

政府补贴、研发投入与全要素生产率

——中国制造业企业的实证研究

任宇新 张雪琳 吴敬静 贺正楚

摘要：政府补贴有助于企业实现特定的经济目标，对企业研发投入和全要素生产率具有重要影响。选取 2013-2020 年中国 496 家制造业上市企业数据，探究政府补贴、研发投入和全要素生产率三者之间的作用机制。运用 ACF 法测算全要素生产率，重点分析融资约束的双重门槛作用以及股权集中度的调节作用。结论表明：以融资约束为门限变量，政府补贴对研发投入的影响效应在不同门限区间中呈现显著变化；企业研发投入对全要素生产率起到正向促进作用，股权集中度在研发投入与全要素生产率之间具有显著正向调节作用。实证分析不仅对政府补贴、研发投入和全要素生产率的深入研究具有重要理论价值，同时对政府运用财政补贴政策具有启示作用。

关键词：研发投入；政府补贴；全要素生产率；融资约束；股权集中度

DOI: 10.3773/j.issn.1006-4885.2022.07.044

中图分类号：F273；F812 文献标识码：A 文章编码：1002-9753（2022）07-0044-19

1 引言

我国经济已步入高质量发展阶段，转变发展方式、优化经济结构、转换增长动力、提高全要素生产率成为新发展阶段的重点目标和主要任务。在制造业领域，中国虽然是制造业大国，但表现出“大而不强”的特点，长期居于全球价值链的中低端，从事低附加值、劳动密集型产业，中国制造业大国还面临创新能力要加强和技术进步要加快的巨大竞争压力。因此，以创新能力、技术进步为主的发展模式下，提升制造业企业全要素生产率应成为实现经济高质量发展的题中之意。根据马克思理论，经济增长方式为内涵扩大再生产与外延扩大再生产。内涵扩大再生产通过科学管理与技术进步提高使用效益与生产要素质量；外延扩大再生产需要投入人力、财力和物力等生产要素，以实现经济增长与生产规模扩大。依据新古典经济学理论，外延扩大再生产有以下不足：一方面外延扩大再生产所需的投入要素在短时间内很难发生质的变化；另一方面依赖

基金项目：湖南省哲学社会科学基金项目（项目编号：21YBA283）；湖南省教育科学“十三五”规划课题（项目编号：XJK20BZY017）；湖南省自然科学基金项目（项目编号：2022JJ40019）；湖南省教育厅科学研究项目（项目编号：21A0191，21C0189，19A002）。

作者简介：任宇新（1995-），辽宁朝阳人，桂林理工大学商学院硕博连读生，研究方向：产业经济学。

张雪琳（1989-），湖南长沙人，讲师，湘潭大学商学院博士研究生，本文通讯作者，研究方向：产业经济学。

吴敬静（1981-），山东枣庄人，教授，长沙理工大学经管学院博士研究生，研究方向：产业经济学。

贺正楚（1968-），湖南衡阳人，教授，湘潭大学商学院博士生导师，研究方向：产业经济学。

要素投入取得的经济增长会导致边际报酬递减。运用内涵扩大再生产的技术创新提高生产率，才能从根本上实现经济高质量发展。因此，技术创新是全要素生产率的本质，提高全要素生产率，是创新作为引领发展第一动力的体现（刘志彪，2018^[1]；袁晓玲等，2019^[2]）。

对企业而言，发展源动力的关键是技术创新，研发投入是技术创新的主要载体。一般来说，企业随着知识的积累和研发强度的加深，可逐步提升全要素生产率，促进经济增长。从已有研究来看，研发投入与全要素生产率之间的影响效应存在不同结论，这可能与研究对象、全要素生产率测算方法和实证方法的不同有关，所以运用制造业上市公司微观数据研究企业研发投入与全要素生产率的作用关系具有重要意义。近年来，我国企业研发经费中政府所占部分保持增长势头，这是由于企业研发投入具有外部性，技术产品容易模仿式创新，研发全部收益难以被企业所独享，企业创新积极性易受到挫伤，为矫正企业研发的外部性，政府对企业实施有效调节，通过补贴弥补企业账面应有的研发收益，实现企业账面的平整。但也有学者研究发现，政府补贴会挤出或替代企业自由研发投入（张杰等，2015^[3]），政府补贴对企业研发的影响效应较小。在政府补贴逐渐增加环境下，政府补贴发挥的效应如何？政府制度的优越性是否有效发挥？这些问题有待深入研究。为此，本文拟在三个方面实现突破之后得到创新点：一是在研究视角方面，探索政府补贴、研发投入和全要素生产率三者的作用机制，解释三者作用关系，而现有研究只是单纯探讨政府补贴或研发投入对全要素生产率的作用方式，并未打破政府补贴、研发投入和全要素生产率三者的黑箱。二是在定量分析上，国内目前大多采用 OP 法和 LP 法估计企业全要素生产率，本文采用国际前沿 ACF 法（任曙明和吕镛，2014^[4]）。ACF 法可消除 OP 法和 LP 法的内生性和不识别性情况，将劳动投入引入中间投入函数，提高结果准确性。三是在研究结论方面，以政府补贴和融资约束为门槛变量，股权集中度为调节变量，实证分析政府补贴、研发投入和生产率三者之间的作用机制，加深对政府补贴效果的认识，实行针对性和差异化的补贴额度，以提升补贴政策成效。

2 理论基础与研究假设

2.1 政府补贴对研发投入的影响

政府补贴与研发投入存在双向关系。政府通过弥补企业账面亏损以增加盈利，同时弥补由于研发投入的外部性导致研发收益不被企业独享而降低的利润，增加企业研发投入的积极性。但当政府补贴规模过大时，企业可能产生套取补贴的寻租动机，减少企业创新性行为，对企业研发产生负向影响。因此，伴随政府对企业补贴的加大，政府对企业研发并非单纯的线性关系，具有门槛效应（朱金生和朱华，2021^[5]；李晓钟和徐怡，2019^[6]；张辉等，2016^[7]）。制造业上市企业研发项目资金需求较大，相比于其他投资，更易受融资约束的抑制作用（康志勇，2013^[8]；王海杰和安康，2021^[9]；刘文琦等，2018^[10]；张秀峰等，2019^[11]），所以考虑在融资约束的背景下，将政府补贴对企业研发投入的影响分为三个阶段。第一阶段：在政府补贴强度较低情况下，政府补贴均促进高、低融资约束企业的研发活动，但低融资约束企业比高融资约束企业促进效果弱。主要体现以下三点：一是政府补贴可以缩短因研发外部性导致企业自身收益与社会收益的差距（吴超鹏和唐菂，2016^[12]）；二是高融资约束的企业可能存在具有广阔发展前景的研发项目，但由于风险性和信息不对称性使得企业的研发活动停滞不前，企业的创新研发得不到开展，如果此时政府增加补贴力度，能有效激发企业研发动力，并可继续开展受资金约束而停滞的项目，增加高融资约束企业的研发投入；三是政府直接补贴企业会向市场传递信号（Wu，2017^[13]），这种信号有利于面临融资约束的企业从金融机构获得更多的融资，促进企业开展创新研发活动。造成这种结果的原因是：政府对企业实施补贴前，会从技术前沿性、研发可行性和可获得的经济效益等诸多因素对企业评估，政府相比金融机构可以掌握更多企业的研发部门信息。当政府对企业予以补贴时，金融机构从政府行为中获得信息，即该企业能以较低的创新研发风险获得较高经济收益（王刚刚等，2017^[14]），增加金融机构与企业互信度，拓展企业融资渠道，促进企业创新研发。而低融资约束企业仅面临因研发外部性导致企业自身收益低于社会收益的问题，严格的知识产权保护可以解决技术产品的模仿式创新，初步缩短自身收益和社会收益的差距。因此，政府直接补贴对高融资约束企业促进作用更大，在这一阶段，企业面临融资约束越高，政府对企业研发活动的正向效应越

大。第二阶段：伴随政府对企业补贴强度加大，跨越门槛值，随着政府补贴强度增加，政府补贴对融资约束处于高、低区间的企业研发投入的有利影响会不断增强。在此阶段，政府补贴未产生挤出效应（José Ángel Zúñiga - Vicente, 2014^[15]），高、低融资约束企业研发资金并不充足，政府加大强度补贴，对高、低融资约束企业研发投入均产生促进效果，因此第二阶段高、低融资约束企业比第一阶段高、低融资约束企业促进效果更强。第三阶段：伴随政府补贴强度的继续加大，跨越下一门槛值，其对高、低融资约束组的促进作用会减弱。主要体现在以下两点：一是较高的政府补贴会使高、低融资约束企业资金充裕，当企业有充足资金流时，补贴资金对研发投入的促进作用会减弱；二是我国市场化改革以稳定经济战略、引导经济发展为目标，资源配置方面受地方政府主导，致使资源配置的管制和干预现象频繁出现。因此，政府加大补贴力度，会导致不同融资约束区间的企业为了获得充足的资金流，与地方政府构成寻租关系（董小红等，2022^[16]；应千伟和何思怡，2022^[17]），并进一步保持寻租关系以获取有利资源，而不是通过自身创新研发提高企业竞争力。因此，提出假设：

