

# 政府资助波动、技术市场发展程度与 国有企业 R&D 投入

王进富<sup>1</sup> 李嘉辉<sup>1</sup> 张颖颖<sup>1</sup> 李浩<sup>21</sup>

(1. 西安工程大学 管理学院, 陕西 西安 710048;

2. 甘肃政法大学 商学院, 甘肃 兰州 730000)

**【摘要】:** 当前, 我国政府对企业的研发资助金额快速增长, 对企业研发活动产生了重要影响, 但在动态的外部环境中, 更应该关注研发资助波动对企业研发活动的影响。从政府资助波动视角对企业 R&D 投入进行考察, 运用面板数据聚类分析法对 2011-2018 年我国各省市技术市场发展程度进行划分, 以规模以上工业企业为样本, 对政府资助波动、技术市场发展程度与企业 R&D 投入关系进行实证检验。结果发现: (1) 政府资助波动对企业 R&D 投入具有负向影响; (2) 技术市场发展程度对企业 R&D 投入具有逐渐减弱的正向影响; (3) 技术市场发展程度显著调节政府资助波动对企业 R&D 投入的负向效应, 并最终达到正向效应。最后, 提出各省市合理制定政府资助计划、加速技术市场发展的政策建议。

**【关键词】:** 政府资助波动 市场化进程 企业 R&D 投入 技术创新

**【中图分类号】:** F273.1 **【文献标识码】:** A **【文章编号】:** 1001-7348(2021)10-0028-08

## 0 引言

当前, 中国虽然已经成为世界第二大经济体, 但根据《2019 年全球创新指数报告》数据显示, 中国创新能力仅排第 14 位, 与发达国家相比仍有不小差距。中兴通讯被美国全面封杀、华为被美国制裁等事件给中国带来诸多启示, 即只有加大企业创新投入、增强企业自主创新能力才能不受制于人。然而, 由于技术知识的高沉没成本和公共产品属性, 仅凭企业自身 R&D 投入难以达到社会最优水平, 需要政府使用一系列财政政策鼓励和支持企业技术创新。

自 2006 年开始, 国家财政部和国家税务总局联合出台了《财政部、国家税务总局关于企业技术创新有关企业所得税优惠政策的通知》等一系列财政政策刺激企业 R&D 投入, 短期看虽然取得一定成效, 但从长期看却加剧了政策不确定性, 提升了政府资助波动程度。2014-2018 年, 企业 R&D 经费中政府资助增长率均在 4%~10% 区间波动, 并无稳定增长趋势。而现有研究也认为,

---

**作者简介:** 王进富(1978-), 男, 甘肃靖远人, 博士, 西安工程大学管理学院教授、副校长, 研究方向为创新管理;

李嘉辉(1997-), 男, 陕西渭南人, 西安工程大学管理学院硕士研究生, 研究方向为技术创新管理;

张颖颖(1987-), 女, 陕西咸阳人, 博士, 西安工程大学管理学院讲师, 研究方向为孵化网络与创新管理;

李浩(1982-), 男, 河北秦皇岛人, 博士、博士后, 甘肃政法大学商学院副教授, 研究方向为创业管理与孵化器治理。

**基金项目:** 国家自然科学基金青年项目(71702139); 陕西省软科学研究计划重点项目(2020KRZ008); 陕西省科技厅软科学项目(2019KRM072); 陕西省社科界重大理论与现实问题研究项目(2020Z169); 甘肃省科技计划基金项目(20JR10RA333); 博士后科学基金项目(2018M633550)

政府资助越稳定，对企业 R&D 投入的促进作用越明显<sup>[1]</sup>，但由于外部环境变化带来的不确定性以及国家战略需求，持续依靠政府资助并不现实。因此，只有明确政府资助波动对企业 R&D 投入的影响，才能为政府制定合理政策提供参考。鉴于此，本文从省级层面出发，探究政府资助波动对企业 R&D 投入的影响效果及作用机理。

技术市场发展体现了中国健全以企业和技术为核心的技术创新市场机制的决心。当前，我国正处于经济转型期，政府对企业创新管制的减少及市场机制的逐渐健全，反映了技术市场在技术创新过程中所发挥的主导作用。现有研究主要探讨了技术市场对创新的驱动作用<sup>[2-3]</sup>，虽然有少数学者将技术市场作为调节变量，探讨其对科技资源配置与技术创新能力关系的调节作用<sup>[4]</sup>，却忽略了技术市场在政府行为与企业创新投入间的调节作用。实际上，政府调控与市场配置关系一直是我国经济体制完善的核心问题，其根本目的是增强企业创新意愿，推动企业自主创新能力建设。政府与市场在企业创新活动中必不可少，市场应削弱政府配置资源可能引发的负向效应，引导创新资源流向高效率企业，提高企业创新投入。那么，现阶段技术市场发展程度对企业 R&D 投入存在哪些影响？又会在政府资助波动与企业 R&D 投入间起到怎样的调节效应？这些都是本文重点探讨的问题。

