

亏损后转年限延长能否提升高新技术企业投资效率?

曹 越, 辛红霞

(湖南大学工商管理学院, 湖南 长沙 410082)

摘 要: 亏损后转作为调和税制在收益和损失方面非对称性处理的税收机制, 是发挥税收宏观调控作用的重要政策工具。自 2018 年起, 高新技术企业的亏损后转年限从 5 年延长至 10 年, 亏损抵税时间限制明显放宽。以 2013—2022 年沪深 A 股上市企业数据为样本, 检验亏损后转年限延长对高新技术企业投资效率的影响及其作用机制。结果表明: (1) 亏损后转年限延长对高新技术企业投资效率具有显著的提升作用; (2) 亏损后转年限延长提高投资效率仅在投资机会充足、战略差异度大和成长期企业中显著, 证实亏损后转年限延长政策具有资源配置功效, 并且说明良好的发展潜力和高风险特性是亏损后转年限延长刺激高新技术企业投资效率提升的两个重要因素; (3) 亏损后转年限延长对高新技术企业投资效率的提升作用主要体现在增加企业风险承担方面, 说明企业风险承担是亏损后转年限延长影响投资效率的重要渠道机制。系统检验了亏损后转年限延长政策在促进高新技术企业投资效率方面的政策效果, 为政府税收政策作为市场化手段的资源配置作用提供了证据支持, 对税收政策的完善具有参考价值。

关键词: 亏损后转; 投资效率; 投资机会

中图分类号: F812.42

文献标识码: A

文章编号: 1005-0566(2024)09-0196-14

Can a longer loss carryforward period improve the investment efficiency of high-tech enterprises?

CAO Yue, XIN Hongxia

(School of Business Administration, Hunan University, Changsha 410082, China)

Abstract: Loss carryforward is a crucial instrument for tax macro-regulation since it functions as a tax mechanism to balance the tax system's asymmetric treatment of gains and losses. Since 2018, the time restriction for loss offsetting tax has been greatly loosened, and the loss carryforward term for high-tech enterprises has been increased from 5 to 10 years. This study uses the data of listed A-share firms in Shanghai and Shenzhen from 2013 to 2022 as a sample to investigate the effects of the prolonged loss carryforward years on high-tech enterprises' investment efficiency and its mechanism of action. According to the findings, the extension of loss carryforward years has a significant effect on the investment efficiency of high-tech enterprises. Further research results indicate that the extension of the loss carryforward period to improve investment efficiency is only significant in enterprises with sufficient investment opportunities, large strategic differences and growth period, which confirms that the policy of extending the loss carryforward period has the efficacy of resource allocation, and indicates that good development potential and high risk characteristics are two important factors for the extension of the loss carryforward period to stimulate the improvement of the investment

收稿日期: 2024-01-16 修回日期: 2024-07-23

基金项目: 国家社会科学基金重点项目“大规模减税降费对企业财务效应与应对策略研究”(20BGL071)。

作者简介: 曹越(1981—), 男, 湖南常宁人, 湖南大学工商管理学院教授、博士生导师, 管理学博士, 研究方向为资本市场财税。

efficiency of hi-tech enterprises. In addition, this paper also finds that enterprise risk-taking is an important channel mechanism through which loss carryforward extension affects investment efficiency. This paper systematically examines the policy effect of loss carryforward year extension policy in promoting the investment efficiency of high-tech enterprises, provides evidence support for the resource allocation role of government tax policy as a market-oriented means, and has reference value for the improvement of tax policy.

Key words: loss carryforward; investment efficiency; investment opportunities

我国经济发展进入“新常态”,党中央适时提出要让市场在资源配置中起决定性作用,同时更好发挥政府作用。这表明,应对市场失灵需要政府更好地发挥资源配置作用。税收政策是政府调控经济、实现资源配置的重要手段。当前,我国整体投资效率区域发展不平衡,非效率投资普遍存在且投资不足更为严峻^[1-2]。高新技术企业作为国家经济发展的重要战略支撑,虽然过去10年在“量”上经历了巨大的增长,企业数量从2012年的3.9万家增长至2022年的40万家,且A股上市企业中约有一半企业为高新技术企业,但提升高新技术企业发展质量和水平仍然是当下的重点和难点,如何实施有效的税收政策以应对市场失灵、促进高新技术企业发展是学术界和实务界关注的焦点。现有研究发现,部分税收政策并未改善资源配置。如高新技术税收减免可能导致企业表面迎合政策要求,而不会真正意义上改善投资^[3]。固定资产加速折旧导致产能过剩,降低投资效率^[4];亏损前转给亏损企业的退税资金导致低效率投资,造成资源错配^[5]。其原因在于这类税收政策侧重从过去的盈利状况、行业属性和企业规模等方面锁定政策实施对象,直接或间接给予企业资金支持以缓解现金流压力,但无法有效约束资金流向低效率投资,从而引发资源错配。因此,设计科学的减税降费政策,引导企业将节省的现金流向高效率投资,改善资源配置效率,是值得研究的重大理论与现实课题。本文检验亏损后转年限延长政策对高新技术企业投资效率的影响,验证该政策能否改善资源配置,以及探寻一项有效的税收政策需要具备哪些特征。

从制度设计上,亏损后转年限延长政策是政府行为与市场化资源配置的有机结合。与常规

税收激励政策相比,亏损后转年限延长政策具备独特的市场化特征。该项税收优惠政策以未来期间盈利能力作为税收优惠享受条件,以企业未来期潜在现金流激励替代即时现金流激励,符合优胜劣汰的市场运行规律,使得亏损后转效果取决于市场竞争机制以及企业自身发展潜力。本文预期,亏损后转年限延长通过政府分享高新技术企业损失风险,提升企业风险承担意愿,从而影响高新技术企业投资效率。本文基于2013—2022年沪深A股上市企业数据,根据高新技术企业亏损后转年限延长这一准自然实验,构建双重差分模型以检验放松亏损向后结转对高新技术企业投资效率的影响。研究表明,亏损后转年限延长可以显著提升高新技术企业投资效率,证实税收政策作为一种市场化手段的资源配置作用。在进一步研究中,本文从投资机会水平、战略差异度和企业生命周期维度检验亏损后转年限延长影响投资效率的异质性,发现亏损后转年限延长对投资机会充足、战略差异度大和成长期企业的影响更为显著,说明亏损后转年限延长政策具有资源配置功效,且良好的发展潜力和高风险特性是亏损后转年限延长刺激企业投资效率提升的重要因素。此外,基于风险承担中介效应的结果表明,风险承担是亏损后转年限延长提升投资效率的重要渠道机制。本文的结果表明,亏损后转年限延长通过增加企业风险承担从而促进其提升投资效率,最终实现亏损后转的资源配置功能。

一、制度背景与文献回顾

(一)制度背景

在亏损结转的制度设定中,企业所得税对盈利征税及时性和损失返税不确定性所造成的非对

称性处理导致高风险投资项目的期望收益减少,从而扭曲投资决策,引致资源配置效率损失。政策制定者倾向于通过调节亏损结转年限来缓解这种非对称处理带来的效率损失。当对企业发生的亏损以未来期的收益为限额在限定时间内向前(亏损前转)或向后(亏损后转)进行结转时,放宽亏损结转的时间限定以提高结转成功率有助于缓解税制非对称性处理的弊端。相比于适用更具局限性的亏损前转,延长亏损后转年限以提高结转成功率是目前世界各国更为普遍的做法。与许多国家的亏损后转年限相比,我国一直以来实行 5 年期的结转年限,亏损后转年限偏短^[6]。高新技术企业具有研发投入大、研发活动持续且前期盈利能力弱等特点,容易形成亏损。为支持高新技术企业的发展,自 2018 年 1 月 1 日起,国家税务总局宣布高新技术企业亏损后转年限从 5 年延长至 10 年。这一举措通过延长亏损后转年限将直接增加亏损被用于结转抵税的可能性。

(二) 文献回顾

1. 亏损后转的经济后果研究

亏损结转作为政府在宏观调控过程中进行资源配置的一项工具,被认为是一种企业与政府之间的风险共担安排^[7]。关于亏损后转的经济后果,现有研究集中在放松或限制亏损后转对企业风险承担^[8]、投资规模^[9-10]和企业违约率^[11]的影响,研究发现,放松亏损后转通过影响投资利得,从而促进企业投资,表现为风险承担水平增加。然而,投资规模的变化并不意味着投资效率的提升,有可能表现为低效率、低质量的投资^[12]。因此,有必要对放松亏损后转如何影响投资效率这一问题进行系统探究。