H1：以融资约束为门限变量，在不同融资约束强度中，政府补贴对研发投入的影响效应不同。

H2：当政府补贴强度较低时，政府补贴对高、低融资企业起到促进作用，并且高融资企业促进作用大于低融资企业。

H3：当政府补贴强度较高时，政府补贴对高、低融资企业发挥的正向效应减弱，甚至可能没有影响。

2.2 研发投入对全要素生产率的影响

国内关于研发投入强度、研发补贴、创新要素投入与全要素生产率关系的研究较多。目前学术观点主要分为如下几类：一是正向关系论，认为研发投入对全要素生产率起到正向促进作用（王宛秋和邢悦，2017^[18]；刘晔和林陈聃，2021^[19]；王晓烧和李红阳，2017^[20]）；二是负向关系论，认为研发投入对全要素生产率起到负向抑制作用（李小平和李小克，2018^[21]）。根据内生增长理论，企业内生技术进步的唯一途径是提升全要素生产率，而制造业企业研发投入比较集中，是技术创新的主要载体。基于此，本文认为制造业企业研发投入能正向提升企业全要素生产率：一方面，企业开展研发活动学习技术、积累知识，这些技术和知识增加企业新产品研发经验和产品技术含量，提高员工创新能力；另一方面，研发投入的增加可引进更多新设备、新产能和新的生产管理方式，优化资源配置效率，先进生产要素在不同部门间流动，从而提升企业全要素生产率。因此，提出假设：

H4：研发投入对企业全要素生产率起到正向促进作用。

2.3 股权结构对研发投入和全要素生产率关系的调节效应

现有文献主要从两职合一（张广胜和孟茂源，2020^[22]）、政治关联（张广胜和孟茂源，2020^[22]）、外商投资（李晓钟和王倩倩，2014^[23]）、出口（谭朵朵和岳倩，2022^[24]）等角度对企业研发投入和全要素生产率的关系进行研究。企业全要素生产率的提升离不开公司治理，股权结构是公司治理的基础，所以研究股权结构对研发投入和全要素生产率二者关系的影响具有现实意义，本文采用股权集中度衡量股权结构。股权集中度与研发投入的关系，学术界有三种观点：一是正向促进作用，认为股权集中有利于研发投入（任海云，2010^[25]）；二是负向抑制作用，过高股权集中会抑制研发投入转化效率（沈毅和张清正，2020^[26]）；三是股权集中度具有门槛效应，只有当股权集中程度超过一定门槛时，才会对研发投入产生抑制或促进作用（王春丽和马路，2017^[27]）；四是倒U型关系或U型关系，股权分散致使企业内部管理效率降低，研发创新进程减缓，而股权过于集中又将导致大股东权力过大操控企业行为，因此股权集中度对研发投入的影响呈阶段性特征（冯根福和温军，2008^[28]；刘胜强和刘星，2010^[29]）。五是其他曲线关系，比如股权集中度与研发投入呈N型曲线关系（李经路，2017^[30]）。

我国制造业发展规模较大，但仍存在产业结构不平衡、部分领域缺乏核心技术等问题，加强制造业企业研发能力应是发展重点。若各个股东持股比例差距较小，企业股权分散，股东对企业管理权限保持平衡态势，会增大企业代理成本、增加企业信息不对称性，进而提高企业的决策风险，出现“搭便车”行为，不利于公司运营发展。若企业集中股权，可抑制“搭便车”行为，提高公司监控动机和能力，降低公司代理成本并解

决信息不对称问题,为研发活动提供长久支持,深化企业研发创新行为,进而推动企业全要素生产率。因此,提出假设:

H5: 股权集中度对研发投入和全要素生产率之间的关系起到显著正向调节作用。

框架研究模型如图 1 所示:

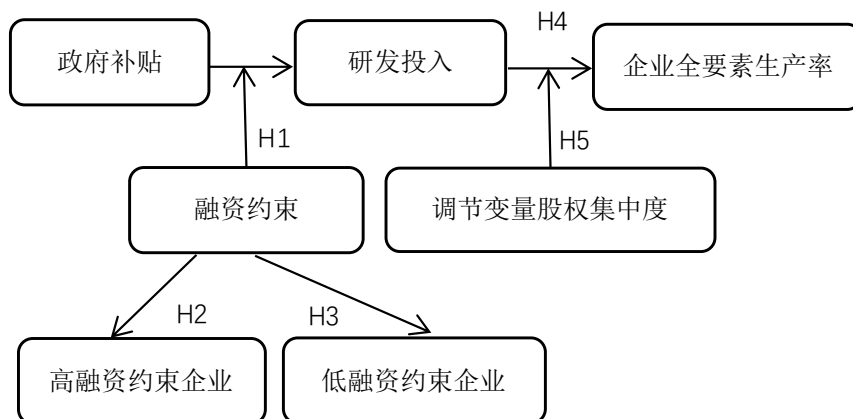


图 1 理论模型与研究假设

3 数据说明与模型构建

选取 2013-2020 年我国 A 股上市制造业企业为研究样本,数据来源于 Wind 数据库、国泰安数据库、巨潮咨询网及上市公司年报。对所选样本作如下处理:剔除 ST 和 *ST 企业;剔除政府补贴、研发投入等主要变量的连续缺失值和异常的企业;剔除财务杠杆大于 1 的企业,这些企业已资不抵债,研究意义较低;为避免极端值影响,对所有指标 1% 缩尾处理。最终获取 3968 个观测个体,形成 496 家上市公司 2013-2020 年平衡面板数据。

3.1 政府补贴对研发投入的门槛效应

针对个体效应面板模型的研究 (Hansen, 1999^[31]), 探究政府补贴与研发投入的门槛效应, 分别选定政府补贴和融资约束为门槛变量, 根据所求门限值对回归模型进行划分, 检验在不同门限区间内, 政府补贴对研发投入的影响效应, 首先考虑单一门限模型情况:

$$RD = \alpha_0 + \alpha_1 SUB * I(SUB \leq \gamma) + \alpha_2 SUB * I(SUB > \gamma) + \beta Z + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式 (1) 中, RD 表示研发投入强度, 是被解释变量; SUB 表示政府补贴强度, 是解释变量。α₀ 是截距项, α₁、α₂、β 是变量系数, SUB 是门槛变量, γ 是待估计的门限值, ε_{it} 表示随机误差项, I(*) 是示性函数, 当括号内关系满足时, 取值 1, 否则取 0。Z 为控制变量, 用来表示影响研发和全要素生产率的因素, 参考现有文献, 选取如下指标 (陈玲和杨文辉, 2016^[32]; 王曦和杨博旭, 2022^[33]): 企业规模 (SIZE) 表示企业的抗风险能力、经济基础和创新动力, 中、小型企业为了提升自身竞争力, 对研发和创新有强烈需求, 但其风险承担能力和经济基础薄弱, 而大企业则相反; 利润率 (PR) 表示企业产生的利润越高, 用于研发投入的项目就越多; 总资产收益率 (ROA) 可用来表示企业绩效对企业研发投入产生的影响; 资本密度 (CAP) 可将企业归类为资本要素密集度类型或劳动要素密集度类型, 不同类型企业对研发要求不同; 财务杠杆 (LEV) 是反映企业财务状况的重要指标, 资产负债率大于 1 的企业已经资不抵债, 企业难以有资金进行研发和创新。

在单一门槛的基础上, 以融资约束为门槛变量, 政府补贴为核心变量, 考虑建立双重门限值的回归模型, 双门槛设定模型如下:

$$RD = \alpha_0 + \alpha_1 SUB * I(FC \leq \gamma_1) + \alpha_2 SUB * I(\gamma_1 < FC \leq \gamma_2) + \alpha_3 SUB * I(FC > \gamma_2) + \beta Z + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

式 (2) 中, FC 表示融资约束, 采用 “利息支出 / 固定资产净额” 衡量 (孙灵燕和李荣林, 2012^[34]);

李翹楚和成力为，2019^[35]），值越小，融资约束程度越大，企业获取资金难度越高。反之，值越大，融资约束程度越小。

运用模型进行双重验证：一是验证门槛是否存在，二是验证门槛是否真实。

假设一： $\alpha_1 \neq \alpha_2$ ，门槛效应存在

假设二： $\alpha_1 = \alpha_2$ ，门槛效应不存在

通过构造统计量 $F = \frac{SSR_0 - SSR(\hat{\gamma})}{\delta^2} = \frac{SSR_0 - SSR(\hat{\gamma})}{\frac{SSR(\hat{\gamma})}{n(T-1)}}$ ，对假设进行推理， SSR_0 是不考虑门槛效应的残差平方和，当残差平方和最小，为最优门槛值。但 F 值无法取得，所以借鉴 Hansen B.E 的计量方法（Hansen B.E，1999^[31]），自抽样法获得 P 值。

