

经济政策不确定性、产业政策与并购溢价

高敬忠¹ 赵思懿¹ 王英允²

(1. 天津财经大学 会计学院, 天津 300222; 2. 天津农学院 经济管理学院, 天津 300392)

摘要: 面对宏观经济政策的不确定性, 企业并购定价会受到怎样的影响? 具有明确政策信息导向的产业政策又会在不确定性环境中发挥怎样的作用? 以我国 A 股上市公司 2004—2018 年间的并购交易事件为样本, 实证检验了经济政策不确定性对并购溢价的影响及产业政策对两者之间关系的作用。研究发现, 经济政策不确定性上升会导致主并企业支付更高的并购溢价, 当目标企业受到产业政策支持时, 两者之间的关系会被强化, 即主并企业支付的并购溢价会更高。进一步研究发现, 经济政策不确定性对并购溢价的影响在跨行业并购中更为显著, 在关联并购与非关联并购中均显著且没有明显差异。此外, 考虑并购绩效的研究表明, 主并企业对目标企业支付的高溢价总体上是值得的, 特别是当目标企业受到产业政策支持的时候, 但经济政策不确定性会在一定程度上削弱并购溢价对并购绩效的正向影响。结论丰富了宏观经济政策变动对微观企业行为的影响研究, 并为理解政策变化对并购定价决策的影响提供了经验证据。

关键词: 经济政策不确定性; 产业政策; 并购溢价; 跨行业并购; 关联并购; 并购绩效

中图分类号: F062.9 **文献标志码:** A **文章编号:** 1671-9301(2021)02-0042-14

DOI:10.13269/j.cnki.ier.2021.02.004

一、引言

政府部门经常通过调整经济政策以适应经济与环境的变化, 而其中涉及的经济主体往往无法确切预知政府是否、何时以及如何改变现行经济政策, 从而形成了经济政策不确定性^[1-2]。国际货币基金组织在 2019 年出版的《世界经济展望》中指出, 全球经济政策不确定性依然很高。根据 Baker *et al.*^[3] 构建的经济政策不确定性指数数据, 近几年中国经济政策不确定性指数也不断攀升, 2019 年 10 月创历史最高。现有研究表明, 经济政策不确定性往往会对宏观经济发展及微观企业行为产生影响, 最终影响到整个经济的产出^[4]。在宏观经济方面, 经济政策不确定性会对就业、GDP、消费、出口和价格变动产生负向影响^[3, 5], 阻碍经济复苏^[6]; 在微观企业行为方面, 经济政策不确定性会影响企业现金持有水平^[7]、金融化趋势^[8]、高管变更的概率^[9]、投资决策^[1, 10-11]、创新及研发支出^[2, 12]、是否进行并购^[13-16]等。

企业并购是当前研究的热点问题之一, 尽管现有文献关注了经济政策不确定性对企业是否进行并购的影响^[13-16], 但鲜有文献讨论其对并购中定价的影响。同时, 目前关于并购溢价影响因素的研究也主要集中在企业层面, 如管理层特征和公司治理水平^[17-20]、企业财务状况^[21-23]、并购交易特

收稿日期: 2020-08-02; 修回日期: 2021-01-15

作者简介: 高敬忠(1975—), 男, 江苏泰州人, 管理学博士, 天津财经大学会计学院教授、硕士生导师, 研究方向为会计信息披露与资本市场、公司治理; 赵思懿(1995—), 女, 河北邯郸人, 天津财经大学会计学院硕士研究生, 研究方向为会计信息披露与资本市场; 王英允(1981—), 女, 河北晋州人, 管理学博士, 天津农学院经济管理学院讲师, 研究方向为会计信息披露与资本市场。

基金项目: 国家社会科学基金一般项目(16BJY015)

征^[24-25]等,鲜有文献研究经济政策不确定性对并购溢价的作用。在并购定价决策中,经济政策不确定性会增加企业面临的外部环境的不确定性风险,企业在决定当前是否并购时会更加谨慎。高经济政策不确定性时期执行的并购可能具有预期收益高、延迟当前并购机会成本大的特点,否则企业就不会选择在当前执行并购。这种情况可能会导致目标企业的相对议价能力增强,当然,主并企业也愿意为自己谨慎选择的目标企业支付更高的溢价。

在我国,政府为了推进产业的转型升级,通常在每个“五年计划”中发布所支持产业的政策,对产业政策支持的企业给予税费减免、政府补贴、土地划拨,甚至资金扶助等政策优惠^[26],并且在执行期限内一般不会发生变动,这些是具有典型意义的选择性产业政策^[27]。因此,在经济政策不确定的条件下,受到产业政策支持的企业无疑具有相对更稳定的发展前景,也可以在一定程度上降低经济政策不确定性带来的风险。因此,在企业并购过程中,如果目标企业符合国家产业政策,将会更受青睐,主并企业也就可能愿意出更高的并购价格,这样,产业政策就会对经济政策不确定下的并购起到稳定作用。

基于上述分析,本文以我国A股上市公司2004—2018年间的并购交易事件为样本,配套手工搜集整理的产业政策数据以及Baker *et al.*^[3]构建的中国经济政策不确定性指数,研究了经济政策不确定性对并购溢价的影响,以及产业政策对两者之间关系的影响。本文的实证结果表明,经济政策不确定性会导致企业支付更高的并购溢价,如果目标企业受到产业政策支持,则会强化两者之间的这一关系,即目标企业支付的并购溢价更高。进一步研究发现:相对于同行业并购,经济政策不确定性对并购溢价的影响在跨行业并购中更为显著;经济政策不确定性对并购溢价的影响,在关联并购与非关联并购中均显著,且没有明显的差异,这说明并购双方未通过并购进行利益输送。此外,结合并购绩效的进一步研究表明,主并企业对目标企业支付的高溢价总体上是值得的,尤其是当目标企业受到产业政策支持时,但经济政策不确定性会在一定程度上削弱并购溢价对并购绩效的正向影响。

本文可能的贡献主要体现在以下方面:首先,本文丰富了经济政策不确定性对企业微观行为决策影响的相关研究。相对于现有研究文献,本文从并购溢价的角度探讨了经济政策不确定性的影响,丰富和深化了经济政策不确定性对微观企业决策过程中价值判断影响的研究。其次,本文拓展了并购溢价的相关研究。现有文献主要从管理层特征、公司治理、企业财务状况、并购交易特征等微观层面讨论并购溢价问题,鲜有文献从宏观层面对并购溢价的影响因素进行研究。本文从经济政策不确定性的角度丰富了关于影响并购溢价的宏观经济政策因素的研究。最后,本文从微观企业并购中价值判断影响因素的角度丰富了产业政策的相关研究。本文进一步结合我国具有明确政策信息导向的产业政策,检验了经济政策不确定性条件下,产业政策对微观企业并购定价中价值判断的影响,丰富了产业政策对微观企业决策行为影响的研究。

