

# 并购融资决策影响下的企业技术创新

蒋弘<sup>1,2</sup>, 李芃<sup>2</sup>, 龚雪<sup>2</sup>

(1.重庆工商大学 企业管理研究中心, 重庆 400067; 2.重庆工商大学 会计学院, 重庆 400067)

**摘要:**以我国A股上市公司并购融资事件作为研究样本,对并购融资决策如何影响企业技术创新这一问题进行分析。结果表明:在并购融资中,如果企业越偏好债权融资,技术创新就越弱。产权性质具有调节作用,国有产权能够减弱并购债权融资决策对技术创新的负面影响,并购债权融资决策对企业技术创新的影响及产权性质的调节作用,主要在成长期企业和高新技术企业中得到体现,并购债权融资决策显著影响的是企业的中级和初级技术创新活动,产权性质的调节作用也集中体现在上述关系中。研究的启示是:第一,具有研发需求的企业,特别是成长期企业、高新技术企业、小步快跑式创新企业,要慎重对待并购债权融资;第二,创新金融体制机制,为企业并购提供更多的融资方式选择。

**关键词:**并购融资;产权性质;技术创新

**中图分类号:** F275    **文献标志码:** A    **文章编号:** 1002—980X(2022)3—0035—12

## 一、引言

伴随中国经济进入新常态,经济增长逐渐过渡到以创新驱动为主的模式。企业为了在市场竞争中占据优势,技术创新显得愈发重要(Duysters和Hagedoorn,2000)。为了在未来实现技术创新上的突破,企业通过各种渠道去获取新知识、新技术,其中一种方式就是兼并收购其他企业。研究显示,并购能够给主并企业带来研发规模效应和协同效应,并减少创新溢出对创新主体的不利影响,有利于企业的技术创新(Ornaghi,2009)。由于并购通常涉及大量的资金支付,主并企业寻求外部融资支持的情况十分普遍。那么,通过并购融资引入的金融资本是否会影响到融资后企业的技术创新呢?

凌江怀和李颖(2010)认为,外部融资可以增加企业对创新项目的投入,从而对企业的研发具有正向影响。进一步研究发现,从投入产出比来看,金融机构贷款对高新企业科技创新成果的贡献度达到了17.3%(段晓华和殷仲民,2013)。然而,孙早和肖利平(2016)的研究显示,债权融资对企业研发存在抑制作用,尤其是银行贷款。由于企业的创新活动具有研发周期长、不确定性强等特点,银行作为稳健型投资者,为了保证自身利益,会通过借款协议中设置相应条款限制企业资金的投向,甚至直接干预企业的研发决策,导致研发无法按照企业计划的程序进行(张瑾华等,2016)。由此可见,尽管债权融资决策与技术创新联系紧密,但两者之间到底存在正向的还是负向的关系仍有争议,亟待进一步研究,并且,目前大多数文献把企业融资的目的局限在为研发提供资金,也就是仅仅研究研发融资决策与企业技术创新的关系,尚未就非研发融资决策对企业技术创新可能产生的影响进行分析。以典型的非研发融资活动——并购融资为例,现有研究就缺少对并购债权融资决策与企业技术创新关系的阐释,从而造成在非研发融资决策领域对企业技术创新实现过程的认识存在不足。金融资本支持企业并购是出于逐利的目的,而推动目的达成的力量必然会向企业运行的各个环节延伸,这势必引起包括研发在内的企业各项活动做出相应的反应。因此,研究并购债权融资决策与企业技术创新的关系,对进一步厘清企业融资决策行为的影响边界、拓展技术创新决定机制的微观视野具有重要的意义。另外,由于产权性质的不同,企业所面对的融资政策会存在明显的差异(何国华和常鑫鑫,2011)。于是,产权性质在前述关系中可能发挥的作用也需要得到关注。再者,对于不同生命周期或不同技术背景的企业而言,其研发活动受并购债权融资决策的影响可能具有强弱之分,而在企业实现不同等级技术创新的过程中,并购债权融资决策施加的影响也可能存在大小之别,这都需要更加深入的探索。鉴于此,本

**收稿日期:** 2021-08-20

**基金项目:**国家自然科学基金面上项目“产权控制路径下的资本投资与配置效率研究”(71172082);重庆市教委科学技术研究项目“基于新常态下外部市场风险应对视角的技术创新与并购重组交互作用研究”(KJ1706157)

**作者简介:**蒋弘,博士,重庆工商大学会计学院副教授,研究方向:技术经济和投融资;李芃,博士,重庆工商大学会计学院讲师,研究方向:企业战略管理和联盟治理;龚雪,重庆工商大学会计学院硕士研究生,研究方向:技术经济和投融资。

文将并购债权融资决策、产权性质与企业技术创新纳入同一框架中进行分析,并从企业生命周期、企业技术背景和技术创新等级三个方面深化研究,以期对现有文献做出有益的补充。

## 二、理论分析与研究假设

从宏观上讲,人类历史上每一次技术革命都少不了金融资本贡献力量。金融市场的重要功能之一,就是通过为企业提供金融通来支持创新,进而推动经济增长和社会进步。微观层面的研究认为,由于债权人取得利息和本金的权利受到法律强制力的保护,企业负债会产生债权约束,从而限制企业进行高风险的投资活动(Williams, 1987)。而企业的创新活动因为存在高度的不确定性,具有高风险的特征(Oerlemans et al, 2001; Hall, 2002)。有研究发现,企业负债与研发投资存在显著的负相关关系(孙早和肖利平, 2016)。与之形成对比的是,股权投资者由于具备比债权投资者更高的风险容忍度,更加重视企业的创新能力和长期价值增值(何国华和常鑫鑫, 2011)。因此,股权融资对企业的创新活动具有一定的积极作用(Brown et al, 2009)。实务中,企业的研发活动包括通过并购的方式掌握关键技术资源,从而促进主并企业的技术创新(Atanassov, 2013)。为了满足并购项目的巨额资金需要,企业通常会借助外部金融资本的力量。由于企业研发活动需要数量庞大且稳定的资金(Brown和Petersen, 2011),如果并购融资采用债权融资方式,定期支付大量利息和到期归还高额本金所形成的财务压力,对融资后企业研发投入的持续性容易造成不良影响,企业被迫缩减研发开支以应对潜在财务危机的可能性不容忽视。而在一定情况下,研发产出又与研发投入成正比(冯文娜, 2010; 余谦等, 2018)。因此,企业在并购融资中选择债权融资方式,很有可能会抵消并购带来的技术红利,给企业的技术创新造成不利影响。本文通过构建数学模型做出相关推导。

### (一)模型构建

通过并购,主并企业可以获得目标企业的技术,这为主并企业的研发提供了技术资源。因此,可以合理地假定企业在并购融资后会继续致力于研发工作。记 $p_1$ 为并购融资采用债权融资的概率, $p_2$ 为债权融资后债务能够展期、重组的概率, $r$ 为企业并购融资后面临的财务风险。显然,并购融资采用债权融资的方式,企业会面临较高的财务风险,但如果债务到期能够展期或重组,财务风险就会降低。因此, $r$ 是 $p_1$ 和 $p_2$ 的函数,记为 $r \equiv r(p_1, p_2)$ ,且有 $\frac{\partial r}{\partial p_1} > 0$ ,  $\frac{\partial r}{\partial p_2} < 0$ 。当 $p_2$ 上升到一定水平时,企业基本上不会再为丧失偿债能力而担心,此时 $r$ 会加速下降,于是有 $\frac{\partial^2 r}{\partial p_2^2} < 0$ 。记 $I$ 为企业在并购融资后的研发投入。由于负债具有债权约束(张瑾华等, 2016),当财务风险变大时,研发投资会受到限制(林钟高等, 2011)。因此, $I$ 是 $r$ 的函数,记为 $I \equiv I(r)$ ,且有 $\frac{dI}{dr} < 0$ 。由于研发工作会坚持开展, $I$ 下降的幅度会随 $r$ 的增加而越来越小,于是有 $\frac{d^2 I}{dr^2} > 0$ 。记 $U$ 为企业期望的研发产出。由于研发产出与研发投入成正比(冯文娜, 2010; 余谦等, 2018),所以 $U$ 是 $I$ 的函数,记为 $U \equiv U(I)$ 。对于企业而言,每增加一单位研发投入至少不能超过因此而增加的期望研发产出,否则考虑到将出现入不敷出的情况,企业会终止研发,于是 $\frac{dU}{dI} \geq 1$ 。在企业研发中,当投资达到一定规模后,企业的技术水平将出现由量变到质变的转化(盛国荣等, 2005),研发产出将大大提高,于是有 $\frac{d^2 U}{dI^2} > 0$ 。

