

政府补助、金融化与制造业创新

——基于上市公司的实证研究

岳媛媛

(中共莆田市委党校, 福建 莆田 351100)

摘要:选取2011—2020年制造业上市公司数据,以信号理论为视角研究政府补助、金融化与制造业创新之间的关系。研究发现:研发补助、非研发补助对创新产出的作用具有非对称性,金融化在信号传递的过程中发挥了调节效应;研发补助和创新产出存在倒“U”型关系,非研发补助和创新产出呈正相关;金融化可以正向调节研发补助、非研发补助和创新产出的关系,与其他制造企业相比,金融化的调节作用在民营制造企业表现得最为明显。

关键词:研发补助;非研发补助;金融化;制造业;创新产出

中图分类号:F425 **文献标志码:**A **文章编号:**1671-1807(2022)08-0276-05

政府补助对制造业创新的影响存在资源获取和信号传递两个通道。政府补助的资源属性通过提高创新投入推动创新产出,政府补助的信号属性能够促使制造企业得到利益相关者的支持进而推动创新。研发补助和非研发补助的目标不同,前者作用于社会效益较高但私人回报较少的研发活动,后者主要作用于制造企业的非研发活动,这两类政府补助的信号属性存在明显差异。金融化会影响两类补助的信号传递。一方面,金融化具有蓄水池效应能够丰富融资渠道、增强风险抵抗能力,进一步扩充了制造企业的创新资金,让补助释放的积极信号更好地作用于创新。另一方面,金融化的挤占效应可能对制造企业用于设备更新和研发创新的资金产生挤占,加剧了消极信号的不利影响。

目前有关政府补助和制造业创新的研究缺乏对金融化的关注。本文从信号传递机制的角度揭示了金融化对政府补助与创新关系的调节作用,可以解决“金融化如何影响信号传递”问题,能够获得对“政府补助如何推动制造业创新”的更深层次理解,为后续关于政府补助政策制定和制造业创新实践提供经验证据和有益借鉴。

1 研究假设

根据信号理论,获得研发补助向外部投资者传递的信号对制造业创新具有重要影响^[1]。一方面,获得研发补助相当于为制造企业贴上了认可标

签^[2],有利于取得创新资金,进而对创新产生积极影响;另一方面,研发补助的高风险回报信号会削弱制造企业对投资者的吸引力^[3],不利于创新资金的积累,对创新产生消极影响。积极信号和消极信号的相对强度会随着研发补助规模改变而改变。当研发补助规模较小时,研发补助对制造业创新的积极影响较大;反之,消极影响较大。

金融化会增强研发补助积极信号和消极信号对制造业创新的影响。金融化的蓄水池效应有利于增加研发补助积极信号引致的创新资金,使研发补助对创新的促进作用变得尤为突出。而金融化的挤占效应会加剧研发补助消极信号对创新的不利影响。因此可以提出假设1:制造业创新随研发补助的提高呈现先上升后下降的倒“U”型,金融化能使倒“U”型曲线变得更凸。

非研发补助能够传递积极信号,在制造企业不开展正式研发活动的情况下,通过引进新设备、购买新技术、改进原有技术^[4],可以弥补技术创新投入的不足,推动创新产出水平的提升。非研发补助还能为制造企业提供财务支持,提高声誉信誉,降低不确定性^[5]。这些都有利于获取创新资源,提升创新能力。

非研发活动不具有研发活动的周期长、高投入和高失败风险特性,因此非研发补助与风险相关的消极信号并不明显,主要传递积极信号^[3]。制造企

收稿日期:2022-04-02

作者简介:岳媛媛(1987—),女,内蒙古包头人,中共莆田市委党校,讲师,经济学博士,研究方向为制造业创新。

业进行金融化不容易让外部投资者增加对风险信号的关注,金融化的蓄水池效应在非研发补助积极信号推动创新方面发挥的积极作用强于挤占效应的消极作用。基于以上分析,提出假设 2:非研发补助对推动制造业创新发挥了积极作用,金融化能加深这种积极作用。

