΔROE 度量，本文选取主并方并购前后1年($\Delta ROE_{t-1,t+1}$)和2年($\Delta ROE_{t-2,t+2}$)^①的净资产收益率之差来度量长期并购绩效，从回归结果依然可以得出以上结论(限于篇幅，这里未汇报该回归结果)。

3. 区分不同类型经济政策不确定性下的长期并购绩效

本文进一步分别从财政、货币、贸易和汇率政策等四个经济政策不确定性出发，重新审视其对企业并购长期绩效的差异化影响。从回归结果可以看出，财政、货币、贸易和汇率政策等四个经济政策不确定性指数系数在1%水平下均显著为负，说明无论是总的经济政策不确定性还是细分的经济政策不确定性，都对并购长期绩效具有抑制作用(限于篇幅，这里未汇报该回归结果)。

(六) 进一步分析

本部分运用信息不对称理论、委托代理理论和融资约束理论从管理层持股及融资约束程度产生的调节作用进行分析，以期经济政策不确定性与并购长期市场反应之间的关系研究提供进一步的经验证据。

1. 管理层持股的调节作用检验

经济政策不确定性高的时期，主并方的管理层可能从自身利益出发做出并购决策，从而可能引发过度并购投资，加之股东等委托方难以在经济政策不确定较高的时期进行有效监督与约束，最终对并购交易后的公司价值产生负面影响。而已有研究认为，管理层持股是缓解主并方代理问题的一种方式^[55]。在经济政策不确定性较高的时期，如果管理层有一定持股，则可能改善决策以回避使其自身利益受损的风险，使并购决策更

① 并购首次公告日前后两年的净资产收益率平均变化量($\Delta ROE_{t-2,t+2}$)，等于并购完成之后两年($t+1$ 年, $t+2$ 年)的ROE均值减去并购前两年($t-2$ 年, $t-1$ 年)的ROE均值。

加符合公司长远发展,有助于提升并购绩效。因此,本文使用上市公司披露的管理层持股比例 MSH 作为调节变量,建立模型(8)进行检验

$$BHAR_{i,t} = \eta_0 + \eta_1 CNEPU_{t-1} + \eta_2 MSH_{i,t} + \eta_3 CNEPU_{t-1} \times MSH_{i,t} + \sum Control + \varepsilon \quad (8)$$

回归结果如表9所示。第(2)、第(3)列交乘项(CNEPU×MSH)的系数均在1%水平上显著为正,说明管理层持股在长期对经济政策不确定性与并购市场反应之间的关系产生正向的调节作用,即管理层持股在经济政策不确定性较高时在一定程度上降低了代理成本,改善与提升了企业在并购后的市场反应,与预期一致。

2. 融资约束的调节作用检验

为保证必要的资金需求,公司在融资约束高时可能必须放弃利润高的投资机会。连玉君和苏治^[56]研究发现,企业在融资约束困境情况下实际投资支出偏离最优水平,平均投资效率显著低于最优水平。Martynova和Renneboog^[57]从主并方并购支付资金来源的角度研究发现,企业融资约束情况会影响并购市场反应。经济政策不确定性加剧企业受到的外部融资约束程度,而企业内部的融资约束更将在资本市场中传递出不利于企业发展的信息,导致外部投资者对主并方的信心不足,导致公司股价的下跌。故本文预期,经济政策不确定性较高时,企业面临的融资约束将对并购的长期市场反应产生更大的消极影响。本文借鉴Kaplan和Zingales^[58]的研究,以上市公司并购当年的数据构建融资约束的代理变量(FCKZ)^①,建立模型(9)进行检验

$$BHAR_{i,t} = \lambda_0 + \lambda_1 CNEPU_{t-1} + \lambda_2 FCKZ_{i,t} + \lambda_3 CNEPU_{t-1} \times FCKZ_{i,t} + \sum Control + \varepsilon \quad (9)$$

从表10的结果可以看出,经济政策不确定性与融资约束的交乘项(CNEPU×FCKZ)对一年期和两年期并购市场反应的系数在5%的显著性水平上显著为负,说明融资约束程度会对经济政策不确定性与并购市场反应之间的关系产生负向的调节作用。与前文管理层持股的正向调节作用比较,融资约束对并购市场反应的负面调节作用在第一年体现,说明融资约束的时效性更强。在经济政策不确定时期进行的并购交易,由于主并方自身受到融资约束,可能会对并购后市场反应有显著的抑制作用。