在门槛效应存在的基础上，进一步确定门槛估计值是否等于其真实值，其假设分别为：

假设三：若 $\hat{\gamma} = \gamma$ ，则门槛估计值与门槛真实值一致

假设四：若 $\hat{\gamma} \neq \gamma$ ，则门槛估计值与门槛真实值不一致

构建似然比统计量 $LR(\gamma) = \frac{SSR_0 - SSR(\hat{\gamma})}{\delta^2}$ ，其中， δ 表示显著性水平。当假设三成立时，通过 $2\log(1 -)$ 得到 5% 水平上的临界值即可。此各变量涉及如表 1。

表 1 变量设计

变量类型	变量名称	变量符号	构造方式
因变量	研发投入	RD	研发经费/总资产
解释变量	政府补贴	SUB	政府补贴金额/营业收入
控制变量	企业规模	SIZE	公司资产总计取自然对数
	利润率	PR	利润总额/主营业务收入
	总资产收益率	ROA	利润总额/资产总计
	资本密度	CAP	固定资产净额/员工人数，取自然对数
	资金储备率	CASH	货币资金/资产总计
	财务杠杆	LEV	负债总额/资产总额

3.2 研发投入与全要素生产率基准回归模型

研发投入与全要素生产率之间的作用机制，构建模型 1：

$TFP = \beta_0 + \beta_1 RD + \beta_2 SIZE + \beta_3 LEV + \beta_4 GROWTH + \beta_5 CASH + \beta_6 AGE + \beta_7 CAP + \beta_8 ROA + \varepsilon$ (3)

股权集中度在研发投入和全要素生产率之间的调节关系，构建模型 2 和模型 3：

$TFP = \beta_0 + \beta_1 RD + \beta_2 CR1 + \beta_3 SIZE + \beta_4 LEV + \beta_5 GROWTH + \beta_6 CASH + \beta_7 AGE + \beta_8 CAP + \beta_9 ROA + \varepsilon$ (4)

$TFP = \beta_0 + \beta_1 RD + \beta_2 CR1 + \beta_3 CR1 * RD + \beta_4 SIZE + \beta_5 LEV + \beta_6 GROWTH + \beta_7 CASH + \beta_8 AGE + \beta_9 CAP + \beta_{10} ROA + \varepsilon$ (5)

TFP 表示全要素生产率，是被解释变量； RD 表示研发投入强度，是解释变量； $CR1$ 表示股权集中度，是调节变量，反映企业治理结构，用第一大股东持股比例表示，比例越高管理者决策监督力度越大；参考现有文献（岳宇君和张磊雷，2020^[36]；王欢芳等，2020^[37]），选取如下指标为控制变量：企业年龄（ Age ）表示企业生产经验，年龄越大，经验越足； $GROWTH$ 是公司经营状况，用营业收入增长率来表示，反映企业发展状况和成长阶段； $CASH$ 是资金储备率，用货币资金与总资产的比值来说明，表示企业实际可动用的资金，反映企业的投资状况是过度还是不足；其他控制变量说明见上文。此阶段变量设计如表 2。

表 2 变量设计

变量类型	名称	符号	定义
因变量	全要素生产率	TFP	在生产中，保持投入不变，产出增加的额外效率，本文以ACF测算
解释变量	政府补贴	SUB	政府补贴金额/营业收入
调节变量	股权集中度	CR1	第一大股东持股比例
控制变量	企业规模	SIZE	公司资产总计取自然对数
	资本密度	CAP	固定资产净额/员工人数，取自然对数
	财务杠杆	LEV	负债总额/资产总额
	公司经营状况	GROWTH	营业收入增长率
	资金储备率	CASH	货币资金/资产总计
	企业年龄	AGE	企业成立年限
	总资产收益率	ROA	利润总额/资产总计

3.3 生产率的测量：ACF 法

同时性偏误一直是测量全要素生产率的难题。国内大多采用 OP 法、LP 法和 OLS 法来解决这个难题（鲁晓东和连玉君，2012^[38]），极少应用更准确的 ACF 法进行测算。OP 法（Olley 和 Pakes，1996^[39]）是基于结构模型的半参数法，它将企业的投资水平作为全要素生产率的代理变量，从而消除同时性偏误，但公司投资与全要素生产率严格单调递增是 OP 法的前提，需保证企业投资水平不可以为 0，而企业日常投资量常常为 0，这就使投资不是完全影响全要素生产率的代理变量。针对这个问题，Levinsohn 等通过提出 LP 法对 OP 法进行改进（Levinsohn 和 Petrin，2003^[40]），将中间品投入指标作为代理变量，避免数据截断，LP 法比 OP 法更精确。

OP 和 LP 法都假设企业面对生产率冲击时能够对投入进行无成本的即时调整。而 Akerberg 等（2006）^[41]以及 Akerberg 等（2007）^[42]认为企业中间品投入指标受劳动、生产率和资本影响，这说明 LP 法和 OP 法在估计全要素生产率上会出现内生性问题。Akerberg，Caves，Frazer 通过放宽 LP 法和 OP 法的假设条件，提高结果的准确性。因此，本文应用 Akerberg，Caves，Frazer 的方法（简称 ACF 法）估计全要素生产率，并使用 LP 法做稳健性检验。

假设企业 i 的中间投入指标是 m_{it} ，在时间 t 内，中间投入受到生产率 ω_{it} 、资本 k_{it} 和劳动 l_{it} 的影响，其函数表达式为：

$$m_{it} = m(\omega_{it}, k_{it}, l_{it}) \tag{6}$$

如果中间投入指标 m_{it} 与全要素生产率 ω_{it} 是单调递增关系，求得反函数如下：

$$\omega_{it} = \omega(m_{it}, k_{it}, l_{it}) \tag{7}$$

柯布——道格拉斯函数如下，其中 y_{it} 表示产出， ε_{it} 表示随机误差

$$y_{it} = \beta_1 l_{it} + \beta_k k_{it} + \omega_{it} + \varepsilon_{it} \tag{8}$$

求全要素生产率，首先将（7）式代入（8）式，得

$$y_{it} = \varnothing(m_{it}, k_{it}, l_{it}) + \varepsilon_{it} \tag{9}$$

$\varnothing(m_{it}, k_{it}, l_{it}) = \beta_1 l_{it} + \beta_k k_{it} + \omega_{it} + \varepsilon_{it}$ 采用非参数方法，三次多项式逐渐逼近对 $\varnothing(m_{it}, k_{it}, l_{it})$ 拟合，得到无偏估计 $\hat{\varnothing}$ ，全要素生产率为：

$$\omega(k_{it}, l_{it}) = \hat{\varnothing} - \beta_1 l_{it} + \beta_k k_{it} \tag{10}$$

然后用 GMM 估计，求 β_1 和 β_k 。生产率的马氏过程：

$$\omega_{it} = E(\omega_{it} | l_{it-1}) = E(\omega_{it} | l_{it-1}) + \xi_{it} \tag{11}$$

若企业初始资本， k_{it} 与 l_{it} 和 ω_{it} 相关，和滞后 ω_{it} 无关，求得如下矩条件函数：

$$E\left[\xi_{it}\left(\frac{k_{it}}{l_{it-1}}\right)\right]=0 \tag{12}$$

运用 GMM 理论求得和，代入公式（10），可求得全要素生产率。用 stata17 编程实现上述过程。

4 实证分析

4.1 变量描述性统计

表 3 主要变量的描述性统计

变量符号	样本总量	均值	标准差	最小值	最大值
RD	3968	317500000	879400000	2252	15920000000
SUB	3968	69100000	208800000	0	4718000000
AGE	3968	11.45	6.362	1	28
FC	3968	0.0591	0.0933	-0.165	1.98
GROWTH	3968	0.146	0.39	-0.825	10.62
SIZE	3968	22.55	1.149	19.97	26.4
PR	3968	0.071	0.145	-2.635	1.601
ROA	3968	0.0389	0.0518	-0.389	0.244
CR1	3968	0.325	0.138	0.0838	0.755
CASH	3968	0.148	0.0866	0.00119	0.731
CAP	3968	12.75	0.804	9.367	15.62
LEV	3968	0.452	0.164	0.0246	0.975
TFP（ACF）	3968	3.815	0.253	2.998	5.178
TFP（LP）	3968	6.699	0.371	5.673	8.478

如表 3 所示，上市公司数据中生产率均值是 3.815，最大值与最小值之间差值为 2.18，标准差是 0.253，表明我国制造业上市企业全要素生产率稳定性较弱，分化情况严重。

样本企业研发金额最大值与最小值金额相差悬殊，将样本数据按行业分类，发现高新技术行业研发投入金额远远高于其他行业。其他行业出现研发投入较低的原因有如下三点：一是公司规模较小，企业资金不足以提供高额研发收入；二是行业自身仅有较低的研发要求；三是企业管理层更重视经营方面。