为此，本文基于《中国科技统计年鉴》数据，实证探讨政府资助波动与企业 R&D 投入的关系。在细分不同省市技术市场发展程度的基础上，探讨不同技术市场发展程度对企业 R&D 投入的影响及其在政府资助波动与企业 R&D 投入间的调节作用。

## 1 文献回顾与研究假设

### 1.1 文献回顾

#### 1.1.1 政府资助波动与企业 R&D 投入

政府资助波动是指由于外部环境变化，政府需要对相关财政政策方向和内容进行调整，从而应对企业资助金额的不断变化<sup>[5-6]</sup>。政府资助波动导致企业经营环境存在较大的不确定性，影响企业 R&D 投入。

现有关于政府资助波动对企业 R&D 投入影响的研究主要集中在政府资助稳定性对企业 R&D 投入的影响上，且以国外研究为主。Bronwyn 等<sup>[1]</sup>运用美国制造业企业数据进行实证分析发现，政府资助稳定性有利于增加企业 R&D 投入；但 Guellec 等<sup>[7]</sup>运用 OECD 十七国数据进行实证检验发现，政府资助稳定性对企业 R&D 投入具有显著促进效应；Zhu 等<sup>[8]</sup>运用上海工业企业数据进行实证分析发现，政府资助越稳定，对企业 R&D 投入的促进效应越显著；但 Celeste 等<sup>[9]</sup>运用 OECD 十六国数据进行实证分析发现，政府资助波动对企业 R&D 投入无显著影响。

#### 1.1.2 技术市场发展程度与企业 R&D 投入

技术市场随着我国经济体制改革和科技体制改革而发展，学者普遍认为技术市场有狭义和广义之分。其中，狭义的技术市场是指进行技术商品交换的有形场所，广义的技术市场是指将技术成果作为商品交换关系的总和<sup>[10]</sup>。

我国技术市场经历了从无到有、从小到大的发展过程，目前关于我国技术市场发展程度测量的文献较少<sup>[11]</sup>，大多数学者直接以技术市场成交额作为技术市场发展程度的衡量指标，且主要以定量测算方式为主。如张江雪<sup>[11]</sup>通过专家访谈法，从企业、科研机构和高等院校及技术中介作用发挥程度 3 个方面构建技术市场发展程度指标体系，评价我国各时期的技术市场发展程度；王小鲁<sup>[12]</sup>运用各地技术市场成交额与本地科技人员数的比例构建我国各地区技术市场发展程度指数。

技术市场能够对科技资源进行市场化配置、促进科技成果商品化和产业化，是协调供需的场所，对推动企业创新具有重要作用<sup>[13]</sup>。少数学者对技术市场发展程度与企业创新水平、创业效率的关系进行了探讨。陈关聚等<sup>[14]</sup>认为，由于我国技术市场中的技术成果含金量较低，技术市场发展程度对外资企业创新效率无显著影响；张燕航<sup>[15]</sup>认为，技术市场发展对企业技术创新水

平提升具有显著作用；李柏洲等<sup>[16]</sup>指出，技术市场发展对以专利为代表的技术创新影响较大。

综上所述，相关学者对政府资助波动、技术市场发展程度与企业 R&D 投入关系进行探讨，为本研究奠定了一定的理论基础，但仍存在以下不足：①大多数研究集中探讨政府资助稳定性，针对政府资助波动对企业 R&D 投入影响机理的探讨较少；②现有研究或从定性角度构建技术市场评价指标体系，或在指标体系基础上进行定量评估，缺少对技术市场发展程度的进一步划分。与以往关注技术市场对企业创新水平或创新效率影响的研究不同，本文重点探讨技术市场发展程度对企业 R&D 投入的影响，分析技术市场发展程度对政府资助波动与企业 R&D 投入关系的调节作用。