与其他制造企业相比,当研发补助规模较小时,民营制造企业金融化的蓄水池效应更强,通过缓解融资约束提升研发风险抗性^[6],能最大限度地发挥出研发补助对创新的积极作用。当研发补助规模较大时,金融化的挤占效应对民营制造企业来说更加明显,以单纯套利为目的将稀缺资源用于配置金融资产,更容易挤占研发投入^[7],在最大程度上加剧了研发补助对创新的不利影响。

民营制造企业筹集外源资金的机会比较少,金融化可以拓宽融资渠道,增加非研发补助积极信号引致的创新资源。即金融化的蓄水池效应对民营制造企业的积极作用最大。同时,金融化的挤占效应不容易对民营制造企业产生消极作用。民营制造企业为了借助创新实现高质量发展,更不容易受市场套利动机驱动提升金融化水平^[8],挤占创新资源。就民营制造企业而言蓄水池效应的作用效果优于挤占效应,能最大限度发挥出非研发补助对创新的积极作用。由此提出假设 3:相对于其他制造企业,民营制造企业金融化在运用研发补助、非研发补助进行创新的过程中,发挥了最大的调节作用。

2 实证设计

2.1 数据说明

运用 2011—2020 年在沪深证券交易所上市的制造企业数据进行实证分析。在确保原始样本无误后,筛选出需要的数据。剔除 ST、*ST 和创办时间不到一年的制造企业,去除有悖常理的错误记录,删掉数据缺失的观测值。消除错漏值后,得到 604 家制造企业 10 年的非平衡面板数据,共 1 454 个观测值。数据包括 29 个制造行业,即 2012 版证监会行业分类代码里面的 C13 至 C42,其中 C16 烟草制品业除外。实证涉及的变量信息源自国泰安数据库。

2.2 变量度量

2.2.1 因变量

参考 Chang 等^[9]的做法,采用创新产出与创新投入以衡量制造业创新水平。与新产品销售收入占比等测度方法不同,申请专利付出的成本对创新产出具有甄别效应,且专利申请数比专利授权数更

能体现真实的创新水平^[10]。因此将制造企业专利申请数量作为创新产出(PA)的代理指标,其均值、标准差为 122.42、642.79。为保证结论的可靠性,选取研发投入与营业收入之比来衡量创新投入并进行稳健性检验。

2.2.2 自变量

两类补助的相关信息披露在政府补助明细里面,因为尚未形成一致的披露形式,学界通常依据文本分析法对明细进行关键词检索,从而确定属于研发补助、非研发补助的条目,并将同类补助金额汇总。借鉴 Chen 等^[3]的研究,当政府补助明细条目中包含与研发相关的关键词(研发、研究、开发、技术创新、自主创新、专利等),该条目计为研发补助,否则计为非研发补助。用两类补助金额的自然对数表示研发补助(RDS)、非研发补助(NRDS),其均值、标准差分别为-12.04、35.97,15.28、5.92。

2.2.3 调节变量

采用金融资产占总资产的比重^[11]来度量金融化(FIN),其均值、标准差为 0.05、0.08。金融资产由衍生、交易性、可供出售金融资产,长期股权、持有至到期投资与投资性房地产构成。尽管货币资金也属于金融资产,但因为货币资金多用于日常经营,并未产生资本收益,所以未将货币资金纳入考量^[12]。为了分析金融化调节作用在不同制造企业的差异,定义国有及集体、法人及个人、外商资本金占比大于等于 50%、50%、25% 分别是国有、民营、外资制造企业。

2.2.4 控制变量

控制变量定义与描述性统计见表 1。

表 1 控制变量定义与描述性统计

变量名称	变量定义	均值	标准差
制造企业规模 SIZE	总资产的对数	21.93	1.22
资产负债率 LEV	总负债占总资产的比重	0.38	0.21
冗余资源 SR	营业收入的对数	21.32	1.44
股权集中度 S1	第一大股东持股比例	34.41	14.41
内源融资 CFO	经营现金流量净额与总资产的比值	0.04	0.07

2.3 模型构建

因变量具有离散非负的特点,因此选用计数模型进行回归。泊松回归要求满足均等分散的假设,然而被解释变量的均值明显小于方差,所以负二项回归更适用。专利融入生产经营需要一段时间,同