样本企业整体政府补贴金额最大值为 471800 万元，政府对于不具备研发创新潜力的企业补贴为 0，标准差达 208800000，这表明制造业企业得到的政府补贴金额相差悬殊，将数据按行业分类，发现高新技术企业是各地方政府重点扶持的企业，在申请政府补贴上会相对容易；由于政府补贴需要根据企业实际情况发放金额，所以企业规模对申请政府补贴这方面也有很大影响。

样本企业整体股权集中度最大值 0.755，最小值为 0.0838，标准差为 0.138，相差悬殊，说明各个公司的股权结构不尽相同，均值为 0.325，说明样本企业之间股权相对集中。

4.2 相关性分析

表 4 主要变量的相关性分析

变量名称	TFP	RD	SIZE	SUB	CR1	CASH	ROA
TFP	1						
RD	0.092***	1					
SIZE	0.288***	-0.089***	1				
SUB	-0.246***	0.119***	-0.101***	1			
CR1	0.174***	0.015	0.167***	-0.078***	1		
CASH	0.105***	0.079***	-0.070***	0.052***	0.0641***	1	
ROA	0.231***	0.111***	0.1461***	-0.054***	0.1101***	0.180***	1

由检验结果可知：变量间的相关系数都不大，均小于 0.3，7 个变量中，企业规模（SIZE）与全要素生产率（TFP）相关系数最高，为 0.288。研发投入正向影响全要素生产率，回归系数为 0.092，在 1% 水平上显著，初步验证假设 4。股权集中度与全要素生产率是正向促进关系，回归系数为 0.174，在 1% 水平上显著，说明企业股权越集中生产率越高，初步验证假设 5。各个变量之间基本上显著相关，为实证分析打好基础。

4.3 回归分析

运用门回归模型实证检验政府补贴、融资约束对研发投入的影响是否会发生突变。

（1）以政府补贴作为门槛变量

当研发投入强度（RD）作为为被解释变量，对 496 家上市公司制造业企业政府补贴强度 SUB 不存在门槛值、存在一个门槛值以及存在两个门槛值分别进行估计，借鉴 Hansen B.E 的“自助法（bootstrap）”（Hansen B.E, 1999^[31]），运用 State17.0 统计软件，反复抽样 300 次得出 F 值和 P 值，对门槛存在性进行检验，如表 5。

表 5 检验结果

类型	F值	P值	10%水平临界值	5%水平临界值	1%水平临界值
单一门限模型	19.7600	0.0167	14.8713	16.6365	20.8401
双重门限类型	6.1100	0.7200	14.2523	16.6389	21.7046
三重门限类型	3.8600	0.9067	14.0580	16.3241	20.0674

由表 5 可知，当政府补贴为门槛变量，得到以下结论：F 统计量无论是在单一门限、双重门限还是三重门限模型中，只有单重门限在 5% 水平上显著，即 P 值小于 0.05，因此模型中存在单一门限值，门限值为 0.0002。表 6 为以政府补贴为门槛变量的回归结果，不同的政府补贴取值对研发投入的影响存在较大差异。当政府补贴强度较小时（SUB≤0.0002），对研发投入的影响系数高达 45.577；当政府补贴强度较大时（SUB>0.0002），回归系数变为 0.022，且以上两个系数均在 5% 水平上显著。由此可知：对于我国制造业上市企业，政府补贴对研发投入的有利影响会随着政府补贴强度的加大而减小，虽一直起到促进作用，但促进作用效果有所减弱。原因在于：第一阶段的政府补贴强度刚好可以弥补企业开展研发活动造成的私人收益与社会收益的差距，激发企业开展研发项目的积极性，但当政府补贴强度较大时，可能存在对企业研发活动知识外溢补偿过度的现象，致使比政府补贴强度较小时的促进效果差。

表 6 门槛模型回归结果

变量	回归系数	t值
SIZE	-0.004***	-9.6600
PR	-0.005***	-3.6300
AGE	0.001***	15.7400
ROA	0.018***	4.1700
CAP	-0.003***	-7.2800
CASH	-0.008***	-3.9000
SUB (SUB≤0.0002)	45.577***	4.5000
SUB (SUB>0.0002)	0.022**	2.0600

(2) 以融资约束为门槛变量

上述实证只能验证政府补贴对研发投入的影响，而制造业上市企业研发项目资金需求较大，相比于其他投资，更易受融资约束负面影响。本文继续研究政府补贴和融资约束对研发投入的影响效果。

当研发投入强度 (RD) 作为为被解释变量，政府补贴 (SUB) 为解释变量，对 496 家上市公司制造业企业融资约束 (FC) 不存在门槛值、存在一个门槛值以及存在两个门槛值分别进行实证分析，如表 7。

表 7 检验结果

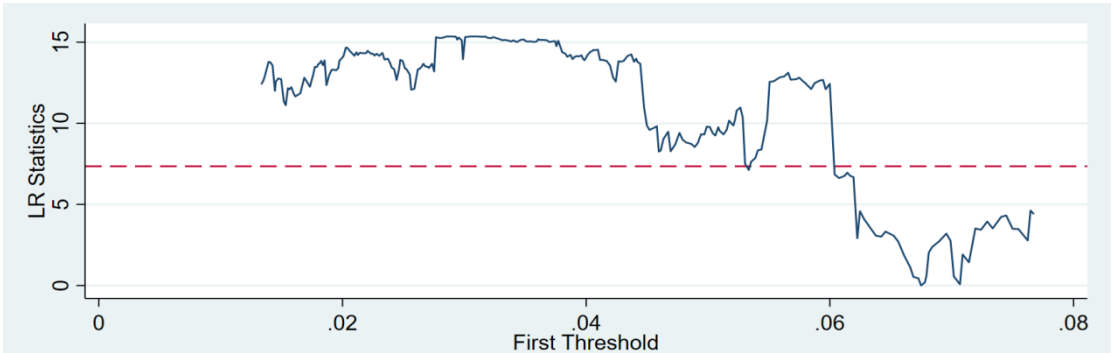
类型	F值	P值	10%水平临界值	5%水平临界值	1%水平临界值
单一门限模型	22.5700	0.0457	16.2872	22.0066	35.4363
双重门限类型	22.8100	0.0143	14.4074	18.2397	25.5519
三重门限类型	13.7900	0.4429	27.2148	30.5797	44.2490

由上表可知，以融资约束为门槛变量，模型中存在两个门槛值，均在 5% 水平上显著，假设 1 得到验证。门槛值估计结果如表 8。

表 8 门槛值估计结果

门槛值	95%置信区间
0.0675	(0.0636, 0.0678)
0.0078	(0.0072, 0.0080)

根据回归结果，得出两个门限估计值在 95% 置信区间的似然比估计图，如图 2，门限估计值是似然比统计量 LR 趋近于 0 时对应的 γ 值，图 2 为 2 个门槛估计值 0.0675 和 0.0078 在 95% 置信区间下的似然比函数图。LR 统计量最低点为真实门槛值，虚线表示临界值为 7.35，由于临界值 7.35 明显大于 2 个门槛值，认为上述门槛值真实有效。



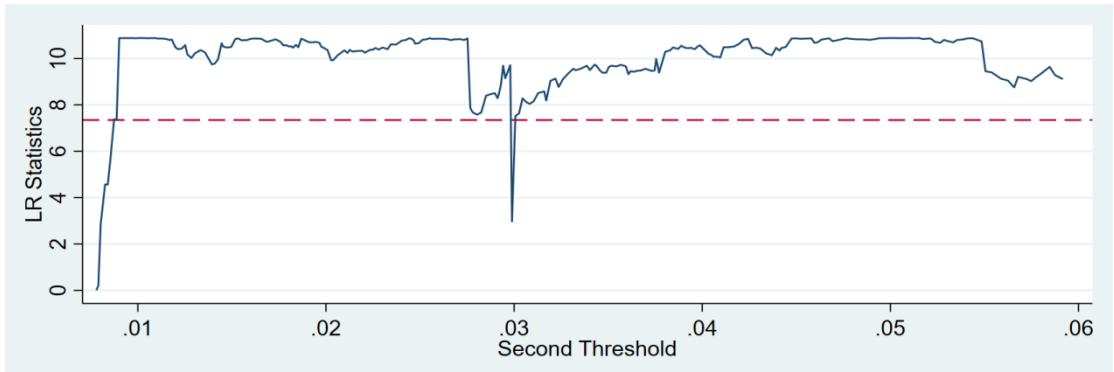


图 2 双门槛估计结果

注：两个图依次为门槛值 0.0675，0.0078 对应的估计结果。

表 9 为以融资约束为门槛变量的面板门槛回归结果，在不同的融资约束取值下，政府补贴对研发投入的影响存在较大差异。当融资约束很宽松时（ $FC \leq 0.0078$ ），政府补贴对研发投入影响系数为 0.0938；当融资约束较宽松（ $0.0078 < FC \leq 0.0675$ ），政府补贴对研发投入影响未通过显著性检验；当融资约束强度很大时（ $FC > 0.0675$ ），政府补贴对研发投入影响系数为 0.0583。由此可知：以企业融资约束强度为视角，政府补贴对研发投入的正向促进作用随政府补贴强度的加大而减小，但在中间阶段却未通过显著性检验，表明在融资约束背景下，政府补贴效率有很大不同，为探究其未通过显著性的原因，本文将所有样本企业按照融资约束指标（利息支出 / 固定资产净值）的中位数分为两组，值较小一组定义为高融资约束组，值较大一组为低融资约束组，验证政府补贴在不同融资约束类型的企业中对研发投入的影响。