2. 投资效率的影响因素研究

投资效率是衡量企业投资质量的重要维度,企业能否按照企业价值最大化的决策标准充分利用投资机会进行有效投资决定企业的投资效率水平。企业放弃净现值(NPV)大于 0 的投资机会以及利用净现值(NPV)小于 0 的投资机会均会造成投资效率低下,前者表现为投资不足,后者表现为投

资过度。随着我国经济由高速增长转向高质量发展阶段,盲目扩张投资规模不能满足当下发展阶段的实际需求,实现经济高质量发展需要基于投资机会精准扩大有效投资。但上述结论仅适用于没有金融摩擦的完美资本市场。现实中的市场并非总是有效,企业投资决策受投资机会以外的多方因素影响。现有文献从内外部治理机制^[13-14]等维度探究投资效率的影响因素,较少立足于政府税收政策这一宏观视角,并且尚未形成一致结论:一方面,税收政策可以在市场失灵时发挥宏观调控作用,如取消汇回税有助于提高子公司投资效率^[15],削减股息税可以通过减轻过度自由现金流相关的代理问题以及缓解融资约束来提高投资效率^[16];另一方面,税收政策在弥补市场失灵的过程中可能会因政府自身干预行为的局限性造成干预不足或干预过度。总之,现有研究对于税收政策在市场资源配置中到底发挥何种作用仍不够明确。

二、理论分析与假设推导

由于市场普遍存在信息不对称和代理问题,企业投资受到投资机会以外的因素干扰导致投资效率低下。其中,企业风险承担是影响投资效率的重要因素。比如,当企业具有较强的风险规避倾向时,较低的风险承担容易导致其错失投资机会,造成投资不足^[17]。投资者在风险资产和安全资产的选择上存在偏好,这种偏好取决于所得税对风险做出多大补偿。然而,税收具有的不对称性会限制所得税对风险做出补偿,导致高风险项目的投资风险溢价减少,从而扭曲企业的投资决策。作为所得税制度设计的重要环节,合理运用亏损结转政策有助于减小税收不对称的负面影响。这是因为,亏损后转年限延长在时间方面放松亏损用于抵税的条件限制,使得 5 年期限内未利用的亏损额度在新的期限内可以继续抵税,有助于提升高新技术企业未来可以实现的亏损结转程度。当企业将预先考虑的亏损可能性和相应亏损抵税数额纳入投资决策估值以选择最佳投资水平和最佳投资风险水平时,放松亏损后转年限将通过改变预期的亏损抵税程度提高对风险的补偿,

从而影响高新技术企业投资决策,表现为企业风险承担意愿增加。

为便于理解,本文设定 15% 企业所得税率下的投资项目甲和项目乙,并基于投资风险分担理论分析投资项目税后期望收益、风险溢价以及亏损抵税程度之间的关系,对亏损后转年限延长影响企业风险承担意愿的原理进行说明。项目甲将给企业带来盈利 α , 概率为 100%, 对应税后期望收益 $E1 = 0.85\alpha$ 。项目乙存在对企业产生盈利 β 与亏损 γ 两种情况, 概率分别为 η ($\eta \in (0, 1)$) 和 $(1 - \eta)$ 。设 ν 为亏损抵税程度, 亏损部分对应可以实现抵税的金额为 $\nu\gamma$ ($\nu \in [0, 1]$)。项目乙的税后期望收益、风险溢价以及两者与亏损抵税程度 ν 之间关系的计算公式如下:

$$\text{项目乙税后期望收益: } E2 = \beta \times (1 - 15\%) \times \eta + (-\gamma + \nu\gamma \times 15\%) \times (1 - \eta) = 0.85\beta\eta - (1 - 0.15\nu)\gamma \times (1 - \eta) \quad (1)$$

$$\text{项目乙的风险溢价: } R2 = E2 - E1 = 0.85\beta\eta - (1 - 0.15\nu)\gamma \times (1 - \eta) - 0.85\alpha \quad (2)$$

项目乙税后期望收益 ($E2$) 与亏损抵税程度 ν 之间的关系为:

$$\partial E2 / \partial \nu = 0.15\gamma(1 - \eta) \quad (3)$$

项目乙风险溢价 ($R2$) 与亏损抵税程度 ν 之间的关系为:

$$\partial R2 / \partial \nu = 0.15\gamma(1 - \eta) \quad (4)$$

由于 $\gamma > 0$, $(1 - \eta) > 0$, 得出:

$$\partial E2 / \partial \nu > 0; \partial R2 / \partial \nu > 0 \quad (5)$$

由式(5)可知,项目乙的税后期望收益 ($E2$)、风险溢价 ($R2$) 均与亏损抵税程度 ν 呈正相关关系,即当亏损抵税程度 ν 增加,项目乙税后期望收益 ($E2$)、风险溢价 ($R2$) 将随之增加。因此,当亏损后转状态从“无亏损后转→部分亏损后转→完全亏损后转”不断更替时,即 ν 从 0 不断趋近于 1 的过程中,项目乙税后期望收益 ($E2$) 和风险溢价 ($R2$) 将不断增加,并在完全亏损后转状态下 ($\nu = 1$) 达到最大值。这种正相关关系意味着,投资者的自身风险承担随着亏损后转程度增加将获得更多补偿。因此,亏损后转年限延长通过提高高风险投资的风险溢价增加了企业风险承担。

基于以上分析,我们进一步明确亏损后转年限延长增加风险承担后是否有助于提升高新技术企业投资效率。现有研究表明,风险承担有助于企业识别并利用投资机会,提高资源配置效率^[18]。并且,风险承担的正向作用在发展潜力大的企业更为明显。比如,风险承担有利于提高成长和成熟期这类潜力企业的未来绩效,而对于发展潜力小的衰退期企业,风险承担将进一步恶化财务处境^[19]。亏损后转年限延长影响高新技术企业投资效率的关键在于高新技术企业在政策驱动下是否把握投资机会。从亏损后转年限延长政策的具体规定来看,亏损后转根据未来盈利能力设置了严格的限制条件,企业所发生的亏损需要以等额的后期盈利进行抵税,这有利于引导资源流向发展潜力大的企业发挥风险承担的正向作用,促进企业把握投资机会并提升投资效率,规避资源流向发展潜力小的企业造成投资效率低下。具体而言,企业结合亏损抵减因素估计投资收益时需要预估自身用于抵税的盈利数额,用于亏损抵税的盈利数额越大,亏损后转年限延长提升投资风险溢价的幅度越大。如果企业预估未来期间用于抵税的盈利为 0,这意味着亏损很可能无法基于盈利进行抵税,亏损后转年限是否延长对企业投资风险承担不会产生影响。因此,发展潜力大的企业在未来具有良好的盈利能力,是亏损后转年限延长潜在的作用对象。对于这部分企业而言,亏损后转年限延长提高企业投资风险溢价,将促进企业向投资效率提升的方向增加风险承担,降低企业出于风险规避动机放弃部分高风险、但有利于企业价值增加的投资项目的可能性,减少投资不足倾向可能引起的投资效率损失,从而提升投资效率。相比之下,亏损后转年限延长对发展潜力小的企业影响有限。同时,企业发展潜力小的部分原因是其投资能力不足和资金利用效率低下,亏损后转年限延长对这类企业影响有限可以在一定程度上避免引发低效率投资。并且,亏损后转年限延长不会直接增加高新技术企业自有现金流,避免刺激企业为迎合税收政策进行重复低效率投资。总体而言,亏损后转年限延长政策根据

未来期盈利能力对实施对象进行筛选,以风险承担激励替代自有现金流激励,有助于提升高新技术企业投资效率。

基于上述分析,本文提出假设 H: 亏损后转年限延长会提升高新技术企业投资效率。

三、研究设计

(一) 数据来源与处理

本文选取 2013—2022 年中国沪深 A 股上市企业作为研究样本。由于亏损结转年限延长政策实施时间为 2018 年,为了确保双重差分模型样本区间保持对称,本文样本区间初步设定为 2013—2022 年。同时,鉴于本文的模型涉及数据的滞后处理,本文实际样本区间为 2011—2022 年。经过以上处理,本文确定初始样本量为 54 449 条企业—年度观测值,并在此基础上执行如下筛选程序:①2020 年受疫困难行业企业亏损结转年限从 5 年延长至 8 年,为了缓解这部分样本对结果的干扰,本文将其剔除,总计 1 698 条观测值;②科技型中小企业亏损结转年限同样受到政策影响,为了缓解这部分样本对结果的干扰,本文将其剔除,总计 130 条观测值;③金融行业企业数据与其他行业数据存在不可比性,本文将这部分数据予以剔除,总计 1 030 条观测值;④为保证企业在政策发生前后均有观测值,删除 2018 年以后上市的企业,总计 25 151 条观测值;⑤由于高新技术企业资格可能会在样本区间取消,或者由非高新企业转化为高新技术企业,造成企业在样本区间内既是实验组也是对照组,从而对双重差分检验结果产生干扰,本文将该部分样本予以剔除,总计 5 766 条观测值;⑥剔除相关变量中存在缺失的样本,总计 2 365 条观测值。经过以上筛选程序,本文最终的总样本量为 18 309 个企业—年度观测值。本文的财务数据来源于 CSMAR 数据库、CNRDS 数据库和 Wind 数据库。高新技术企业认定数据来源于 CSMAR 数据库,并基于企业年报对数据缺失部分进行手工补充。科技型中小企业认定数据根据科技部网站公布的申请条件手工收集于企查查、企业年报等公开信息。本文对所有连续变量在 1%~99% 分位进行缩尾处理以降低极端值影响。此