时为缓解潜在的内生性,在模型中加入滞后一期的专利申请数。为刻画研发补助、非研发补助对制造业创新的影响,设置了两个计量模型。

$$PA_{i,t+1} = \exp(\alpha_0 + \alpha_1 RDS_{i,t} + \alpha_2 RDS_{i,t}^2 + \alpha_3 FIN_{i,t} + \alpha_4 RDS_{i,t} \times FIN_{i,t} + \alpha_5 RDS_{i,t}^2 \times FIN_{i,t} + \sum \alpha_k CV_{i,t} + \delta_{i,t} + \xi_{i,t} + \varphi_{i,t}) \quad (1)$$

$$PA_{i,t+1} = \exp(\beta_0 + \beta_1 NRDS_{i,t} + \beta_2 FIN_{i,t} + \beta_3 NRDS_{i,t} \times FIN_{i,t} + \sum \beta_k CV_{i,t} + \tau_{i,t} + \gamma_{i,t} + \theta_{i,t}) \quad (2)$$

式中:CV 由 5 个非实验因子组成;下角标 i 是指制造业上市公司, t 是指样本年份; $\delta_{i,t}$ 、 $\tau_{i,t}$ 为年份效应; $\xi_{i,t}$ 、 $\gamma_{i,t}$ 为行业效应; $\varphi_{i,t}$ 、 $\theta_{i,t}$ 为扰动项; α 、 β 表示待估参数; α_2 反映了研发补助对创新的非线性作用; β_1 反映了非研发补助在推动创新方面发挥的作用。

3 回归结果分析

3.1 研发补助、金融化与制造业创新

表 2 的列(1)、(2)显示,RDS、RDS²的系数在 1%

水平下显著大于零、小于零,说明创新产出随着研发补助的提高是先升后降的倒“U”型。一定规模以内的研发补助其积极信号强于消极信号,认可标签引致的外部融资随研发补助增多而增加,促进创新产出提升。但随着研发补助规模的进一步扩大,研发的高风险特性将加剧其向投资者传递的消极信号,使之逐渐强于积极信号,进而抑制创新产出。使用 utest 命令对倒“U”型关系进行验证,结果显示创新产出对研发补助的斜率先正后负,整体检验的 P 值为零,因此拒绝虚无假设,支持倒“U”型关系。

表 2 列(3)中 RDS²×FIN 的系数显著为负,说明制造企业金融化会让研发补助和创新产出的倒“U”型关系变得更凸。即金融化水平越高,研发补助在极值范围内与创新产出的正相关关系越明显,超过极值的研发补助与创新产出的负相关关系越明显。从后 3 列可以看出,该结论稳健存在,假设 1 成立。

表 2 假设 1 的检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	创新产出	创新产出	创新产出	创新投入	创新投入	创新投入
RDS	0.117 2*** (8.60)	0.050 5*** (4.27)	0.046 2*** (3.46)	0.131 5*** (5.51)	0.223 1*** (9.80)	0.222 7*** (8.61)
RDS ²	-0.002 5*** (-8.88)	-0.001 0*** (-4.11)	-0.000 9*** (-3.36)	-0.002 6*** (-5.19)	-0.004 6*** (-9.84)	-0.004 6*** (-8.63)
FIN			-1.689 4 (-0.64)			-3.342 9 (-0.68)
RDS×FIN			-0.092 8 (-0.67)			-0.024 9 (-0.09)
RDS ² ×FIN			-0.001 8* (-1.71)			-0.000 9* (-1.66)
控制变量	否	是	是	否	是	是
N	1 454	1 454	1 454	11 245	11 245	11 245
R ²	0.06	0.33	0.33	0.01	0.14	0.14

注: *、**、*** 指显著性水平小于 10%、5%、1%;括号里为 t 值,省略了常数项。下同。

3.2 非研发补助、金融化与制造业创新

表 3 的列(1)显示,NRDS 系数在 1%的显著性水平下是 0.034 1,说明非研发补助对创新产出存在显著的积极作用。在经济意义上,制造企业获得的非研发补助每提高 100 元,专利申请数增加约 3.41 件。列(2)显示,控制变量与创新产出之间的关系符合预先设想。比如,资产负债率跟创新产出是明显的负相关关系,表明负债经营不利于制造业