### (二)模型推导

记技术创新的价值为 $V$ ,其表达式为

$$V = U(I) - I(r) \quad (1)$$

对(1)式取关于 $p_1$ 的偏导,得到

$$\frac{\partial V}{\partial p_1} = \left( \frac{dU}{dI} - 1 \right) \frac{dI}{dr} \frac{\partial r}{\partial p_1} \quad (2)$$

由于 $\frac{dU}{dI} \geq 1$ 、 $\frac{dI}{dr} < 0$ 、 $\frac{\partial r}{\partial p_1} > 0$ ,所以 $\frac{\partial V}{\partial p_1} \leq 0$ ,即并购融资采用债权融资的概率与融资后企业的技术创新价值成反比。于是,本文提出假设1:

企业在并购融资中越偏好债权融资,并购融资后企业的技术创新就越弱(H1)。

对式(1)取关于 $p_2$ 的偏导,得到

$$\frac{\partial V}{\partial p_2} = \left( \frac{dU}{dI} - 1 \right) \frac{dI}{dr} \frac{\partial r}{\partial p_2} \quad (3)$$

由于 $\frac{dU}{dI} \geq 1$ 、 $\frac{dI}{dr} < 0$ 、 $\frac{\partial r}{\partial p_2} < 0$ ,所以 $\frac{\partial V}{\partial p_2} \geq 0$ ,即并购债权融资形成的债务能够得到展期、重组的概率越高,融资后企业的技术创新价值就越高。

研究发现,国企背景可以为企业带来融资政策上的倾斜(何国华和常鑫鑫,2011;孙早和肖利平,2016),让企业更容易与银行建立起牢固的关系,而关系治理能较好地匹配创新活动的不确定性(Grandori,2006)。银行作为关系型债权人具有支持企业创新活动、实现双方共赢的动机(Boot,2000;温军等,2011)。在企业陷入财务困境时,关系型银行会灵活地为企业提供债务展期、债务重组等帮助,而不是迫使其破产(David et al,2008)。因此,当企业具有国有身份时,银行贷款契约可能表现出“软约束”的特征,于是 $p_2$ 会比非国有企业更高。记 $p_{2IA}$ 和 $p_{2IB}$ 分别表示国有企业和非国有企业的 $p_2$ ,可知 $p_{2IA} > p_{2IB}$ 。

对式(3)取关于 $p_2$ 的偏导,得到

$$\frac{\partial^2 V}{\partial p_2^2} = \frac{d^2 U}{dI^2} \left( \frac{dI}{dr} \right)^2 \left( \frac{\partial r}{\partial p_2} \right)^2 + \left( \frac{dU}{dI} - 1 \right) \frac{d^2 I}{dr^2} \left( \frac{\partial r}{\partial p_2} \right)^2 + \left( \frac{dU}{dI} - 1 \right) \frac{dI}{dr} \frac{\partial^2 r}{\partial p_2^2} \quad (4)$$

由于 $\frac{\partial r}{\partial p_2} < 0$ 、 $\frac{\partial^2 r}{\partial p_2^2} < 0$ 、 $\frac{dI}{dr} < 0$ 、 $\frac{d^2 I}{dr^2} > 0$ 、 $\frac{dU}{dI} \geq 1$ 、 $\frac{d^2 U}{dI^2} > 0$ ,所以 $\frac{\partial^2 V}{\partial p_2^2} > 0$ 。

记 $p_{2IA}$ 和 $p_{2IB}$ 的微小增量变化分别为 $\Delta p_{2IA}$ 和 $\Delta p_{2IB}$ ,由 $\Delta p_{2IA}$ 和 $\Delta p_{2IB}$ 引起的 $V$ 的微小增量变化记为 $\Delta V_A$ 和 $\Delta V_B$ 。由于 $p_{2IA} > p_{2IB}$ ,且 $\frac{\partial^2 V}{\partial p_2^2} > 0$ ,所以 $\Delta V_A > \Delta V_B$ 。这说明在国有企业中, $p_2$ 增加引起的 $V$ 的增长幅度,要大于在非国有企业中的增长幅度,从而可以更大程度上抵消因 $p_1$ 增加而造成的 $V$ 的减少。于是,本文提出假设2:

产权性质具有调节作用。在国有企业中,并购债权融资决策对技术创新的负面影响要弱于非国有企业(H2)。

### (三)进一步分析

成长期企业更加具备识别和挑选与自身创新战略相匹配的并购对象的能力(胡雪峰和吴晓明,2015),对外部知识也具有较强的包容性(罗琼,2016),但是其进行的研发活动风险更高、效率较低(Coad et al,2016;余谦等,2018)。那么,在不同的企业生命周期下,并购债权融资决策和产权性质对企业技术创新的影响与作用是否存在差异呢?首先,成熟期企业由于积累了雄厚的资金实力(罗琼,2016),其研发投入的持续性不易受到并购融资引入的金融资本的干扰,并且,经历过前期较长时间的“干中学”,企业的技术创新已进入一个高效阶段(余谦等,2018)。这些情况使得企业在研发上能够保持一贯的高产出;其次,衰退期企业由于组织结构惯性和企业文化刚性的增强,吸收新知识的能力减弱(罗琼,2016),加之营业收入的下降,阻碍了企业技术创新水平的提升,导致研发产出长期徘徊在一个低水平。再次,成长期企业具备并购的能力和条件(胡雪峰和吴晓明,2015),但尚处于“干中学”的早期或中期,研发不可避免地存在高风险、低效率的问题(Coad et al,2016)。此时的企业虽然可以利用并购带来的新知识、新技术服务于研发活动,但也同时需要充足的资金为研发的高风险和低效率兜底,造成企业的研发活动对资金的依赖性更强。综上所述,由于成熟期和衰退期企业的研发产出始终处于一个相对稳定的状态,并购债权融资决策这种非研发融资决策的影响边界很难将企业的研发活动囊括进来,造成技术创新与并购债权融资决策无关,产权性质在其中的调节作用也因此无法发挥。而由于成长期企业的研发活动对研发资金变化的高度敏感性,并购债权融资决策的影响和产权性质的调节作用在这类企业中会比较明显。于是,本文提出假设3:

并购债权融资决策对技术创新的负面影响,以及产权性质对该影响的反向调节作用,在成长期企业中更加显著(H3)。

高新技术企业具有高财务风险、高技术风险、高管理风险的特质(张瑾华等,2016)。而且因为十分重视保密性,企业对研发细节讳莫如深,使得银企之间存在高度的信息不对称(顾群和翟淑萍,2012)。这些情况

导致银行不太愿意向其提供资金,造成高新技术企业创新活动受银行融资制约的问题比其他企业更加严重(孙早和肖利平,2016)。那么,在不同的技术背景下,并购债权融资决策和产权性质对企业技术创新的影响与作用是否存在差异呢?一方面,大多数非高新技术企业只希望充当技术追随者而非引领者,从而对技术创新的需求并不强烈(中国企业家调查系统,2001;Bendell,2017)。更有甚者,一些企业根本就没有开展任何研发工作。导致的结果就是,非高新技术企业的研发产出长期维持在一个较低的水平上;另一方面,高新技术企业以技术立足,研发活动是打造企业核心竞争力的关键,企业必须持续性地投入大量资金以确保研发的顺利进行。然而,由于在运营中面临各种各样的高风险,加之刻意的信息隐瞒,企业需要付出更大的代价才能签订债务契约(张瑾华等,2016)。为了保证契约的正常履行,一部分数额不小的资金不得被储备起来而不能投入研发之中。综上所述,由于非高新技术企业研发活跃度很低,研发活动几乎不受并购债权融资决策所左右,产权性质的调节作用也因此不明显。而高新技术企业的生存和发展仰仗研发活动,因并购债权融资决策这种非研发融资决策导致的研发资金减少,会对企业产生比较大的冲击,所以并购债权融资决策的影响和产权性质的调节作用在这类企业中会比较突出。于是,本文提出假设4:

并购债权融资决策对技术创新的负面影响,以及产权性质对该影响的反向调节作用,在高新技术企业中更加显著(H4)。

不同等级的技术创新对创造性的要求不同,从而在实现难度上会有所差异。显然,大步跨越式的高级技术创新实现难度很大,能够完成这一等级技术创新的企业凤毛麟角,大部分企业在这方面会出现顿足不前的情况。那么,从整体上看,高级技术创新的数量屈指可数,能够取得这类技术创新的企业必然具备特殊的禀赋,比如有异常雄厚的研发资金为研发提供人力物力资源。因此,这些企业的研发活动受并购债权融资决策的干扰会比较小,产权性质也难以发挥反向调节作用。相反,小步快跑式的中初级技术创新对于绝大多数企业而言并非遥不可及。由于对创造性的要求相对较低,中初级技术创新在数量上即便达不到俯拾皆是程度,也绝非寥寥可数。这说明,相对于能够实现高级技术创新的企业群体来说,能够实现中初级技术创新——即小步快跑式创新的企业群体具有更强的异质性,这一群体中既有研发资金充裕的“富”企业,也有研发资金紧张的“穷”企业。而“穷”企业之所以将精力放在中初级技术创新上,往往是看中这类创新需要的投入相对较少。但是,并购债权融资决策这种非研发融资决策通过挤压“穷”企业为数不多的研发投入,阻碍了它们在中初级技术创新活动中的产出。由于“穷”企业在小步快跑式创新企业群体中占比不小,这就使得并购债权融资决策对技术创新的影响更容易在这一企业群体中被观察到。另外,由于肩负着维护国家经济安全、保持社会稳定等公共职能(蒋弘,2016),国有企业更加迫切地需要通过技术创新在较短时间内与竞争对手拉开差距,进而巩固或占据行业领先地位(刘志国,2017)。而中初级技术创新由于兼顾了创造性、实用性和授权率,更有可能成为国有企业希望取得的主要研发成果。于是,当作出并购债权融资决策——可能是为了防止股权融资给企业控制权带来的不利影响——的情况下,国有企业会凭借身份优势,利用关系型贷款来完成并购交易。然后,依靠关系型贷款能够规避财务风险的特点,企业可以全心投入到研发活动当中,采取小步快跑的策略,利用并购获取的技术资源推动中初级技术创新的实现。也就是说,产权性质的反向调节作用在中初级技术创新活动中会表现得比较明显。于是,本文提出假设5a和假设5b:

并购债权融资决策对技术创新的负面影响,在中级和初级技术创新上更加显著(H5a);

产权性质的反向调节作用,在中级和初级技术创新上更加显著(H5b)。

### 三、研究设计

#### (一)样本选择和数据来源

本文以2006—2016年沪深A股上市公司并购融资事件作为研究样本,通过筛选得到502个有效观测值。由于本文要使用并购融资后一年的数据,实际涉及的数据获取期间为2006—2017年。样本筛选方式如下:①融资形式是债权融资或股权再融资;②融资的目的是为了实施并购,即形成对目标企业的控股合并或吸收合并。如果仅仅收购对方股权或资产但未形成合并,或者收购的是子公司少数股东权益,不属于并购,予以剔除;③剔除并购融资方案最终没有执行的上市公司;④剔除金融类上市公司;⑤剔除数据缺失和异常的上市公司。需要说明的是,如果上市公司在并购融资当年至后一年所涵盖的时间段内,其产权性质、生命周期、技术背景等属性发生了明显变化,为避免这种变化对实证结果的干扰,将这类公司作为数据异常的公司予以

删除。本文数据来源于中国经济金融研究数据库(CSMAR)和上市公司公告。

## (二) 变量设计

### 1. 技术创新变量的设计

专利是国际上用于衡量企业技术创新的指标之一(Guan和Gao,2009)。具体到应用上,常常使用专利申请数和专利授权数这两个指标,而前者被认为比后者能更加真实地反映技术创新(Mark,2000;黎文靖和郑曼妮,2016)。于是,不少学者在研究时都偏好使用专利申请数这一单一指标(段晓华和殷仲民,2013)。然而,为了便于跨行业、跨时间比较企业的技术创新,同时避免单一衡量指标对结论稳健性的不利影响,本文借鉴蒋弘和刘星(2020)提出的改进方法来衡量技术创新。具体变量设计步骤如下:第一,计算样本上市公司当年所在行业的其他上市公司当年专利申请数平均值、当年专利授权数平均值、截至当年的有效专利数平均值。在计算平均值的过程中,如果存在当年没有专利申请、当年没有专利授权或截至当年没有有效专利的同行业上市公司,则不将其纳入平均值的计算当中,避免数据低估的问题;第二,建立专利申请变量( $Pat1$ )、专利授权变量( $Pat2$ )和有效专利变量( $Pat3$ ),这三个变量分别表示样本上市公司当年专利申请数、当年专利授权数、截至当年的有效专利数分别减去第一步的三个平均值后得到的差额。 $Pat1$ 、 $Pat2$ 和 $Pat3$ 取值越大,表明企业的技术创新越强。

### 2. 并购债权融资决策变量的设计

很多文献在衡量企业并购融资的选择时采用的是虚拟变量,如果并购融资选择债权融资方式(或股权融资方式),该变量取值为1,否则为0。然而,当企业在同一年发生两次及以上并购融资且采用了不同类型的融资方式时,这样的变量设计就不能准确衡量企业的并购融资决策。如果直接将这些融资事件从研究样本中剔除,样本的代表性会被大大削弱。而如果执意使用虚拟变量,又与客观事实相违背。因此,本文以连续变量来衡量并购融资决策。具体变量设计步骤如下:第一,计算样本上市公司并购融资当年年末的短期借款、长期借款、应付债券的余额之和,为方便表述,将其称为年末债权融资金额。于是,年初债权融资金额就是指并购融资当年年初的短期借款、长期借款、应付债券的余额之和;第二,建立并购融资决策变量 $Dec$ ,该变量表示债权融资金额占总资产之比的增长额,即“年末债权融资金额/年末总资产-年初债权融资金额/年初总资产”。 $Dec$ 的取值越大,表明并购融资中企业越偏好债权融资方式。

### 3. 产权性质变量的设计

本文按照一定判断标准将样本上市公司划分为国有和非国有上市公司,并建立产权性质变量( $ON$ )。当样本上市公司属于国有时,变量 $ON$ 取值为1,否则为0。判断标准如下:利用CSMAR上市公司控制人数据,当上市公司的实际控制人是国有企业(编号1100)、集体所有制企业(编号1210)、国有机构(编号2100)、开发区(编号2200)、事业单位(编号2300)或自治组织(编号2500)时,将上市公司视为国有上市公司,否则视为非国有上市公司。如果上市公司不存在实际控制人,将上市公司视为非国有上市公司。

## (三) 回归模型

本文使用以下回归模型来检验研究假设。

$$\begin{aligned} Pat1_{i,t+1}/Pat2_{i,t+1}/Pat3_{i,t+1} = & \beta_0 + \beta_1 Dec_{i,t} + \beta_2 ON_{i,t} + \beta_3 Dec_{i,t} \times ON_{i,t} + \\ & \beta_4 Size_{i,t} + \beta_5 Pro_{i,t} + \beta_6 CR_{i,t} + \beta_7 Gov_{i,t} + \\ & \beta_8 Ind_{i,t} + \beta_9 Time_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (5)$$

本文采用带稳健标准误的OLS(ordinary least squares)回归,以克服异方差对回归结果造成的不良影响。在回归模型中,斜线“/”表示分别引入三个被解释变量; $\beta$ 表示系数; $\varepsilon$ 表示误差项。下标 $t$ 对应的时间是并购融资发生年度, $t+1$ 则对应并购融资发生年度的后一年, $Dec \times ON$ 表示变量 $Dec$ 和变量 $ON$ 的交互项。借鉴孙江明和居文静(2019)、吴先明和张雨(2019)、孙早和肖利平(2016)、蒋弘和刘星(2020)的研究成果,本文设置如下控制变量:①公司规模变量( $Size$ ),定义为年末公司总资产的自然对数。取值越大,表明公司规模越大。②盈利能力变量( $Pro$ ),定义为当年公司的净资产收益率。取值越大,表明公司盈利能力越强。③股权集中度变量( $CR$ ),定义为当年公司前10位大股东持股比例之和。取值越大,表明公司股权越集中。④公司治理变量( $Gov$ ),定义为当年公司董事会的规模。取值越大,表明公司治理水平越高。⑤行业变量( $Ind$ ),虚拟变量,如果公司在当年归属于制造业,取值为1,否则为0,并购融资活动的发生没有规律性,这导致样本中部分行业的上市公司数量偏少。如果按照全行业分类设置行业虚拟变量,会造成严重的多重共线性。于是,本文