## 1.2 研究假设

### 1.2.1 政府资助波动对企业 R&D 投入的影响机理

企业 R&D 投入可视为企业对无形资产的投资过程，这一过程存在较大的不确定性<sup>[17]</sup>。目前，实物期权理论是在不确定性环境下应用较多的企业投资决策理论<sup>[18]</sup>。实物期权理论认为，企业在不确定性环境中将会暂缓投资决策，等待更多信息披露后再作出理性选择<sup>[19]</sup>。同理，政府资助波动增大会引发企业外部经营环境不确定，企业将暂缓投资决策，降低 R&D 投入。具体表现在以下几个方面：

#### (1) 影响企业资金链稳定。

企业开启一个新项目研发耗资巨大且风险较高，一旦资金链受到外部冲击，很有可能面临亏损或破产风险。现有研究表明，直接资助对企业 R&D 投入的促进作用在几年后才能体现，即只有看到一定成效，企业才愿意在这一项目上投入更多资金<sup>[7]</sup>。因此，面对政府资助波动，企业出于对资金链流畅性及抗风险能力的考虑，很有可能需要很长时间才愿意在这一项目上投入更多资金，一定程度上会降低企业 R&D 投入。

#### (2) 减少企业预期收益。

R&D 投入存在大量沉没成本，一旦研发过程中断，前期积累的技术知识就会随着研发人员流失而脱离企业。政府资助波动增大会引发企业经营环境不确定，当企业无法预测项目收益时，就有可能减少 R&D 投入。

#### (3) 缩减研发成本。

政府资助会刺激企业对稀缺性研发资源的需求，抬高研发资源价格，提高研发人员工资报酬<sup>[20]</sup>。当政府资助波动增大时，由于信息不对称，企业作为研发需求方会投入大量成本与供给方对研发资源进行谈判，由此提高企业研发成本，从而使企业转向能够带来盈利的项目而非创新项目，最终导致企业研发投入费用减少。据此，本文提出如下假设：

H<sub>1</sub>: 政府资助波动对企业 R&D 投入具有负向影响。

### 1.2.2 技术市场发展程度对企业 R&D 投入的影响

本文选取规模以上工业企业为研究对象，目前我国大部分规模以上工业企业具有国有化属性<sup>[21]</sup>。因此，本文结合我国经济转型期国有企业的特殊地位和处境，结合实际情况，从以下两个方面探讨技术市场发展程度对企业 R&D 投入的影响。

#### (1) 国有企业的特殊性导致其无法积极参与市场竞争。

首先,在当前制度环境下,国有企业不仅需要自负盈亏,而且还要承担一定的政治责任和社会责任,如解决社会就业问题、配合国家战略发展规划和投资一些不具有优势的领域等。出于政治压力,相比于经营业绩而言,国有企业往往更追求平稳运行和风险规避。随着市场化程度的不断提升,企业在日益激烈的市场竞争中不仅要承担技术创新风险,还要背负额外的政治风险。谭伟强等<sup>[22]</sup>指出,若国有企业市场化改革关键问题得不到解决,而仅引入市场机制和竞争机制,将使其不一定按市场化机制运作;徐晓萍等<sup>[23]</sup>认为,在高市场竞争环境中,创新劣势主要源于政策性负担。因此,较高的市场化程度有可能导致企业在制定市场决策时畏手畏脚,降低企业 R&D 投入。

(2) 扭曲的激励机制迫使国有企业高管规避创新风险。

基于理性人假说,国有企业经理追求个人利益最大化而不是企业利益最大化,这就造成国有企业创新动力不足。从实际层面看,高管倾向于将政府要求当作决策的首要依据以谋求职位晋升<sup>[24]</sup>。随着市场化程度的不断提升,市场中可供选择的融资服务主体增多,由此削弱了国有企业传统融资便利。国企高管面对企业竞争环境改变,会更加规避创新活动不确定性和高风险性。据此,本文提出如下假设:

H<sub>2</sub>: 技术市场发展程度越高,对企业 R&D 投入的促进作用越弱。

### 1.2.3 政府资助波动、技术市场发展程度与企业 R&D 投入

较大的政策波动意味着较强的政策不确定性<sup>[25]</sup>。尽管目前直接从技术市场发展程度考察政府资助波动对企业 R&D 投入影响的文献较少,但已有研究均表明市场化会降低政策不确定性对企业研发投入的负面影响。郭平等<sup>[26]</sup>认为,处于更高市场竞争的企业在面临政策不确定性时,会增加企业研发投入;严复雷等<sup>[27]</sup>认为,在市场化机制的调节作用下,股权集中度高的企业在受到政策不确定性影响时,倾向于增加企业研发投入;南晓莉等<sup>[28]</sup>认为,市场化程度越低,政策不确定性对企业研发投入的影响越大。