外,为了使回归结果更加稳健,本文采用公司层面的聚类稳健标准误。

(二) 变量定义与度量

1. 亏损后转年限延长实验组与对照组

根据财税〔2018〕76 号可知,高新技术企业自 2018 年 1 月 1 日起亏损后转年限从 5 年延长至 10 年,其他企业的亏损结转年限依然为 5 年。因此,本文设定如下变量以构造双重差分模型:①本文将 2018 年及以后年份赋值 $Post = 1$,而 2018 年以前年份,赋值 $Post = 0$;②本文以高新技术企业为实验组 ($Treat = 1$),其他类型企业为对照组 ($Treat = 0$)。

2. 投资效率

本文以企业投资对投资机会的敏感性衡量投资效率^[15,20],投资水平对投资机会进行回归后得出的投资机会回归系数表示企业投资对投资机会的敏感性。但在现实资本市场中,企业投资决策受到投资机会以外的因素干扰,导致投资决策不完全取决于投资机会,投资效率偏离理想中的最优水平。当投资对投资机会的反应越敏感,企业投资行为越接近于完美资本市场中的投资状态,企业的投资效率越高。本文将亏损后转年限延长的代理变量 ($Treat \times Post$) 与投资机会 (Q) 进行交乘,如果这一交乘项系数显著为正,表明亏损后转年限延长有助于提升企业投资效率。本文借鉴 Richardson^[21] 的做法计算投资水平 ($Invest$),并以托宾 Q 衡量企业投资机会 (Q)。

3. 控制变量

借鉴 Jacob 等^[22] 以及张润宇等^[23] 的研究,本文对企业基本情况、财务状况和企业内外部治理等方面因素加以控制。具体控制变量包括:企业规模 ($Size$)、资产负债率 (Lev)、总资产收益率 (Roa)、现金持有水平 ($Cash$)、企业年龄 (Age)、第一大股东持股比例 ($Top1$)、是否存在内部控制缺陷 (Ic)、独立董事比例 ($Indep$)、董事长和总经理是否两职合一 ($Dual$)、机构投资者持股比例 ($InsHold$) 以及实际税率 (ETR)。为了缓解内生性问题干扰,本文对所有控制变量进行了滞后一期处理。此外,本文还控制了行业 ($Industry$) 和年份 ($Year$) 固定效应 (见表 1)。

表 1 变量定义

变量名	定义	计算方式
<i>Invest</i>	投资水平	(购建固定资产、无形资产和其他长期资产支付的现金 + 取得子公司及其他营业单位支付的现金净额 - 处置固定资产、无形资产和其他长期资产收回的现金净额 - 处置子公司及其他营业单位收到的现金净额 - (固定资产折旧 + 无形资产摊销 + 长期待摊费用摊销))/期初总资产
<i>Invest1</i>	投资水平	(购建固定资产、无形资产和其他长期资产支付的现金 - 处置固定资产、无形资产和其他长期资产收回的现金净额)/期初总资产
<i>Q</i>	投资机会	市值/期末总资产
<i>Treat</i>	是否为实验组	企业为高新技术企业; <i>Treat</i> = 1; 否则, <i>Treat</i> = 0
<i>Post</i>	是否处于政策实施后	<i>Year</i> > = 2018; <i>Post</i> = 1; <i>Year</i> < 2018; <i>Post</i> = 0
<i>Size</i>	企业规模	Ln(期末总资产)
<i>Lev</i>	资产负债率	期末总负债 / 期末总资产
<i>Roa</i>	资产收益率	期末息税前净利润 / 期初总资产
<i>Cash</i>	现金持有水平	期末现金及现金等价物/期初总资产
<i>Age</i>	企业年龄	Ln(当年年份 - 企业成立当年年份 + 1)
<i>Top1</i>	第一大股东持股比例	第一大股东持股占总股本比例
<i>IC</i>	是否存在内部控制缺陷	存在内部控制缺陷, <i>Ic</i> = 1; 否则, <i>Ic</i> = 0
<i>Indep</i>	独立董事比例	期末独立董事人数/期末董事总人数
<i>Dual</i>	董事长和总经理是否两职合一	董事长和总经理为同一人, <i>Dual</i> = 1; 否则, <i>Dual</i> = 0
<i>InsHold</i>	机构投资者持股比例	机构投资者持股占总股本比例
<i>ETR</i>	实际税率	(所得税费用 - 递延所得税费用)/税前利润总额
<i>LocalGDP</i>	地区 GDP 增长率	(当年 GDP - 上一年 GDP)/上一年 GDP
<i>Market</i>	市场化程度	市场化指数 ^[24]
<i>HHI</i>	行业竞争程度	赫芬达尔指数(营业收入占行业总收入比值的平方和)
<i>INDRoa</i>	行业平均资产收益率	行业年度资产收益率总和/行业中企业数量

(三)模型构建

亏损后转年限延长相对于高新技术企业而言是外生的政策冲击,且仅对部分企业有效(高新技术企业),这为构建双重差分模型提供了准自然实验环境,有助于缓解因果识别中潜在的内生性问题。借鉴曹越等^[9]、杨国超等^[3]的做法,本文将非高新技术企业作为对照组,基于双重差分模型识别亏损后转年限延长对高新技术企业投资效率的影响。本文的模型设定具体如下:

$$Invest = \alpha_0 + \alpha_1 Q \times Treat \times Post + \alpha_2 Q \times Treat + \alpha_3 Q \times Post + \alpha_4 Treat + \alpha_5 Post + \alpha_6 Treat \times Post + \alpha_7 Q + \alpha_8 Size + \alpha_9 Lev + \alpha_{10} Roa + \alpha_{11} Cash + \alpha_{12} Age + \alpha_{13} Top1 + \alpha_{14} IC + \alpha_{15} Indep + \alpha_{16} Dual + \alpha_{17} InsHold + \alpha_{18} ETR + \sum Year + \sum Industry + \varepsilon_1 \quad (6)$$

在模型(6)中,核心解释变量为投资机会(*Q*)与亏损后转年限延长政策效应(*Treat* × *Post*)的交乘项(*Q* × *Treat* × *Post*)。该交乘项的系数 α_1 为本文主要关注的系数,若系数显著为正,说明亏损后转年限延长对投资效率存在显著的提升作用。

四、实证结果与分析

(一)描述性统计

1. 主要变量描述性统计结果

表 2 列示了本文主要变量的描述性统计结果。结果显示,投资水平(*Invest*)均值为 0.024,75 百分位数值为 0.041,中位数为 0.007,25 百分位数值为 -0.008,表明不同企业之间投资水平存在较大差异。*Treat* 均值为 0.529, *Post* 均值为 0.577,说明大约有一半样本为高新技术企业,且亏损后转年

表 2 描述性统计

变量	均值	标准差	25%分位数	中位数	75%分位数	样本量
<i>Invest</i>	0.024	0.064	-0.008	0.007	0.041	18 309
<i>Treat</i>	0.529	0.499	0	1	1	18 309
<i>Post</i>	0.577	0.494	0	1	1	18 309
<i>Q</i>	2.110	1.488	1.222	1.626	2.386	18 309
<i>Size</i>	22.375	1.312	21.468	22.197	23.115	18 309
<i>Lev</i>	0.449	0.210	0.284	0.442	0.602	18 309
<i>Roa</i>	0.058	0.076	0.027	0.053	0.091	18 309
<i>Cash</i>	0.172	0.142	0.073	0.132	0.226	18 309
<i>Age</i>	3.001	0.273	2.833	2.996	3.178	18 309
<i>Top1</i>	0.332	0.146	0.218	0.306	0.428	18 309
<i>IC</i>	0.336	0.472	0.000	0.000	1.000	18 309
<i>Indep</i>	0.376	0.053	0.333	0.364	0.429	18 309
<i>Dual</i>	0.258	0.438	0.000	0.000	1.000	18 309
<i>InsHold</i>	0.433	0.238	0.245	0.451	0.623	18 309
<i>ETR</i>	0.193	0.188	0.076	0.159	0.249	18 309