3. 行业周期性的调节作用检验

由于周期性行业存在较高的调整成本,本文预期当并购方属于周期性行业时,经济政策不确定性对长期并购绩效的抑制作用更为显著^[59]。从回归结果可以看到,行业周期性加剧了经济政策不确定性对长期并购绩效的抑制作用(限于篇幅,这里未汇报该回归结果)。

表9 管理层持股的调节作用检验

变量	BHAR12 (1)	BHAR24 (2)	BHAR36 (3)
CNEPU	0.000 7 (0.51)	-0.006 2*** (-3.18)	-0.026 2*** (-10.29)
MSH	0.177 0 (0.22)	-2.690 0** (-2.49)	-5.107 1*** (-3.78)
CNEPU×MSH	0.000 2 (0.04)	0.019 9*** (2.63)	0.036 9*** (3.83)
SIZE	-0.099 5*** (-5.33)	-0.171 9*** (-5.90)	-0.200 7*** (-6.24)
AGE	-0.009 9 (-0.27)	-0.008 4 (-0.14)	-0.056 9 (-0.78)
LEV	0.089 5 (0.79)	0.096 7 (0.53)	0.069 6 (0.38)
LDR	0.014 7* (1.75)	0.029 3** (2.26)	0.026 8*** (2.65)
EPS	-0.017 8 (-0.28)	-0.075 9 (-0.70)	-0.059 9 (-0.57)
ROE	-0.004 0* (-1.81)	-0.001 1 (-0.30)	-0.000 4 (-0.13)
CASH	0.212 2 (1.02)	0.148 4 (0.47)	0.253 7 (0.71)
FH	0.000 6 (0.55)	0.002 8* (1.75)	0.003 5* (1.80)
STATE	0.089 5** (2.30)	0.132 2** (2.10)	0.095 2 (1.36)
SCALE	0.118 1*** (4.55)	0.112 0*** (2.85)	0.019 6 (0.54)
IND	控制	控制	控制
Cons	1.650 1*** (3.62)	3.729 7*** (5.39)	7.043 5*** (8.75)
N	1 956	1 956	1 956
Adj.R ²	0.111 0	0.095 7	0.121 8

注:***、**、*分别表示1%、5%、10%水平上显著,括号内为系数的t值。

① KZ 指数的衡量方法如下:首先,若经营性净现金流(经营性净现金流与上期总资产比值)低于中位数,则 kz1 取值为 1, 否则为 0;若现金持有量(现金持有与上期总资产比值)低于中位数,则 kz2 取值为 1, 否则为 0;若派现水平(现金股利与上期总资产比值)低于中位数,则 kz3 取值为 1, 否则为 0;若负债程度(资产负债率)高于中位数,则 kz4 取值为 1, 否则为 0;若成长性水平(托宾 Q 值)高于中位数,则 kz5 取值为 1, 否则为 0。其次,令 KZ = kz1 + kz2 + kz3 + kz4 + kz5, 并进行排序逻辑回归, KZ 指数越大,说明公司面临的融资约束更为严重。

4. 业绩承诺完成情况的中介作用检验

业绩承诺的签订不意味着必然实现。吕长江和韩慧博^{[50]12}研究发现,目标公司如果达成业绩承诺协议中的要求,将有效提高上市公司的业绩,有利于市场反应的提升。本文在H2的基础上,进一步分析业绩承诺的完成情况的中介作用。

从业绩承诺能否完成的角度看,经济政策不确定性的提高会增加经营风险,并购交易完成后目标公司在高风险环境下难以保证达到业绩承诺要求,进而带来并购长期市场反应的降低。因此,本文设定FINISH为业绩承诺完成情况的代理变量,若目标公司达到业绩承诺要求,取值为1,否则为0,并建立如下模型进行检验

$$\text{Logit}(\text{FINISH}_{i,t}) = \alpha'_0 + \alpha'_1 \text{CNEPU}_{t-1} + \sum \text{Control} + \varepsilon \quad (10)$$

$$\text{BHAR}_{i,t} = C''_0 + C''_1 \text{CNEPU}_{t-1} + \beta'_1 \text{FINISH}_{i,t} + \sum \text{Control} + \varepsilon \quad (11)$$

由表11的第(1)列对模型(10)检验结果可以看出,经济政策不确定性与并购交易中业绩承诺的完成情况在1%的显著性水平上显著为负,而在第(4)列中经济政策不确定性(CNEPU)与长期市场反