政府资助作为一种最直接的财政政策,其波动意味着政府资助不确定性较大。而技术市场作为市场体系的一部分,也是科技成果商品化和产业化的平台。市场技术中介方能够使投资者获得企业更加准确的财务信息和经营信息,减少信息不对称并增强投资者投资意愿,拓宽企业研发资金来源渠道,降低政府资助波动对企业资金链的影响,从而提高企业研发投入。据此,本文提出如下假设:

H<sub>3</sub>: 随着技术市场发展程度提高,政府资助波动对企业 R&D 投入的负向影响减小并最终达到正向效应。

## 2 研究设计

### 2.1 模型构建

本文借鉴 Guellec 等<sup>[7]</sup>的研究,设立如下计量经济模型:

$$\ln bus_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln gov\_coeff_{it-1} + \beta_2 \ln k_{it-1} + \beta_3 \ln sch_{it-1} + \beta_4 \ln pn_{it-1} + \beta_5 \ln np_{it-1} + \mu_i + \epsilon_{it} \quad (1)$$

$\ln bus_{it}$  表示企业 R&D 投入,其中  $i$  代表省份,  $t$  代表年份。由于政府资助存在一定时滞,为使实证结果更加符合实际,本文对自变量进行一阶滞后处理。 $\beta_0$  为常数项; $\ln gov\_coeff_{it-1}$  表示政府对企业 R&D 资助波动的滞后一期; $\ln k_{it-1}$  表示 R&D 资助存量

滞后一期； $\ln\text{insgov}_{it-1}$  表示政府对高校资助的滞后一期； $\ln\text{pn}_{it-1}$  表示企业 R&D 人员全时当量滞后一期； $\ln\text{np}_{it-1}$  表示企业新产品销售收入滞后一期； $\beta$  代表弹性效应系数，系数为正代表有促进作用，系数为负代表有抑制作用； $\mu_i$  表示个体不可观测效应，用来反映不同省份的异质性； $\varepsilon_{it}$  为随机误差项，满足经典假设。

为更好地分析在不同技术市场发展程度下政府资助波动对企业 R&D 投入的影响，本文设置 3 个虚拟变量。

$$\begin{aligned} D_{1i} &= \begin{cases} 1 & \text{技术市场发展程度较高} \\ 0 & \text{其它} \end{cases} \\ D_{2i} &= \begin{cases} 1 & \text{技术市场发展程度中等} \\ 0 & \text{其它} \end{cases} \\ D_{3i} &= \begin{cases} 1 & \text{技术市场发展程度较低} \\ 0 & \text{其它} \end{cases} \end{aligned}$$

为探讨技术市场发展对企业 R&D 投入的影响，本文仅将  $D_{2i}$  和  $D_{3i}$  置入模型 (1) 中，以防出现“虚拟变量陷阱”，而将  $D_{1i}$  作为基础类别，加入技术市场发展程度虚拟变量后的模型如下：

$$\ln bus_{it} = \beta_0 + \beta_1 D_{2i} + \beta_2 D_{3i} + \beta_3 \ln k_{it-1} + \beta_4 \ln \text{schgov}_{it-1} + \beta_5 \ln \text{pn}_{it-1} + \beta_6 \ln \text{np}_{it-1} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

在模型 (3) 中，引入虚拟变量与解释变量的互动项，考察不同技术市场发展程度对政府资助波动与企业 R&D 投入关系的影响。在估计结果中，若  $\beta_2$ 、 $\beta_3$  显著非零，说明技术市场发展程度对政府资助波动与企业 R&D 投入有显著影响，则可进一步通过系数改变观察影响方向和强度。

$$\begin{aligned} \ln bus_{it} &= \beta_0 + \beta_1 \ln \text{gov\_coeff}_{it-1} + \beta_2 \times \\ &D_{2i} \ln \text{gov\_coeff}_{it-1} + \beta_3 \times D_{3i} \ln \text{gov\_coeff}_{it-1} + \beta_4 \ln k_{it-1} + \\ &\beta_5 \ln \text{schgov}_{it-1} + \beta_6 \ln \text{pn}_{it-1} + \beta_7 \ln \text{np}_{it-1} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (3) \end{aligned}$$