合并样本公司数量较少的各种非制造业,对公司的行业属性只区分制造业和非制造业;⑥时间变量(*Time*),虚拟变量,如果并购融资发生在 2012 年及以后,取值为 1,否则为 0。与设置变量(*Ind*)的情况类似,样本公司的数量在一些年度中偏少。由于从 2012 年开始,我国 GDP 增速出现回落,宏观经济政策转向“稳增长”。于是,本文将 2012 年确定为年度划分的临界点。

**(四)描述性统计**

变量的描述性统计见表 1。从表 1 可以看出,专利申请变量(*Pat1*)、专利授权变量(*Pat2*)和有效专利变量(*Pat3*)的均值和中值都小于 0,说明样本公司整体的技术创新不强,技术创新低于同行业其他上市公司平均水平的样本公司占比达 50% 以上;并购融资决策变量(*Dec*)的均值与中值也都小于 0,说明从总体上看样本公司在并购融资中并不偏好债权融资,超过一半的样本公司更愿意采用股权融资方式;通过产权性质变量(*ON*)的频数统计可知,样本中大部分是非国有上市公司。

表 1 变量描述性统计

连续变量	均值	中值	最大值	最小值	标准差
<i>Pat1</i>	-31.581	-15.500	522.00	-4369.5	203.32
<i>Pat2</i>	-20.410	-11.093	446.73	-3072.5	143.70
<i>Pat3</i>	-72.118	-37.995	1353.8	-12085	562.72
<i>Dec</i>	-0.0084	-0.0031	0.3201	-0.3648	0.0953
<i>Size</i>	22.371	22.162	26.465	19.722	1.0575
<i>Pro</i>	0.0923	0.0845	0.7569	-1.0683	0.1096
<i>CR</i>	0.6033	0.6056	0.9528	0.2349	0.1293
<i>Gov</i>	8.6454	9.0000	15.000	4.0000	1.5763
虚拟变量	样本个数	1 出现的频率	所占比例(%)	0 出现的频率	所占比例(%)
<i>ON</i>	502	168	33.47	334	66.53
<i>Ind</i>	502	290	57.77	212	42.23
<i>Time</i>	502	397	79.08	105	20.92

**四、实证分析**

**(一)回归结果**

层次回归结果见表 2。

由于回归模型中解释变量的取值比被解释变量滞后 1 期,模型的内生性问题得到一定程度上的解决。从表 2 可以看到,首先,*F* 统计量显示回归方程是显著的;其次,由于一阶和二阶 LM(lagrange multiplier)检验不显著,可以判定模型的随机误差项不存在一阶和二阶自相关;再次,所有自变量的方差膨胀因子(*VIF*)的值都在 1 左右,可以认为自变量之间不存在多重共线性。在表 2 中,并购融资决策变量(*Dec*)的系数显著为负,这说明企业越偏好采用债权融资方式为并购项目融资,融资后企业的技术创新就越弱,H1 得到验证。产权性质变量的系数为正但不显著,说明产权性质对企业的技术创新没有直接影响。交互项 *Dec* × *ON* 的系数显著为正,说明产权性质能够减弱债权融资决策对技术创新的负面影响,所以变量 *ON* 具有明显的反向调节作用,H2 得到验证。

表 2 层次回归结果

被解释变量		<i>Pat1</i>		<i>Pat2</i>		<i>Pat3</i>	
		系数 ( <i>t/VIF</i> )	系数 ( <i>t/VIF</i> )	系数 ( <i>t/VIF</i> )	系数 ( <i>t/VIF</i> )	系数 ( <i>t/VIF</i> )	系数 ( <i>t/VIF</i> )
解释变量	<i>Dec</i>	-89.251* (-1.70/1.03)	-164.85* (-1.90/1.53)	-63.990* (-1.78/1.03)	-112.11* (-1.87/1.53)	-286.85** (-2.13/1.03)	-453.34** (-1.99/1.53)
	<i>ON</i>	20.278 (0.94/1.48)	23.953 (1.04/1.51)	11.166 (0.71/1.48)	13.505 (0.81/1.51)	22.938 (0.37/1.48)	31.031 (0.47/1.51)
	<i>Dec</i> × <i>ON</i>	—	229.51** (2.04/1.54)	—	146.08* (1.87/1.54)	—	505.39* (1.71/1.54)
控制变量	<i>Size</i>	-2.1133 (-0.19/1.29)	-2.0605 (-0.19/1.29)	-1.8894 (-0.24/1.29)	-1.8558 (-0.24/1.29)	-5.3941 (-0.17/1.29)	-5.2778 (-0.17/1.29)
	<i>Pro</i>	75.107 (1.05/1.11)	82.199 (1.12/1.12)	68.055 (1.32/1.11)	72.570 (1.37/1.12)	202.70 (1.05/1.11)	218.31 (1.09/1.12)
	<i>CR</i>	-3.2847 (-0.09/1.06)	-4.3928 (-0.12/1.06)	-8.5057 (-0.30/1.06)	-9.2111 (-0.33/1.06)	-17.107 (-0.16/1.06)	-19.547 (-0.19/1.06)

续表2

被解释变量		Pat1		Pat2		Pat3	
		系数 ( <i>t</i> /VIF)	系数 ( <i>t</i> /VIF)	系数 ( <i>t</i> /VIF)	系数 ( <i>t</i> /VIF)	系数 ( <i>t</i> /VIF)	系数 ( <i>t</i> /VIF)
	<i>Gov</i>	6.1062 (0.99/1.12)	5.7702 (0.96/1.13)	3.9626 (0.96/1.12)	3.7487 (0.93/1.13)	17.419 (1.08/1.12)	16.679 (1.06/1.13)
	<i>Ind</i>	12.138 (0.53/1.08)	11.931 (0.52/1.08)	13.336 (0.83/1.08)	13.204 (0.83/1.08)	34.426 (0.55/1.08)	33.969 (0.54/1.08)
	<i>Time</i>	-6.0283 (-0.62/1.31)	-2.8768 (-0.27/1.32)	-5.8094 (-0.73/1.31)	-3.8034 (-0.45/1.32)	-41.822 (-1.52/1.31)	-34.882 (-1.18/1.32)
常数项	<i>_cons</i>	-51.829 (-0.36/-)	-53.350 (-0.37/-)	-20.935 (-0.20/-)	-21.904 (-0.21/-)	-107.335 (-0.24/-)	-110.69 (-0.25/-)
<i>F</i> 统计量		3.82***	3.68***	2.12**	2.38**	3.44***	3.17***
<i>R</i> <sup>2</sup> 统计量		0.0109	0.0134	0.0118	0.0138	0.0109	0.0125
一阶LM检验 <i>nR</i> <sup>2</sup> 统计量 (相伴概率)		6.03×10 <sup>-5</sup> (0.9938)	0.0563 (0.8125)	0.0072 (0.9325)	0.0143 (0.9050)	0.0024 (0.9608)	0.0539 (0.8163)
二阶LM检验 <i>nR</i> <sup>2</sup> 统计量 (相伴概率)		0.0006 (0.9997)	0.0565 (0.9721)	0.0244 (0.9879)	0.0282 (0.9860)	0.0044 (0.9978)	0.0555 (0.9726)

注：\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%、10%的显著性水平下显著。

## (二) 进一步分析

### 1. 企业生命周期

本文借鉴谢佩洪和汪春霞(2017)、吴倩等(2019)提出的方法,根据企业经营活动现金流量净额、投资活动现金流量净额及筹资活动现金流量净额的正负情况,将企业所处生命周期划分为成长期、成熟期和衰退期,具体分类方式见表3。生命周期分组回归结果见表4。

表3 企业生命周期划分

现金流量净额类型	成长期		成熟期		衰退期	
	-	+	+	-	+	-
经营活动现金流量净额	-	+	+	-	+	-
投资活动现金流量净额	-	-	-	-	+	+
筹资活动现金流量净额	+	+	-	-	+	-