限延长政策实施前后的样本量基本相当。投资机会(Q)均值为 2.110,标准差为 1.488,75 百分位数值为 2.386,中位数为 1.626,25 百分位数值为 1.222,说明各企业之间投资机会差异较大。其余变量描述性统计结果与现有文献基本一致。

2. 上市企业亏损及结转情况

本文根据上市企业在财务报表附注中的未弥补亏损明细数据统计总样本企业以及高新技术企业(实验组)在 2013—2022 年各年度未弥补亏损情况,统计结果见图 1。总样本为 2 448 家企业,2013—2022 年存在未弥补亏损的企业数量对应占比均超过 50%。其中,高新技术企业为 1 308 家,2013—2022 年未弥补亏损企业数量对应占比分别为 44.27%、57.57%、64.6%、72.32%、83.33%、87.08%、90.52%、91.67%、92.13% 和 93.81%。总体而言,总样本企业和高新技术企业数据分布基本保持一致,大部分企业在各年度均存在未弥补亏损,说明上市企业以及其中的高新技术企业普遍存在未弥补亏损,且存在未弥补亏损的企业数量随时间呈现递增趋势。



图 1 未弥补亏损情况统计

(二)相关性分析

表 3 列示了本文主要变量的相关性分析统计结果。结果显示,投资机会(Q)与投资规模($Invest$)在 1% 的水平上显著正相关,与现有研究结论一致,即投资对投资机会的改变具有敏感性。控制变量之间相关性系数均小于 0.6,方差膨胀因子均值为 1.33,表明本文模型不存在严重的多重共线性问题。本文绝大多数控制变量都与投资规模($Invest$)正相关,说明控制变量的选取具有代表性。

表 3 相关性分析

变量	$Invest$	Q	$Size$	Lev	Roa	$Cash$	Age	$Top1$	IC	$Indep$	$Dual$	$InsHold$	ETR
$Invest$	1	0.138 ***	-0.002	-0.148 ***	0.340 ***	0.207 ***	-0.151 ***	0.025 ***	-0.110 ***	0.011	0.076 ***	0.010	0.050 ***
Q	0.104 ***	1	-0.578 ***	-0.405 ***	0.198 ***	0.233 ***	-0.120 ***	-0.127 ***	-0.127 ***	0.041 ***	0.122 ***	-0.156 ***	-0.168 ***
$Size$	-0.046 ***	-0.434 ***	1	0.484 ***	0.086 ***	-0.145 ***	0.169 ***	0.177 ***	0.180 ***	-0.026 ***	-0.160 ***	0.426 ***	0.179 ***
Lev	-0.138 ***	-0.261 ***	0.467 ***	1	-0.247 ***	-0.324 ***	0.148 ***	0.067 ***	0.174 ***	-0.009	-0.110 ***	0.211 ***	0.102 ***
Roa	0.250 ***	0.139 ***	0.096 ***	-0.262 ***	1	0.300 ***	-0.072 ***	0.104 ***	-0.084 ***	-0.035 ***	0.013 *	0.122 ***	0.151 ***
$Cash$	0.149 ***	0.206 ***	-0.145 ***	-0.315 ***	0.319 ***	1	-0.091 ***	0.057 ***	-0.058 ***	0.011	0.040	0.038 ***	0.048 ***
Age	-0.137 ***	-0.031 ***	0.145 ***	0.157 ***	-0.064 ***	-0.110 ***	1	-0.120 ***	0.138 ***	-0.022 ***	-0.079 ***	0.048 ***	0.002
$Top1$	0.012 *	-0.098 ***	0.220 ***	0.070 ***	0.120 ***	0.046 ***	-0.129 ***	1	0.064 ***	0.023 ***	-0.061 ***	0.534 ***	0.108 ***
IC	-0.101 ***	-0.074 ***	0.179 ***	0.175 ***	-0.074 ***	-0.062 ***	0.132 ***	0.066 ***	1	0.010	-0.102 ***	0.163 ***	0.019 ***
$Indep$	0.011	0.055 ***	-0.009	-0.010	-0.030 ***	0.014 *	-0.038 ***	0.033 ***	0.005	1	0.121 ***	-0.062 ***	-0.027 ***
$Dual$	0.079 ***	0.076 ***	-0.150 ***	-0.109 ***	0.005	0.038 ***	-0.081 ***	-0.069 ***	-0.102 ***	0.121 ***	1	-0.198 ***	-0.046 ***
$InsHold$	-0.013 *	-0.060 ***	0.445 ***	0.215 ***	0.131 ***	0.033 ***	0.050 ***	0.534 ***	0.170 ***	-0.065 ***	-0.202 ***	1	0.123 ***
ETR	-0.032 ***	-0.115 ***	0.152 ***	0.135 ***	0.073 ***	-0.037 ***	0.041 ***	0.058 ***	0.038 ***	-0.014 *	-0.040 ***	0.087 ***	1.000

注:右上角为 Spearman 相关系数,左下角为 Pearson 相关系数;***、* 分别表示在 $p < 0.01$ 、 $p < 0.10$ 时有统计学意义。

(三)研究假说的实证检验

表 4 为模型(6)的回归结果。其中,第(1)列中未加任何控制变量,第(2)列在第(1)列的基础上加入时间和行业固定效应,第(3)列进一步加入控制变量。第(1)列~第(3)列回归结果显示,无论模型中是否加入控制变量, $Q \times Treat \times Post$ 的系数均在 1% 水平显著为正,表明亏损结转年限延长显著提高了高新技术企业投资效率,故基准回归

结果支持假设 H。其中,在控制了年度和行业层面的固定效应后, $Q \times Treat \times Post$ 的回归系数为 0.005 0,而在样本期内,上市公司平均年度总资产规模为 224 亿元。这意味着与对照组相比,一单位投资机会水平(Q)在亏损后转年限延长后可带动 0.005 0 单位投资水平,相当于投资水平($Invest$)均值的 20.83% (0.005 0/0.024),约为 11 200 (2 240 000 $\times$ 0.005 0) 万元,具有显著的经济意义。

表 4 主回归分析

被解释变量:	Invest		
	(1)	(2)	(3)
$Q \times Treat \times Post$	0.004 9 *** (2.624)	0.004 8 ** (2.564)	0.005 0 *** (2.692)
$Q \times Treat$	0.000 7 (0.418)	0.001 3 (0.793)	-0.001 5 (-0.910)
$Q \times Post$	0.000 1 (0.070)	-0.000 5 (-0.420)	-0.002 2 * (-1.690)
$Treat$	0.018 8 *** (4.757)	0.019 0 *** (4.608)	0.017 0 *** (4.262)
$Post$	-0.005 2 * (-1.877)	—	—
$Treat \times Post$	-0.021 1 *** (-4.903)	-0.020 4 *** (-4.693)	-0.018 9 *** (-4.493)
Q	0.002 2 * (1.851)	0.002 7 ** (2.265)	0.003 1 ** (2.539)
$Size$	—	—	0.001 6 ** (2.037)
Lev	—	—	-0.004 6 (-1.091)
Roa	—	—	0.167 9 *** (16.925)
$Cash$	—	—	0.027 2 *** (5.243)
Age	—	—	-0.017 2 *** (-5.688)
$Top1$	—	—	-0.006 0 (-1.095)
IC	—	—	-0.006 6 *** (-5.086)
$Indep$	—	—	0.010 4 (0.892)
$Dual$	—	—	0.008 3 *** (5.465)
$InsHold$	—	—	-0.003 6 (-0.920)
ETR	—	—	-0.008 2 *** (-2.925)
$Year\ FE$	否	是	是
$Industry\ FE$	否	是	是
$Constant$	0.014 8 *** (5.761)	0.010 4 *** (5.862)	0.019 1 (0.928)
$Adjusted\ R^2$	0.031 5	0.047 1	0.108 5
N	18 309	18 309	18 309

注:括号内为 t 值;***、**、* 分别表示在 $p < 0.01$ 、 $p < 0.05$ 、 $p < 0.10$ 时有统计学意义。

五、稳健性检验

(一)平行趋势检验

双重差分模型能够捕捉到亏损后转年限延长对高新技术企业投资效率存在因果效应的前提是要满足平行趋势假设,即高新技术企业(实验组)和非高新技术企业(对照组)在政策冲击前的差异不随时间改变。据此,我们所观察到两组差异在