表10 融资约束的调节作用检验

变量	BHAR12 (1)	BHAR24 (2)	BHAR36 (3)
CNEPU	0.006 3*** (2.64)	0.004 1 (1.18)	-0.015 5*** (-3.13)
FCKZ	0.317 8** (2.28)	0.411 3** (2.09)	0.305 1 (1.15)
CNEPU× FCKZ	-0.002 3** (-2.56)	-0.003 0** (-2.20)	-0.002 0 (-1.09)
SIZE	-0.106 0*** (-5.72)	-0.178 3*** (-6.26)	-0.205 8*** (-6.45)
AGE	-0.023 8 (-0.67)	-0.021 8 (-0.37)	-0.075 7 (-1.05)
LEV	0.106 1 (0.90)	0.116 5 (0.63)	0.021 8 (0.12)
LDR	0.014 6* (1.75)	0.030 4** (2.38)	0.029 1*** (2.84)
EPS	-0.023 3 (-0.37)	-0.074 7 (-0.69)	-0.037 5 (-0.35)
ROE	-0.004 2* (-1.94)	-0.001 4 (-0.41)	-0.000 7 (-0.20)
CASH	0.184 5 (0.89)	0.110 2 (0.35)	0.238 3 (0.67)
FH	0.000 3 (0.30)	0.002 6 (1.57)	0.003 3* (1.73)
STATE	0.118 0*** (3.11)	0.164 5*** (2.76)	0.139 9** (2.10)
SCALE	0.114 8*** (4.41)	0.108 8*** (2.75)	0.014 2 (0.39)
IND	控制	控制	控制
Cons	1.097 8** (2.03)	2.478 6*** (3.14)	5.645 7*** (5.77)
N	1 956	1 956	1 956
Adj.R ²	0.111 9	0.093 7	0.113 5

注:***、**、*分别表示1%、5%、10%水平上显著,括号内为系数的t值。

表11 业绩承诺完成情况的中介作用检验

变量	FINISH (1)	BHAR12 (2)	BHAR24 (3)	BHAR36 (4)
CNEPU	-0.030 5*** (-7.97)	0.001 5 (1.34)	-0.00 20 (-1.16)	-0.019 3*** (-8.11)
FINISH		0.147 7*** (4.58)	0.177 6*** (3.39)	0.185 8*** (2.89)
SIZE	-0.404 6*** (-5.16)	-0.091 2*** (-4.91)	-0.161 0*** (-5.63)	-0.190 1*** (-5.93)
AGE	0.234 6 (1.43)	-0.032 7 (-0.93)	-0.032 3 (-0.55)	-0.085 1 (-1.19)
LEV	-1.108 4*** (-2.67)	0.085 5 (0.76)	0.106 1 (0.58)	0.075 5 (0.42)
LDR	0.001 0 (0.05)	0.015 0* (1.81)	0.030 9** (2.42)	0.029 6*** (2.88)
EPS	-0.594 7*** (-2.96)	0.008 5 (0.14)	-0.039 3 (-0.36)	-0.014 4 (-0.14)
ROE	0.013 6** (1.98)	-0.004 5** (-2.03)	-0.001 9 (-0.52)	-0.001 5 (-0.43)
CASH	-1.496 0** (-2.08)	0.252 8 (1.22)	0.181 8 (0.58)	0.275 2 (0.77)
FH	0.003 3 (0.69)	0.000 4 (0.39)	0.002 6 (1.62)	0.003 2* (1.66)
STATE	0.193 6 (1.22)	0.113 3*** (2.99)	0.158 9*** (2.66)	0.133 0** (2.00)
SCALE	0.107 8 (1.57)	0.111 2*** (4.29)	0.105 2*** (2.68)	0.012 3 (0.34)
IND	控制	控制	控制	控制
Cons	11.268 1*** (5.84)	1.395 8*** (3.14)	2.912 2*** (4.38)	5.836 5*** (7.30)
N	1 956	1 956	1 956	1 956
Adj.R ² / Pseudo R ²	0.141 8	0.117 9	0.097 8	0.118 2

注:***、**、*分别表示1%、5%、10%水平上显著,括号内为系数的t值。

应(BHAR)的系数显著为负,业绩承诺的完成情况(FINISH)与长期市场反应(BHAR)的系数显著为正,表明经济政策不确定性不利于业绩承诺的完成,从而增加了经济政策不确定性对并购长期市场反应的负向影响,对本文主要研究假设进行了补充。

