

产业政策对并购商誉的微观影响

顾乾坤 彭凯 余芳

摘要: 基于 2007—2023 年 A 股上市公司并购事件数据,系统考察产业政策对并购商誉的微观影响。研究发现,并购标的企业受产业政策支持程度越高,并购新增商誉规模越大,计提商誉减值准备越高,商誉在后续年度更容易发生减值,商誉存续时间越短,存在明显的潮涌效应。异质性检验表明,跨行业并购的潮涌效应更为显著。进一步研究表明,当产业政策转向退出后,“潮涌”转向“潮落”,收购方后续计提商誉减值准备显著减少。政府在制定产业政策时,既要提高产业政策的稳定性和透明度,又要建立产业政策的动态调整机制,避免政策实施过程中出现负面外溢效应;同时,还要完善产业政策退出机制,减少政策转向带来的市场冲击。

关键词: 产业政策;潮涌效应;并购商誉

中图分类号: F271 **文献标识码:** A **文章编号:** 1003-7543(2025)04-0132-13

作为宏观调控的重要政策工具,产业政策不仅可以调节资源配置,还可以优化产业结构、促进新兴产业发展,推动产业升级。党的十八大以来,我国确立创新驱动高质量发展导向,围绕新兴技术及先进制造业发展出台了一系列产业政策。产业政策驱动市场对某个产业形成共识时,大量投资会如同“波浪”涌入,形成潮涌效应,而资本市场正是产业政策配置资本的重要途径。2024年9月,证监会发布的《关于深化上市公司并购重组市场改革的意见》提出“积极支持上市公司围绕战略性新兴产业、未来产业等进行并购重组”。企业并购是实现资源整合和跨越式发展的主要手段^[1],产业政策深刻影响着企业并购行为^[2]。虽然产业政策在引导企业并购方面发挥了积极作用,但其效果可能并不完全符合预期。受市场热点驱动,上市公司普遍追逐高估值标的,导致高溢价并购现象频发,进而形成商誉泡沫。非理性并购使并购整合后的协同

效应难以真正转变为实际业绩增长,导致一次性计提大额商誉减值事件频发。资本市场屡受商誉减值潮冲击,大规模商誉减值已成为影响金融稳定的重要风险因素^[3]。

本文以 2007—2023 年存在并购商誉事件的 A 股上市公司为研究对象,从产业政策对并购新增商誉和商誉后续处置两个角度探究产业政策对并购商誉的微观影响,同时研究了产业政策转向退出后的经济后果。本文的主要贡献如下:一是拓展了产业政策在企业微观领域的研究边界。既有研究主要聚焦于产业政策对创新^[4]、信贷^[5]、产业结构优化升级^[6]、经济增长质量^[7]、生产效率^[8-9]和投资效率^[10]的影响。本文将产业政策研究延伸至并购领域,区别于已有政策的套利、政策性任务、资源效应等视角^[11-14],着重研究产业政策对并购商誉的微观影响。二是丰富并购商誉的研究视角。本文从产业政策视角考察了并购商誉的政策效应,区别于已有研

基金项目: 国家自然科学基金项目“文化与家族企业控制权和管理权的分配:理论分析和实证检验”(72002159)。

作者简介: 顾乾坤,苏州大学商学院副教授;彭凯,中央民族大学经济学院讲师;余芳,中央民族大学经济学院研究生。

究主要考察公司财务、组织行为等企业内部因素对并购商誉的影响。三是关注产业政策的完整流程。不仅考察产业政策支持期间,而且考察产业政策转向退出后对商誉减值准备的影响,区别于传统产业政策研究只关注支持或退出单一环节。

一、理论分析与研究假说

林毅夫等^[15-16]在研究产能过剩时发现,当市场对某个产业的良好前景存在共识时,会引发大量投资如同“波浪”一般涌向这个产业,导致产能过剩,即“潮涌现象”,其影响称为“潮涌效应”。本文认为,产业政策宏观上通过三个方面推动并购活动,进而形成并购商誉的潮涌效应。一是金融政策引导。政府通过金融政策间接引导银行等金融机构向受产业政策支持的并购方提供信贷,使其获得更多较低成本的融资^[12,17-18]和更高的现金持有水平^[19],在获取并购资金上更具竞争力。二是财政与税收优惠。政府通过财政补助^[4,20-21]、税收优惠^[4]等方式为受产业政策支持的标的企业降低税赋成本,有助于提升其盈利能力,甚至获得超额利润^[22],在市场上受到更多并购方的青睐。三是政策信号的传递效应。产业政策的实施向市场释放了产业升级、营商环境改善等积极信号^[23],这些因素共同作用引发资本市场上更多投资者对受产业政策支持企业未来增长潜力的乐观预期,进而提高了并购双方达成并购交易的动机。从微观视角看,当并购标的企业受到产业政策支持时,会收到更多并购要约,导致其估值水平的提升,进而使得标的企业期望获得更高的出售溢价。从收购方的决策逻辑来看,为了在并购置入资产后保留股价上涨空间,收购方在并购某项标的资产时,购买价格的上限通常会低于标的方的估值水平。但当标的方受到产业政策支持时,会提升股价上升的预期,收购方愿意接受的估值水平也会随之提升^[24],更容易达到标的企业的出售溢价水平,从而形成