## 2.2 技术市场发展程度测算

本文采用单指标面板数据聚类分析，尽可能消除主观意愿对分析结果的影响，通过对多个时间维度所携带的数据信息进行归类，并以相似度函数将研究对象分成不同类别以发现潜在规律。本文以各地区技术市场成交额为指标进行聚类分析，通过极差法将数据处理为标准值，采用主成分分析法对时间截面数据进行分析，并以各主成分方差贡献率为权重计算综合得分，最后基于距离函数聚类分析提取各年份所携带的信息。

### 2.2.1 原始指标无量纲化处理

为满足主成分分析应用条件，本文选用离差标准化法去除数据量纲。

X 为正向指标：

$$x = \frac{x - \min(x)}{\max(x) - \min(x)} \quad (4)$$

在式(3)中,  $X$  为指标标准化后的值;  $x$  为指标原始值以 2011 为基期各地区 GDP 指数平减后的实际值;  $\min(x)$  为指标最小值;  $\max(x)$  为指标最大值。

## 2.2.2 聚类分析

聚类分析是按照指标属性和特征, 将相似度较高的指标合为一类, 使同类内部差异最小, 类与类间的差异最大。借鉴朱建平<sup>[29]</sup>构建的面板数据聚类分析方法, 选取系统聚类法中 Ward 法(离差平方和法), 度量标准选用欧式距离。公式如下:

$$D = \sqrt{\sum_{i=1}^n (V_{i\alpha} - V_{j\alpha})^2}, i, j = 1, 2, \dots, k \quad (5)$$

## 2.2.3 技术市场发展程度

为更好地对不同技术市场发展程度差异进行比较, 本文将中国各地区技术市场发展程度分为高、中、低 3 类, 具体如图 1 所示。

(1) 第一组: 北京。北京是 2018 年技术市场成交额唯一接近 5000 亿元的城市, 远超同期第二地区市场成交额 1300 亿元的广东, 按照“组内差异最小, 组间差异最大”的聚类要求估计参数, 属于技术市场发展程度较高地区。

(2) 第二组: 天津、辽宁、山东、四川、上海、广东、江苏、陕西、湖北。本组中 9 个省市拥有较多企业数或高校及科研院所, 有利于开展技术活动, 技术市场成交额实际值大都超过 1000 亿元, 属于技术市场发展程度中等地区。

(3) 第三组: 河北、吉林、黑龙江、甘肃、湖南、重庆、安徽、浙江、山西、江西、河南、福建、云南、青海、广西、贵州、内蒙古、海南、宁夏、新疆。本组中 20 个省市大部分地处偏远不发达地区, 创新意识落后, 技术交易活动不被各主体重视, 少部分城市如浙江、安徽、河北等虽然技术市场成交额实际值破百亿, 但与技术市场发展程度中等地区成交额各年份差异较大, 因此属于技术市场发展较差地区。

本文关于技术市场的划分与杜宝贵等<sup>[30]</sup>的研究基本一致, 一定程度上说明实证结果可信度较高。

## 2.3 变量选取

### 2.3.1 被解释变量

企业 R&D 投入( $\ln bus$ )。本文采用企业 R&D 经费内部支出的实际值作为被解释变量, 衡量企业 R&D 投入。

### 2.3.2 解释变量

政府资助波动( $\ln gov\_coff$ )。参考已有研究<sup>[31]</sup>, 本文选取企业 R&D 经费来源中政府方的标准差测量政府 R&D 资助波动。为克服数据量纲的影响, 本文进一步选用样本变异系数作为政府资助波动指标; 同时, 结合研究目的和具体数据特点, 首先对政府