创新。内源融资的系数显著为正,表明充盈的现金流有助于创新。

列(3)中 NRDS×FIN 系数在 10%的显著性水平下大于零,说明金融化能够正向调节非研发补助和创新产出的正相关关系。制造业金融化程度越高,非研发补助给创新产出带来的增长幅度越大。考虑到稳健性,用创新投入替换创新产出,发现论断依然成立,接受假设 2。

表 3 假设 2 的检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	创新产出	创新产出	创新产出	创新投入	创新投入	创新投入
NRDS	0.034 1*** (5.37)	0.006 3 * (1.97)	0.005 6 * (1.81)	0.110 7*** (8.48)	0.041 6*** (3.34)	0.067 7*** (4.73)
FIN			-0.470 9 (-0.23)			-8.916 9*** (-4.47)
NRDS×FIN			0.020 9 * (1.67)			0.437 2*** (3.58)
SIZE		0.438 1*** (6.59)	0.438 9*** (6.53)		-18.191 7*** (-22.57)	-18.290 6*** (-22.68)
LEV		-0.081 6 * (-1.66)	-0.085 4 * (-1.68)		-4.576 5*** (-12.41)	-4.556 7*** (-12.36)
SR		0.165 7*** (2.70)	0.166 1*** (2.70)		-0.489 7*** (-9.20)	-0.475 8*** (-8.90)
S1		0.002 8 (1.30)	0.002 7 (1.25)		-6.550 0*** (-14.98)	-6.736 9*** (-15.23)
CFO		1.178 1** (2.40)	1.185 0** (2.41)		41.428 0*** (18.37)	41.257 9*** (18.30)
N	1 454	1 454	1 454	11 245	11 245	11 245
R ²	0.02	0.32	0.32	0.01	0.13	0.14

3.3 基于制造企业特征的分样本研究

从表 4 可以看出,当制造企业所有权性质为国有时,金融化对倒“U”型关系没有产生很明显的调节效应。民营制造企业金融化会使倒“U”型关系明显变凸;金融化能增强研发补助对创新产出的积极影响,但在研发补助超过倒“U”型曲线的拐点后,金融化反而加剧了超额研发补助对创新产出的不利影响。外资制造企业金融化的调节作用效果处于两者之间,并不显著。相比于国有、外资制造企业,民营制造企业

的倒“U”型关系对金融化水平的变化最灵敏。

就民营制造企业而言,较高水平的金融化能让创新产出对非研发补助的直线斜率明显增大。民营和外资制造企业金融化在非研发补助促进创新产出的过程中发挥了正向调节作用,这种显著的正向调节突出表现在民营制造企业,外资制造企业次之。金融化对国有制造企业的正向调节有明显的边界限制,其回归系数无论是数值还是显著性都最小。综上所述,假设 3 成立。

表 4 假设 3 的检验结果

创新产出	国有制造企业		民营制造企业		外资制造企业	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
RDS	0.037 9 (1.48)		0.060 7*** (3.35)		0.060 5 * (1.82)	
RDS ²	-0.000 8 (-1.47)		-0.001 2*** (-3.26)		-0.001 1 * (-1.70)	
NRDS		0.011 3 (1.33)		0.192 3 * (1.97)		0.020 7 * (1.66)
FIN	-3.400 9 (-1.06)	-1.532 6 (-0.71)	-3.908 8 (-0.75)	-3.278 3 (-0.78)	-23.656 6 (-0.64)	-29.115 4 (-1.28)
RDS×FIN	-0.140 1 (-0.61)		-0.221 5 (-0.80)		-1.255 4 (-0.87)	
RDS ² ×FIN	-0.002 5 (-0.73)		-0.029 1 * (-1.68)		-0.004 7 (-0.81)	
NRDS×FIN		0.085 5 (0.68)		1.609 5 * (1.73)		0.159 0 * (1.69)
控制变量	是	是	是	是	是	是
N	553	553	811	811	70	70
R ²	0.27	0.15	0.41	0.42	0.31	0.25