较高的并购溢价。与此同时,包括分析师、机构投资者在内的其他市场参与者将自身对产业认知、短期化的迎合情绪或成长预期压力^[25]等间接传导至并购市场,导致资本市场相关概念股的股价大幅上涨,使受产业政策支持企业的并购交易受市场情绪驱动更易达成。以上三方面微观因素共同作用使得产业政策支持领域的并购交易形成远超行业基准的商誉规模。

从会计学的本质来看,商誉所代表的并购对价中超出可辨认净资产公允价值的溢价部分,实质上是对标的企业未来收益的预期,其价值确认与计量依赖于后续经营活动中经济利益的实际兑现。虽然潮涌效应带来的高溢价并购能在短期内改善企业的财务和资本市场表现,但也容易忽视并购后协同效应的实现难度及潜在风险,当标的企业未来经营业绩无法兑现时,收购方会计提更高的商誉减值准备,在后续年度更容易发生减值,商誉存续时间更短。一旦产业政策转向退出后,市场预期降温甚至反转,因产业政策驱动形成的潮涌效应难以持续,资金将不再追逐已经不受产业政策支持的行业,导致这些行业中并购热度会下降,并购交易中的溢价会减少,对于标的企业未来的预期收益也会降低,因而收购方在后续不需要对并购商誉计提大量的减值准备,与潮涌效应形成相反的效果,“潮涌”转为“潮落”。

综上,产业政策的支持使相关行业的企业估值上升,推动形成并购交易热潮,引发并购商誉的潮涌效应。一旦产业政策转向退出,政策预期对应的并购溢价减少,“潮涌”转为“潮落”。基于此,本文提出如下假说:

H1: 并购标的企业受产业政策支持程度越高,收购方新增商誉规模越大,后续计提商誉减值准备越高,商誉在后续年度越容易发生减值,商誉存续时间越短。

H2: 当产业政策转向退出后,“潮涌”转向“潮落”,收购方后续计提商誉减值准备减少。

二、研究设计

(一)样本选取与数据来源

本文以 2007—2023 年存在并购商誉事件的 A 股上市公司为研究样本。商誉数据来源于国泰安财务报表附注中的商誉明细数据和并购重组数据库,该数据库涵盖并购重组项目层面数据。并购重组数据分为资产交易、吸收合并、资产置换、要约收购、债务重组等类别,交易地位编码包含买方、卖方、标的企业等。因此,与一般公司层面的并购重组数据库相比,该数据库便于从项目层次识别和分析收购方及标的方的多主体特征。数据的整理过程如下:(1)整理出“上市公司—项目商誉—一年”结构的初步数据;(2)统一项目公司名:人工识别、搜索收购后被收购方更名情形,统一为更名后的公司名;(3)识别每个被收购商誉的产生年份是否合理:为避免 2007 年因首次适用新会计准则时将无形资产中商誉重新分类导致的左删失问题,剔除 2007 年商誉初始金额不等于 0 的并购项目样本;(4)确保并购项目商誉在样本期间持续披露,对“项目商誉—一年”存在部分缺失的年度,根据前后年度补充完整。例如,若 t 年某项目商誉观测值缺失,但前后年度的商誉金额均未发生减值,则可推断 t 年该项目商誉未发生变化,对无法推断补充的样本则剔除该项目商誉所有年度样本。经过上述处理,本文最终获得 2007—2023 年 43 385 个“上市公司—项目商誉—一年”样本。

根据天眼查、企查查、爱企查等公开网站查询标的方所处行业,并依据证监会 2012 年发布的行业分类标准对标的方行业进行分类。政策数据来自中国研究数据服务平台(CNRDS)中的产业政策数据库,该数据库具有二级行业层面的五年规划纲要文件产业政策支持信息。其他控制变量来自国泰安数据库(CSMAR)和 CNRDS,部分缺失信息手工补充。

(二)变量定义

1.被解释变量

本文选择商誉相关变量作为被解释变量。学者们多直接使用报表披露的商誉值^[26]。为了更全面地度量产业政策对商誉的影响,本文选择新增商誉规模(Gw)、商誉减值准备(Gwp)、商誉是否发生减值(Gwi)、商誉存续时间($Life$)四个与商誉相关的被解释变量。

2.解释变量

本文的解释变量为产业政策强度($Policy$)。已有文献中关于产业政策的衡量方法包括直接法和间接法。直接法是从政府政策文件中识别^[11,22];间接法主要依据获得的财政支持力度推断产业政策的实施强度。间接法虽然能直接体现受支持程度,但容易受其他因素干扰,难以准确反映产业政策的真实意图和力度;直接法则更为精准,通常依赖于政策文件的解读。具体而言,本文基于“十一五”“十二五”“十三五”“十四五”规划纲要文件测度产业政策指标。参考陈冬华和姚振晔^[22]、逯东和宋昕倍^[27]的做法,本文采用打分法构建产业政策强度指标:五年规划纲要文件中提及的行业若被标为“鼓励”,则赋值 1;若为“重点支持”“大力支持”等,则赋值 2。若某行业被多次提及,则累加其分值,并加 1 取对数,从而构建 90 个行业的政策强度数据。