资助作一阶滞后处理，取滞后数据变异系数作为政府资助波动的一阶滞后项。

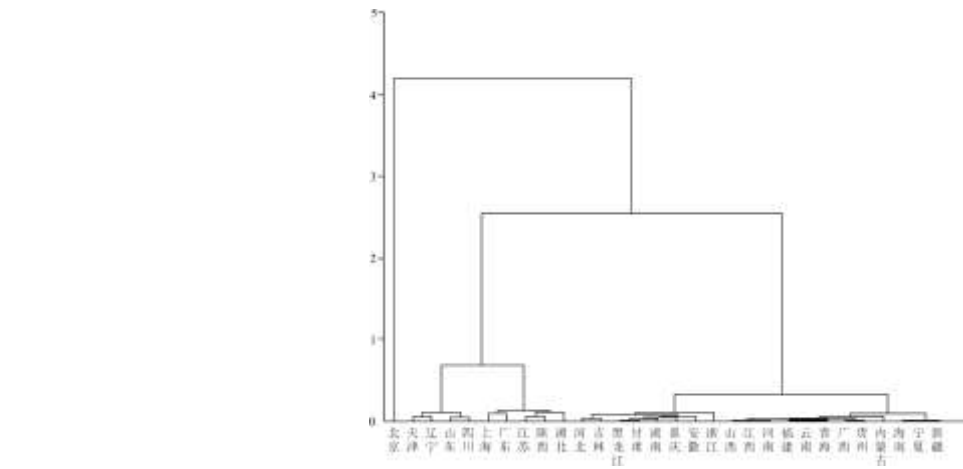


图 1 2011—2018 年全国各省市技术市场发展程度聚类谱系

2.3.3 控制变量

为使分析结果更加准确，参照相关研究并遵循数据可获取性原则，选取高校 R&D 投入中来自政府的 R&D 投入和 R&D 资本存量作为控制变量。

(1) 政府对高校的资助( $lnschgov$ )。高等院校生产出来的新知识有利于推动企业应用技术研发，为企业 R&D 提供支撑。因此，本文选取高校 R&D 投入中政府 R&D 投入指标的实际值衡量政府对高校的资助。

(2) 企业 R&D 人员全时当量( $lnpn$ )。R&D 人员数量一定程度上反映企业知识存量，影响企业 R&D 投入边际收益和边际成本，从而影响企业 R&D 投入。本文在控制变量中加入企业 R&D 人员全时当量，以企业 R&D 人员折合全时人员表示。

(3) 企业新产品销售收入( $lnnp$ )。新产品销售收入反映企业利用资本提高自身价值的能力，是决定企业研发投入水平和制定投资决策时经常考虑的影响因素，本文以企业新产品销售收入的实际值对其进行衡量。

(3) R&D 资助存量( $lnk$ )。采用与全社会固定资本存量类似的永续盘存法即  $Kit=(1-\delta)\times Kit-1+Eit$  进行核算，基年研发资本存量为： $Ki2011=Ei2011/(g+\delta)$ 。其中， $g$  为各地区每年实际研发经费内部支出的平均增长率， $\delta$  为折旧率，通常取 10% 左右。考虑到当前中国科技资本更新速度高于往常，故本文采用吴延兵<sup>[32]</sup>的方法取 15% 的折旧率，这一处理方式通常对结果不会产生显著性影响。永续盘存法中  $E_{it}$  表示各地区每年实际研发经费内部支出，参照朱平芳<sup>[33]</sup>构建的 R&D 支出价格指数，以 2011 年为基期对名义研发内部经费支出价格平减，得出各地区每年实际研发经费内部支出。

2.4 数据来源与处理

为保持统计口径一致，本文所有实证数据均来源于 2011—2018 年《中国统计年鉴》和《中国科技统计年鉴》，包含我国内地 30 个省市自治区(因数据不全，不含西藏)数据。为使数据可靠，本文将与 R&D 相关的经费均以 2011 年为基期，对 R&D 支出价格进行平减得出实际值。除 R&D 实际量外，所有名义货币量均使用地区生产总值的平减指数核算实际值，结果如表 1 所示。

表 1 变量描述性统计结果

| 变量            | 观测数 | 均值      | 标准差     | 最小值     | 最大值     |
|---------------|-----|---------|---------|---------|---------|
| 企业 R&D 投入     | 240 | 14.0821 | 1.4016  | 10.9640 | 16.7142 |
| 政府资助波动        | 240 | 0.0283  | 0.01540 | 0.0064  | 0.0752  |
| 政府对高校的资助      | 240 | 11.5229 | 1.2171  | 8.8971  | 14.1158 |
| R&D 资助存量      | 240 | 16.0352 | 1.3010  | 12.8291 | 18.4066 |
| 企业新产品销售收入     | 240 | 16.5058 | 1.5855  | 11.0515 | 19.2683 |
| 企业 R&D 人员全时当量 | 240 | 10.5944 | 1.3461  | 7.0535  | 13.3406 |

### 3 实证检验

#### 3.1 面板单位根检验

面板数据共包含我国内地 30 个省市区 4 个指标的 8 期观测数据，截面数大于时序数，时序特征并不显著。为避免伪回归，先对面板数据进行单位根检验。由于政府资助波动用政府 R&D 资助变异系数表示，不同地区组内样本值一致，故不存在单位根，因此仅对其它 3 个变量进行单位根检验。