本文余下内容安排如下:第二部分为理论假设,第三部分为研究设计,第四部分为实证结果分析,第五部分为稳健性检验,第六部分为进一步研究,第七部分为研究结论与启示。

二、理论假设

(一) 经济政策不确定性和并购溢价

经济政策不确定性主要来自政府政策变化所导致的不确定性,政策落实过程中存在的不确定性,以及政府采取一种完全不同的立场的可能性^[9]。经济政策不确定性会增加企业面临的外部环境的不确定性风险,导致企业未来盈余的波动性^[1]以及未来现金流量的不确定性^[7]。在经济政策不断变化的环境下,企业通过并购谋求稳定发展的方向以应对不确定性所带来的冲击。但是,经济政策的不确定性也使主并企业对目标企业的并购定价决策面临更大的困难。Bonaime *et al.*^[16]认为经济政策不确定性可能导致目标企业的独立价值或交易协同效应价值的不确定性增加,其实证研究发现经济政策不确定性上升对并购产生了抑制作用,尤其是与税收、政府支出、货币和财政政策以及监管

方面相关的经济政策的不确定性。黄灿等^[14]认为,经济政策不确定性会导致信息不对称程度增加,使得主并企业因难以确定并购的价值而形成柠檬市场,降低企业并购意愿。Nguyen and Phan^[13]发现经济政策不确定性虽然降低了企业的收购意愿或阻碍了并购交易的完成,但是也会促使主并企业对收购目标进行仔细筛选,对收购条款进行审慎考虑,最终为主并企业的股东创造了价值。在经济政策不确定条件下,未来诸多不确定性和投资不可逆性的交互作用会增加投资的实物期权价值。一般情形下,企业在决定当前投资时更加谨慎,并且更有可能推迟那些高风险的投资,直到不确定性得到解决^[11-28],更高的不确定性增加了企业等待行使“合并期权”的价值^[29]。在以上条件下,理性的决策者只有在当前投资预期收益超过投资成本(执行价格)与等待价值(期权价值)之和时,才会选择在当前进行投资^[10]。对于那些在高经济政策不确定性时期仍选择并购的企业而言,并购的预期收益应大于并购成本和等待价值之和,否则它们就不会选择冒着风险在当前执行并购。所以,高经济政策不确定性时期选择执行的并购可能具有预期收益高、延迟当前并购机会成本大的特点,企业可以接受的并购交易价格的上限也会因此而提高。在经济政策不确定时,对于主并企业而言,所选定的目标企业往往是在经济政策不确定下经过精心挑选和审慎考虑的,也是被认为能够在未来给企业带来收益和为股东创造价值的对象^[13],因此,主并企业预期并购收益越大,越愿意支付更高的溢价^[30]。当然,在经济政策不确定情形下,主并企业也会因面临不确定性而要求一定的风险溢价作为补偿,但这种补偿也可以在其原有应支付的高溢价基础上进行一定比例的折价。尽管因风险补偿而降低了支付的溢价,但为了成功并购心仪的目标企业,主并企业支付的溢价仍可能相对较高。同时,好的目标企业往往容易被更多的企业选中,主并企业延迟并购或错失并购的机会成本更大,为了尽快完成并购,主并企业也会愿意支付更高的溢价。目标企业往往是竞标者从那些延迟并购的机会成本相对较高的企业中挑选出来的^[16],目标企业深知主并企业的并购意愿,以及在经济政策不确定条件下被选中后的自身价值,其相对议价能力得以增强,使之也可以争取到更高的溢价。基于上述分析,本文提出如下待检验假设:

H1: 经济政策不确定性上升会导致进行并购的企业支付更高的并购溢价。

(二) 产业政策的影响

我国的产业政策是典型意义上的选择性产业政策^[27]。现有研究发现,符合产业政策的企业在多个方面获得特殊政策支持。鼓励性政策能够使特定产业持续获得更多银行借款,尤其是长期借款^[31]。当企业受到产业政策激励时,这些政策激励有助于其突破行业壁垒,获得更多银行融资支持,建立银企关联^[32-33],进而促进企业技术效率的提升^[34]。产业政策还能够通过信贷、税收、政府补贴和市场竞争机制促进重点支持行业中企业的技术创新,尤其是民营企业的技术创新^[35]。因此,特殊的身份与待遇使受到产业政策支持的企业在并购市场中的价值得以凸显。在高经济政策不确定性时期,主并企业并购受到产业政策支持的目标企业的预期收益会更大、潜在风险会更小,其更愿意为此支付更高的溢价。一方面,政府为了推进产业的转型升级,会对受到产业政策支持的企业给予税费减免、政府补贴、土地划拨、资金扶助等政策优惠^[26],主并企业可以通过并购受到产业政策支持的目标企业来获得这些政府支持,预期并购收益会更高。另一方面,经济政策不确定性上升会增加企业面临的外部环境的不确定性风险,产业政策的出台无疑为企业的发展指明了方向,响应产业政策号召投资于受政策支持的行业可以降低不确定性对自身经营决策的影响^[36],对冲经济政策不确定性给企业带来的外部风险,降低并购中潜在的风险。另外,制度理论认为,组织间的模仿是决策者对不确定性的一种响应^[37],并可能最终导致“同伴效应”^[38]。因此,并购本身的不确定性和企业面临的经济政策的不确定性都可能会导致模仿行为的发生,同行业中的其他企业也可能在经济政策不确定性较高的时期选择去并购那些受到产业政策支持的目标企业,从而使目标企业受到“追捧”,目标企业的相对议价能力会因此增强,并购溢价也会因此提高。基于上述分析,本文提出如下待检验假设:

H2: 随着经济政策不确定性水平的提高,相对于未受到产业政策支持的目标企业,主并企业愿意对受到产业政策支持的目标企业支付更高的溢价。

三、研究设计

(一) 样本选择和数据来源

中国上市公司对并购交易数据的披露自 2004 年开始才相对较为完整^[19],因此,本文选取沪深两市 A 股上市公司 2004—2018 年间的并购交易事件作为初始研究样本。

首先,本文具体数据来源如下:经济政策不确定性数据来自 Baker *et al.*^[3]构建的经济政策不确定性指数及后续更新^①;并购事件、并购方财务数据均来自国泰安 CSMAR 数据库;由于目标企业不一定是上市公司,其财务数据主要通过阅读并购公告手工收集,其所属行业数据来源于 Wind 数据库,本文进一步将该行业数据与并购公告进行核对,并进行补充;产业政策相关数据通过阅读五年规划纲要文件手工整理;其他控制变量数据来源于 CSMAR 数据库。

其次,本文借鉴陈仕华和李维安^[19]、潘爱玲等^[18]的做法,根据研究需要,对初始并购交易样本进行如下处理:(1)选取重组类型为资产收购、标的分类为股权标的、不涉及多个标的方、标的方国别代码为中国大陆的并购事件;(2)剔除未披露交易价格和交易标的净资产的并购交易;(3)合并同一年份对同一标的方进行多次并购的样本;(4)剔除涉及重大资产重组的样本;(5)剔除并购交易失败的样本;(6)剔除有多个标的方的并购交易事件;(7)剔除标的方净资产账面价值为负数的样本;(8)剔除 ST 类样本企业;(9)剔除金融类样本企业;(10)剔除关键指标缺失的样本。经过筛选和剔除,最终得到 2 818 个并购样本数据。