3.控制变量

本文借鉴郑海英等^[28]、李丹蒙等^[29]、邱金龙等^[14]、逯东和宋昕倍^[27]的做法,选取独立董事占比(IDR)、资产负债率(Lev)、管理层持股比例($Mhld$)、公司规模($Size$)、股权持股($First$)、股权集中度($Top10$)、成长性(Bm)、股票收益率($Yret$)、产权性质(Soe)、行业市净率(PB)、董事会规模($Board$)、高管是否有金融背景($Finback$)、企业年龄(Age)、两职合一($Dual$)、市场化指数($Marketindex$)、地区生产总值(GDP)、反垄断监管力度(CP)作为控制变量。具体的变量含义和

表 1 变量含义

变量	变量含义与计算方法
被解释变量	
<i>Gw</i>	新增商誉规模,项目当年新增商誉/总资产的账面价值
<i>Gwp</i>	商誉减值准备,项目在第 <i>t</i> 年计提商誉减值准备规模/总资产的账面价值
<i>Gwi</i>	商誉是否发生减值,项目商誉在 <i>t</i> 年是否发生减值,如果减值取 1,否则为 0
<i>Life</i>	商誉存续时间,项目商誉存续时间,以年份为单位
解释变量	
<i>Policy</i>	产业政策强度,五年规划纲要文件内容中提及的行业若被标为“鼓励”,则赋值 1;若为“重点支持”“大力支持”等,则赋值 2。若某行业被多次提及,则累加其分值,并加 1 取对数,从而构建 90 个行业的政策强度数据
控制变量	
<i>IDR</i>	独立董事占比,第 <i>t</i> 年末独立董事人数占董事会人数的比重
<i>Lev</i>	资产负债率,第 <i>t</i> 年末总负债/总资产
<i>Mhld</i>	管理层持股比例,第 <i>t</i> 年末管理层持股比例
<i>Bm</i>	成长性,第 <i>t</i> 年末账面价值/市场价值
<i>Yret</i>	股票收益率,第 <i>t</i> 年末股票收益额占原始投资额的比重
<i>Soe</i>	产权性质,第 <i>t</i> 年末产权性质为国有取 1,否则为 0
<i>PB</i>	行业市净率,第 <i>t</i> 年末收购方所属行业的二级市场平均市值/最近一年平均净资产
<i>Board</i>	董事会规模,第 <i>t</i> 年末董事会人数
<i>Finback</i>	高管是否有金融背景,第 <i>t</i> 年董监高具有金融背景取 1,否则为 0
<i>Age</i>	企业年龄,公司成立的年数
<i>Dual</i>	两职合一,企业中董事长与 CEO 两职合一取 1,否则取 0
<i>Size</i>	公司规模,第 <i>t</i> 年末总资产的自然对数
<i>First</i>	股权持股,第 <i>t</i> 年公司第一大股东的持股比例
<i>Top10</i>	股权集中度,第 <i>t</i> 年公司前十大股东的持股比例
<i>Marketindex</i>	市场化指数,第 <i>t</i> 年公司办公地址所在省份的市场化指数
<i>GDP</i>	地区生产总值,第 <i>t</i> 年公司所在城市的地区生产总值当年价格(单位:万元)的自然对数
<i>CP</i>	反垄断监管力度,国务院等机构下发的反垄断政策的数量
<i>Industry</i>	行业虚拟变量,行业划分标准根据中国证监会制定的《上市公司行业分类指引》(2012 年版)标准,均采用二级代码分类,共分为 90 个行业子类
<i>Year</i>	时间虚拟变量,样本区间是 2007—2023 年,共计 17 个年度

计算方法如表 1 所示。

(三)模型设计

本文借鉴蔡庆丰和田霖^[11]的研究,分析标的方受产业政策支持对商誉的影响。由于本文产业政策强度为五年一变更,为避免固定效应模型对产业政策效果的弱化,本文在公司层面进行聚类标准误调整。同时,模型中控制了行业和年度固定效应,模型如下所示:

$$Y_{it} = \alpha + \beta_1 Policy_{i,t} + \beta_2 Controls_{i,t} + \sum Industry + \sum Year + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式(1)中,*i*表示上市公司—项目商誉,*t*表示时间,*Y*是被解释变量。解释变量 *Policy* 为标的方受产业政策的支持力度, β_1 为本文主要关注的产业政策的回归系数;*Controls*为企业层面的控制变量; $\sum Industry$ 为行业虚拟变量; $\sum Year$ 为时间虚拟变量; ε 为误差项。为避免极端值对实

证结果的影响,本文对所有连续变量在1%和99%分位进行 Winsorize 处理。

三、实证结果与分析

(一)描述性统计

表2为变量的描述性统计。表3(下页)为年度并购项目商誉数量、年商誉减值事件数量和年计提商誉减值准备的描述性统计。

(二)基准回归

表4报告了产业政策对并购商誉影响的基准回归结果,其中列(1)和列(2)、列(3)和列(4)、列(5)和列(6)、列(7)和列(8)分别为模型(1)以新增商誉规模(Gw)、商誉减值准备(Gup)、商誉是否发生减值(Gwi)、商誉存续时间($Life$)为被解释变量的 OLS 回归结果。其中,列(1)和