五、结论与建议

经济政策不确定性是全球性的现实问题。经济政策不确定性过高不仅对宏观经济具有不利影响,也会影响微观经济主体的外部经营环境。本文以中国上市公司2011—2016年的并购样本作为研究对象,探究经济政策不确定性对企业并购的长期绩效产生的影响,实证结果表明:(1)经济政策不确定性越强时,主并方并购后的长期绩效(即长期市场反应)可能越差;(2)机制检验表明,经济政策不确定性高时,并购交易中签订的业绩承诺减少,进而带来主并方长期市场反应的降低;(3)管理层持股会缓解经济政策不确定性对并购长期市场反应的消极影响,而融资约束会加剧经济政策不确定性对并购长期市场反应的消极影响。在进一步分析中,本文观察了经济政策不确定性对业绩承诺完成情况的影响,发现不确定性越高越不利于业绩承诺的完成,从而加剧对并购长期市场反应的负向影响。经过一系列稳健性检验后,本文的结论依然成立。

本文的研究为更好地发挥并购交易在经济发展中的作用,促进中国经济结构持续优化调整具有重要的参考作用。对于管理部门而言,应当尽量保持政策推行的连续性和稳定性,给予微观企业的投资并购活动明确的经济政策指引,完善信息披露机制,发挥业绩承诺的积极作用。对于企业而言,应合理选择并购交易的时机,充分发挥业绩承诺协议对并购后业绩的促进作用,缓解并购交易中的信息不对称与代理冲突,不断优化公司治理体系,增强应对外部经营风险的能力。

参考文献:

- [1] 赵息,张西栓.内部控制、高管权力与并购绩效:来自中国证券市场的经验证据[J].南开管理评论,2013,16(2):75-81.
- [2] 杨道广,张传财,陈汉文.内部控制、并购整合能力与并购业绩:来自中国上市公司的经验证据[J].审计研究,2014(3):43-50.
- [3] 王艳,阚铎.企业文化与并购绩效[J].管理世界,2014(11):146-157+163.
- [4] 徐虹,林钟高,芮晨.产品市场竞争、资产专用性与上市公司横向并购[J].南开管理评论,2015,18(3):48-59.
- [5] 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.
- [6] 李凤羽,杨墨竹.经济政策不确定性会抑制企业投资吗:基于中国经济政策不确定指数的实证研究[J].金融研究,2015(4):115-129.
- [7] BONAIME A, GULEN H, ION M. Does policy uncertainty affect mergers and acquisitions?[J]. Journal of Financial Economics, 2018, 129(3): 531-558.
- [8] BORTHWICK J, ALI S, PAN X. Does policy uncertainty influence mergers and acquisitions activities in China? a replication study[J]. Pacific-Basin Finance Journal, 2020, 62: 1-13.
- [9] NGUYEN N H, PHAN H V. Policy uncertainty and mergers and acquisitions[J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 2017, 52(2): 613-644.
- [10] 徐士伟,陈德棉,陈鑫,等.企业社会责任信息披露与并购绩效:垄断度与组织冗余的权变效应[J].北京理工大学学报(社会科学版),2019,21(1):74-80.
- [11] DOUKAS J A, PETMEZAS D. Acquisitions, overconfident managers and self - attribution bias[J]. European Financial Management, 2007, 13(3): 531-577.
- [12] BARBER B M, LYON J D. Detecting long-run abnormal stock returns: the empirical power and specification of test statistics[J]. Journal of Financial Economics, 1997, 43(3): 341-372.
- [13] 杨超,谢志华,宋迪.业绩承诺协议设置、私募股权与上市公司并购绩效[J].南开管理评论,2018,21(6):198-209.
- [14] 李善民,周小春.公司特征、行业特征和并购战略类型的实证研究[J].管理世界,2007(3):130-137.
- [15] 冯根福,吴林江.中国上市公司并购绩效的实证研究[J].经济研究,2001(1):54-61+68.
- [16] LE Q V, ZAK P J. Political risk and capital flight[J]. Journal of International Money and Finance, 2006, 25(2): 308-329.
- [17] ADAM Y. US corporate investment over the political cycle[J]. Quarterly Journal of Finance, 2015, 5(1): 109-127.
- [18] JENS C E. Political uncertainty and investment: causal evidence from US gubernatorial elections[J]. Journal of Financial Economics, 2017, 124(3): 563-579.