针对面板数据，目前广泛使用的单位根检验方法有两个：IPS 和 LLC。与 LLC 方法不同，IPS 方法可以检测面板数据的异质性。因此，本文采用 IPS 检验法对各变量进行检验，结果如表 2 所示。从中可见，企业 R&D 投入、R&D 资助为平稳变量，政府对高校资助、企业新产品销售收入和企业 R&D 人员全时当量为非平稳变量，对非平稳变量进行一阶差分检验，发现各变量均为平稳变量。

表 2 单位根检验结果

| 变量          | IPS 检验     | 结果  |
|-------------|------------|-----|
| lnbus       | -3.4522*** | 平稳  |
| lnschgov    | 2.9492     | 不平稳 |
| d. lnschgov | -4.0266*** | 平稳  |
| lnk         | -5.2522*** | 平稳  |
| lnnp        | 1.3997     | 不平稳 |
| d. lnpn     | -3.1806*** | 平稳  |
| lnpn        | 1.3150     | 不平稳 |
| d. lnpn     | -2.3891*** | 平稳  |

### 3.2 面板模型检验与估计

面板数据根据  $u_i$  是否与  $X_{it}$ 、 $z_i$  相关可分为固定效应和随机效应两种。在进行估计之前, 先进行 Hausman 检验, 判断  $u_i$  是否与  $X_{it}$ 、 $z_i$  相关。如果不存在相关性, 适宜采取随机效应模型; 反之, 则采用固定效应模型。由表 3 结果可知, 本文对模型 (1)、模型 (2)、模型 (3) 的 Hausman 检验统计量值分别为 44.475、61.038 和 58.702, 且伴随概率 P 值均为 0.0000, 故强烈拒绝随机效应原假设, 说明适宜采用固定效应模型。

表 3 Hausman 检验结果

| 模型     | 统计量    | 伴随概率   |
|--------|--------|--------|
| 模型 (1) | 48.192 | 0.0000 |
| 模型 (2) | 61.038 | 0.0000 |
| 模型 (3) | 58.702 | 0.0000 |

### 3.3 实证结果

模型 1 用于检验政府资助波动对企业 R&D 投入的影响, 结果发现政府资助波动系数 (-0.461) 在 5% 水平下显著为负, 说明政府资助波动对企业 R&D 投入具有显著负向影响, 本文假设  $H_1$  得到验证。这可能是由于政府资助波动会引发外部环境动荡, 而企业在未来形势不明朗情况下往往会对创新投入决策行为产生犹豫, 最终降低企业 R&D 投入。

模型 2 用于检验技术市场发展程度对企业 R&D 投入的影响, 结果发现中低水平技术市场发展系数 (1.263, 1.773) 均在 1% 水平下显著为正, 表明相比于高技术市场发展程度, 中低水平技术市场发展对企业 R&D 投入的正向效应更强。这可能是由于被解释变量样本大多为国有企业, 而国有企业如何适应市场经济环境仍处于探索阶段。

模型 3 用于检验不同技术市场发展程度对政府资助波动与企业 R&D 投入的调节作用。实证结果表明, 当技术市场发展水平较高时, 政府资助波动对企业 R&D 投入的影响系数为 0.562, 说明政府资助波动每增加一个单位, 企业自身 R&D 投入将增加 0.519 个单位; 当技术市场发展程度处于中等水平时, 政府资助波动对企业 R&D 投入的影响系数为 -0.327, 说明政府资助波动每增加一个单位, 企业自身 R&D 投入将减少 0.313 个单位; 当技术市场发展水平较低时, 政府资助波动对企业 R&D 投入的影响系数为 -0.456, 说明政府资助波动每增加一个单位, 企业自身 R&D 投入将减少 0.456 个单位。由此可见, 随着技术市场发展程度的不断提升, 政府资助波动对企业 R&D 投入的负向影响逐渐降低, 并最终达到正向影响, 本文假设  $H_3$  得到验证。这说明, 当技术市场发展水平高时, 市场化机制得以完善, 各类成果转化服务体系为企业创新活动提供了有力保障。政府资助变化引起的不确定性反而会使企业在技术市场中寻找创新机会, 增强与科技供给方的合作, 面向市场需求开展创新活动。

对比模型 2 与模型 3 发现, 虽然技术市场本身对企业 R&D 投入的促进作用逐渐减弱, 但却能够显著降低政府资助波动对企业 R&D 投入的影响, 可能是技术市场中多元投融资主体为企业创新资金来源提供了新选择。尽管国有企业转型尚未完成, 导致技术市场对企业 R&D 投入的正向效应逐渐减弱, 但新投融资方式减少了企业对政府资助的依赖, 从而使得政府资助波动对企业的负向影响减弱。