列(2)估计结果显示, $Policy$ 的回归系数分别在1%、10%的水平上显著为正,说明当标的方受产业政策支持力度较大时,收购方新增的商誉规模(Gw)较大。列(3)和列(4)估计结果显示, $Policy$ 的回归系数分别在1%、5%的水平上显著为正,说明当标的方受产业政策支持力度较大时,收购方更容易计提商誉减值准备。列(5)和列(6)估计结果显示, $Policy$ 的回归系数分别在1%、5%的水平上显著为正,说明当标的方受产业政策支持力度较大时,收购方商誉在后续年度更容易发生减值。列(7)和列(8)估计结果显示, $Policy$ 的回归系数均在1%的水平上显著为负,说明标的方受产业政策支持力度越大时,并购商誉存续时间越短。表4的结果验证了H1。

表2 主要变量描述性统计

变量	样本	均值	中位数	标准差	最小值	最大值
Gw	43 385	0.308	0.000	1.591	0.000	12.465
Gup	43 385	0.578	0.000	2.611	0.000	19.831
Gwi	43 385	0.130	0.000	0.337	0.000	1.000
$Life$	43 385	4.453	4.000	3.004	1.000	14.000
$Policy$	43 385	1.408	1.792	0.838	0.000	2.485
IDR	43 385	0.380	0.364	0.073	0.250	0.600
Lev	43 385	0.488	0.499	0.199	0.088	0.917
$Mhld$	43 385	0.087	0.005	0.132	0.000	0.534
Bm	43 385	0.470	0.378	0.354	-0.009	1.975
$Yret$	43 385	0.088	-0.031	0.511	-0.632	2.261
Soe	43 385	0.322	0.000	0.467	0.000	1.000
PB	43 385	3.529	2.555	3.300	0.592	22.020
$Board$	43 385	10.377	10.000	2.733	5.000	19.000
$Finback$	43 385	0.740	1.000	0.439	0.000	1.000
Age	43 385	19.348	19.000	6.021	6.000	34.000
$Dual$	43 385	0.295	0.000	0.456	0.000	1.000
$Size$	43 385	22.827	22.649	1.366	18.316	30.309
$First$	43 385	29.238	26.395	13.823	0.290	89.990
$Top10$	43 385	53.538	53.140	14.628	1.320	97.490
$Marketindex$	43 385	9.904	10.123	1.665	-0.161	13.356
GDP	43 385	9.141	9.357	1.263	0.000	10.763
CP	43 385	5.915	5.000	5.580	0.000	18.000

表 3 2007—2023 年并购项目商誉描述性统计

年份	并购项目商誉数量	年商誉减值事件数量	年计提商誉减值准备 (亿元)
2007	174	11	0.649
2008	328	22	2.132
2009	460	28	1.808
2010	612	37	4.121
2011	891	30	1.986
2012	1 231	59	4.242
2013	1 550	79	7.555
2014	1 969	112	12.515
2015	2 685	193	47.475
2016	3 459	304	66.363
2017	4 252	438	237.142
2018	5 007	1 063	1 076.300
2019	5 237	1 041	978.782
2020	5 235	790	704.075
2021	4 658	618	384.966
2022	2 952	403	218.257
2023	2 685	428	202.113

注:根据国泰安附注商誉明细数据库手工补充后整理。

(三) 内生性检验

1. 工具变量法

考虑到本文实证结论的可靠性依赖于产业政策的外生性,利用滞后一期的产业政策强度 (*LagPolicy*) 作为工具变量进行回归^[6]。结果如表 5 所示。列(1)中工具变量 *LagPolicy* 的回归系数在 1%水平上显著为正, Kleibergen-Paap rk LM 统计量为 410.381, F 统计值大于 Stock-Yogo Weak ID 的 10%临界值(16.380), 说明通过了弱工具变量的检验。列(2)—(5)的回归结果与基本回归结论一致, 说明结论具有稳健性。

2. 考虑解释变量的时滞性

从产业政策对商誉形成以及商誉处置的影响逻辑来看, 产业政策这一看似外生给定的政策实际上可能存在样本选择性偏误和双向因果引起的内生性问题。为有效避免可能存在的双向因果关系导致的回归结果偏差, 基于双向固定效应模型, 本文使用核心解释变量和全部控制变

量的一期滞后项重新回归^[27], 结果如表 6 所示, 实证结果与基准回归一致。

3. 倾向得分匹配法

有产业政策支持的企业和无产业政策支持的企业的非随机选择, 也可能导致内生性问题。因此, 本文进一步利用倾向得分匹配法解决样本选择偏误引致的内生性问题。选择独立董事占比 (*IDR*)、资产负债率 (*Lev*)、管理层持股比例 (*Mhld*)、公司规模 (*Size*)、股权持股 (*First*)、股权集中度 (*Top10*)、成长性 (*Bm*)、股票收益率 (*Yret*)、产权性质 (*Soe*)、行业市净率 (*PB*)、董事会规模 (*Board*)、高管是否有金融背景 (*Finback*)、企业年龄 (*Age*)、两职合一 (*Dual*)、市场化指数 (*Marketindex*)、地区生产总值 (*GDP*)、反垄断监管力度 (*CP*) 作为协变量, 采用 *Logit* 模型计算倾向得分, 并运用最近邻匹配法进行 1:1 匹配, 保留满足共同支撑的观测样本。使用模型(1)进行回归, 结果与基准回归基本一致。