表4 生命周期分组回归结果

生命周期		成长期企业			成熟期企业			衰退期企业		
		<i>Pat1</i>	<i>Pat2</i>	<i>Pat3</i>	<i>Pat1</i>	<i>Pat2</i>	<i>Pat3</i>	<i>Pat1</i>	<i>Pat2</i>	<i>Pat3</i>
被解释变量		系数 ( <i>t</i> )	系数 ( <i>t</i> )	系数 ( <i>t</i> )	系数 ( <i>t</i> )	系数 ( <i>t</i> )	系数 ( <i>t</i> )	系数 ( <i>t</i> )	系数 ( <i>t</i> )	系数 ( <i>t</i> )
解释变量	<i>Dec</i>	-180.39* (-1.92)	-126.07* (-1.95)	-527.75** (-2.15)	-155.66 (-1.56)	-95.809 (-1.65)	-225.42 (-1.26)	19.656 (0.11)	531.19 (1.61)	-688.95 (-0.55)
	<i>ON</i>	30.628 (1.22)	17.051 (0.93)	52.124 (0.74)	-1.7066 (-0.14)	-2.1344 (-0.27)	-1.0787 (-0.05)	-25.387 (-1.10)	-33.648 (-1.54)	-206.80 (-1.42)
	<i>Dec × ON</i>	261.44** (2.14)	171.12** (2.02)	610.22* (1.92)	171.00 (1.18)	56.632 (0.61)	223.55 (0.75)	-149.57 (-0.59)	-687.08 (-1.57)	466.03 (0.26)
控制变量	<i>Size</i>	-3.8756 (-0.30)	-3.1757 (-0.34)	-21.279 (-0.59)	2.0352 (0.47)	0.7619 (0.26)	0.3183 (0.04)	8.1599 (0.86)	-10.441 (-1.12)	232.28* (1.86)
	<i>Pro</i>	117.20 (1.24)	100.02 (1.43)	340.16 (1.31)	32.975 (0.84)	17.096 (0.69)	54.610 (0.69)	-84.225 (-1.31)	204.22 (1.37)	12.369 (0.03)
	<i>CR</i>	-0.1363 (-0.003)	-7.2535 (-0.24)	-1.4874 (-0.01)	-69.371 (-1.57)	-36.002 (-1.41)	-152.58** (-2.25)	57.970 (0.55)	202.87 (1.31)	-762.61 (-0.87)
	<i>Gov</i>	5.5181 (0.84)	3.5882 (0.82)	15.610 (0.92)	3.5997 (1.01)	1.9372 (0.81)	5.4148 (0.70)	15.812 (1.55)	28.288* (1.99)	14.767 (0.18)
	<i>Ind</i>	14.127 (0.56)	14.751 (0.83)	32.337 (0.47)	-14.140 (-1.38)	-12.182* (-1.82)	-60.421*** (-2.72)	-40.925 (-1.62)	-62.322* (-1.99)	317.32 (1.02)
	<i>Time</i>	-0.7278 (-0.06)	-4.6864 (-0.48)	-38.218 (-1.14)	-1.5860 (-0.13)	4.9481 (0.58)	3.6320 (0.14)	30.970 (1.13)	125.86* (1.94)	113.22 (0.62)
常数项	<i>_cons</i>	-20.478 (-0.11)	4.6867 (0.04)	228.61 (0.45)	-58.233 (-0.70)	-31.688 (-0.58)	-1.0815 (-0.01)	-365.36* (-1.91)	-214.86 (-1.79)	-5041.3** (-2.23)
<i>F</i> 统计量		3.78***	2.93**	3.67**	1.05	1.39	1.97*	3.19**	1.07	0.94
<i>R</i> <sup>2</sup> 统计量		0.0151	0.0165	0.0162	0.1548	0.1595	0.2271	0.4449	0.5656	0.5698
一阶LM检验 <i>nR</i> <sup>2</sup> 统计量 (相伴概率)		0.0797 (0.7778)	0.0455 (0.8310)	0.0867 (0.7684)	0.6242 (0.4295)	0.0653 (0.7983)	0.0093 (0.9233)	2.6765 (0.1018)	0.6208 (0.4307)	1.9401 (0.1637)
二阶LM检验 <i>nR</i> <sup>2</sup> 统计量 (相伴概率)		0.1067 (0.9480)	0.0657 (0.9677)	0.0722 (0.9645)	0.0000 (1.0000)	0.0002 (0.9999)	0.0000 (1.0000)	0.0000 (1.0000)	0.9733 (0.6147)	1.7720 (0.4123)

注：\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%、10%的显著性水平下显著。

从表 4 的分组回归结果中可以看到,在成长期组别中,回归方程显著,随机误差项不存在一阶和二阶自相关,并且,自变量之间也没有多重共线性(限于篇幅没有列示方差膨胀因子)。变量 *Dec* 的系数显著为负,交互项 *Dec* × *ON* 的系数显著为正。但是,在成熟期和衰退期组别中,大部分回归方程没有意义,而且变量 *Dec* 和交互项 *Dec* × *ON* 的系数在剩余的回归方程中也不显著。综上可知,并购融资时的债权融资决策对企业技术创新的负面影响,以及产权性质对该影响的反向调节作用,主要在成长期企业中得到体现,H3 得到验证。通过比较生命周期各组别的技术创新,可以从另一个角度印证上述分析。从表 5 可以看到,尽管成熟期和衰退期组别的技术创新均值都大于成长期组别,但三个均值属于同一数量级。与之形成对比的是,前两者的技术创新方差却比后者小很多,绝大多数都不在一个数量级上。鉴于变量 *Pat1*、*Pat2* 和 *Pat3* 的设计原理,可以排除是行业和时间因素引起的。也就是说,即使属于不同的行业或处于不同的时间,成熟期企业之间及衰退期企业之间在技术创新上的差异并不大,即这两类企业的研发产出处于一个相对稳定的状态。因此,并购债权融资决策的影响和产权性质的调节作用不容易在这两类企业中观察到。

表 5 生命周期各组别的技术创新描述性统计

技术创新变量	<i>Pat1</i>	<i>Pat2</i>	<i>Pat3</i>
	均值(方差)	均值(方差)	均值(方差)
成长期企业	-32.499(220.44)	-20.906(155.80)	-78.619(606.01)
成熟期企业	-26.137(36.062)	-19.256(23.475)	-60.312(79.162)
衰退期企业	-27.458(39.972)	-13.725(32.802)	23.976(335.36)

## 2. 企业技术背景

本文利用样本上市公司的企业认定信息,通过分析其中是否明确指出了公司属于高新技术企业,据此作为划分公司技术背景的依据。技术背景分组回归结果见表 6。

从表 6 的分组回归结果中可以看到,在高新技术组别中,回归方程显著,随机误差项不存在一阶和二阶自相关,自变量之间也没有多重共线性。变量 *Dec* 的系数显著为负,交互项 *Dec* × *ON* 的系数显著为正。而在非高新技术组别中,回归方程都没有意义。综上可知,并购融资时的债权融资决策对企业技术创新的负面影响,以及企业产权性质对该影响的反向调节作用,主要在高新技术企业中得到体现,H4 得到验证。通过比较技术背景各组别的技术创新,可以从另一个角度印证上述分析。从表 7 可以发现,高新技术组技术创新的均