政策发生前后的增量变化即为亏损后转年限延长对高新技术企业投资效率的影响结果。为检验平行趋势,借鉴钱雪松等^[25]和 Fox 等^[26]的做法,本文以 2017 年为基期构建模型(7)。其中, $Post$ 是 4 个虚拟变量的集合, τ 表示企业 i 距离 2018 年亏损后转年限开始延长已经过了 τ 年。表 5 的回归结果显示, $Q \times Treat \times Post$ 前系数均不显著,说明实验组和对照组满足平行趋势假设。

$$Invest = \chi_0 + \sum_{\tau \in \{-5, -2\}} (\chi_\tau Q \times Treat_i \times Post_\tau + \chi_i Treat_i + \chi_i Post_\tau + \chi_m Treat_i \times Post_\tau + \chi_n Treat_i \times Q + \chi_p Post_\tau \times Q + \chi_q Q) + \sum \gamma Control + \sum Year + \sum Industry + \varepsilon_2 \quad (7)$$

表 5 平行趋势检验

被解释变量:	Invest
	(1)
$Q \times Treat \times Post_{-5}$	0.005 7 (0.944)
$Q \times Treat \times Post_{-4}$	-0.006 1 (-1.297)
$Q \times Treat \times Post_{-3}$	-0.002 7 (-0.636)
$Q \times Treat \times Post_{-2}$	-0.004 2 (-1.217)
$Controls$	是
$Year\ FE$	是
$Industry\ FE$	是
$Constant$	0.045 1 (1.462)
$Adjusted\ R^2$	0.104 7
N	7 753

注:括号内为 t 值;***、**、* 分别表示 $p < 0.01$ 、 $p < 0.05$ 、 $p < 0.10$ 有统计学意义。

(二)倾向得分匹配

在对亏损后转年限延长提高投资效率这一问题进行因果推断时,由于实验组的形成存在非随机性,具有某些特质的企业往往更可能成为高新技术企业,并且这些存在于实验组和对照组之间的特质差异可能会影响因果推断结果准确性。为了缓解这些差异对结果的干扰,本文在对照组中寻找与实验组相似的个体并与其进行倾向得分匹配以构造实验组个体对应的反事实对照组,即实验组与对照组的唯一差异为是否受到政策影响。这一方法能够有效缓解可观测变量导致的自选择问题。倾向得分匹配的具体做法为,以模型(6)中的控制变量为匹配协变量进行有放回的最近邻匹

配(包括 1:1、1:2、1:3 和 1:4 匹配)。未报告的结果显示,在匹配前,所有协变量标准化偏差除独立董事比例 (*Indep*) 外均大于 10%,且存在显著差异。在匹配后,所有协变量标准化偏差均小于 5%。1:1 匹配后所有协变量除资产负债率 (*Lev*)、现金持有水平 (*Cash*)、第一大股东持股比例

(*Top1*)以及独立董事比例(*Indep*)外均不存在显著差异。1:1 匹配效果如图 2 所示,匹配后,实验组和对照组的核密度图基本重合,说明匹配效果良好,总体满足平衡性假设。匹配后的回归结果如表 6 所示,各种匹配下 $Q \times Treat \times Post$ 系数均显著为正,与前文结果保持一致。

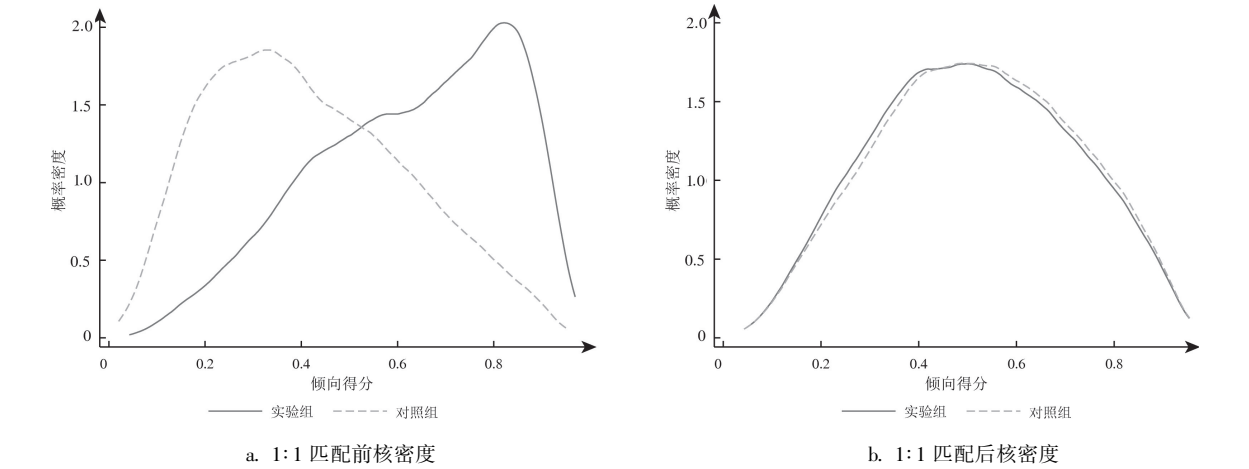


图2 倾向得分匹配效果

被解释变量:	<i>Invest</i>			
	1:1 匹配	1:2 匹配	1:3 匹配	1:4 匹配
	(1)	(2)	(3)	(4)
$Q \times Treat \times Post$	0.006 8 *** (2. 632)	0.007 4 *** (3. 462)	0.007 5 *** (3. 646)	0.006 4 *** (3. 192)
$Q \times Treat$	-0.003 8 (-1. 582)	-0.004 1 ** (-2. 202)	-0.004 0 ** (-2. 302)	-0.002 4 (-1. 401)
$Q \times Post$	-0.002 7 (-1. 435)	-0.002 7 * (-1. 764)	-0.003 1 ** (-2. 072)	-0.002 4 * (-1. 759)
<i>Treat</i>	0.016 6 *** (2. 985)	0.019 1 *** (4. 237)	0.020 6 *** (4. 772)	0.017 6 *** (4. 133)
$Treat \times Post$	-0.016 0 *** (-2. 788)	-0.018 6 *** (-3. 888)	-0.020 4 *** (-4. 448)	-0.018 9 *** (-4. 232)
<i>Q</i>	0.003 9 ** (2. 098)	0.003 8 *** (2. 581)	0.003 9 *** (2. 814)	0.003 3 ** (2. 485)
<i>Controls</i>	是	是	是	是
<i>Year FE</i>	是	是	是	是
<i>Industry FE</i>	是	是	是	是
<i>Constant</i>	0.025 4 (0. 932)	0.023 4 (0. 989)	0.021 8 (0. 959)	0.020 1 (0. 915)
<i>Adjusted R²</i>	0.094 4	0.101 9	0.101 6	0.100 5
<i>N</i>	7 936	11 454	13 430	14 666

注:括号内为 *t* 值;***、**、* 分别表示 $p < 0.01$ 、 $p < 0.05$ 、 $p < 0.10$ 有统计学意义。

(三)安慰剂检验

尽管亏损后转年限延长政策相对于企业投资决策来说较为外生,但仍可能存在企业层面未被观测到的遗漏变量同时影响企业投资决策以及企业是否属于高新技术企业(实验组),从而导致本文的回归结果存在内生性问题干扰。本文采用安

慰剂检验随机分配实验组进行反事实检验。具体做法为:本文通过蒙特卡洛模拟分别构造随机化实验组并重复抽样 500 次,得到 500 次反事实回归后的 *t* 值分布核密度函数图(见图 3)。结果显示,500 次随机化抽样后的安慰剂检验回归结果 *t* 值和系数值集中在 0 左右,并近乎以 0 对称分布。大部分 *t* 值和系数值均分别小于真实 *t* 值和真实系数值。具体来看,在安慰剂检验中,*t* 值绝对值小于 1.64 占比为 88%,系数值均值为 -0.000 3,系数值中位数值为 -0.000 3。这说明,绝大多数随机抽样后的安慰剂检验并不具有统计显著的处理效应。综上所述,本文的回归结果并非由模型未捕捉到的其他未观测因素导致,进一步证明本文结果的稳健性。

(四)其他稳健性检验

1. 更换投资(*Invest*)衡量方式

借鉴李旒等^[27]的做法,本文重新衡量投资水平 *Invest1* 并纳入模型(6)回归,具体衡量公式如表 1 所示。回归结果列示于表 7 第(1)列。结果显示, $Q \times Treat \times Post$ 系数均在 1% 水平显著为正,说明投资水平(*Invest*)衡量方式的改变并不会对本文结果产生实质性影响。