表 4 基准回归

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	<i>Gw</i>		<i>Gwp</i>		<i>Gwi</i>		<i>Life</i>	
<i>Policy</i>	0.029*** (2.888)	0.018* (1.651)	0.104*** (2.836)	0.072** (2.020)	0.008*** (2.621)	0.006** (2.182)	-0.184*** (-3.473)	-0.171*** (-3.314)
<i>IDR</i>		-0.302** (-2.234)		0.311 (1.050)		-0.026 (-0.715)		0.882* (1.809)
<i>Lev</i>		-0.161** (-2.084)		0.828*** (3.615)		0.113*** (5.983)		-0.069 (-0.206)
<i>Mhld</i>		0.285** (2.384)		-1.412*** (-6.195)		-0.038 (-1.537)		-1.119*** (-3.258)
<i>Bm</i>		0.197*** (5.519)		-0.019 (-0.197)		0.012 (1.143)		0.423** (2.408)
<i>Yret</i>		0.238*** (7.544)		-0.219*** (-5.202)		-0.036*** (-7.083)		0.112** (2.007)
<i>Soe</i>		-0.085*** (-3.403)		-0.203*** (-2.756)		-0.013 (-1.608)		0.522*** (3.770)
<i>Pb</i>		-0.000 (-0.067)		0.010 (0.689)		-0.002*** (-2.588)		0.002 (0.084)
<i>Board</i>		0.003 (0.953)		0.034*** (3.544)		0.003*** (2.951)		-0.018 (-1.139)
<i>Finback</i>		0.046** (2.011)		0.098* (1.853)		-0.001 (-0.163)		-0.164* (-1.861)
<i>Age</i>		0.004 (1.544)		-0.003 (-0.433)		0.000 (0.068)		0.010 (0.796)
<i>Dual</i>		0.032 (1.307)		-0.003 (-0.039)		-0.001 (-0.144)		-0.218** (-2.356)
<i>Size</i>		-0.152*** (-13.140)		-0.435*** (-11.271)		-0.036*** (-11.086)		0.085 (1.494)
<i>First</i>		-0.008*** (-6.770)		-0.007*** (-2.747)		0.000 (0.162)		0.003 (0.483)
<i>Top10</i>		0.015*** (13.898)		-0.003 (-0.924)		-0.000* (-1.656)		-0.035*** (-7.698)
<i>Marketindex</i>		0.000 (0.055)		0.017 (0.618)		0.002 (0.899)		-0.015 (-0.401)
<i>GDP</i>		-0.010 (-1.085)		-0.029 (-0.684)		-0.004 (-1.298)		0.033 (0.851)
<i>CP</i>		0.002 (0.229)		0.128*** (7.222)		0.006** (2.166)		0.641*** (19.816)

(转下页)

(续上页)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	<i>Gw</i>		<i>Gwp</i>		<i>Gwi</i>		<i>Life</i>	
常数项	0.373*** (3.978)	2.974*** (11.559)	0.011 (0.132)	9.462*** (11.733)	0.056** (2.522)	0.885*** (12.808)	1.051*** (6.186)	-0.669 (-0.540)
年份/行业/聚类	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	43 385	43 385	43 385	43 385	43 385	43 385	43 385	43 385
R^2	0.037	0.065	0.064	0.105	0.036	0.051	0.258	0.301

注:括号中t值为经公司聚类调整后的稳健t值,*、**、***分别代表10%、5%、1%的显著性水平。下文皆同,不再赘述。

表5 工具变量法的回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>first</i>	<i>second</i>			
	<i>Policy</i>	<i>Gw</i>	<i>Gwp</i>	<i>Gwi</i>	<i>Life</i>
<i>LagPolicy</i>	0.976*** (654.254)				
<i>Policy</i>		0.018* (1.700)	0.086*** (5.049)	0.007*** (3.000)	-0.166*** (-9.571)
常数项	0.046 (1.316)	2.863*** (11.914)	8.785*** (22.773)	0.838*** (16.357)	-0.386 (-0.984)
Kleibergen-Paap rk LM	410.381				
F 检验	428 048				
控制变量	是	是	是	是	是
年份/行业/聚类	是	是	是	是	是
观测值	43 385	43 385	43 385	43 385	43 385
R^2	0.930	0.065	0.105	0.051	0.301