4 结语

借助制造业的微观数据,把政府补助拆分成研

发与非研发补助两部分,探讨两者影响创新的作用机理。结果表明,两类补助对创新产出的作用并不

对称,研发补助的认可标签积极信号和研发风险消极信号都对创新产出发挥显著作用,而非研发补助对创新产出主要发挥积极信号作用。金融化会增强研发补助、非研发补助对创新产出的影响,其调节效应在民营制造企业表现得最为明显,其次是外资制造企业,最后是国有制造企业。

由此得出如下两方面的参考对策。①政府补助释放的信号对制造业创新具有重要意义,不同类型政府补助其信号的作用效果相差甚远。外部投资者倾向关注不确定性高的研发活动,制造企业的管理者要积极披露与研发风险相关的信息,解除投资者对回报率波动的担忧,并在获得大额研发补助时更加谨慎地运用其进行创新。管理者还应充分重视非研发补助的积极信号,为制造企业吸引更多的创新资源。政府需要制定遴选补助对象和分散研发风险的政策,避免研发补助过度集中。②金融化在两类补助推动创新的过程中,发挥了调节效应。管理者要注意将金融化水平控制在合理范围内,尤其是获得大规模研发补助的管理者。政府可以出台引导制造企业控制金融化水平的政策,以提高经营和创新效率,避免过度金融化。如果忽略制造企业的属性差异,可能导致政策导向偏误。因此要为所有权不同的制造企业制定有针对性的补助政策,形成更加完善的金融化方案。

参考文献

[1] 赵文,李月娇,赵会会. 政府研发补贴有助于企业创新效率提升吗? 基于模糊集定性比较分析(fsQCA)的研究

[J]. 研究与发展管理,2020,32(2):37-47.

[2] 杨洋,魏江,罗来军. 谁在利用政府补贴进行创新? 所有制和要素市场扭曲的联合调节效应[J]. 管理世界,2015,31(1):75-86.

[3] CHEN J,HENG C S,TAN B C Y,et al. The distinct signaling effects of R&D subsidy and non-R&D subsidy on IPO performance of IT entrepreneurial firms in China[J]. Research Policy,2018,47:108-120.

[4] LEE Y,WALSH J P. Inventing while you work: knowledge,non-R&D learning and innovation[J]. Research Policy,2016,45:345-359.

[5] 梁强,李新春,周莉. 新创企业内部资源与外部关系的战略平衡:中国情境下的经验研究[J]. 管理科学学报,2016,19(4):71-87.

[6] 徐珊,刘笃池. 企业金融化对技术创新影响的实证研究[J]. 科研管理,2019,40(10):240-249.

[7] TORI D,ONARAN O. The effects of financialization on investment:evidence from firm-level data for the UK[J]. Cambridge Journal of Economics,2018,42:1393-1416.

[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] CHANG X,CHEN Y,WANG S Q,et al. Credit default swaps and corporate innovation[J]. Journal of Financial Economics,2019,134(2):474-500.

[10] 李梦雅,严太华. 风险投资、引致研发投入与企业创新产出:地区制度环境的调节作用[J]. 研究与发展管理,2019,31(6):61-69.

[11] 李新爱,刘晓敏. 制造业企业金融化是否降低了实体投资? 基于中国制造业上市公司的实证分析[J]. 科技和产业,2021,21(2):64-69.

[12] 吴伟伟,张天一. 非研发补贴与研发补贴对新创企业创新产出的非对称影响研究[J]. 管理世界,2021,37(3):137-160.

Government Subsidies, Financialization and Manufacturing Innovation:

An empirical study based on listed companies

YUE Yuanyuan

(Party School of Putian Municipal Committee of CPC,Putian Fujian 351100,China)

Abstract: Based on the data of listed manufacturing companies from 2011 to 2020 and from the perspective of signal theory. The relationship among government subsidies,financialization and manufacturing innovation is studied. It is found that the effects of R&D subsidies and non R&D subsidies on innovation output are asymmetric, financialization has played a regulatory role in the process of signal transmission. There is an inverted U-shaped relationship between R&D subsidies and innovation output, and there is a positive correlation between non R&D subsidies and innovation output. Financialization can positively regulate the relationship between R&D subsidies, non R&D subsidies and innovation output. Compared with other manufacturing enterprises, the moderating effect of financialization is most obvious in private manufacturing enterprises.

Keywords: R&D subsidy;non R&D subsidies;financialization;manufacturing;innovation output