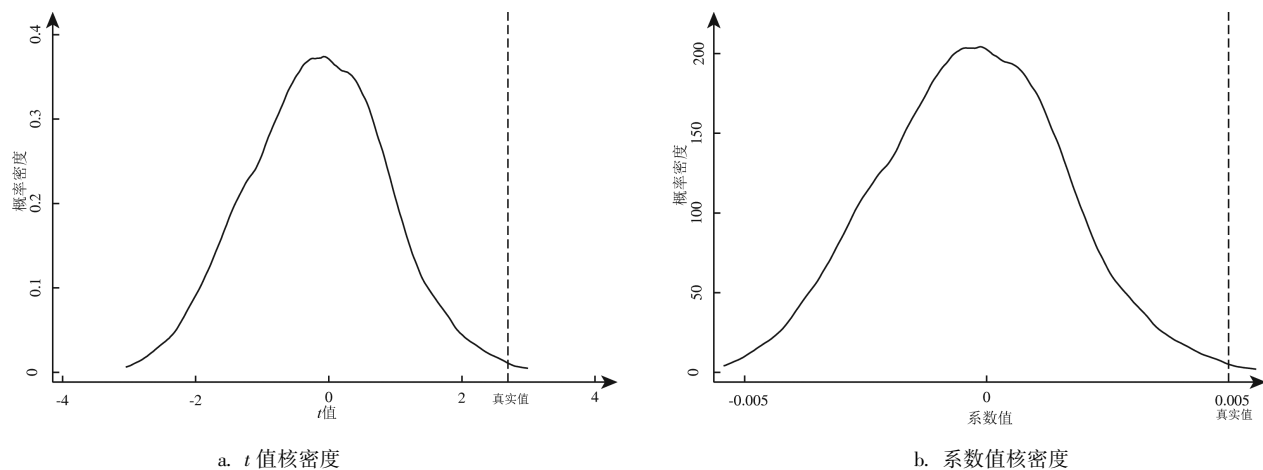


图3 安慰剂检验核密度

2. 增加控制变量

为了进一步缓解控制变量因素对本文结果的影响,借鉴 Allen 等^[28]的做法,本文在模型(6)的基础上控制 $Post$ 与控制变量的交乘项以进一步缓解控制变量因素对结果的干扰。此外,为了缓解宏观经济层面和行业层面因素对本文结果的干扰,本文进一步控制了地区 GDP 增长率($LocalGDP$)、市场化

程度($Market$)、行业竞争程度(HHI)以及行业平均资产收益率($INDRoA$) ;为了进一步缓解企业层面因素对本文结果的干扰,本文对企业个体固定效应进行控制。本文回归结果见表7第(2)列~第(4)列。结果显示,在控制一系列潜在影响因素后, $Q \times Treat \times Post$ 的系数仍显著为正,回归结果并无实质性变化。

表7 其他稳健性检验

被解释变量:	<i>Invest1</i>	<i>Invest</i>				<i>Efficiency</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
$Q \times Treat \times Post$	0.004 7 *** (3.152)	0.004 6 ** (2.452)	0.005 2 *** (2.839)	0.004 9 *** (2.817)	—	—	—
$Q \times Treat \times Post_0$	—	—	—	—	0.002 5 (1.020)	—	—
$Q \times Treat \times Post_1$	—	—	—	—	0.001 6 (0.596)	—	—
$Q \times Treat \times Post_2$	—	—	—	—	0.006 3 ** (2.312)	—	—
$Q \times Treat \times Post_3$	—	—	—	—	0.007 0 *** (2.991)	—	—
$Q \times Treat \times Post_4$	—	—	—	—	0.002 9 (1.160)	—	—
$Treat \times Post$	-0.013 8 *** (-3.893)	-0.015 2 *** (-3.493)	-0.019 3 *** (-4.575)	-0.014 6 *** (-3.558)	—	-0.182 8 * (-1.959)	0.032 5 (0.355)
$Q \times Treat$	-0.001 4 (-1.112)	-0.001 3 (-0.788)	-0.001 8 (-1.108)	-0.000 8 (-0.472)	-0.001 4 (-0.892)	—	—
$Q \times Post$	-0.001 2 (-1.299)	-0.000 7 (-0.450)	-0.002 0 (-1.575)	-0.000 5 (-0.394)	—	—	—
$Treat$	0.012 2 *** (3.505)	0.014 8 *** (3.604)	0.016 4 *** (4.103)	—	0.016 9 *** (4.237)	-0.199 7 ** (-2.398)	0.091 3 (1.047)
Q	0.002 4 *** (2.700)	0.002 2 * (1.651)	0.003 1 ** (2.510)	0.004 4 *** (3.143)	0.003 0 ** (2.462)	0.210 9 *** (10.111)	0.064 2 *** (2.998)
<i>Controls</i>	是	是	是	是	是	是	是
<i>Year FE</i>	是	是	是	是	是	是	是
<i>Industry FE</i>	是	是	是	否	是	是	是
<i>Firm FE</i>	否	否	否	是	否	否	否
<i>Constant</i>	0.029 7 (1.363)	0.023 0 (1.099)	-0.003 7 (-0.174)	0.474 3 *** (6.391)	0.022 3 (1.086)	1.953 8 *** (2.600)	1.813 2 ** (2.292)
<i>Adjusted/Pseudo R²</i>	0.136 1	0.109 4	0.110 2	0.317 3	0.109 6	0.086 2	0.086 2
<i>N</i>	18 309	18 309	18 309	18 309	18 309	17 852	17 852

注:括号内为 t 值;***、**、* 分别表示在 $p < 0.01$ 、 $p < 0.05$ 、 $p < 0.10$ 时有统计学意义。

3. 动态效应检验

借鉴钱雪松等^[25]的做法,本文构造虚拟变量 $Post_0$ 、 $Post_{+1}$ 、 $Post_{+2}$ 、 $Post_{+3}$ 以及 $Post_{+4}$ 变量,分别在 2018 年、2019 年、2020 年、2021 年和 2022 年取 1,其他年度取 0。在模型(6)中加入上述变量,并分别与 Q 、 $Treat$ 和 $Q \times Treat$ 交乘,从而探究亏损后转年限延长在政策实施当年以及后续年度的影响,回归结果见表 7 第(5)列。结果显示, $Q \times Treat \times Post$ 前系数均为正,且 $Q \times Treat \times Post_2$ 和 $Q \times Treat \times Post_3$ 的系数均至少在 5% 水平上显著,说明亏损后转年限延长对企业投资效率具有持续性的提升作用。

4. 更换模型

投资—投资机会敏感性模型识别投资效率时无法进一步区分投资过度和投资不足,为了增加本文结果的稳健性,本文借鉴 Biddle 等^[29]的做法构建模型(8)~模型(9)以检验亏损后转年限延长对投资不足和投资过度的影响。首先,本文基于模型(8)分年度行业回归计算模型残差(剔除当年行业内样本量小于 30 的样本),并以托宾 Q 衡量成长机会 ($Growth_Opportunity$);其次,将模型(8)回归残差进行排序并分成四组,残差最小组为投资不足 ($Efficiency = 1$),残差最大组为投资过度 ($Efficiency = 3$),处于中间的第二位和第三组为基准对照组 ($Efficiency = 2$);最后,本文构造如下 Multinomial-logit 回归模型(9)以检验亏损后转年限延长对投资不足和投资过度的影响。回归结果列示于表 7 第(6)列~第(7)列。结果显示,亏损后转年限延长通过缓解投资不足提升高新技术企业投资效率,对投资过度的影响不显著,进一步支持假设 H,说明本文结果具有稳健性。

$$Invest_{i,t} = \lambda_0 + \lambda_1 Growth_Opportunity_{i,t-1} + \varepsilon_3 \quad (8)$$

$$Efficiency = \eta_0 + \eta_1 Treat \times Post + \eta_2 Treat + \eta_3 Post + \eta_4 Q + \sum \xi Control + \sum Year + \sum Industry + \varepsilon_4 \quad (9)$$

六、进一步分析

亏损后转年限延长通过促进企业风险承担改善高新技术企业投资效率。为了进一步探究亏损

后转年限延长作用于企业投资效率的背后机制,本文从投资机会水平、战略差异度以及企业生命周期等方面展开异质性分析,并从风险承担角度进一步检验亏损后转年限延长影响投资效率的渠道机制。