表6 考虑解释变量的时滞性与倾向得分匹配法

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	滞后一期回归				倾向得分匹配法			
	<i>Gw</i>	<i>Gwp</i>	<i>Gwi</i>	<i>Life</i>	<i>Gw</i>	<i>Gwp</i>	<i>Gwi</i>	<i>Life</i>
<i>Policy</i>	0.007 (0.649)	0.084** (2.224)	0.007** (2.298)	-0.156*** (-2.961)	0.022** (1.983)	0.074** (2.101)	0.006* (1.934)	-0.159*** (-3.103)
常数项	3.482*** (14.769)	8.461*** (11.354)	0.658*** (10.047)	-0.302 (-0.244)	2.979*** (11.347)	9.555*** (11.636)	0.902*** (12.771)	-0.715 (-0.571)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
年份/行业/聚类	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	41 529	41 529	41 529	41 529	42 119	42 119	42 119	42 119
R^2	0.060	0.095	0.045	0.297	0.066	0.105	0.051	0.302

(四)稳健性检验

1.替换被解释变量

考虑到被解释变量的设定方式也可能影响

估计结果,为增强回归结果的稳健性,本文将新增商誉规模这一被解释变量更换为商誉净值占总资产的比例($Gw2$),即 $Gw2=(\text{商誉期末账面价}$

表 7 替换被解释变量

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Gw2</i>		<i>Guprovision</i>	
<i>Policy</i>	0.033** (1.994)	0.018 (1.070)	0.435** (2.173)	0.375* (1.874)
常数项	0.366*** (13.597)	4.319*** (10.674)	2.182*** (7.265)	23.467*** (6.333)
控制变量		是		是
年份/行业/聚类	是	是	是	是
观测值	43 385	43 258	43 385	43 385
R^2	0.032	0.055	0.045	0.058

值-商誉减值准备)/期末总资产;本文将计提商誉减值准备占总资产的比例(*Gup*)这一被解释变量更换为商誉减值准备(*Guprovision*),即 $Guprovision = \text{商誉减值准备} / 10\ 000\ 000$ 。重复上述检验,回归结果如表 7 所示,在列(1)—(4)中,*Policy* 的回归系数为正,与前文的结果基本一致,验证了基准回归结果的稳健性。

2. 更换产业政策测度方式

本文参考蔡庆丰和田霖^[1]的研究,构建了产业政策虚拟变量和五年规划虚拟变量,在产业政策为“鼓励”时,*Policy* 为 1,否则为 0。回归结果如表 8 所示,与基准回归结果仍然一致。

(五) 异质性分析

在跨行业并购时,由于收购方对标的方所处行业的专业知识和市场环境缺乏深入了解,收购方与标的方存在明显的信息不对称,使其可能承

担更高的并购溢价。本文依据收购方和标的方是否属于同一行业,引入产业政策强度与是否跨行业并购(*Hcross*)的交互项进行检验,结果如表 9(下页)所示。列(1)—(3)中 $Policy \times Hcross$ 的估计系数显著为负,表明当收购方与标的方同行业时,新增商誉规模越小,后续计提商誉减值准备越少,在后续年度发生减值的可能性越小。列(4)中 $Policy \times Hcross$ 的估计系数在 1% 的水平上显著为正,说明相较于跨行业并购,当收购方与标的方同行业时,商誉存续时间越长。

四、进一步研究:产业政策转向的影响

由于样本区间是 2007—2023 年,涉及“十一五”(2006—2010 年)、“十二五”(2011—2015 年)、“十三五”(2016—2020 年)、“十四五”(2021—2025 年)四个政策区间,对于某一行业而言,产

表 8 更换产业政策测度方式

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	<i>Gw</i>		<i>Gup</i>		<i>Gwi</i>		<i>Life</i>	
<i>Policy</i>	0.029*** (2.887)	0.018* (1.651)	0.104*** (2.836)	0.072** (2.020)	0.008*** (2.621)	0.006** (2.182)	-0.184*** (-3.473)	-0.171*** (-3.314)
常数项	0.373*** (3.978)	2.974*** (11.559)	0.011 (0.132)	9.462*** (11.733)	0.056** (2.522)	0.885*** (12.808)	1.051*** (6.186)	-0.669 (-0.540)
控制变量		是		是		是		是
年份/行业/聚类	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	43 385	43 385	43 385	43 385	43 385	43 385	43 385	43 385
R^2	0.037	0.065	0.064	0.105	0.036	0.051	0.258	0.301

表 9 异质性分析

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Gw</i>	<i>Gwp</i>	<i>Gwi</i>	<i>Life</i>
<i>Policy</i> × <i>Hcross</i>	-0.039*** (-3.169)	-0.061* (-1.700)	-0.007** (-2.353)	0.282*** (6.233)
<i>Policy</i>	0.028** (2.503)	0.087** (2.385)	0.008*** (2.623)	-0.243*** (-4.644)
常数项	2.970*** (11.578)	9.457*** (11.736)	0.884*** (12.789)	-0.644 (-0.524)
控制变量	是	是	是	是
年份/行业/聚类	是	是	是	是
观测值	43 385	43 385	43 385	43 385
<i>R</i> ²	0.065	0.105	0.051	0.305