表 9 门槛模型参数估计结果

变量	回归系数	t值
SIZE	-0.0044***	0.00044
PR	-0.00465***	0.00139
AGE	0.00108***	0.0001
ROA	0.0185***	0.0044
CAP	-0.0026***	0.0004
CASH	-0.0084***	0.0021
FC（ $FC \leq 0.0078$ ）	0.0938***	0.0315
FC（ $0.0078 < FC \leq 0.0675$ ）	-0.0017	0.0122
FC（ $FC > 0.0675$ ）	0.0583***	0.0152

（3）验证政府补贴在高、低融资约束企业中对研发投入的影响

当研发投入强度（RD）作为被解释变量，政府补贴（SUB）为解释变量，将样本公司以“利息支出 / 固定资产净额”的中位数为临界值分为两组：高、低融资约束组。对两组制造业企业融资约束（FC）不存在门槛值、存在一个门槛值以及存在两个门槛值分别进行估计，验证结果见表 10。

表 10 面板门槛效应验证结果

企业类别	个数	F值	P值	10%水平临界值	5%水平临界值	1%水平临界值
高融资约束企业	单门槛	13.0200	0.0600	11.2245	13.2230	19.3520
	二门槛	11.1300	0.0629	9.8526	11.9062	16.3099
	三门槛	5.8900	0.6800	14.2164	16.2076	21.2176
低融资约束企业	单门槛	18.4400	0.0233	11.4888	15.1905	21.5694
	二门槛	17.3400	0.0667	12.9680	18.6168	27.3949
	三门槛	15.7800	0.5500	27.2742	30.7331	34.4929

由表 10 可知，高、低融资约束企业以融资约束为门槛变量，模型中均存在两个门槛值，均在 10% 水平以上显著，门槛值估计结果如表 11。

表 11 门槛值估计结果

企业类别	门槛值	95%置信区间	企业类别	门槛值	95%置信区间
高融资约束企业	0.0367	(0.0357, 0.0368)	低融资约束企业	0.0990	(0.0981, 0.0995)
	0.0001	(-0.0092, 0.0004)		0.0818	(0.0802, 0.0821)

根据门槛回归结果，得出高、低融资企业的 2 个门槛估计值在 95% 置信区间下的似然比函数图，低融资约束企业的似然比函数图如图 3，高融资约束企业似然比函数图如图 4。由验证结果知，高、低融资约束企业的门槛值是真实有效的。

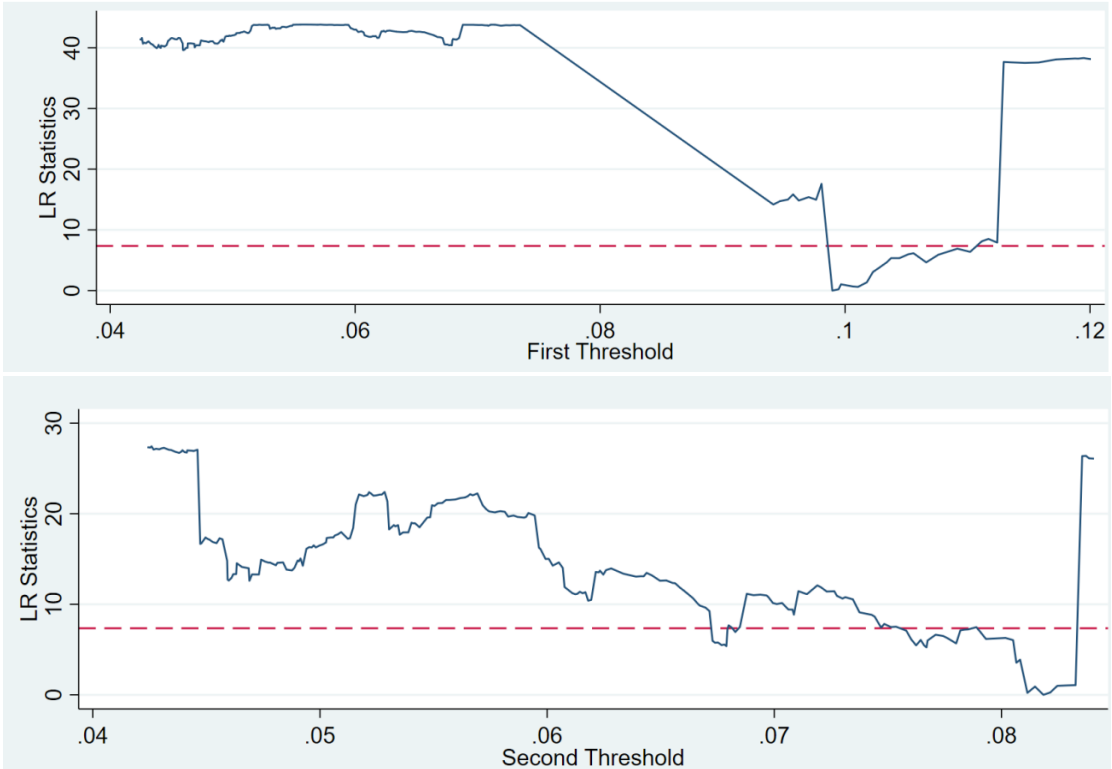


图 3 低融资约束企业双门槛估计结果

注：两个图依次为门槛值 0.0990 和 0.0818 对应的估计结果。

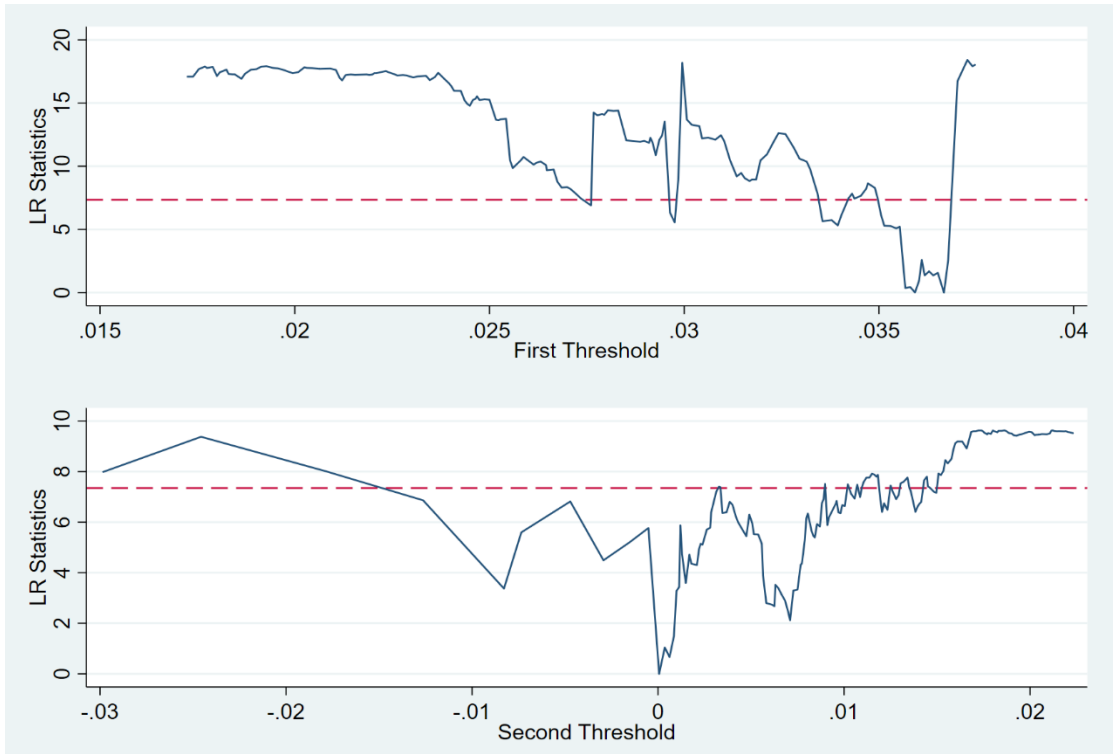


图4 高融资约束企业双门槛估计结果

注：两个图依次为门槛值 0.0367 和 0.0001 对应的估计结果。

高、低融资约束企业面板门槛回归结果见表 12。

表 12 门槛模型参数估计结果

变量（高融资约束企业）	回归系数	t值	变量（低融资约束企业）	回归系数	t值
SIZE	0.00121***	0.00043	SIZE	0.00032	0.00042
PR	-0.0366***	0.00443	PR	-0.00915***	0.00236
ROA	0.113***	0.01020	ROA	0.0291***	0.00824
CAP	-0.00357***	0.00049	CAP	-0.00380***	0.00045
CASH	-0.00903**	0.00361	CASH	0.00059	0.00475
LEV	0.00417	0.00296	LEV	0.00463	0.00286
FC（FC≤0.0001）	0.424***	0.10200	FC（FC≤0.0818）	0.115***	0.01900
FC（0.0001<FC≤0.0367）	0.432***	0.02400	FC（0.0818<FC≤0.0990）	0.320***	0.04090
FC（FC>0.0367）	0.372***	0.05740	FC（FC>0.0990）	0.00765	0.03210