最后,为了避免极端离群值的影响,尤其是考虑到并购溢价的变动幅度很大,本文参考潘爱玲等^[18]的做法,对所有连续变量均采用 5% 的缩尾处理。

(二) 变量定义与度量

1. 并购溢价

并购溢价即主并企业为标的支付的交易价格与标的本身内在价值之间差额的百分比^[19]。外国学者通常用并购公告日^[21]或并购公告日前一段时间^[13,16-17]目标企业股票的每股市值来衡量其内在价值,即并购溢价 = (每股收购价格 - 每股市值) / 每股市值。中国的资本市场发展还不成熟,并购市场还不完善,且中国并购交易中的目标企业大多是非上市公司,因此,基于每股市价的测量方法并不适用于中国。本文借鉴潘爱玲等^[18]以及陈仕华和李维安^[19]的做法,用标的净资产的账面价值衡量其内在价值,即并购溢价 = (交易价格 - 标的方净资产的账面价值 × 收购比例) / 标的方净资产的账面价值 × 收购比例。

2. 经济政策不确定性

Baker *et al.*^[3]提出了一种基于对报纸报道进行检索和过滤关键词的研究方法,构建了美国等多个国家的经济政策不确定性指数,并由斯坦福大学和芝加哥大学联合发布。与国内少数学者使用政府换届来衡量地方政府层面的经济政策不确定性相比,该指标涵盖范围更广,更具连续性和时变性,能够更为准确地反映经济政策不确定性的中短期变动^[10]。因此,本文采用 Baker *et al.*^[3]基于中国香港的英文报纸《南华早报》(SCMP)构建的中国经济政策不确定性指数,来衡量中国经济政策的不确定性水平。考虑到该指数是从 1995 年 1 月到现在的月度数据,本文借鉴国内学者饶品贵和徐子慧^[9]、顾夏铭等^[2]以及辛大楞^[39]的做法,利用算术平均值将月度数据转化为年度数据,并分别用连续变量 *Epu* 和虚拟变量 *Depu* 来衡量经济政策不确定性。其中,*Epu* 用算术平均值除以 100 进行计算,*Depu* 在时间序列上根据算术平均值的中位数分为高经济政策不确定性时期和低经济政策不确定性时期两组,高经济政策不确定性时期 *Depu* 取值为 1,低经济政策不确定性时期 *Depu* 取值为 0。

3. 产业政策

本文样本数据范围为 2004—2018 年,归属于“十五”计划(2001—2005 年)到“十三五”规划(2016—2020 年)期间。本文参考的国家五年规划纲要相关文件包括《中共中央关于制定国民经济和社会发展第十个五年计划的建议》《中华人民共和国国民经济和社会发展第十个五年规划纲要》等。参考黎文靖和李耀淘^[32]、蔡庆丰和田霖^[26]的研究,本文构建了目标企业是否受到产业政策支持的虚拟变量 $Bpol$,即根据国家五年规划纲要文件,将存在“鼓励”“支持”等关键字的行业判定为受到产业政策支持的行业。其中,行业分类标准以中国证监会发布的《上市公司行业分类指引》(2012 年修订)为准,并将制造业行业细分到大类(行业门类代码 C 加上二位数行业大类编码, C13 - C42),其他行业则细分到门类代码(A、B、D - S)。

4. 控制变量

参考潘爱玲等^[18]以及陈仕华和李维安^[19]的研究,本文分别从主并企业特征、目标企业特征和并购交易特征三个角度,选择影响并购溢价的其他因素作为本文的控制变量。另外,本文还对年份和行业进行了控制。控制变量的定义及度量见表 1。其中, $Size$ 控制主并企业间的规模差异, Roe 控制主并企业的经营状况, $Grow$ 控制主并企业的成长能力, $Director$ 、 $Inddir$ 、 $Sharatio$ 控制主并企业的治理结构, $Mancon$ 控制主并企业管理层过度自信程度, Soe 控制主并企业的产权性质, $Broe$ 控制目标企业的经营状况, $Bsize$ 控制目标企业间的规模差异, $Proportion$ 、 $Relevance$ 、 $Cross$ 、 $Cash$ 控制并购事件的交易特征。

(三) 模型设定

为了检验经济政策不确定性对并购溢价的影响,本文构建了如公式(1)所示的多元回归模型:

$$\begin{aligned} Premium = & \alpha_0 + \alpha_1 Ecpolunc + \alpha_2 Size + \alpha_3 Roe + \alpha_4 Grow + \alpha_5 Director + \alpha_6 Inddir \\ & + \alpha_7 Sharatio + \alpha_8 Mancon + \alpha_9 Soe + \alpha_{10} Broe + \alpha_{11} Bsize + \alpha_{12} Proportion \\ & + \alpha_{13} Relevance + \alpha_{14} Cross + \alpha_{15} Cash + \alpha_{16} Year + \alpha_{17} Ind + \varepsilon \end{aligned} \quad (1)$$

在模型(1)中, $Premium$ 为主并企业并购中所支付的溢价; $Ecpolunc$ 为企业面临的经济政策不确定性水平,在实证检验中分别以连续变量 Epu 和虚拟变量 $Depu$ 来表示,为了减轻内生性的影响,本文对经济政策不确定性指数进行滞后一期处理;控制变量含义见表 1; $Year$ 为并购发生的年份; Ind 为主并企业所处行业。

四、实证结果分析

(一) 变量描述性统计

表 2 列示了本文各研究变量的描述性统计结果。结果显示:中国经济政策不确定性指数 Epu 的均值和标准差分别为 2.188 和 1.058, $Depu$ 的均值和标准差分别为 0.679 和 0.467,这说明我国经济政策不确定性波动较大;并购溢价 $Premium$ 的均值为 2.861,最小值为 -0.211,最大值为 15.940,这说明我国企业并购溢价水平相对较高,且不同并购事件的并购溢价水平相差很大;目标企业是否受到产业政策支持的虚拟变量 $Bpol$ 的均值为 0.652,说明有一半以上的目标企业受到了国家产业政策的支持,这表明我国产业政策的支持力度较大。其他控制变量的分布总体比较合理。

表 1 控制变量界定及度量

变量名称	变量含义	变量度量
$Size$	主并企业规模	总资产加 1 后取对数
Roe	主并企业业绩	净资产收益率
$Grow$	主并企业成长性	营业收入增长率
$Director$	主并企业董事会规模	董事会总人数
$Inddir$	主并企业独立董事占比	独立董事人数/董事总人数
$Sharatio$	主并企业股权集中度	第一大股东持股比例
$Mancon$	主并企业管理层过度自信	董事、监事及高管前三名薪酬总额/董事、监事及高管年薪总额
Soe	主并企业产权性质	国有控股取 1,民营控股取 0
$Broe$	目标企业净资产收益率	净资产收益率
$Bsize$	目标企业规模	总资产加 1 后取对数
$Proportion$	收购比例	转让比例
$Relevance$	交易类型	关联并购取 1,非关联并购取 0
$Cross$	并购类型	跨行业并购取 1,同行业并购取 0
$Cash$	支付方式	现金支付取 1,其他方式取 0