业政策态度并非是一成不变的。因此,可以通过不同区间产业政策变化构造样本,使用 DID 方法检验产业政策转向对企业并购商誉的影响。本文对四个政策区间分别构造对照组和实验组。依据前文构建的产业政策强度指标,若 *Policy* 不为 0,则认为该行业得到当期五年规划的产业政策支持;否则,认为该行业未得到当期五年规划的产业政策支持。若某行业在“十一五”期间得到产业政策支持,但在“十二五”期间未得到产业政策支持,则将此类样本界定为实验组, *Treat*1 取值为 1;若某行业在“十一五”至“十二五”期间一直得到产业政策支持,则界定为对照组, *Treat*1 取值为 0。2011 年及以后, *Post*2011 取值为 1,否则为 0。同理,若某行业在“十二五”期间得到产业政策支持,但在“十三五”期间未得到产业政策支持,则将此类样本界定为实验组, *Treat*2 取值为 1;若某行业在“十二五”至“十三五”期间一直得到产业政策支持,则界定为对照组, *Treat*2 取值为 0。2016 年及以后, *Post*2016 取值为 1,否则为 0。若某行业在“十三五”期间得到产业政策支持,但在“十四五”期间未得到产业政策支持,则将此类样本界定为实验组, *Treat*3 取值为 1;若某行业在“十三五”至“十四五”期间一直得到产业政策支持,则界定为对照组, *Treat*3 取值为 0。2021 年及以后, *Post*2021 取值为 1,否则为 0。

为消除时间和行业之间的差异,量化产业政策的转向效应,提高估计结果的可靠性和精确性,本文运用控制双向固定效应的双重差分法进行实证检验,模型如下所示:

$$Y_{it} = \alpha + \gamma_1 Treat_{it} \times Post_t + \gamma_2 Treat_{it} + \gamma_3 Post_t + \gamma_4 Controls_t + \sum Industry + \sum Year + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

表 10(下页)列出了模型(2)的回归结果,列(1)—(3)交互项系数(*Treat*×*Post*)均显著为负,表明曾经受到产业政策支持的行业在产业政策退出后,市场预期降温,资本不再“涌入”该行业,“潮涌”之后发生“潮落”,并购高溢价对应的商誉减值准备随之减少, *H2* 得到验证。

五、研究结论与政策建议

本文从产业政策对新增并购商誉、商誉减值准备、商誉是否发生减值和商誉存续时间四个方面重点考察了产业政策驱动并购商誉的潮涌效应,同时关注了产业政策转向退出后的影响。研究发现:第一,并购标的企业得到产业政策支持程度越高,并购新增商誉规模越大,计提商誉减值准备越高,商誉在后续年度更容易发生减值,商誉存续时间越短,存在明显的潮涌效应;第二,跨行业并购的潮涌效应更为显著;第三,当产业政策转向退出后,“潮涌”转向“潮落”,收购方后续计提商誉减值准备显著减少。

基于以上研究,提出如下建议:

第一,事前防范。优化政策制定,提高产业政策的稳定性和透明度。政府在制定产业政策时需注重前瞻性,充分评估政策的长期影响,避免短期导向过强的政策激励引致资本市场的过度反应。同时,在政策发布前应提高信息的透明度,确保市场主体能够对政策形成合理预期,从而降低市场波动,避免因过度偏向某一行业而引发市场估值泡沫。

第二,事中控制。建立产业政策的动态调整机制,避免政策实施过程中的负面外溢效应。可依托市场调查、行业反馈及学术研究开展定期评

估,确保政策执行效果符合市场预期。针对企业并购行为,监管部门需重点关注异常高溢价交易,严格审查其合规性。同时,还需完善信息披露,企业需在并购公告中详细说明商誉估值依据,以增强投资者风险意识,遏制盲目跟风行为。

第三,事后调整。完善产业政策退出机制,缓解政策转向带来的市场冲击。首先,政府在调整产业政策时,应采取渐进式过渡策略,为市场预留充分的调整时间。其次,针对受政策转向影响较大的企业,通过税收优惠、融资便利等措施提供过渡支持,帮助其顺利完成并购整合,避免因政策变化导致并购失败或商誉大幅减值。

表 10 产业政策转向对企业并购商誉的影响

	(1)	(2)	(3)
	<i>Gwp</i>		
<i>Treat1</i> × <i>Post2011</i>	-0.018* (-1.687)		
<i>Treat1</i>	0.022* (1.799)		
<i>Post2011</i>	0.012*** (3.438)		
<i>Treat2</i> × <i>Post2016</i>		-0.145*** (-2.980)	
<i>Treat2</i>		0.051 (1.576)	
<i>Post2016</i>		1.005*** (13.337)	
<i>Treat3</i> × <i>Post2021</i>			-0.461*** (-3.220)
<i>Treat3</i>			-0.046 (-0.784)
<i>Post2021</i>			1.056*** (9.372)
常数项	0.119*** (5.825)	5.695*** (10.446)	12.253*** (11.871)
控制变量	是	是	是
年份/行业/聚类	是	是	是
观测值	9 404	29 486	33 485
<i>R</i> ²	0.071	0.093	0.109