- [19] 陈德球, 陈运森, 董志勇. 政策不确定性、税收征管强度与企业税收规避[J]. 管理世界, 2016(5): 151-163.
- [20] PASTOR U, VERONESI P. Political uncertainty and risk premia[J]. *Journal of Financial Economics*, 2013, 110(3): 520-545.
- [21] BAKER S, BLOOM N, DAVIS S, et al. A measure of economic policy uncertainty for China[R]. Chicago: Working Paper of University of Chicago, 2013.
- [22] BAKER S, BLOOM N, DAVIS S. Measuring economic policy uncertainty[J]. *Quarterly Journal of Economics*, 2016, 131(4): 1593-1636.
- [23] 叶德珠, 王梓峰, 李鑫. 经济政策不确定性与企业多元化程度选择[J]. 产经评论, 2020, 11(2): 34-54.
- [24] 饶品贵, 岳衡, 姜国华. 经济政策不确定性与企业投资行为研究[J]. 世界经济, 2017, 40(2): 29-53.
- [25] GULEN H, ION M. Policy uncertainty and corporate investment[J]. *Review of Financial Studies*, 2016, 29(3): 523-564.
- [26] BAKER S, BLOOM N, DAVIS S. Has economic policy uncertainty hampered the recovery?[R]. Palo Alto: The Social Science Research Network(SSRN) Working Paper, 2012.
- [27] 雷立坤, 余江, 魏宇, 赖晓东. 经济政策不确定性与中国股市波动率预测研究[J]. 管理科学学报, 2018, 21(6): 88-98.
- [28] JULIO B, YOOK Y. Political uncertainty and corporate investment cycles[J]. *Journal of Finance*, 2012, 67(1): 45-84.
- [29] WANG Y, CHEN C R, HUANG Y S. Economic policy uncertainty and corporate investment: evidence from China[J]. *Pacific Basin Finance Journal*, 2014, 26(1): 227-243.
- [30] PANOUSI V, PAPANIKOLAOU D. Investment, idiosyncratic risk, and ownership[J]. *Journal of Finance*, 2012, 67(3): 1113-1148.
- [31] BEAUDRY P, SCHIANTARELLI C F. Monetary instability, the predictability of prices, and the allocation of investment: an empirical investigation using U. K. panel data[J]. *American Economic Review*, 2001, 91(3): 648-662.
- [32] BLOOM N, BOND S, REENEN J V. Uncertainty and investment dynamics[J]. *Review of Economic Studies*, 2007, 72(2): 391-415.
- [33] ATANASSOV J, JULIO B, LENG T. The bright side of political uncertainty: the case of R&D[R]. The Social Science Research Network(SSRN) Working Paper, 2015.
- [34] 孟庆斌, 师倩. 宏观经济政策不确定性对企业研发的影响: 理论与经验研究[J]. 世界经济, 2017, 40(9): 75-98.
- [35] 顾夏铭, 陈勇民, 潘士远. 经济政策不确定性与创新: 基于中国上市公司的实证分析[J]. 经济研究, 2018(2): 109-123.
- [36] GARFINKEL J A, HANKINS K W. The role of risk management in mergers and merger waves[J]. *Journal of Financial Economics*, 2011, 101(3): 515-532.
- [37] 申慧慧, 于鹏, 吴联生. 国有股权、环境不确定性与投资效率[J]. 经济研究, 2012, 47(7): 113-126.
- [38] BHAGWAT V, DAM R, HARFORD J. The real effects of uncertainty on merger activity[J]. *Review of Financial Studies*, 2016, 29(11): 3000-3034.
- [39] BESTER H, STRAUSZ R. Contracting with imperfect commitment and noisy communication[J]. *Journal of Economic Theory*, 2007, 136(1): 236-259.
- [40] STOLE L, BEBCHUK L A. Do short-term objectives lead to under- or overinvestment in long-term projects?[J]. *Journal of Finance*, 1993, 48(2): 719-729.
- [41] FRANCIS B B, HASAN I, ZHU Y. Political uncertainty and bank loan contracting[J]. *Journal of Empirical Finance*, 2014, 29: 281-286.
- [42] ALMEIDA H, CAMPELLO M, WEISBACH M S. The cash flow sensitivity of cash[J]. *Journal of Finance*, 2004, 59(4): 1777-1804.
- [43] CAMPELLO M, GRAHAM J R, HARVEY C R. The real effects of financial constraints: evidence from a financial crisis[J]. *Journal of Financial Economics*, 2010, 97(3): 470-487.
- [44] 周菊, 陈欣. 并购业绩补偿承诺选择的动因研究: 基于信息不对称的解释[J]. 投资研究, 2020, 39(1): 51-59.
- [45] 翟进步, 李嘉辉, 顾桢. 并购重组业绩承诺推高资产估值了吗[J]. 会计研究, 2019(6): 35-42.
- [46] 潘爱玲, 邱金龙, 杨洋. 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[J]. 会计研究, 2017(3): 46-52.
- [47] 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.
- [48] MATTHEW D C, DAVID J D, DIANE K D. Earnouts: a study of financial contracting in acquisition agreements[J]. *Journal of Accounting & Economics*, 2010, 51(1): 151-170.
- [49] 彭俞超, 韩珣, 李建军. 经济政策不确定性与企业金融化[J]. 中国工业经济, 2018(1): 137-155.
- [50] 王红军, 李青原, 邢斐. 经济政策不确定性、现金持有水平及其市场价值[J]. 金融研究, 2014(9): 53-68.
- [51] YUN H, PAUL L. Measuring economic policy uncertainty in China[J]. *China Economic Review*, 2020, 59(2): 1-18.
- [52] 荣麟, 朱启贵. 业绩补偿承诺对收购方短期股价绩效影响的实证检验[J]. 统计与决策, 2018, 34(13): 163-167.