资料来源:作者整理。

表2 变量描述性统计

变量名称	样本数	均值	标准差	25%分位数	50%分位数	75%分位数	最小值	最大值
<i>Epu</i>	2 818	2.188	1.058	1.236	1.813	3.639	0.836	3.648
<i>Depu</i>	2 818	0.679	0.467	0	1	1	0	1
<i>Premium</i>	2 818	2.861	4.249	0.102	0.990	3.618	-0.211	15.940
<i>Bpol</i>	2 818	0.652	0.476	0	1	1	0	1
<i>Size</i>	2 818	22.308	1.143	21.435	22.177	23.005	20.545	24.720
<i>Roe</i>	2 818	0.085	0.060	0.042	0.078	0.119	-0.023	0.216
<i>Grow</i>	2 818	0.230	0.298	0.033	0.165	0.362	-0.192	0.996
<i>Director</i>	2 818	8.657	1.474	7.000	9.000	9.000	6.000	12.000
<i>Inddir</i>	2 818	0.373	0.050	0.333	0.333	0.429	0.333	0.500
<i>Sharatio</i>	2 818	34.917	13.807	23.190	33.320	45.750	14.570	61.600
<i>Mancon</i>	2 818	0.442	0.114	0.352	0.433	0.526	0.266	0.677
<i>Soe</i>	2 818	0.347	0.476	0	0	1	0	1
<i>Broe</i>	2 818	0.129	0.246	-0.001	0.091	0.256	-0.359	0.681
<i>Bsize</i>	2 818	19.031	1.704	17.806	18.903	20.155	16.099	22.480
<i>Proportion</i>	2 818	0.567	0.331	0.270	0.510	1	0.060	1
<i>Relevance</i>	2 818	0.410	0.492	0	0	1	0	1
<i>Cross</i>	2 818	0.684	0.465	0	1	1	0	1
<i>Cash</i>	2 818	0.891	0.311	1	1	1	0	1

资料来源:作者整理。

(二) 经济政策不确定性对并购溢价影响的实证结果分析

表3列示了利用模型(1)检验经济政策不确定性对并购溢价影响的结果。表3中的回归结果显示 *Epu* 和 *Depu* 的回归系数均在1%的水平上显著为正,这表明经济政策不确定性越高,并购溢价水平越高,与本文的假设H1一致。

(三) 产业政策对经济政策不确定性与并购溢价关系影响的检验结果分析

为了检验目标企业受到产业政策支持的情况对经济政策不确定性与并购溢价之间关系的影响,本文利用模型(1)进行了分组回归,回归结果见表4。

在表4中,目标企业受到产业政策支持的样本组的回归结果显示 *Epu* 和 *Depu* 的回归系数均在1%的水平上显著为正。目标企业未受到产业政策支持的样本组的回归结果显示 *Epu* 和 *Depu* 的回归系数均不显著。由此可见,相对于并购未受到产业政策支持的目标企业,在并购受到产业政策支持的目标企业时,经济政策不确定性对并购溢价的影响更显著,这一结果与本文的假设H2预期一致。本文认为可能存在以下两方面原因:一方面,对于主并企业而言,并购受到产业政策支持的目标企业的预期收益更高,既能得到政府支持,又能对冲经济政策不确定性带来的风险;另一方面,对于目标企业而言,产业政策支持增强了其相对议价能力,因此,受到产业政策支持的目标企业可以获得更高的溢价。

五、稳健性检验

(一) 替换研究变量的度量方法

1. 替换并购溢价的度量方法

考虑到行业对并购溢价的影响,本文参考陈仕华和李维安^[19]的做法,利用同行业上市公司市净率的平均值,对各个年份的并购溢价数据进行标准化处理,即调整后的并购溢价 = (交易价格 - 标的方净资产的账面价值 × 收购比例 × 同行业上市公司的市净率) / 标的方净资产的账面价值 × 收购比例 × 同行业上市公司的市净率。基于该度量方法的回归结果见表5,实证结果均与前文一致。

2. 替换经济政策不确定性的度量方法

参考孟庆斌和师倩^[12]以及辛大楞^[39]的研究,除了采用年度算数平均值之外,本文还利用年度几何平均值将月度数据转化为年度数据。此外,本文还采用了 Davis *et al.*^[40]基于《人民日报》和《光明日报》以及 Huang and Luk^[41]基于《北京青年报》等10家大陆报纸构建的中国经济政策不确定性指数。基于以上度量方法的回归结果分别见表6至表8,实证结果均与前文一致。

表3 经济政策不确定性对并购溢价影响的检验结果

	Premium	
	(1)	(2)
<i>Epu</i>	0.431*** (2.956)	
<i>Depu</i>		1.210*** (2.956)
<i>Size</i>	0.220*** (2.678)	0.220*** (2.678)
<i>Roe</i>	1.291 (0.936)	1.291 (0.936)
<i>Grow</i>	0.630** (2.377)	0.630** (2.377)
<i>Director</i>	0.024 (0.380)	0.024 (0.380)
<i>Inddir</i>	0.323 (0.180)	0.323 (0.180)
<i>Sharatio</i>	-0.003 (-0.456)	-0.003 (-0.456)
<i>Mancon</i>	1.823*** (2.676)	1.823*** (2.676)
<i>Soe</i>	-0.755*** (-4.525)	-0.755*** (-4.525)
<i>Broe</i>	4.119*** (9.601)	4.119*** (9.601)
<i>Bsize</i>	-0.527*** (-9.808)	-0.527*** (-9.808)
<i>Proportion</i>	0.385* (1.710)	0.385* (1.710)
<i>Relevance</i>	-0.923*** (-5.987)	-0.923*** (-5.987)
<i>Cross</i>	0.189 (1.282)	0.189 (1.282)
<i>Cash</i>	-1.355*** (-5.677)	-1.355*** (-5.677)
<i>_cons</i>	5.307*** (2.910)	5.667*** (3.108)
<i>N</i>	2 818	2 818
<i>Ind</i>	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes
<i>R²</i>	0.258	0.258
<i>调整的 R²</i>	0.238	0.238