最后,监管部门需建立健全商誉减值监测机制,及时预警可能的大规模商誉减值事件,避免对资本市场产生过大冲击。**Reform**

参考文献

- [1] ANSOFF H I. Corporate strategy: An analytic approach to business policy for growth and expansion[M]. New York: McGraw-Hill, 1965.
- [2] ANDRADE G, MITCHELL M, STAFFORD E. New evidence and perspectives on mergers[J]. Journal of Economic Perspectives, 2001, 15(2): 103-120.
- [3] 胡凡, 李科. 股价高估与商誉减值风险[J]. 财经研究, 2019(6): 71-85.
- [4] 黎文靖, 郑曼妮. 实质性创新还是策略性创新?——宏观产业政策对微观企业创新的影响[J]. 经济研究, 2016(4): 60-73.
- [5] 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.
- [6] 韩永辉, 黄亮雄, 王贤彬. 产业政策推动地方产业结构升级了吗?——基于发展型地方政府的理论解释与实证检验[J]. 经济研究, 2017(8): 33-48.
- [7] 董丰, 陆毅, 许志伟, 等. 金融泡沫、脱实向虚与经济增长——动态多部门资产泡沫的理论视角[J]. 经济学(季刊), 2024(2): 360-378.
- [8] 舒锐. 产业政策一定有效吗?——基于工业数据的实证分析[J]. 产业经济研究, 2013(3): 45-54.
- [9] CRISCUOLO C, MARTIN R, OVERMAN H G, et al. Some causal effects of an industrial policy[J]. American Economic Review, 2019, 109(1): 48-85.
- [10] 戴宏伟, 郑立晨. 当断则断: 重点产业政策退出、过度投资缓解与企业绩效高质量发展[J]. 数量经济技术经济研究, 2024(3): 68-88.
- [11] 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.
- [12] 钟宁桦, 温日光, 刘学悦. “五年规划”与中国企业跨境并购[J]. 经济研究, 2019(4): 149-164.
- [13] CORNAGGIA J, LI J Y. The value of access to finance: Evidence from M&As[J]. Journal of Financial Economics, 2019, 131(1): 232-250.
- [14] 邱金龙, 潘爱玲, 吴倩, 等. 产业政策影响了衰退期企业的并购决策吗? [J]. 审计与经济研究, 2020(6): 95-104.
- [15] 林毅夫. 潮涌现象与发展中国家宏观经济理论的重新构建[J]. 经济研究, 2007(1): 126-131.
- [16] 林毅夫, 巫和懋, 邢亦青. “潮涌现象”与产能过剩的形成机制[J]. 经济研究, 2010(10): 4-19.
- [17] CHEN D, LI O, XIN F. Five-year plans, China finance and their consequences[J]. China Journal of Accounting Research, 2017, 10(3): 189-230.
- [18] 钱雪松, 郑德昌, 杜立. 产业政策与企业委托贷款资金配置——来自中国上市制造业企业的经验证据[J]. 金融研究, 2023(8): 19-36.
- [19] 陆正飞, 韩非池. 宏观经济政策如何影响公司现金持有的经济效应?——基于产品市场和资本市场两重角度的研究[J]. 管理世界, 2013(6): 43-60.
- [20] 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.
- [21] 周亚虹, 蒲余路, 陈诗一, 等. 政府扶持与新型产业发展——以新能源为例[J]. 经济研究, 2015(6): 147-161.
- [22] 陈冬华, 姚振晔. 政府行为必然会提高股价

- 同步性吗?——基于我国产业政策的实证研究[J].经济研究,2018(12):112-128.
- [23]刘若鸿,黄玖立.地方产业政策与债券融资成本[J].中国工业经济,2023(6):118-136.
- [24]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.
- [25]陈仕华,卢昌崇,姜广省,等.国企高管政治晋升对企业并购行为的影响——基于企业成长压力理论的实证研究[J].管理世界,2015(9):125-136.
- [26]杨威,宋敏,冯科.并购商誉、投资者过度反应与股价泡沫及崩盘[J].中国工业经济,2018(6):156-173.
- [27]逯东,宋昕倍.产业政策能否促进资本“联姻”——基于上市公司设立并购基金的视角[J].中国工业经济,2022(3):114-132.
- [28]郑海英,刘正阳,冯卫东.并购商誉能提升公司业绩吗?——来自A股上市公司的经验证据[J].会计研究,2014(3):11-17.
- [29]李丹蒙,叶建芳,卢思绮,等.管理层过度自信、产权性质与并购商誉[J].会计研究,2018(10):50-57.

The Micro Impact of Industrial Policies on M&As Goodwill

GU Qian-kun PENG Kai YU Fang

Abstract: Using the data from mergers and acquisitions(M&As) events of A-share listed companies from 2007 to 2023, this paper investigates the micro impact of industrial policies on corporate M&As. The main findings show that the greater the policy support received by target firms, the larger the goodwill generated from the acquisition, the higher the amount of goodwill impairment provisions, and the shorter goodwill duration, revealing a pronounced surging effect. Heterogeneity analysis indicates that this surging effect is more pronounced in cross-industry mergers. Further research shows that when industrial policies shift towards withdrawal, the trend shifts from "surging" to "falling", and the acquirer's subsequent provision for impairment of goodwill is significantly reduced. The government should enhance the stability and transparency of industrial policies, establish dynamic adjustment mechanisms to prevent negative spillover effects during policy implementation, and improve the policy exit framework, to mitigate market disruptions arising from policy shifts.

Key words: industrial policy; surging effect; M&As goodwill

(责任编辑:胡江峰)