高融资约束企业回归结果。由表 12 可知，当 $FC \leq 0.0001$ ，政府补贴对研发投入回归系数为 0.424，在 1% 水平上显著；当 $0.0001 < FC \leq 0.0367$ ，政府补贴对研发投入回归系数为 0.432，在 1% 水平上显著；当 $FC > 0.0367$ ，政府补贴对研发投入影响系数为 0.372，在 1% 水平上显著。这表明在高融资约束企业中，政府

补贴强度在前两阶段时,对研发投入的有利影响会随着政府补贴强度的增大而增大,证明第一、二阶段的政府补贴强度刚好可以满足高融资约束企业的三个需求:第一,可以解决公司自身较难获得融资的情况;第二,可以弥补企业开展研发活动造成的私人收益与社会收益的差距;第三,高融资企业可将剩余的政府补贴金额用于尚未启动或正在启动中的研发项目。在第三阶段政府补贴强度较大时,可能存在对企业研发活动知识外溢补偿过度的现象,致使比政府补贴强度较小时的激励效果差。原因可能是:一方面,当企业只有少量研发项目时,政府补贴强度较大会替代企业自有资金的研发,这将导致政府补贴对研发投入的激励作用减弱;另一方面,企业得到来自政府的大规模外部收益,易激发企业寻租动机,减少企业研发资金投入,对企业研发投入激励作用减弱。因此,当融资约束强度为 $[0.0001, 0.0367]$,边际效率为0.432,此时单位政府补贴对研发投入激励效果最佳。

低融资约束企业回归结果。由表12知,当 $FC \leq 0.0818$,政府补贴对研发投入回归系数为0.115,在1%水平上显著;当 $0.0818 < FC \leq 0.0990$,政府补贴对研发投入回归系数为0.320,在1%水平上显著;当 $FC > 0.0990$,政府补贴对研发投入回归系数未通过显著性检验。原因在于:第一、二阶段政府补贴对研发投入的有利影响会随着政府补贴强度的增大而增大,可能是政府补贴强度刚好可以弥补低融资约束企业创新研发导致的私人收益和社会收益之间的差距;第三阶段政府补贴对研发投入回归系数未通过显著性检验,说明政府补贴对企业研发活动知识外溢补偿过度,已经对研发投入不起作用。原因可能是:第一,政府存在对企业研发活动知识外溢补偿过度的现象,致使比政府补贴强度较小时的激励效果差;第二,当企业只有少量研发项目时,政府补贴强度较大会替代企业自有资金的研发,这将导致政府补贴对研发投入的激励作用减弱;第三,企业得到来自政府的大规模外部收益,容易激发企业寻租动机,减少企业研发资金投入,对企业研发投入的激励作用减弱;第四,由于政府补贴强度加大,企业资金充足,补贴资金继续涌入并不会对研发投入起到激励作用。因此,当融资约束强度为 $[0.0818, 0.0990]$,边际效率为0.320,此时单位政府补贴对研发投入激励效果最佳。

将高、低融资约束企业结合来看,当政府补贴强度处于前两个阶段时,政府补贴对高、低融资企业的研发投入均起到促进作用,但政府补贴对低融资企业研发投入的促进作用小于对高融资企业研发投入的促进作用。这是因为:第一,面临高融资约束的企业可能存在具有开阔前景的研发项目,但由于风险性和信息不对称性使得企业的融资活动受到阻碍,如果政府此时给予的补贴增多,就可提升高融资约束企业的研发投入;第二,政府补贴企业会向市场传递信息,政府补贴的越多,越能代表企业有开展研发项目的潜力,间接向金融机构传递该企业未来可获得较高经济收益的信号,解决企业与金融机构之间的风险性和信息不对称性。因此当政府补贴较低时,企业面临融资约束越高,政府对企业创新研发的激励效果越大,假设2得到验证。

当政府补贴程度高时,政府补贴对高融资约束企业的研发投入起到促进作用,但促进作用明显减弱,表明此时单位政府补贴对研发投入激励效果不是最佳。而政府补贴对低融资约束企业的研发投入回归系数未通过显著性,可能因为低融资约束企业融资困难较低,政府的直接补贴易使企业资金充裕,补贴资金继续涌入不会对研发投入起作用,假设3得到验证。

综上所述,政府对企业采取补贴时应因地制宜。面临融资约束低的企业,当融资约束处于0.0818和0.0990之间时,政府补贴对研发投入的激励效果最佳;面临高融资约束的企业,当融资约束处于0.0001和0.0367之间时,政府补贴对研发投入的激励效果最佳。

4.4 股权结构调节效应

股权集中度在全要素生产率和研发投入之间调节效应的回归分析如表13,模型1为研发投入对企业全要素生产率(ACF)的回归结果,模型2、3用来验证研发投入与全要素生产率(ACF)的调节变量。模型4、5、6,运用LP法计算全要素生产率,是验证股权结构调节变量的稳健性检验。

表 13 研发投入、股权集中度与全要素生产率的实证分析

变量类型	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5	模型6
RD	1.327*** (0.295)	1.289*** (0.295)	0.949*** (0.297)	2.287*** (0.242)	2.273*** (0.238)	1.928*** (0.238)
CR1		0.179*** (0.0269)	0.134*** (0.0271)		0.266*** (0.0226)	0.221*** (0.0221)
CR1*RD			0.00037*** (0.0001)			0.00047*** (0.000025)
SIZE	0.0326*** (0.00465)	0.0252*** (0.00456)	0.0114** (0.00486)	0.258*** (0.00404)	0.254*** (0.00383)	0.240*** (0.00394)
LEV	0.346*** (0.0312)	0.334*** (0.031)	0.352*** (0.0309)	0.361*** (0.0261)	0.345*** (0.0256)	0.364*** (0.0253)
GROWTH	0.0362** (0.0142)	0.0394*** (0.0153)	0.0401*** (0.0153)	0.0237** (0.0112)	0.0277** (0.0127)	0.0285** (0.0127)
CASH	0.474*** (0.0484)	0.454*** (0.0486)	0.450*** (0.0487)	0.256*** (0.0378)	0.215*** (0.0374)	0.211*** (0.0374)
AGE	-0.0197*** (0.000708)	-0.0250*** (0.000712)	-0.0250*** (0.000713)	-0.00576*** (0.000584)	-0.00402*** (0.000577)	-0.00392*** (0.000578)
CAP	-0.00551 (0.00625)	0.00606 (0.00622)	0.00735 (0.00608)	-0.0324*** (0.00469)	-0.0332*** (0.00453)	-0.0345*** (0.00438)
ROA	0.847*** (0.114)	0.788*** (0.114)	0.811*** (0.114)	1.091*** (0.0976)	1.006*** (0.0962)	1.029*** (0.0961)
Constant	2.650*** (0.105)	2.702*** (0.103)	3.034*** (0.109)	1.038*** (0.0877)	1.083*** (0.0829)	1.421*** (0.0847)

研发投入对企业全要素生产率影响回归分析。从回归结果来看，研发投入（RD）正向促进全要素生产率（TFP），系数为 1.327，说明样本企业研发投入每增加 1%，全要素生产率增加 132.7%，在 1% 水平上显著，表明我国制造业上市公司的研发投入促进企业全要素生产率，验证假设 4。

股权集中度调节效应实证结果。模型 1 为研发投入和全要素生产率的回归结果；模型 2 加入股权集中度变量，系数为 0.179，在 1% 水平上显著；模型 3 加入股权集中度和研发投入的交互项 CR1*RD，回归系数为 0.00037，在 1% 水平上显著，说明股权集中度在企业全要素生产率与研发投入之间起正向调节作用，验证假设 5。