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著。

表4 产业政策对经济政策不确定性与并购溢价关系影响的检验结果

	Premium			
	<i>Bpol = 1</i>		<i>Bpol = 0</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Epu</i>	0.537*** (2.681)		0.257 (1.432)	
<i>Depu</i>		1.507*** (2.681)		0.720 (1.432)
<i>Size</i>	0.205* (1.901)	0.205* (1.901)	0.283** (2.187)	0.283** (2.187)
<i>Roe</i>	0.508 (0.277)	0.508 (0.277)	2.485 (1.235)	2.485 (1.235)
<i>Grow</i>	0.587* (1.673)	0.587* (1.673)	0.773** (1.969)	0.773** (1.969)
<i>Director</i>	0.095 (1.172)	0.095 (1.172)	-0.088 (-0.881)	-0.088 (-0.881)
<i>Inddir</i>	-0.186 (-0.083)	-0.186 (-0.083)	2.085 (0.659)	2.085 (0.659)
<i>Sharatio</i>	0.002 (0.209)	0.002 (0.209)	-0.012 (-1.528)	-0.012 (-1.528)
<i>Mancon</i>	2.449*** (2.612)	2.449*** (2.612)	1.452 (1.442)	1.452 (1.442)
<i>Soe</i>	-1.183*** (-5.230)	-1.183*** (-5.230)	-0.044 (-0.177)	-0.044 (-0.177)
<i>Broe</i>	4.588*** (8.721)	4.588*** (8.721)	2.721*** (3.866)	2.721*** (3.866)
<i>Bsize</i>	-0.565*** (-8.122)	-0.565*** (-8.122)	-0.383*** (-4.466)	-0.383*** (-4.466)
<i>Proportion</i>	0.337 (1.160)	0.337 (1.160)	0.515 (1.398)	0.515 (1.398)
<i>Relevance</i>	-0.806*** (-3.879)	-0.806*** (-3.879)	-1.067*** (-4.870)	-1.067*** (-4.870)
<i>Cross</i>	0.496** (2.370)	0.496** (2.370)	-0.301 (-1.190)	-0.301 (-1.190)
<i>Cash</i>	-1.291*** (-4.457)	-1.291*** (-4.457)	-1.430*** (-3.339)	-1.430*** (-3.339)
<i>_cons</i>	5.258** (2.230)	5.707** (2.416)	2.209 (0.810)	2.424 (0.885)
<i>N</i>	1 838	1 838	980	980
<i>Ind</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>R²</i>	0.302	0.302	0.229	0.229
<i>调整的 R²</i>	0.275	0.275	0.169	0.169

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著。

(二) 内生性检验

1. Heckman 两阶段模型

本文的样本是并购公告中关键财务指标披露完整的并购事件,为了避免可能存在的样本自选择偏差问题,本文采用 Heckman 两阶段模型对前文的实证结果进行验证。首先,在 Heckman 模型的第一阶段中,本文将经济政策不确定性的虚拟变量 *Depu* 作为 Probit 回归模型中的被解释变量,并且在该回归模型中加入中国经济政策不确定性的工具变量。本文采用印度经济政策不确定性指数作为工具变量,原因在于印度和中国因同作为新兴经济体而存在相似性,且两国贸易关系密切并相互影响,印度经济政策不确定性与我国经济政策不确定性高度相关^[42],且对我国企业并购溢价并不会产生直接的影响。其次,本文利用第一阶段 Probit 回归模型的回归结果计算出逆米尔斯比率(*IMR*)。

表5 替换并购溢价度量方法的回归结果

	Premium					
	全样本		Bpol = 1		Bpol = 0	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Epu</i>	0.143 ***		0.182 ***		0.055	
	(2.658)		(2.616)		(0.587)	
<i>Depu</i>		0.402 ***		0.509 ***		0.155
		(2.658)		(2.616)		(0.587)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	2 817	2 817	1 837	1 837	980	980
<i>Ind</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>R</i> ²	0.218	0.218	0.247	0.247	0.267	0.267
调整的 <i>R</i> ²	0.198	0.198	0.218	0.218	0.210	0.210

注: ***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著。

表7 基于《人民日报》和《光明日报》度量经济政策不确定性的回归结果

	Premium					
	全样本		Bpol = 1		Bpol = 0	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Epu</i>	0.813 ***		1.013 ***		0.484	
	(2.956)		(2.681)		(1.432)	
<i>Depu</i>		1.210 ***		1.507 ***		0.720
		(2.956)		(2.681)		(1.432)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	2 818	2 818	1 838	1 838	980	980
<i>Ind</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>R</i> ²	0.258	0.258	0.302	0.302	0.229	0.229
调整的 <i>R</i> ²	0.238	0.238	0.275	0.275	0.169	0.169

注: ***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著。

表6 基于年度几何平均值度量经济政策不确定性的回归结果

	Premium					
	全样本		Bpol = 1		Bpol = 0	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Epu</i>	0.464 ***		0.579 ***		0.276	
	(2.956)		(2.681)		(1.432)	
<i>Depu</i>		1.210 ***		1.507 ***		0.720
		(2.956)		(2.681)		(1.432)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	2 818	2 818	1 838	1 838	980	980
<i>Ind</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>R</i> ²	0.258	0.258	0.302	0.302	0.229	0.229
调整的 <i>R</i> ²	0.238	0.238	0.275	0.275	0.169	0.169

注: ***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著。

表8 基于《北京青年报》等度量经济政策不确定性的回归结果

	Premium					
	全样本		Bpol = 1		Bpol = 0	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Epu</i>	3.230 ***		4.024 ***		1.922	
	(2.956)		(2.681)		(1.432)	
<i>Depu</i>		1.466 ***		1.983 ***		0.360
		(3.456)		(3.459)		(0.661)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	2 818	2 818	1 838	1 838	980	980
<i>Ind</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>R</i> ²	0.258	0.258	0.302	0.302	0.229	0.229
调整的 <i>R</i> ²	0.238	0.238	0.275	0.275	0.169	0.169

注: ***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著。

最后,将计算出的逆米尔斯比率(*IMR*)代入第二阶段模型进行拟合。Heckman 两阶段模型的回归结果见表9。

在表9中,列(1)、列(2)和列(3)的逆米尔斯比率的回归系数均不显著,这说明本文不存在样本自选择偏差问题。在全样本以及目标企业受到产业政策支持的样本组中,*Epu*的回归系数均在1%的水平上显著为正;在目标企业未受到产业政策支持的样本组中,*Epu*的回归系数不显著。这说明采用 Heckman 两阶段模型的估计结果是有效的,进一步验证了本文结论的稳健性。

2. 工具变量法: IV-2SLS

为了解决可能存在的遗漏变量等其他内生性问题,本文用印度经济政策不确定性指数作为中国经济政策不确定性的工具变量,并运用 IV-2SLS 方法对前文的实证结果进行验证,工具变量法的回归结果如表10所示。

由表10可知,Cragg-Donald Wald F值均大于10,这进一步说明了工具变量选择的合理性。回归结果与前文一致,进一步验证了本文结论的稳健性。

表9 Heckman 两阶段模型回归结果

	Premium		
	全样本 (1)	Bpol = 1 (2)	Bpol = 0 (3)
Epu	0.441 *** (3.004)	0.544 *** (2.712)	0.269 (1.477)
IMR	6.243	5.853	12.755
Controls	Yes	Yes	Yes
N	2 818	1 838	980
Ind	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes
R ²	0.258	0.302	0.231
调整的 R ²	0.238	0.275	0.170

注: ***, **, * 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著。

表10 工具变量法的回归结果

	Premium		
	全样本 (1)	Bpol = 1 (2)	Bpol = 0 (3)
Epu	0.853 *** (3.309)	1.400 *** (3.563)	0.251 (0.750)
Controls	Yes	Yes	Yes
N	2 818	1 838	980
Ind	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes
R ²	0.207	0.201	0.205
调整的 R ²	0.190	0.175	0.154
Cragg-Donald Wald F	184.702	93.067	83.602