(一) 投资机会水平异质性分析

在理想状态下,企业的投资决策仅取决于投资机会。具体表现为,当企业具有良好的投资机会时,企业扩张投资规模以提升盈利能力。亏损后转以未来的盈利能力作为亏损抵税优惠的筛选条件,旨在促进具备发展潜力的企业提升投资效率的同时能有效避免资源流向低效率企业,引发资源错配。投资机会水平 (Q) 在一定程度上代表了企业的发展潜力,如果亏损后转的资源配置功效真实存在,那么本文将在投资机会充足、发展潜力好的企业中观测到投资效率的提升;对于投资机会缺乏、发展潜力差的企业而言,由于缺少优化投资结构提升未来盈利能力的投资资源,企业未来期间用于抵税的潜在盈利基础薄弱,企业在投资决策中很可能不会考虑亏损后转因素,从而导致亏损后转年限延长不会对这类企业的投资决策产生实质性影响。本文将研究样本按照投资机会 (Q) 水平高低进行分组以检验上述推测。为了防止投资机会 (Q) 这一指标本身可能受到亏损后转年限的影响,本文将 2017 年投资机会 (Q) 均值按照是否大于当年各行业中位数进行分组。分组回归结果列示于表 8 第(1)列~第(2)列,结果显示, $Q \times Treat \times Post$ 的系数在投资机会充足组显著为正,但在投资机会缺乏组并不显著。这一异质性结果说明良好的发展潜力是亏损后转年限延长生效的关键前提。

(二) 战略差异度异质性分析

较大的战略差异度意味着战略定位越偏离行业常规模式,面临着更高的成本和更大的不确定性,差异度越大,经营风险以及违约风险等风险将随之更高^[30]。相比于战略差异度较小的企业,战略差异度较大的企业风险水平更高。风险水平较高的企业因损失概率和损失程度偏高而对亏损后转年限延长更为敏感,本文预期亏损后转年限延

长提升高新技术企业投资效率在战略差异度较大的企业中更显著。借鉴何熙琼等^[31]的做法,本文从市场开发支出(销售费用/营业收入)、创新程度(研发支出/营业收入)、资本密集度(固定资产净值/员工人数)、固定资产更新程度(固定资产净值/固定资产原值)、管理费用支出(管理费用/营业收入)和财务杠杆率(总负债/总资产)6个维度衡量不同企业战略定位的差异,对每个维度指标进行标准化处理,然后对6个指标求平均得到该企业当年战略差异度(D_s)。在此基础上,为了避免战略差异度(D_s)这一指标本身可能受到亏损后转年限的影响,本文将2017年战略差异度(D_s)均值按照是否大于当年各行业中位数进行分组,分组回归结果列示于表8第(3)列~第(4)列。结果显示, $Q \times Treat \times Post$ 系数在战略差异较大组显著为正,说明当企业战略定位偏离行业常规模式导致企业风险增加时,亏损后转年限延长有助于提升该类企业投资效率,支持企业继续坚持差异化战略路径。

(三)企业生命周期异质性

从生命周期各个阶段的特质来看,成长期企业主要目标是扩张,面临着较为充足的投资机会

和较高的损失风险;成熟期企业拥有稳定的市场份额,财富值达到顶峰,企业发展趋于平稳^[32];衰退期企业面临竞争力缺乏的窘境,成长机会进一步萎缩,甚至面临生存危机。亏损后转年限延长提升企业投资效率源于企业对自身亏损风险的预判和未来发展潜力驱动。本文预期,亏损后转年限延长提升投资效率在风险水平高、投资机会充足且发展潜力强劲的成长期企业更为显著,而成熟期企业和衰退期企业分别因不满足高风险水平和良好发展潜力特征而不会受到亏损后转年限延长的显著影响。本文借鉴翟胜宝等^[33]的研究根据企业不同生命周期具有不同的现金流特点划分为成长期、成熟期和衰退期。为了避免企业现金流本身可能受到亏损后转年限的影响,本文根据企业2017年经营现金净流量、投资现金净流量和筹资现金净流量数值判定企业所处生命周期,回归结果列示于表8第(5)列~第(7)列。结果显示, $Q \times Treat \times Post$ 系数仅在处于成长期阶段的企业中显著为正,说明亏损后转年限延长政策着力于风险高且发展潜力大企业的投资效率提升,具有资源配置作用。

表8 进一步分析检验结果

被解释变量	<i>Invest</i>							<i>RiskT</i>	
	高投资机会水平	低投资机会水平	高战略差异度	低战略差异度	成长期	成熟期	衰退期		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
$Q \times Treat \times Post$	0.006 0 *** (2.782)	0.004 1 (0.591)	0.010 0 *** (3.652)	0.006 1 (1.428)	0.008 7 *** (2.792)	0.004 4 (1.216)	0.003 0 (0.884)	—	—
$Q \times Treat$	-0.002 3 (-1.249)	-0.002 1 (-0.421)	-0.006 2 *** (-2.587)	-0.002 3 (-0.601)	-0.004 6 * (-1.723)	-0.002 1 (-0.703)	-0.001 8 (-0.696)	—	—
$Q \times Post$	-0.003 5 ** (-2.363)	-0.009 5 (-1.627)	-0.006 4 *** (-2.848)	-0.003 7 (-1.033)	-0.005 5 ** (-2.300)	-0.004 9 (-1.583)	0.000 7 (0.375)	—	—
$Treat$	0.018 4 *** (3.221)	0.015 4 * (1.950)	0.025 3 *** (4.388)	0.016 1 ** (2.026)	0.024 1 *** (3.828)	0.008 8 (1.355)	0.009 8 (1.390)	-0.024 7 *** (-8.176)	0.014 5 *** (8.776)
$Treat \times Post$	-0.024 1 *** (-3.901)	-0.012 4 (-1.276)	-0.030 3 *** (-4.871)	-0.019 5 ** (-2.314)	-0.026 9 *** (-3.956)	-0.008 7 (-1.231)	-0.012 9 (-1.627)	0.021 9 *** (6.588)	0.003 9 *** (2.684)
Q	0.003 0 ** (2.115)	0.017 4 *** (3.944)	0.006 0 *** (2.941)	0.006 3 * (1.819)	0.006 4 *** (2.986)	0.007 5 *** (2.932)	0.000 4 (0.243)	0.009 6 *** (6.777)	0.005 5 *** (9.000)
<i>Controls</i>	是	是	是	是	是	是	是	是	是
<i>Year FE</i>	是	是	是	是	是	是	是	是	是
<i>Industry FE</i>	是	是	是	是	是	是	是	是	是
<i>Constant</i>	0.043 7 (1.466)	-0.062 7 ** (-2.037)	-0.016 6 (-0.531)	0.068 0 ** (2.031)	0.011 0 (0.353)	0.015 1 (0.466)	0.004 7 (0.129)	0.159 5 *** (6.564)	-0.012 5 (-0.703)
<i>Adjusted R²</i>	0.106 9	0.139 2	0.114 0	0.127 0	0.149 5	0.106 7	0.087 3	0.184 7	0.395 9
<i>N</i>	10 086	8 209	7 460	7 481	8 796	5 233	4 087	13 774	15 513

注:括号内为*t*值;***、**、*分别表示在 $p < 0.01$ 、 $p < 0.05$ 、 $p < 0.10$ 时有统计学意义。由于2017年投资机会水平、战略差异度以及生命周期计算数值缺失导致分组样本量少于总样本量。受限于数据可获得性,风险承担数据截止到2020年,因此列(8)对应的实际样本区间为2013—2020年。

(四) 企业风险承担的中介效应分析

亏损后转年限延长通过提高风险承担,减少企业放弃高风险投资项目可能性,从而提升高新技术企业投资效率。本文进一步检验风险承担在亏损后转年限延长提升投资效率中的中介效应。现有研究广泛采用盈余波动性来衡量企业风险承担^[34-35]。参考已有研究做法,本文基于资产收益率(*Roa*)减去年度行业均值得到调整后的资产收益率(*Adj_Roa*),盈余波动性的观测时段为 3 年(t 年到 $t+2$ 年),在观测时段内滚动计算调整后的资产收益率(*Adj_Roa*)的标准差得到盈余波动性。盈余波动性越大,企业风险承担水平越高,说明企业风险承担越强烈。此外,本文还借鉴 Campbell 等^[36]的做法,用研发投入占营业收入比重衡量企业风险承担。回归结果如表 8 第(8)列~第(9)列所示。结果显示, $Treat \times Post$ 前系数显著为正,说明亏损后转年限延长有助于增加企业风险承担。整体结果说明,企业风险承担是亏损后转年限延长影响高新技术企业投资效率的重要渠道机制。

七、研究结论与政策建议

(一) 研究结论

(1) 亏损后转年限延长可以显著提升高新技术企业投资效率,证实税收政策作为一种市场化手段的资源配置作用。这表明,一项税收政策的设计若具有契合市场运行规律、以未来的盈利作为享受条件以及以未来潜在现金流替代即时现金流的特征,将有助于引导资金流向高效率投资,优化资源配置。