5 结论与启示

如何提升全要素生产率，增强我国技术创新能力，是实施创新驱动发展战略的关键所在。全要素生产率是促进经济增长和提升技术进步的重要指标，全要素生产率的增长主要依靠企业科技进步和生产创新，所以企业应加大研发投入促进其科技进步和生产创新。而制造业企业资本密集度高，面临严重融资约束，所以企业研发活动的开展不仅需要企业自有资金还需要政府补贴的有效调节。本文与以往研究视角不同，以往研究主要专注政府补贴或研发投入对全要素生产率的影响，并未打破政府补贴、研发投入和全要素生产率三者的黑箱。而本文选取 2013-2020 年制造业上市公司为样本，以政府补贴和融资约束为门槛变量，股权集中度为调节变量，充分考虑 OP 法和 LP 法的内生性和不可识别性，运用 ACF 法准确测量全要素生产率，揭示政府补贴、研发投入与全要素生产率的作用机制，重点分析融资约束的双重门槛效应和股权集中度的调节效应。在现有研究以及理论探索的基础上提出 5 个研究假设，通过门槛回归和多元线性回归分析进行实证检验，5 个假设全部接受。重要结论有五点：第一，政府补贴对企业研发投入具有门槛效应，政府补贴对企业研发投入的促进作用随政府补贴强度的增大而减小。第二，从融资视角看，当政府补贴规模较小时，政府补贴对高、低融资企业均起促进作用，但高融资约束企业促进作用大于低融资约束企业促进作用。第三，当政府补贴强度较高时，政府补贴对高融资约束企业促进作用减小，对低融资约束企业没有影响。第四，研发投入正向促

进企业全要素生产率的提高,股权集中度正向调节研发投入和全要素生产率之间的关系。本文首次对政府补贴、研发投入和全要素生产率的关系进行实证研究,在一定程度上弥补有关全要素生产率的实证研究空白。从融资约束的视角,以制造业上市公司为样本研究政府补贴、融资约束和研发投入的非线性关系,研究结果不仅可为政府补贴与研发投入的后续深入研究提供方法指导和理论支撑,同时也对我国制造业企业提升全要素生产率的实践活动具有现实意义。

综上所述,我国制造业企业的政府补贴和全要素生产率具有以下启示:在政府层面,政府补贴倾向于制度层面的引导和激励,而其内涵又涉及到企业多层面,如企业面临的融资约束和知识溢出的外部性,这就需要政府对企业采取补贴时应因地制宜,对面临融资约束程度不同的企业,采取不同的政策,完善补贴分配的评估体系,从而减轻因补贴不当造成的不必要损失,比如“搭便车”、机会主义行为和逆向选择等;在企业层面,不能一味强调分权制衡,分权制衡会降低决策效率,易丧失良机,要重视股权集中度对研发投入和企业全要素生产率之间关系的促进作用,为企业全要素生产率的提升提供更多条件,形成企业独有市场竞争力。

参考文献:

References:

- [1] 刘志彪. 强化实体经济, 推动高质量发展 [J]. 产业经济评论, 2018, 2: 5-9.
Liu Z B. Strengthen the Real Economy and Promote High-quality Development [J]. Review of Industrial Economics, 2018, 2: 5-9.
- [2] 袁晓玲, 李彩娟, 李朝鹏. 中国经济高质量发展研究现状、困惑与展望 [J]. 西安交通大学学报(社会科学版), 2019, 6: 30-38.
Yuan X L, Li C J, Li Z P. Research Status, Puzzles and Prospects of High-quality Economic Development in China [J]. Journal of Xi'an Jiaotong University(Social Sciences), 2019, 6: 30-38.
- [3] 张杰, 陈志远, 杨连星, 新夫. 中国创新补贴政策的绩效评估: 理论与证据 [J]. 经济研究, 2015, 10: 4-17+33.
Zhang J, Chen Z Y, Yang L X, Xin F. Performance Evaluation of China's Innovation Subsidy Policy: Theory and Evidence [J]. Economic Research Journal, 2015, 10: 4-17+33.
- [4] 任曙明, 吕镠. 融资约束、政府补贴与全要素生产率——来自中国装备制造企业的实证研究 [J]. 管理世界, 2014, 11: 10-23+187.
Ren S M, LU Z. Financing Constraints, Government Subsidies and Total Factor Productivity: An Empirical Study from Chinese Equipment Manufacturing Enterprises [J]. Management World, 2014, 11: 10-23+187.
- [5] 朱金生, 朱华. 政府补贴能激励企业创新吗?——基于演化博弈的新创与在位企业创新行为分析 [J]. 中国管理科学, 2021, 12: 53-67.
Zhu J S, Zhu H. Can Government Subsidies Encourage Enterprises to Innovate: Analysis of Innovation Behavior of New and Existing Enterprises Based on Evolutionary Game [J]. Chinese Journal of Management Science, 2021, 12: 53-67.
- [6] 李晓钟, 徐怡. 政府补贴对企业创新绩效作用效应与门槛效应研究——基于电子信息产业沪深两市上市公司数据 [J]. 中国软科学, 2019, 5: 31-39.
Li X Z, Xu Y. Research on the Effect and Threshold Effect of Government Subsidies on Enterprise Innovation Performance: Based on the Data of Listed Companies in Shanghai and Shenzhen Stock Exchanges of Electronic Information Industry [J]. China Soft Science, 2019, 5: 31-39.
- [7] 张辉, 刘佳颖, 何宗辉. 政府补贴对企业研发投入的影响——基于中国工业企业数据库的门槛分析 [J]. 经济动态, 2016, 12: 28-38.

- Zhang H, Liu J Y, He Z H. Impact of Government Subsidies on Enterprises R&D Investment: Threshold Analysis Based on Chinese Industrial Enterprise Database [J]. *Economic Perspectives*, 2016, 12: 28-38.
- [8] 康志勇. 融资约束、政府支持与中国本土企业研发投入 [J]. *南开管理评论*, 2013, 5: 61-70.
- Kang Z Y. Financing Constraints, Government Support and R&D Investment of Chinese Local Enterprises [J]. *Nankai Business Review*, 2013, 5: 61-70.
- [9] 王海杰, 安康. 财政补贴、融资约束与高端装备制造企业研发投入 [J]. *科技管理研究*, 2021, 6: 124-131.
- Wang H J, An K. Financial Subsidies, Financing Constraints and R&D Investment of High-end Equipment Manufacturing Enterprises [J]. *Science and Technology Management Research*, 2021, 6: 124-131.
- [10] 刘文琦, 何宜庆, 郑悦. 金融深化、融资约束与企业研发投入——基于行业异质性视角的分析 [J]. *江西社会科学*, 2018, 12: 197-206.
- Liu W Q, He Y Q, Zheng Y. Financial Deepening, Financing Constraints and Enterprise R&D Investment: Analysis from the Perspective of Industry Heterogeneity [J]. *Jiangxi Social Sciences*, 2018, 12: 197-206.
- [11] 张秀峰, 陈光华, 海本禄. 融资约束、政府补贴与产学研合作创新绩效 [J]. *科学学研究*, 2019, 8: 1529-1536.
- Zhang X F, Chen G H, Hai B L. Financing Constraints, Government Subsidies and Innovation Performance of Industry University Research Cooperation [J]. *Studies in Science of Science*, 2019, 8: 1529-1536.
- [12] 吴超鹏, 唐菂. 知识产权保护执法力度、技术创新与企业绩效——来自中国上市公司的证据 [J]. *经济研究*, 2016, 11: 125-139.
- Wu C P, Tang D. Enforcement of Intellectual Property Protection, Technological Innovation and Enterprise Performance: Evidence from Chinese Listed Companies [J]. *Economic Research Journal*, 2016, 11: 125-139.
- [13] Wu, A. The Signal Effect of Government R&D Subsidies in China: Does Ownership Matter? [J]. *Technological Forecasting and Social Change*, 2017, 117: 339-345.
- [14] 王刚刚, 谢富纪, 贾友. R&D 补贴政策激励机制的重新审视——基于外部融资激励机制的考察 [J]. *中国工业经济*, 2017, 2: 60-78.
- Wang G G, Xie F J, Jia U. Reexamination of Incentive Mechanism of R&D Subsidy Policy: Based on the Investigation of Incentive Mechanism of External Financing [J]. *China Industrial Economy*, 2017, 2: 60-78.
- [15] José, Ángel. Zúñiga - Vicente. Assessing the Effect of Public Subsidies on Firm R&D Investment: A Survey [J]. *Journal of Economic Surveys*, 2014, 28(1): 36-67.
- [16] 董小红, 周雅茹, 曾琦. 企业金融化、内部控制与可持续发展能力 [J]. *科学决策*, 2022, 1: 32-50.
- Dong X H, Zhou Y R, Zeng Q. Enterprise Financialization, Internal Control and Sustainable Development Capability [J]. *Scientific Decision-Making*, 2022, 1: 32-50.
- [17] 应千伟, 何思怡. 政府研发补贴下的企业创新策略: “滥竽充数”还是“精益求精”? [J]. *南开管理评论*, 2022, 2: 57-69.
- Ying Q W, He S Y. Enterprise Innovation Strategy under Government R&D Subsidy: Make up for the Number or Keep Improving? [J/OL]. *Nankai Business Review*, 2022, 2: 57-69.
- [18] 王宛秋, 邢悦. 融资约束一定制约技术并购后的研发投入吗? [J]. *科学学研究*, 2017, 6: 886-895.
- Wang W Q, Xing Y. Do Financing Constraints Restrict R&D Investment After Technology M & A? [J]. *Studies in Science of Science*, 2017, 6: 886-895.
- [19] 刘晔, 林陈聘. 研发费用加计扣除政策与企业全要素生产率 [J]. *科学学研究*, 2021, 10: 1790-1802.
- Liu Y, Lin C Z. Research and Development Expense Plus Deduction Policy and Enterprise Total Factor Productivity [J].