注: ***, **, * 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著。

(三) 分组回归检验

基于本文的假设 H1, 对于竞争激烈的行业而言, 延迟执行当前并购会导致目标企业被竞争对手抢走, 丧失实现高预期收益的机会, 延迟并购的机会成本更大, 会加强经济政策不确定性上升对并购执行的选择效应。因此, 若假设 H1 成立, 那么相对于竞争程度较弱的行业, 竞争程度较高行业的主并企业在高经济政策不确定性时期会更倾向于支付较高的溢价。本文参考谭小芬和张文婧^[43]的研究, 用赫芬达尔指数来衡量行业竞争程度, 计算公式为 $HHI_j = \sum (X_{ij}/X_j)^2$, 其中 X_{ij} 为 j 行业中 i 企业的主营业务收入, X_j 为 j 行业中所有企业主营业务收入之和。为了使结果更加稳健, 本文用 HHI 的中位数对样本进行分组回归, 回归结果见表 11。

表 11 的回归结果表明, 在主并企业所在行业竞争程度较高的样本组中, 经济政策不确定性对并购溢价的影响更显著, 这进一步验证了本文结论的稳健性。

另外, 经济政策不确定性增加延迟实物期权价值的程度应取决于公司价值对政策冲击的敏感性^[16]。在我国, 国有企业掌握着国家的经济命脉, 担负更多的社会责任, 政府在制定经济政策时往往会给予国有企业一定的政策倾向, 因此, 国有企业比非国有企业更具政策信息优势, 其受到经济政策不确定性的影响相对较小^[10], 而非国有企业则对市场环境更加敏感^[2]。因此, 若假设 H1 成立, 那么非国有企业在高经济政策不确定性时期会更倾向于支付较高的溢价。本文将样本分为国有企业组与非国有企业组进行回归, 回归结果见表 12。

表11 基于竞争程度的分组检验

	Premium			
	竞争程度较高		竞争程度较低	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Epu	0.667 ** (2.503)		0.221 (1.244)	
Depu		1.870 ** (2.503)		0.620 (1.244)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes
N	1 323	1 323	1 492	1 492
Ind	Yes	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes	Yes
R ²	0.276	0.276	0.263	0.263
调整的 R ²	0.251	0.251	0.228	0.228

注: ***, **, * 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著。

表12 基于产权性质的分组检验

	Premium			
	国有企业		非国有企业	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Epu	0.113 (0.710)		0.764 *** (2.709)	
Depu		0.317 (0.710)		2.142 *** (2.709)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes
N	977	977	1 841	1 841
Ind	Yes	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes	Yes
R ²	0.183	0.183	0.278	0.278
调整的 R ²	0.127	0.127	0.250	0.250

注: ***, **, * 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著。

表 12 的回归结果表明,当主并企业属于非国有企业时,经济政策不确定性对并购溢价的影响更显著,这进一步验证了本文结论的稳健性。

六、进一步研究

(一) 并购交易特征异质性研究

1. 跨行业并购与同行业并购

根据主并企业与目标企业是否属于同一行业,可以将并购分为跨行业并购与同行业并购。在跨行业并购中,并购双方从属于不同的行业,两者之间的信息不对称程度较高^[44],而并购双方的信息不对称则可能会导致主并企业支付更高的并购溢价。这一方面是因为目标企业只会接受交易价格不小于其真实价值的并购交易,另一方面是因为目标企业会对股票支付方式下的并购交易索要一定的风险溢价作为补偿^[45]。

考虑到经济政策不确定性会加剧并购双方的信息不对称程度,经济政策不确定性对并购溢价的影响可能会在跨行业并购与同行业并购中存在差异。本文利用模型(1)进行分组回归,回归结果见表 13。由表 13 可知,相比同行业并购,经济政策不确定性对并购溢价的影响在跨行业并购中更显著。

2. 关联方交易与非关联方交易

根据并购双方是否存在关联方关系,可以将并购分为关联方交易与非关联方交易。为了检验主并企业是否利用并购以高溢价的形式进行利益输送,本文利用模型(1)进行分组回归,回归结果见表 14。

由表 14 可知,在关联方交易与非关联方交易的样本组中, Epu 和 $Depu$ 的回归系数均显著为正,这说明经济政策不确定性对并购溢价的影响在两组样本中都是显著的。鉴于此,本文进一步检验了列(1)和列(3)、列(2)和列(4)的组间系数差异,得到卡方值均为 0.01,组间系数均不存在显著差异。回归结果表明,经济政策不确定性对并购溢价的影响在两组样本中是一样的,并购双方未通过并购进行利益输送。

表 13 跨行业并购与同行业并购研究

	Premium			
	跨行业并购		同行业并购	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Epu	0.565 *** (3.313)		0.081 (0.250)	
$Depu$		1.585 *** (3.313)		0.228 (0.250)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes
N	1 928	1 928	890	890
Ind	Yes	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes	Yes
R ²	0.268	0.268	0.320	0.320
调整的 R ²	0.240	0.240	0.266	0.266

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著。

表 14 关联方交易与非关联方交易研究

	Premium			
	关联方交易		非关联方交易	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Epu	0.434 ** (2.349)		0.407 ** (2.280)	
$Depu$		1.216 ** (2.349)		1.140 ** (2.280)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes
Chi ²	0.01			
Prob > Chi ²	0.913 1			
N	1 156	1 156	1 662	1 662
Ind	Yes	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes	Yes
R ²	0.217	0.217	0.260	0.260
调整的 R ²	0.167	0.167	0.228	0.228

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著。

(二) 并购绩效研究

前文已研究得出经济政策不确定性会导致企业在并购中支付更高的溢价,本文将对“支付的多,是否就支付的值”的问题进行进一步研究,并在考虑经济政策不确定性与不考虑经济政策不确定性的情形下,分别对全样本、目标企业得到产业政策支持的样本组、目标企业未得到产业政策支持的样本组进行回归。回归中的被解释变量为并购绩效,本文将并购绩效分为短期并购绩效和长期并购绩效。参考吴超鹏等^[46]、宋晓华等^[47]的做法,本文采用并购首次公告日前后 10 个交易日的累计超额

收益率 $Car(-5, 5)$ 来度量短期并购绩效;参考陈仕华等^[45]的做法,本文采用并购前后两年总资产收益率的平均变化量 ΔRoa 来度量长期并购绩效。本文控制了主并企业规模、主并企业成长性、主并企业第一大股东持股比例、目标企业净资产收益率、目标企业规模、目标企业资产负债率、并购支付方式。在考虑经济政策不确定性的情形下,本文还在回归中加入了经济政策不确定性 Epu ,以及并购溢价与经济政策不确定性的交乘项 $Preepu$ 。短期并购绩效相关研究的回归结果见表 15,长期并购绩效相关研究的回归结果见表 16。

由表 15 可知,在不考虑经济政策不确定性的情况下,结果显示:全样本中 $Premium$ 的回归系数为正但不显著;在目标企业受到产业政策支持的样本中, $Premium$ 的回归系数显著为正;在目标企业未受到产业政策支持的样本中, $Premium$ 的回归系数为负但不显著。以上结果表明,从短期来看,市场更加看好主并企业对受到产业政策支持的目标企业支付的高溢价,认为其高溢价是值得的。在考虑经济政策不确定性的情况下,结果显示:在全样本及目标企业受到产业政策支持的样本中, $Premium$ 的回归系数显著为正,而并购溢价和经济政策不确定性的交乘项 $Preepu$ 的回归系数显著为负;在目标企业未受到产业政策支持的样本中,交乘项 $Preepu$ 的回归系数为负但不显著。以上结果说明,从短期来看,支付高额溢价的并购还是获得了较高的短期并购绩效,但是经济政策不确定性在一定程度上削弱了并购溢价对并购绩效的正向影响,这也许是对经济政策不确定性所带来的风险的补偿。