表 6 技术背景分组回归结果

技术背景		高新技术企业			非高新技术企业		
		<i>Pat1</i>	<i>Pat2</i>	<i>Pat3</i>	<i>Pat1</i>	<i>Pat2</i>	<i>Pat3</i>
被解释变量		系数 ( <i>t</i> / <i>VIF</i> )	系数 ( <i>t</i> / <i>VIF</i> )	系数 ( <i>t</i> / <i>VIF</i> )	系数 ( <i>t</i> / <i>VIF</i> )	系数 ( <i>t</i> / <i>VIF</i> )	系数 ( <i>t</i> / <i>VIF</i> )
解释变量	<i>Dec</i>	-144.06*** (-2.63/1.26)	-104.11** (-2.49/1.26)	-410.41*** (-3.04/1.26)	-184.13 (-1.15/1.83)	-117.55 (-1.09/1.83)	-483.08 (-1.17/1.83)
	<i>ON</i>	17.417 (1.39/1.45)	9.8686 (0.99/1.45)	12.246 (0.34/1.45)	33.681 (0.84/1.45)	20.309 (0.70/1.45)	58.580 (0.51/1.45)
	<i>Dec</i> × <i>ON</i>	233.54** (2.47/1.32)	161.99** (2.40/1.32)	549.06** (2.44/1.32)	242.01 (1.16/1.84)	143.48 (1.01/1.84)	503.81 (0.91/1.84)
控制变量	<i>Size</i>	8.5933** (2.53/1.16)	6.2813** (2.52/1.16)	24.567** (2.34/1.16)	-7.0482 (-0.43/1.28)	-5.2379 (-0.45/1.28)	-18.845 (-0.40/1.28)
	<i>Pro</i>	90.766 (1.51/1.18)	75.267 (1.57/1.18)	240.64 (1.63/1.18)	61.135 (0.67/1.18)	56.048 (0.86/1.18)	163.51 (0.66/1.18)
	<i>CR</i>	-32.704 (-0.97/1.04)	-13.804 (-0.52/1.04)	-106.77 (-1.07/1.04)	30.339 (0.39/1.08)	3.9091 (0.07/1.08)	91.604 (0.42/1.08)
	<i>Gov</i>	1.6148 (0.65/1.16)	-0.2332 (-0.12/1.16)	0.6631 (0.10/1.16)	8.8089 (0.86/1.12)	6.7272 (0.99/1.12)	28.390 (1.06/1.12)
	<i>Ind</i>	-11.376 (-1.44/1.12)	-3.7738 (-0.63/1.12)	-27.009 (-1.23/1.12)	21.211 (0.67/1.05)	19.270 (0.86/1.05)	52.500 (0.59/1.05)
	<i>Time</i>	9.7434 (0.86/1.38)	8.6897 (0.99/1.38)	-5.9344 (-0.18/1.38)	-13.890 (-1.07/1.30)	-14.197 (-1.32/1.30)	-64.492* (-1.77/1.30)
常数项	<i>_cons</i>	-222.71*** (-3.01/-)	-156.68*** (-2.95/-)	-537.14*** (-2.60/-)	8.3546 (0.04/-)	19.725 (0.14/-)	14.849 (0.02/-)
<i>F</i> 统计量		4.99***	4.35***	4.97***	1.59	1.33	1.65
<i>R</i> <sup>2</sup> 统计量		0.0929	0.0740	0.0790	0.0150	0.0166	0.0150
一阶 LM 检验 <i>nR</i> <sup>2</sup> 统计量 (相伴概率)		0.2178 (0.6407)	0.0095 (0.9223)	0.0538 (0.8166)	0.0869 (0.7682)	0.0832 (0.7729)	0.0853 (0.7702)
二阶 LM 检验 <i>nR</i> <sup>2</sup> 统计量 (相伴概率)		4.4860 (0.1061)	3.3411 (0.1881)	1.4989 (0.4726)	0.0670 (0.9670)	0.0410 (0.9797)	0.0794 (0.9611)

注:\*\*\*、\*\*、\*分别表示在 1%、5%、10% 的显著性水平下显著。

值大于非高新技术组,而且在绝大多数情况下,高新技术组技术创新最小值和最大值都大于非高新技术组,这都反映出非高新技术企业的研发活动一直处于一个相对较低的水平。因此,并购债权融资决策的影响和企业产权性质的调节作用不容易在这类企业中观察到。

表7 技术背景各组别的技术创新描述性统计

技术创新变量	Pat1	Pat2	Pat3
	均值(最小值,最大值)	均值(最小值,最大值)	均值(最小值,最大值)
高新技术企业	-26.198(-163.07,522.00)	-14.178(-118.15,446.73)	-50.400(-509.19,1098.0)
非高新技术企业	-36.133(-4369.5,501.67)	-25.680(-3072.5,400.47)	-90.480(-12086,1353.8)

### 3. 技术创新等级

专利分为发明、实用新型和外观设计。在我国,针对发明专利,创造性不仅是其授权程序审查的重要内容,也是其授权之后无效程序审查的重要内容;但对实用新型专利而言,创造性只是其授权之后无效程序审查的重要内容,在授权程序中并不审查其创造性;而就外观设计专利来说,创造性甚至都不是其法定授权条件之一(赵小东,2008;刘晓军,2012)。因此,对创造性的要求在这三类专利中是逐次降低的。也就是说,由不同类型的专利所反映出来的企业技术创新有高下之分。于是,本文按照专利类型将企业技术创新划分为高、中、初三个等级,高级、中级和初级技术创新分别对应发明专利、实用新型专利和外观设计专利。

遵循变量 *Pat1*、*Pat2* 和 *Pat3* 的设计步骤,在设计步骤中将专利申请、专利授权和有效专利都细分为三类,分别得到专利申请的细化变量:发明申请(*Pat1A*)、实用新型申请(*Pat1B*)、外观设计申请(*Pat1C*);专利授权的细化变量:发明授权(*Pat2A*)、实用新型授权(*Pat2B*)、外观设计授权(*Pat2C*);有效专利的细化变量:有效发明(*Pat3A*)、有效实用新型(*Pat3B*)、有效外观设计(*Pat3C*)。用这些细化的变量替代回归模型中的 *Pat1*、*Pat2* 和 *Pat3*。专利细分的回归结果见表8。

表8 专利细分回归结果

技术创新等级		高级技术创新			中级技术创新			初级技术创新		
被解释变量		<i>Pat1A</i>	<i>Pat2A</i>	<i>Pat3A</i>	<i>Pat1B</i>	<i>Pat2B</i>	<i>Pat3B</i>	<i>Pat1C</i>	<i>Pat2C</i>	<i>Pat3C</i>
		系数 ( <i>t</i> )	系数 ( <i>t</i> )	系数 ( <i>t</i> )	系数 ( <i>t</i> )	系数 ( <i>t</i> )	系数 ( <i>t</i> )	系数 ( <i>t</i> )	系数 ( <i>t</i> )	系数 ( <i>t</i> )
解释变量	<i>Dec</i>	-95.980 (-1.61)	-41.021 (-1.42)	-151.61 (-1.30)	-40.947* (-1.66)	-46.003* (-1.68)	-207.40** (-2.01)	-34.267* (-1.73)	-31.928* (-1.72)	-98.736** (-2.07)
	<i>ON</i>	17.134 (1.07)	8.1216 (0.96)	25.994 (0.75)	7.1336 (1.00)	6.8534 (0.86)	12.671 (0.42)	2.2187 (0.81)	2.0658 (0.54)	-4.3434 (-0.44)
	<i>Dec</i> × <i>ON</i>	121.85 (1.61)	49.885 (1.32)	160.28 (1.05)	79.347** (2.16)	75.565* (1.93)	256.63* (1.86)	39.924* (1.70)	35.252 (1.62)	96.357 (1.60)
控制变量	<i>Size</i>	-2.6745 (-0.35)	-2.7332 (-0.70)	-7.6495 (-0.46)	-1.4158 (-0.43)	-2.3157 (-0.64)	-4.4677 (-0.31)	2.2813* (1.77)	2.9708 (1.62)	6.2116 (1.29)
	<i>Pro</i>	35.553 (0.73)	20.061 (0.80)	69.402 (0.69)	32.706 (1.38)	34.373 (1.36)	115.54 (1.23)	11.638 (1.04)	19.592 (1.61)	30.748 (1.03)
	<i>CR</i>	5.1201 (0.21)	6.1906 (0.48)	13.141 (0.26)	-3.3182 (-0.26)	-3.8608 (-0.28)	-15.438 (-0.29)	-11.584 (-1.03)	-23.354* (-1.78)	-32.311 (-1.24)
	<i>Gov</i>	4.5030 (1.05)	2.2344 (1.06)	9.3166 (1.09)	2.2201 (1.28)	2.4232 (1.26)	8.6157 (1.20)	-0.9139 (-1.35)	-0.9189 (-1.34)	-1.6139 (-0.93)
	<i>Ind</i>	4.5236 (0.28)	2.8478 (0.34)	16.668 (0.49)	4.4778 (0.66)	4.8947 (0.65)	17.481 (0.61)	-6.0375** (-2.43)	-3.6427 (-1.19)	-14.137** (-2.37)
	<i>Time</i>	-2.6529 (-0.44)	-2.6851 (-0.78)	-10.609 (-0.89)	-0.5953 (-0.15)	0.1999 (0.05)	-14.928 (-1.04)	0.0272 (0.01)	-1.4180 (-0.32)	-14.106 (-1.24)
常数项	<i>_cons</i>	-12.273 (-0.13)	23.516 (0.48)	32.179 (0.14)	-7.0995 (-0.15)	11.962 (0.24)	-17.891 (-0.09)	-43.856* (-1.79)	-53.157 (-1.54)	-108.38 (-1.17)
<i>F</i> 统计量		6.07***	4.97**	4.66**	1.78*	1.79*	2.21**	9.75***	5.45***	4.61***
<i>R</i> <sup>2</sup> 统计量		0.0113	0.0106	0.0089	0.0154	0.0137	0.0137	0.0378	0.0367	0.0390
一阶 LM 检验 <i>nR</i> <sup>2</sup> 统计量 (相伴概率)		0.0712 (0.7896)	0.0894 (0.7650)	0.0924 (0.7612)	0.0427 (0.8363)	0.0108 (0.9174)	0.0311 (0.8601)	0.7279 (0.3936)	0.1744 (0.6762)	0.0816 (0.7751)
二阶 LM 检验 <i>nR</i> <sup>2</sup> 统计量 (相伴概率)		0.0716 (0.9648)	0.0933 (0.9544)	0.1032 (0.9497)	0.0537 (0.9735)	0.1146 (0.9443)	0.1862 (0.9111)	1.2181 (0.5439)	0.4539 (0.7969)	0.3082 (0.8572)