Studies in Science of Science, 2021, 10: 1790-1802.

- [20] 王晓娆, 李红阳. 不同执行部门 R&D 投入对全要素生产率的影响——基于中美比较的视角 [J]. 科学学研究, 2017, 6: 853-862.
- Wang X R, Li H Y. The Impact of R&D Input from Different Executive Departments on Total Factor Productivity: From the Perspective of China US Comparison [J]. Studies in Science of Science, 2017, 6: 853-862.
- [21] 李小平, 李小克. 偏向性技术进步与中国工业全要素生产率增长 [J]. 经济研究, 2018, 10: 82-96.
- Li X P, Li X K. Progressive Technology Progress and China's Industrial All-factor Productivity Growth [J]. Economic Research Journal, 2018, 10: 82-96.
- [22] 张广胜, 孟茂源. 研发投入对制造业企业全要素生产率的异质性影响研究 [J]. 西南民族大学学报 (人文社会科学版), 2020, 11: 115-124.
- Zhang G S, Meng M Y. Research on the Heterogeneity of R&D Investment on Total Factor Productivity of Manufacturing Enterprises [J]. Journal of Southwest University for Nationalities (Humanities and Social Sciences), 2020, 11: 115-124.
- [23] 李晓钟, 王倩倩. 研发投入、外商投资对我国电子与高新技术产业的影响比较——基于全要素生产率的估算与分析 [J]. 国际贸易问题, 2014, 1: 139-146.
- Li X Z, Wang Q Q. R&D Investment and Foreign Investment on the Impact of Electronics and High-tech Industries in China: The Estimation and Analysis of All-factor Productivity [J]. International Trade Issues, 2014, 1: 139-146.
- [24] 谭朵朵, 岳倩. 贸易政策不确定能否倒逼出口企业创新 [J]. 湖南大学学报 (社会科学版), 2022, 2: 64-72.
- Tan D D, Yue Q. Uncertain Trade Policy can Force Export Enterprises to Innovate [J]. Journal of Hunan University (Social Sciences), 2022, 2: 64-72.
- [25] 任海云. 股权结构与企业 R&D 投入关系的实证研究——基于 A 股制造业上市公司的数据分析 [J]. 中国软科学, 2010, 5: 126-135.
- Ren H Y. Empirical Research on the Relationship between Ownership Structure and R&D Investment of Enterprises: Based on Data Analysis of A-share Listed Manufacturing Companies [J]. China Soft Science, 2010, 5: 126-135.
- [26] 沈毅, 张清正. 研发补贴、股权集中度与企业研发投入 [J]. 预测, 2020, 3: 42-49.
- Shen Y, Zhang Q Z. R&D Subsidies, Equity Concentration and Enterprise R&D Investment [J]. Forecast, 2020, 3: 42-49.
- [27] 王春丽, 马路. 股权性质、股权集中度和股权制衡度与研发投入绩效 [J]. 投资研究, 2017, 7: 138-147.
- Wang C L, Ma L. The Nature of the Equity, the Concentration of Equity and the Equity Balance and the Performance of R&D Investment [J]. Investment Research, 2017, 7: 138-147.
- [28] 冯根福, 温军. 中国上市公司治理与企业技术创新关系的实证分析 [J]. 中国工业经济, 2008, 7: 91-101.
- Feng G F, Wen J. Emphasized Analysis of the Relationship between the Governance of the Chinese Listed Company and the Innovation of Enterprise Technology [J]. China Industrial Economy, 2008, 7: 91-101.
- [29] 刘胜强, 刘星. 股权结构对企业 R&D 投资的影响——来自制造业上市公司 2002 ~ 2008 年的经验证据 [J]. 软科学, 2010, 7: 32-36.
- Liu S Q, Liu X. The Impact of Ownership Structure on R&D Investment: Empirical Evidence from 2002 to 2008 [J]. Soft Science, 2010, 7: 32-36.
- [30] 李经路. 股权集中度对研发强度的影响: 数理分析与数据检验——对 2007—2014 年 A 股上市公司的观察 [J]. 暨南学报 (哲学社会科学版), 2017, 6: 22-38+129-130.

- Li J L. The Impact of Ownership Concentration on R&D Intensity: Mathematical Analysis and Data test: Observation of a-Share Listed Companies from 2007 to 2014 [J]. Journal of Jinan University(Philosophy and Social Sciences Edition), 2017, 6: 22-38+129-130.
- [31] Hansen, B. E. Threshold Effects in non-Dynamic Panels: Estimation, Testing, and Inference [J]. Journal of Econometrics, 1999, 93: 345-368.
- [32] 陈玲, 杨文辉. 政府研发补贴会促进企业创新吗?——来自中国上市公司的实证研究 [J]. 科学学研究, 2016, 3: 433-442.
- Chen L, Yang W H. Will Government R&D Subsidies Promote Enterprise Innovation? Empirical Research from Chinese Listed Companies [J]. Studies in Science of Science, 2016, 3: 433-442.
- [33] 王曦, 杨博旭. 政府补贴对软件企业创新绩效的影响研究 [J]. 科学学研究, 2022, 3: 555-564.
- Wang X, Yang B X. Research on the Impact of Government Subsidies on Innovation Performance of Software Enterprises [J]. Studies in Science of Science, 2022, 3: 555-564.
- [34] 孙灵燕, 李荣林. 融资约束限制中国企业出口参与吗? [J]. 经济学(季刊), 2012, 1: 231-252.
- Sun L Y, Li R L. Do Financing Constraints Restrict Chinese Enterprises' Export Participation? [J]. China Economic Quarterly, 2012, 1: 231-252.
- [35] 李翹楚, 成力为. 融资约束对 R&D 投资周期特征影响的机理研究 [J]. 科学学研究, 2019, 6: 1022-1032.
- Li Q C, Cheng L W. Mechanism Study on the Influence of Financing Constraints on R&D Investment Cycle Characteristics [J]. Studies in Science of Science, 2019, 6: 1022-1032.
- [36] 岳宇君, 张磊雷. 信息化、企业研发与全要素生产率的实证分析 [J]. 产经评论, 2020, 6: 56-68.
- Yue Y J, Zhang L L. Empirical Analysis on Informatization, Enterprise R&D and Total Factor Productivity [J]. Industrial Economics Review, 2020, 6: 56-68.
- [37] 王欢芳, 张幸, 宾厚. 战略性新兴产业全要素生产率测度及影响因素研究 [J]. 中国软科学, 2020, 11: 143-153.
- Wang H F, Zhang X, Bin H. Research on Total Factor Productivity Measurement and Influencing Factors of Strategic Emerging Industries [J]. China Soft Science, 2020, 11: 143-153.
- [38] 鲁晓东, 连玉君. 中国工业企业全要素生产率估计: 1999-2007 [J]. 经济学(季刊), 2012, 2: 541-558.
- Lu X D, Lian Y J. Estimation of Total Factor Productivity of Chinese Industrial Enterprises: 1999-2007 [J]. China Economic Quarterly, 2012, 2: 541-558.
- [39] Olley, S., Pakes, A. The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Industry [J]. Econometrics, 1996, 64 (6): 1263-1298.
- [40] Levinsohn, J., Petrin, A. Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables [J]. The Review of Economic Studies, 2003, 70 (2): 317-341.
- [41] Akerberg, D., Caves, K., Frazer, G. Structural Identification of Production Functions [R]. Mimeo: University of California at Los Angeles, 2006.
- [42] Akerberg, D., Benkard, C. L., Berry, S., et al. Chapter 63 Econometric Tools for Analyzing Market Outcomes [J]. Handbook of Econometrics, 2007, 6: 4171-4276.

(本文责编: 孙小葵)

Government Subsidies, R&D Investment and Total Factor Productivity: An Empirical Study of Chinese Manufacturing Enterprises

REN Yu-xin, ZHANG Xue-lin, WU Jing-jing, HE Zheng-chu

Abstract: Government subsidies help enterprises achieve specific economic goals and have an important impact on enterprise R&D investment and total factor productivity. Based on the data of 496 listed manufacturing enterprises in China from 2013 to 2020, this paper explores the mechanism between government subsidies, R&D investment and total factor productivity. Using ACF method to measure total factor productivity, this paper focuses on the dual threshold role of financing constraints and the regulation role of equity concentration. The conclusion shows that: taking the financing constraint as the threshold variable, the impact effect of government subsidies on R&D investment changes significantly in different threshold intervals; enterprise R&D investment plays a positive role in promoting total factor productivity, and equity concentration plays a significant positive regulatory role between R&D investment and total factor productivity. The empirical analysis not only has important theoretical value for the in-depth study of government subsidies, R&D investment and total factor productivity, but also has enlightenment for the government to use fiscal subsidy policy.

Key words: R&D investment; government subsidies; total factor productivity; financing constraints; ownership concentration