由表 16 可知,在不考虑经济政策不确定性的情况下,结果显示:在全样本及目标企业受到产业政策支持的样本中, $Premium$ 的回归系数显著为正;在目标企业未受到产业政策支持的样本中, $Premium$ 的回归系数为正但不显著。以上结果表明,就长期来看,主并企业支付的高溢价也是值得的,尤其是当目标企业受到产业政策支持的时候,主并企业获得了相对更高的长期绩效。在考虑经济政策不确定性的情况下,结果显示:全样本中 $Premium$ 的回归系数显著为正,交乘项 $Preepu$ 的回归系数为负但不

表 15 考虑短期并购绩效的研究

	$Car(-5, 5)$					
	不考虑经济政策不确定性			考虑经济政策不确定性		
	全样本	$Bpol = 1$	$Bpol = 0$	全样本	$Bpol = 1$	$Bpol = 0$
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$Premium$	0.075 (0.986)	0.149* (1.702)	-0.031 (-0.177)	0.408** (2.206)	0.465** (2.324)	0.179 (0.370)
$Preepu$				-0.155** (-2.334)	-0.146** (-2.040)	-0.099 (-0.592)
Epu				-0.931 (-1.525)	-1.552** (-2.174)	-0.347 (-0.216)
Controls	Yes		Yes	Yes		Yes
N	2 019	1 320	699	2 019	1 320	699
Ind	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
R ²	0.097	0.164	0.090	0.100	0.167	0.091
调整的 R ²	0.067	0.122	-0.002	0.070	0.124	-0.003

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著。

表 16 考虑长期并购绩效的研究

	ΔRoa					
	不考虑经济政策不确定性			考虑经济政策不确定性		
	全样本	$Bpol = 1$	$Bpol = 0$	全样本	$Bpol = 1$	$Bpol = 0$
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$Premium$	0.037* (1.694)	0.045* (1.777)	0.032 (0.670)	0.127* (1.830)	0.035 (0.450)	0.353** (2.497)
$Preepu$				-0.058 (-1.373)	0.006 (0.126)	-0.204** (-2.547)
Epu				-0.637 (-1.160)	-1.276** (-2.035)	1.172 (0.872)
Controls	Yes		Yes	Yes		Yes
N	1 776	1 185	591	1 776	1 185	591
Ind	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
R ²	0.088	0.112	0.164	0.089	0.112	0.173
调整的 R ²	0.055	0.064	0.069	0.055	0.064	0.077

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著。

显著;在目标企业受到产业政策支持的样本组中, $Premium$ 和交乘项 $Preepu$ 的回归系数均为正,但是在统计上不显著;在目标企业未受到产业政策支持的样本中, $Premium$ 的回归系数显著为正,交乘项 $Preepu$ 的回归系数显著为负。以上结果说明,从长期来看,在高经济政策不确定性时期,经济政策不确定性削弱了未受到产业政策支持的样本的并购溢价对长期并购绩效的正向影响,主并企业可能会对未受到产业政策支持的目标企业要求更显著的风险溢价补偿,而对受到产业政策支持的样本,并没有要求显著的风险溢价补偿。

七、研究结论与启示

本文利用沪深两市A股上市公司2004—2018年间的并购交易样本,实证检验了经济政策不确定性对并购溢价的影响,并研究了我国产业政策对两者间关系的影响。实证结果表明:第一,经济政策不确定性上升会导致企业支付更高的并购溢价。第二,随着经济政策不确定性水平的提高,相对于未受到产业政策支持的目标企业,主并企业更倾向于对受到产业政策支持的目标企业支付更高的溢价。第三,相对于同行业并购,经济政策不确定性对并购溢价的影响在跨行业并购中更为显著;而在关联并购与非关联并购中,经济政策不确定性对并购溢价的影响均显著,且没有明显的差异,这表明主并企业未在并购中以高溢价的形式进行利益输送。第四,总体来看,主并企业对目标企业支付的高溢价是值得的,尤其是当目标企业受到产业政策支持的时候,但经济政策不确定性在一定程度上削弱了并购溢价对并购绩效的正向影响,这也许是对经济政策不确定性所带来的风险的补偿。

本文的研究结论具有一定的政策启示:首先,经济政策不确定性上升虽然会导致企业在并购时更加谨慎,但是不可否认经济政策不确定性上升会带来更大的负面影响,比如抑制宏观经济的发展等。国际货币基金组织在2019年出版的《世界经济展望》中也指出“在许多情况下,一个共同的思路和首要任务是消除政策导致的不确定性或对增长的威胁。”因此,一方面,政府在制定宏观经济政策时,要尽量保证政策之间的连贯性,出台诸如产业政策等在一定期间内具有明确信息导向的政策;另一方面,要重视和加强政策发布前后的信息披露工作,减少企业与政府之间的信息不对称。其次,对于企业而言,并购溢价相当于是对未实现预期收益的一种预付,本身就具有一定的风险,而且为了应对外部环境变动带来的不确定性风险,企业更应该建立健全风险防范机制。一方面,在并购前期要做好并购匹配工作,不仅要考虑目标企业自身现有资源的潜在价值,还要综合考虑国家宏观经济政策对目标企业所在行业未来发展的潜在影响,仔细筛选符合条件的目标企业,并进行次优排序;另一方面,企业应先综合运用多种估值方法确定目标企业的价值区间,然后根据外部环境的变化适时做出调整,在充分权衡预期收益的可实现性及各种潜在风险后,合理、谨慎地制定交易价格。

注释:

①详见 http://www.policyuncertainty.com/china_epu.html。

参考文献:

- [1] GULEN H, ION M. Policy uncertainty and corporate investment [J]. *The review of financial studies* 2016, 29(3): 523-564.
- [2] 顾夏铭, 陈勇民, 潘士远. 经济政策不确定性与创新——基于我国上市公司的实证分析 [J]. *经济研究* 2018(2): 109-123.
- [3] BAKER S R, BLOOM N, DAVIS S J. Measuring economic policy uncertainty [J]. *The quarterly journal of economics*, 2016, 131(4): 1593-1636.
- [4] 姜国华, 饶品贵. 宏观经济政策与微观企业行为——拓展会计与财务研究新领域 [J]. *会计研究* 2011(3): 9-18+94.
- [5] 金雪军, 钟意, 王义中. 政策不确定性的宏观经济后果 [J]. *经济理论与经济管理* 2014(2): 17-26.
- [6] BORN B, PFEIFER J. Policy risk and the business cycle [J]. *Journal of monetary economics* 2014, 68: 68-85.