- [53] FREEDMAN L S, SCHATZKIN A. Sample size for studying intermediate endpoints within intervention trials or observational studies[J]. *American Journal of Epidemiology*, 1992, 136 (9): 1148–1159.
- [54] 张学勇, 柳依依, 罗丹, 等. 创新能力对上市公司并购业绩的影响[J]. *金融研究*, 2017 (3): 159–175.
- [55] JENSEN M, MECKLING W. Theory of the firm: managerial behavior, agency costs and ownership structure[J]. *Journal of Financial Economics*, 1976, 3 (4): 305–360.
- [56] 连玉君, 苏治. 融资约束、不确定性与上市公司投资效率[J]. *管理评论*, 2009, 21 (1): 19–26.
- [57] MARTYNOVA M, RENNEBOOG L. What determines the financing decision in corporate takeovers: cost of capital, agency problems or the means of payment?[J]. *Journal of Corporate Finance*, 2009, 15 (3): 290–315.
- [58] KAPLAN S N, ZINGALES L. Do investment-cash flow sensitivities provide useful measures of financing constraints?[J]. *Quarterly Journal of Economics*, 1997, 112 (1): 169–215.
- [59] 蒋腾, 张永冀, 赵晓丽. 经济政策不确定性与企业债务融资[J]. *管理评论*, 2018, 30 (3): 29–39.

The Economic Policy Uncertainty and Long-term Performance of M&As

TONG Yan¹, LIN Yutong², LI Xin¹

(1. School of Management and Economics, Beijing Institute of Technology, Beijing 100081, China;

2. China Merchants Bank Co., Ltd., Beijing 100031, China)

Abstract: M&As are important to improve resource allocation and transform development models. Research on the relationship between economic policy uncertainty and performance of M&As is useful for economic development. This paper uses M&As of listed companies during 2011—2016 as a sample to deeply explore the impact of economic policy uncertainty on the long-term performance of M&As. The results showed that the stronger economic policy uncertainty, the worse the long-term market reaction after M&As. The mechanism test found that with the economic policy uncertainty growing, the possibility of signing a performance commitment agreement was decreasing, which reduced the long-term market reaction to M&As. In the further analysis, it could be seen that management shareholdings would alleviate the negative impact of economic policy uncertainty on the long-term market reaction to M&As, while high degree of financing constraints could aggravate the negative impact of economic policy uncertainty on the long-term market reaction to M&As. The results showed that economic policy uncertainty is an important factor that affects the long-term market reaction to M&As. How to choose a reasonable timing of M&As and design effective performance commitments are important for M&As' significance in resource integration and continuously optimizing the market economy structure.

Keywords: economic policy uncertainty; performance of M&As; market reaction; performance commitment

[责任编辑:孟青]