注:\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%、10%的显著性水平下显著。

从表 8 可以看到,并购融资决策影响的主要是企业的中级和初级技术创新活动,企业在并购融资时越偏好债权融资,融资后企业的中级和初级技术创新将会下降,但高级技术创新不受任何影响,H5a 得到验证。而且,产权性质的调节作用能显著减少并购债权融资决策对企业中级和初级技术创新活动的负面影响,但这种调节作用在高级技术创新活动中完全观察不到,H5b 得到验证。通过表 9 的技术创新等级描述性统计可以看出,以专利申请来反映的高级技术创新的均值低于中级和初级技术创新的均值,而以专利授权、有效专利反映的高级技术创新的均值低于初级技术创新的均值,并且,高级技术创新的最小值和最大值在绝大多数情况下都小于中级和初级技术创新。这说明从整体上来看,高级技术创新比较少见,能实现这种创新的企业百里挑一。因此,高级技术创新活动受并购融资决策的影响很小,产权性质的调节作用也得不到发挥。

#### 4. 稳健性检验

本文将盈利能力变量(*Pro*)替换为总资产净利润率,将股权集中度变量(*CR*)替前 5 大股东持股比例的赫芬达尔——赫希曼指数(Herfindahl-Hirschman index),将公司治理变量(*Gov*)替换为董事会中独立董事占比,并且,由于 2014 年我国提出了“经济新常态”的概念,宏观经济政策也相应出现调整,本文还将时间变量(*Time*)的年度划分临界点调整为 2014 年。稳健性检验的结果仍然支持之前的结论。

## 五、结论与启示

本文分析了非研发融资决策的一种类型——并购债权融资决策与企业技术创新的关系,以及产权性质在其中发挥的作用。理论分析认为,并购过程中引入的债权资本会增加主并企业的财务风险,企业为了保证未来能够按时还本付息,会限制并购融资后的研发投入,进而导致技术创新变弱。然而,国有身份容易让企业与银行建立起牢固的关系,国有企业通过关系型银行取得的并购贷款在未来获得债务展期或重组的可能性更高。在这种情况下,并购融资后国有企业的研发投入受束缚的程度会低于非国有企业,技术创新受并购债权融资的负面影响较小。实证检验证实,企业在并购融资中越偏好债权融资,并购融资后企业的技术创新就越弱。同时,产权性质具有调节作用。当企业属于国有企业时,并购债权融资决策对技术创新的负面影响会降低。进一步研究显示,并购债权融资决策对技术创新的影响,以及产权性质在该影响中的作用,主要在成长期企业和高新技术企业中得到体现。而且,并购债权融资决策主要对企业的中级和初级技术创新活动产生显著的负面影响,而产权性质发挥的反向调节作用也集中体现在并购债权融资决策与中初级技术创新活动的关系中。

本文研究得到的启示是:第一,具有研发需求的企业要慎重对待并购债权融资。尽管并购有利于企业在技术创新上取得突破,但如果需要外部融资来支持并购时,企业需要谨慎选择并购融资方式,否则反而会拖累企业未来的技术创新,抵消并购带来的技术红利。这一建议对成长期企业、高新技术企业、小步快跑式创新企业尤为重要。由于成长期企业和高新技术企业的研发活动风险较高,即便企业通过并购获取了新知识、新技术,仍然需要投入大量的研发资金才能保证有效产出。倘若并购融资采用债权融资方式,数量庞大的融资资金将给企业带来较高的财务风险。企业整体运营风险因为财务风险和研发风险的叠加,很可能超过企业能够承受的限度。于是,为了保证持续经营,企业会把偿债能力的维持放在首位,通过削减研发支出来储存资金,避免未来债务违约。显然,这会对企业正常的研发活动造成严重干扰,导致企业不能取得预期的研发成果。因此,成长期企业和高新技术企业应该尽量减少在并购融资中使用债权融资。而对于小步快跑式创新企业,它们选择这种创新策略的原因很可能是研发资金并不充裕,所以在并购融资中尽量避免采用债权融资方式,就是为了防止为数不多的研发投入被债务所挤压,确保中初级技术创新能够如期实现。

第二,国有身份可以减少并购债权融资对企业研发的负面影响,但更重要的是进一步创新金融体制机制,为并购提供更多的融资方式选择,从而惠及更广泛的企业。企业建立并巩固与银行的密切关系既有益于顺利获得并购贷款,也有助于在出现债务违约时得到银行的谅解和帮助,不至于陷入破产的境地。然而,由于违反经济规律和信用原则,“预算软约束”现象不可能一直持续。首先,在企业取得了一次并购贷款的债务

表 9 技术创新等级描述性统计

技术创新等级	变量	均值	最小值	最大值
高级技术创新	<i>Pat1A</i>	-20.264	-3106.0	415.50
	<i>Pat2A</i>	-10.352	-1631.0	131.96
	<i>Pat3A</i>	-33.536	-6630.0	741.93
中级技术创新	<i>Pat1B</i>	-14.052	-1262.5	171.96
	<i>Pat2B</i>	-12.706	-1439.0	190.20
	<i>Pat3B</i>	-38.816	-5427.0	761.91
初级技术创新	<i>Pat1C</i>	-9.2420	-182.75	416.88
	<i>Pat2C</i>	-9.3402	-263.00	336.20
	<i>Pat3C</i>	-20.392	-213.90	918.00

展期或重组后,关系型银行从自身利益出发很可能会下调企业信用等级,双方的良好关系随之瓦解。当企业再次申请并购贷款时,银行有较大概率会拒绝为其提供资金或提高债务契约的价格。即便企业幸运地获得贷款,银行也会严格执行债务契约。想要故技重施拖延债务,企业将不得不面对破产的凶险。其次,如果关系型银行出于某些原因向企业多次提供“软约束”并购贷款,企业很可能因此产生依赖性。这不仅会严重恶化银行的基本面,还会让企业忽视自身“造血”功能的提升。长此以往,会导致金融市场风险积聚,实体经济效率下降,最终可能酿成严重后果。于是,在并购融资中,与其让企业依靠可能成为“软约束”贷款的关系型贷款,为其提供一种合适的替代融资方式显然更加重要。不少企业之所以在并购融资时倾向于使用债权融资,主要原因就包括避免现有股东的股权遭到稀释或企业控制权的旁落(孙世攀等,2013)。因此,可以考虑大力发展优先股融资方式。以固定股息率非累积优先股为例,如果企业当年有充足的盈利,在依法弥补亏损和提取公积金之后,企业将按约定的票面股息率向优先股股东支付股息,这一点与债权人获得固定利息相似。但是,如果企业当年未盈利或盈利不足,从而未向优先股股东派息或未足额派息,企业在以后年度无需向其补发,并且,优先股股东除了在涉及与自身利益直接相关的特定事项时具有表决权以外,一般无其他表决权,也没有选举权和被选举权,从而不会影响普通股股东对企业的控制。在发行固定股息率非累积优先股时,还可以设置合理的回售条款,以保护优先股股东的利益并鞭策企业不断奋进。