(2) 亏损后转年限延长对高新技术企业的的影响作用仅在投资机会充足、战略差异度大和成长期企业中显著,说明发展潜力和高风险特性是亏损后转年限延长刺激高新技术企业投资效率提升的两个重要因素,揭示了亏损后转年限延长政策通过筛选作用对象提升投资效率的资源配置作用机制。

(3) 亏损后转年限延长显著增加高新技术企业风险承担,并进一步提升投资效率。说明亏损后转年限延长提高投资风险溢价,增加风险承担是其提升高新技术企业投资效率的重要渠道机制。

(二) 政策建议

(1) 对于政策制定者而言。在制定税收政策时,应注重结合市场运行规律,引导税收资金流向

高效率投资。鉴于亏损后转年限在提升投资效率方面所显现的制度优势,建议围绕“十四五”规划和 2035 年远景规划,对满足国家重大战略需求的战略性新兴产业全面实施亏损后转年限延长税收优惠政策,涉及量子信息、光子与微纳电子、人工智能、生物医药、临床医学与健康、现代能源、深空深地深海和极地探测等前沿科技攻关领域以及数字经济、乡村振兴和环境保护等领域。通过延长相关企业的亏损后转年限,引导企业所有者和管理层坚持长期主义决策价值观,鼓励其继续潜心研发创新,承担风险,提高投资效率,改善战略性新兴产业投资不足局面,解决国家“卡脖子”技术瓶颈,助力经济高质量发展。

(2) 对于企业而言。企业应结合自身风险特质和资源基础合理做好亏损后转筹划,从长期化视角最大化企业利益。高风险投资项目有助于快速积累资本,促进技术进步,并且提高企业价值,是企业持续性发展的基础。企业将亏损后转因素纳入高风险投资决策有助于提升投资效率。在亏损后转政策优惠的支持下,企业应该保持对风险的敏感性,熟练利用亏损后转政策进行风险承担,在预测到可能发生亏损时预先做好结转筹划,并在合乎条件时及时做好亏损后转申请,优化企业资源配置。

(3) 对于监管机构而言。亏损后转年限延长的盈利条件限制有助于鼓励具备发展潜力的企业提升投资效率。为了确保亏损后转年限延长能够持续性优化资源配置,提升企业投资效率,税务部门应充分发挥金税三期系统的技术优势,通过大数据识别、监控企业涉税活动,严厉打击企业通过虚增利润等形式进行亏损抵减、骗取税收优惠等行为。

参考文献:

- [1] 解维敏. 中国企业投资效率省际差异及影响因素研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2018(9): 41-59.
- [2] 郝艳, 李秉祥. 中国上市公司过度投资与投资不足的实证比较研究: 基于代理人堙壕效应的观点[J]. 宏观经济研究, 2019(3): 121-133.
- [3] 杨国超, 芮萌. 高新技术企业税收减免政策的激励效应与迎合效应[J]. 经济研究, 2020(9): 174-191.
- [4] 孔东民, 季绵绵, 周妍. 固定资产加速折旧政策与企业产能过剩[J]. 财贸经济, 2021(9): 50-65.
- [5] BETHMANN I, JACOB M, MÜLLER M A. Tax loss carrybacks: investment stimulus versus misallocation[J]. The

accounting review, 2018, 93(4): 101-125.

[6] 吉黎. 亏损结转政策的影响效应、国际经验及启示[J]. 税务研究, 2020(3):104-107.

[7] LJUNGQVIST A, ZHANG L, ZUO L. Sharing risk with the government: how taxes affect corporate risk taking[J]. Journal of accounting research, 2017, 55(3):669-707.

[8] LANGENMAYR D, LESTER R. Taxation and corporate risk-taking[J]. The accounting review, 2018, 93(3): 237-266.

[9] 曹越, 张文琪. 亏损后转年限延长增加了企业创新投入吗? [J/OL]. 南开管理评论. <https://kns.cnki.net/kcms/detail/12.1288.f.20230414.1434.010.html>.

[10] HILLMANN L, JACOB M. The effect of limited tax loss carryforwards on corporate investment[J/OL]. SSRN Electronic Journal; <https://ssrn.com/abstract=4174990>2022. 2023-10-13/2024-04-11.

[11] OLBERT M. The impact of tax shields on bankruptcy risk and resource allocation[J/OL]. SSRN Electronic Journal; <https://ssrn.com/abstract=3467669>. 2019-10-21/2024-04-11.

[12] EICHFELDER S, JACOB M, SCHNEIDER K. Do tax incentives affect investment quality? [J]. Journal of corporate finance, 2023(80): 102403.

[13] 姚立杰, 陈雪颖, 周颖, 等. 管理层能力与投资效率[J]. 会计研究, 2020(4):100-118.

[14] GAO X, XU W, LI D, et al. Media coverage and investment efficiency[J]. Journal of empirical finance, 2021(63):270-293.

[15] AMBERGER H J, MARKLE K S, SAMUEL D M P. Repatriation taxes, internal agency conflicts, and subsidiary-level investment efficiency[J]. The accounting review, 2021, 96(4): 1-25.

[16] CHAY J B, CHONG B U, IM H J. Dividend taxes and investment efficiency: evidence from the 2003 US personal taxation reform[J]. Journal of accounting and economics, 2023, 75(1): 101514.

[17] 王丹, 李丹, 李欢. 客户集中度与企业投资效率[J]. 会计研究, 2020(1):110-125.

[18] 衣长军, 赵晓阳. 数字化转型能否提升中国跨国企业海外投资效率[J]. 中国工业经济, 2024(1): 150-169.

[19] HABIB A, HASAN M M. Firm life cycle, corporate risk-taking and investor sentiment[J]. Accounting & finance, 2017, 57(2): 465-497.

[20] XU W, LUO Z, LI D. Investor-firm interactions and corporate investment efficiency: evidence from China[J]. Journal of corporate finance, 2024(84): 102539.

[21] RICHARDSON S. Over-investment of free cash flow[J].

Review of accounting studies, 2006(11): 159-189.

[22] JACOB M, MICHAELY R, MÜLLER M A. Consumption taxes and corporate investment[J]. The review of financial studies, 2019, 32(8): 3144-3182.

[23] 张润宇, 余明阳. 社会资本、债务约束与非效率投资: 基于中国上市家族企业数据的分析[J]. 管理评论, 2020(12):61-77.

[24] 王小鲁, 胡李鹏, 樊纲. 中国分省份市场化指数报告(2021)[M]. 北京:社会科学文献出版社, 2021:223-225.

[25] 钱雪松, 方胜. 《物权法》出台、融资约束与民营企业投资效率:基于双重差分法的经验分析[J]. 经济学(季刊), 2021(2):713-732.

[26] FOX Z D, JACOB M, WILDE J H, et al. Beyond borders: uncertainty in supragovernmental tax enforcement and corporate investment[J]. The accounting review, 2022, 97(6): 233-261.

[27] 李旻, 蔡贵龙, 郑国坚. 企业成长的螺旋:市值管理与企业投资决策[J]. 会计研究, 2018(10):66-72.

[28] ALLEN A, LEWIS-WESTERN M F, VALENTINE K. The innovation and reporting consequences of financial regulation for young life-cycle firms[J]. Journal of accounting research, 2022, 60(1): 45-95.

[29] BIDDLE G C, HILARY G, VERDI R S. How does financial reporting quality relate to investment efficiency? [J]. Journal of accounting and economics, 2009, 48(2/3): 112-131.

[30] 王化成, 侯粲然, 刘欢. 战略定位差异、业绩期望差距与企业违约风险[J]. 南开管理评论, 2019(4):4-19.

[31] 何熙琼, 尹长萍. 企业战略差异度能否影响分析师盈余预测:基于中国证券市场的实证研究[J]. 南开管理评论, 2018, 21(2): 149-159.

[32] 刘诗源, 林志帆, 冷志鹏. 税收激励提高企业创新水平了吗?:基于企业生命周期理论的检验[J]. 经济研究, 2020(6):105-121.

[33] 翟胜宝, 聂小娟, 童丽静, 等. 竞争战略、企业生命周期和企业价值[J]. 系统工程理论与实践, 2021(4): 846-860.

[34] 何瑛, 于文蕾, 杨棉之. CEO 复合型职业经历、企业风险承担与企业价值[J]. 中国工业经济, 2019(9): 155-173.

[35] 高梦捷, 彭晓洁, 陈铭. 地方政府债务与企业风险承担[J]. 中国软科学, 2023(1): 215-224.

[36] CAMPBELL R J, JEONG S H, GRAFFIN S D. Born to take risk? the effect of CEO birth order on strategic risk taking[J]. Academy of management journal, 2019, 62(4): 1278-1306.

(本文责编:希 文)