- [7]王红建 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.
- [8]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.
- [9]饶品贵 徐子慧. 经济政策不确定性影响了企业高管变更吗? [J]. 管理世界 2017(1): 145-157.
- [10]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.
- [11]BLOOM N, BOND S, VAN REENEN J. Uncertainty and investment dynamics [J]. The review of economic studies 2007, 74(2): 391-415.
- [12]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(9): 75-98.
- [13]NGUYEN N H, PHAN H V. Policy uncertainty and mergers and acquisitions [J]. Journal of financial and quantitative analysis 2017, 52(2): 613-644.
- [14]黄灿 俞勇 郑鸿. 经济政策不确定性与企业并购: 中国的逻辑[J]. 财贸经济 2020(8): 95-109.
- [15]汪弘 冯文伯 钟笑寒. 经济政策不确定性与企业并购[J]. 金融学季刊 2019(2): 201-224.
- [16]BONAIME A, GULEN H, ION M. Does policy uncertainty affect mergers and acquisitions? [J]. Journal of financial economics 2018, 129(3): 531-558.
- [17]HAYWARD M L, HAMBRICK D C. Explaining the premiums paid for large acquisitions: evidence of CEO hubris [J]. Administrative science quarterly, 1997, 42(1): 103-127.
- [18]潘爱玲 刘文楷 王雪. 管理者过度自信、债务容量与并购溢价[J]. 南开管理评论 2018(3): 35-45.
- [19]陈仕华 李维安. 并购溢价决策中的锚定效应研究[J]. 经济研究 2016(6): 114-127.
- [20]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.
- [21]LAAMANEN T. On the role of acquisition premium in acquisition research [J]. Strategic management journal 2007, 28(13): 1359-1369.
- [22]DIAZ B D, AZOFRA S S. Determinants of premiums paid in European banking mergers and acquisitions [J]. International journal of banking, accounting and finance 2009, 1(4): 358-380.
- [23]KIM J Y, HALEBLIAN J, FINKELSTEIN S. When firms are desperate to grow via acquisition: the effect of growth patterns and acquisition experience on acquisition premiums [J]. Administrative science quarterly 2011, 56(1): 26-60.
- [24]ECKBO B E, LANGOHR H. Information disclosure, method of payment, and takeover premiums: public and private tender offers in France [J]. Journal of financial economics 1989, 24(2): 363-403.
- [25]葛伟杰 张秋生 张自巧. 支付方式、融资约束与并购溢价研究[J]. 证券市场导报 2014(1): 40-47.
- [26]蔡庆丰 田霖. 产业政策与企业跨行业并购: 市场导向还是政策套利[J]. 中国工业经济 2019(1): 81-99.
- [27]江飞涛 李晓萍. 直接干预市场与限制竞争: 中国产业政策的取向与根本缺陷[J]. 中国工业经济 2010(9): 26-36.
- [28]BLOOM N. The impact of uncertainty shocks [J]. Econometrica 2009, 77(3): 623-685.
- [29]LAMBRECHT B M. The timing and terms of mergers motivated by economies of scale [J]. Journal of financial economics 2004, 72(1): 41-62.
- [30]VARAIYA N P. Determinants of premiums in acquisition transactions [J]. Managerial and decision economics, 1987, 8(3): 175-184.
- [31]张纯 潘亮. 转型经济中产业政策的有效性研究——基于我国各级政府利益博弈视角[J]. 财经研究 2012(12): 85-94.
- [32]黎文靖 李耀淘. 产业政策激励了公司投资吗[J]. 中国工业经济 2014(5): 122-134.
- [33]祝继高 韩非池 陆正飞. 产业政策、银行关联与企业债务融资——基于A股上市公司的实证研究[J]. 金融研究 2015(3): 176-191.
- [34]张超林 王连军 袁立华. 产业政策对企业技术效率的异质性影响研究——基于中国制造业上市公司的实证检验[J]. 产业经济研究 2019(5): 39-50.
- [35]余明桂 范蕊 钟慧洁. 中国产业政策与企业技术创新[J]. 中国工业经济 2016(12): 5-22.
- [36]张新民 张婷婷 陈德球. 产业政策、融资约束与企业投资效率[J]. 会计研究 2017(4): 12-18+95.

- [37] DIMAGGIO P J ,POWELL W W. The iron cage revisited: institutional isomorphism and collective rationality in organizational fields [J]. American sociological review ,1983 48(2) : 147 - 160.
- [38]傅超,杨曾,傅代国.“同伴效应”影响了企业的并购商誉吗?——基于我国创业板高溢价并购的经验证据[J].中国软科学 2015(11) : 94 - 108.
- [39]辛大楞.经济政策不确定性与工业企业就业[J].产业经济研究 2018(5) : 89 - 100.
- [40]DAVIS S J ,LIU D ,SHENG X S. Economic policy uncertainty in China since 1949: the view from mainland newspapers [R]. Chicago booth research paper 19 - 04 2019.
- [41]HUANG Y ,LUK P. Measuring economic policy uncertainty in China [J]. China economic review 2020 59: 101367.
- [42]张峰,刘曦苑,武立东,等.产品创新还是服务转型:经济政策不确定性与制造业创新选择[J].中国工业经济, 2019(7) : 101 - 118.
- [43]谭小芬,张文婧.经济政策不确定性影响企业投资的渠道分析[J].世界经济 2017(12) : 3 - 26.
- [44]苏文兵,李心合,李运.公司控制权、信息不对称与并购支付方式[J].财经论丛 2009(5) : 67 - 73.
- [45]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.
- [46]吴超鹏,吴世农,郑方镛.管理者行为与连续并购绩效的理论及实证研究[J].管理世界 2008(7) : 126 - 133 + 188.
- [47]宋晓华,蒋雨晗,魏烁,等.公众公司、公司规模与并购绩效——基于中国上市公司数据的实证分析[J].管理世界 2016(11) : 182 - 183.

(责任编辑:李敏)

Economic policy uncertainty , industrial policy and M&A premiums

GAO Jingzhong¹ , ZHAO Sixie¹ , WANG Yingyun²

(1. School of Accounting , Tianjin University of Finance and Economics , Tianjin 300222 , China;

2. School of Economics and Management , Tianjin Agricultural University , Tianjin 300392 , China)

Abstract: How will corporate Mergers & Acquisitions (M&A) pricing be affected by macroeconomic policy uncertainty? And how will an industrial policy with a clear policy message play out in an environment of uncertainty? This paper empirically examines the effect of economic policy uncertainty on the M&A premiums and the role of industrial policy on the relationship between the two , using the M&A transaction events of A-share listed companies in China from 2004 to 2018 as samples. The study finds that the rising uncertainty of economic policy will lead to higher M&A premiums paid by the principal merging firm. The relationship between the two is strengthened when the target firm is supported by industrial policies. In other words , the main merging firm will pay a higher M&A premium. The study further finds that the effect of economic policy uncertainty on M&A premiums is greater in cross-industry M&A. The effect on M&A premiums is significant without any obvious difference in both affiliated and unaffiliated M&As. In addition , studies considering M&A performance suggest that the high premium paid by the principal merging firm to the target firm is generally worthwhile , especially when the target firm is supported by industrial policies , but economic policy uncertainty can somewhat attenuate the positive effect of M&A premiums on M&A performance. The findings of this paper not only enrich the research on the impact of macroeconomic policy changes on micro-firm behavior , but more importantly , they provide empirical evidence for understanding the impact of policy changes on M&A pricing decisions.

Key words: economic policy uncertainty; industrial policy; M&A premiums; cross-industry M&A; affiliated M&A; M&A performance