### 参考文献

- [ 1 ] 段晓华,殷仲民,2013.融资渠道差异对企业科技创新效率影响研究[J].统计与决策,(15):186-188.
- [ 2 ] 冯文娜,2010.高新技术企业研发投入与创新产出的关系研究——基于山东省高新技术企业的实证[J].经济问题,(9):74-78.
- [ 3 ] 顾群,翟淑萍,2012.融资约束、代理成本与企业创新效率——来自上市高新技术企业的经验证据[J].经济与管理研究,(5):73-80.
- [ 4 ] 何国华,常鑫鑫,2011.融资结构、资本效率与企业创新能力——来自中国工业企业的证据[J].南昌大学学报(人文社会科学版),42(6):51-57.
- [ 5 ] 胡雪峰,吴晓明,2015.并购、吸收能力与企业创新绩效——基于我国医药上市公司数据的实证分析[J].江苏社会科学,(2):25-32.
- [ 6 ] 蒋弘,2016.上市公司大股东地位与并购融资决策[J].财会月刊,(3):25-30.
- [ 7 ] 蒋弘,刘星,2020.创新竞争压力、融资约束与并购融资决策[J].金融与经济,(3):13-20.
- [ 8 ] 黎文靖,郑曼妮,2016.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,51(4):60-73.
- [ 9 ] 林钟高,刘捷先,章铁生,2011.企业负债率、研发投入强度与企业价值[J].税务与经济,(6):1-11.
- [ 10 ] 凌江怀,李颖,2010.基于企业类型和融资来源的技术创新效率比较研究——来自广东省企业面板数据的经验分析[J].华南师范大学学报(社会科学版),(6):106-113,157.
- [ 11 ] 刘晓军,2012.专利创造性评判中的技术启示[J].知识产权,(5):42-47.
- [ 12 ] 刘志国,2017.创新发展背景下国有企业转型升级的策略选择[J].马克思主义研究,(1):62-69,159.
- [ 13 ] 罗琼,2016.基于企业生命周期的开放式创新能力与创新绩效关系研究[J].财经理论与实践,37(6):119-124.
- [ 14 ] 盛国荣,陈凡,韩英莉,2005.论技术发展过程中的量变和质变现象——累积效应与技术革命[J].自然辩证法研究,(7):47-51.
- [ 15 ] 孙江明,居文静,2019.跨国并购对我国企业创新绩效的影响——基于上市公司数据的实证研究[J].世界经济与政治论坛,(2):149-172.
- [ 16 ] 孙世攀,赵息,李胜楠,2013.股权控制、债务容量与支付方式——来自我国企业并购的证据[J].会计研究,(4):52-57.
- [ 17 ] 孙早,肖利平,2016.融资结构与企业自主创新——来自中国战略性新兴产业A股上市公司的经验证据[J].经济理论与经济管理,(3):45-58.
- [ 18 ] 温军,冯根福,刘志勇,2011.异质债务、企业规模与R&D投入[J].金融研究,(1):167-181.
- [ 19 ] 吴倩,潘爱玲,刘昕,2019.产业政策支持、企业生命周期与风险承担[J].商业经济与管理,(1):74-87.
- [ 20 ] 吴先明,张雨,2019.海外并购提升了产业技术创新绩效吗——制度距离的双重调节作用[J].南开管理评论,22(1):4-16.
- [ 21 ] 谢佩洪,汪春霞,2017.管理层权力、企业生命周期与投资效率——基于中国制造业上市公司的经验研究[J].南开管理评论,20(1):57-66.
- [ 22 ] 余谦,吴旭,刘雅琴,2018.生命周期视角下科技型中小企业的研发投入、合作与创新产出[J].软科学,32(6):83-86.
- [ 23 ] 张瑾华,何轩,李新春,2016.银行融资依赖与民营企业创新能力——基于中国企业家调查系统数据的实证研究[J].

- 管理评论, 28(4): 98-108.
- [24] 赵小东, 2008. 创造性与外观设计授权条件选择[J]. 科技与法律, (1): 72-76.
- [25] 中国企业家调查系统, 2001. 企业创新: 现状、问题及对策——2001年中国企业经营管理者成长与发展专题调查报告[J]. 管理世界, (4): 71-80.
- [26] ATANASSOV J, 2013. Do hostile takeovers stifle innovation? Evidence from antitakeover legislation and corporate patenting [J]. *The Journal of Finance*, 68(3): 1097-1131.
- [27] BENDELL B L, 2017. I don't want to be green: Prosocial motivation effects on firm environmental innovation rejection decisions[J]. *Journal of Business Ethics*, 143(2): 277-288.
- [28] BOOT A W A, 2000. Relationship banking: What do we know?[J]. *Journal of Financial Intermediation*, 9(1): 7-25.
- [29] BROWN J R, FAZZARI S M, PETERSEN B C, 2009. Financing innovation and growth: Cash flow, external equity, and the 1990s R&D boom[J]. *The Journal of Finance*, 64(1): 151-185.
- [30] BROWN J R, PETERSEN B C, 2011. Cash holdings and R&D smoothing [J]. *Journal of Corporate Finance*, 17(3): 694-709.
- [31] COAD A, SEGARRA A, TERUEL M, 2016. Innovation and firm growth: Does firm age play a role?[J]. *Research Policy*, 45(2): 387-400.
- [32] DAVID P, O' BRIEN J P, YOSHIKAWA T, 2008. The implications of debt heterogeneity for R&D investment and firm performance[J]. *The Academy of Management Journal*, 51(1): 165-181.
- [33] DUYSTERS G, HAGEDOORN J, 2000. Core competencies and company performance in the worldwide computer industry [J]. *Journal of High Technology Research Management*, 11(1): 75-91.
- [34] GRANDORI A, 2006. Innovation, uncertainty and relational governance[J]. *Industry and Innovation*, 13(2): 127-133.
- [35] GUAN J C, GAO X, 2009. Exploring the H-index at patent level[J]. *Journal of the Association for Information Science & Technology*, 60(1): 35-40.
- [36] HALL B H, 2002. The financing of research and development[J]. *Oxford Review of Economic Policy*, 18(1): 35-51.
- [37] MARK C, 2000. Patents, innovation and growth[J]. *The Economic Record*, 76(234): 255-262.
- [38] OERLEMANS L A G, MEEUS M T H, BOEKEMA F W M, 2001. Firm clustering and innovation: Determinants and effects [J]. *Regional Science*, 80(3): 337-356.
- [39] ORNAGHI C, 2009. Mergers and innovation in big pharma [J]. *International Journal of Industrial Organization*, 27(1): 70-79.
- [40] WILLIAMS J, 1987. Perquisites, risk, and capital structure[J]. *The Journal of Finance*, 42(1): 29-48.

## Enterprise Technological Innovation under the Influence of M&A Financing Decision

Jiang Hong<sup>1,2</sup>, Li Peng<sup>2</sup>, Gong Xue<sup>2</sup>

(1. Enterprise Management Research Center, Chongqing Technology and Business University, Chongqing 400067, China;

2. School of Accounting, Chongqing Technology and Business University, Chongqing 400067, China)

**Abstract:** Taking the M&A (merger and acquisition) financing events of China's A-share listed companies as the research samples, the question of how M&A financing decision affects the technological innovation of enterprises was analyzed. It is shown that the more enterprises are fond of M&A debt financing, the weaker the technological innovation will be. The property right nature has a moderating effect. The state-owned property right can weaken the negative effect of M&A debt financing decision on technological innovation. Furthermore, the effect of M&A debt financing decision on technological innovation and the moderating effect of property right nature are mainly reflected in growing enterprises and high-tech enterprises. M&A debt financing decision has a significant effect on the intermediate and the primary technological innovation of enterprises, and the moderating effect of property right nature is mainly reflected in these relationships above. The enlightenments of this study are as follows: firstly, enterprises with R&D needs, especially growing enterprises, high-tech enterprises and enterprises with a small and quick-moving innovation, should be cautious about M&A debt financing; secondly, people should innovate the financial system and mechanism so as to provide enterprises with more financing methods for M&A.

**Keywords:** merger and acquisition financing; property right nature; technological innovation