### 3.4 稳健性检验

本文在测算企业 R&D 投入时,采用企业总 R&D 投入作为代理指标,可能存在一定误差。为确保研究结论稳健,本文替换被解释变量,用企业 R&D 总投入中的企业部分作为代理变量,重新测算政府资助波动对企业 R&D 投入的影响。结果发现,主要解释变量系数符号和显著性水平与原模型相比并未发生显著改变,表明本文计量结果稳健。

## 4 结语

### 4.1 结论与启示

技术市场既是科技成果转移和技术流通的场所,也是国家创新体系的重要组成部分。本文首先探讨政府资助波动与技术市场发展程度对企业 R&D 投入的影响,运用面板数据聚类分析法划分我国不同省市技术市场发展程度,并探究技术市场发展程度对企业 R&D 投入的影响及其在政府资助波动与企业 R&D 投入间的调节效应。结果发现:

(1)目前,除四川、陕西和湖北外,我国中西部地区各省市技术市场发展水平偏低。而除河北、浙江、海南和福建外,我国东部地区各省市技术市场发展程度均处于中等水平或较高水平。因此,政府应充分重视技术市场发展,加快落后地区技术市场建设,扩大技术市场规模并完善相关市场机制,丰富参与技术市场的各类主体,提高企业 R&D 创新投入。

(2)政府资助波动对企业 R&D 投入具有显著负向影响。政府每年制定资助计划不应仅根据当年国家战略计划和当地经济发展需求,还应充分考虑下一年的环境变化和经济走势,同时兼顾近几年政府资助增长率,合理制定科学、可靠和稳定的资助计划,保持对企业财政资助的稳定性,合理引导企业预期,最大程度上发挥财政补贴的正向作用。对于企业来说,虽然技术知识具有正外部性和公共产品属性,政府需要为企业 R&D 投入提供一定补贴,但企业不应将政府资助当作创新的主要资金来源,而应主动接受并适应市场资源配置方式,积极加强与市场中各类投融资主体的互动,丰富并拓宽多元融资渠道,加强企业抗风险能力。

(3)技术市场对企业 R&D 投入存在显著促进效应,但促进效应随技术市场发展程度提高而逐渐减弱。这说明,建设创新型国家应注重技术市场培育,完善技术中介服务,促进科技成果转化。强化以技术市场为导向的技术创新体系建设,增强企业在技术市场中开展技术合作的动力和意愿,加快技术在企业间的流通速度,而该目标的实现在我国中西部大部分地区和东部部分地区依然任重道远。

(4)技术市场能够调节政府资助波动对企业 R&D 投入的负向影响,并最终使其达到正向效应。在创新驱动发展阶段,市场机制逐渐健全削弱了政府对企业创新补助的不利影响,因此政府应继续坚持市场化改革,充分尊重技术市场供求规律,在进一步活跃技术市场的基础上,注重宏观调控。另外,政府还应减少对企业 R&D 活动的干预,将更多精力放在维护技术市场秩序、发展技术市场中介机构和金融机构以及加强主体间交流上,最终实现技术市场对创新资源的合理配置,从而提高企业 R&D 投入。

(5)强化技术市场对高质量创新发展的驱动作用应成为今后主要的政策方向。政府应打通科技成果转化中的各类堵点,推动高新技术创造及应用,最终为经济发展方式转变提供动力。各地区应根据实际情况,着重颁布有针对性的政策措施,形成具有当地特色的技术市场。

### 4.2 不足与展望

本文仍然存在一些不足,需要在后续研究中不断完善:①本文采用技术市场成交额作为技术市场中法律环境、中介服务和市场效益等的综合指标,未来可进一步构建更加全面的技术市场发展程度指标体系;②本文仅对国有企业提出研究假设,并未对各地区不同所有制企业 R&D 投入进行区分,未来可使用微观数据进行分析,进一步验证假设的可靠性。

### 参考文献:

- 
- [1]BRONWYN HALL.R&D tax policy during the 1980s:success or failure[J].Tax Policy and the Economy,1993,7:1-35.
- [2]庄子银,段思淼.区域技术市场发展对创新的驱动作用——来自 2002-2015 年省级面板数据的实证分析[J].科技进步与对策,2018,35(15):29-38.
- [3]许水平,尹继东.区域技术市场发展对创新能力的影响——基于 2000—2011 年省际面板数据分位数回归[J].科技管理研究,2014,34(24):1-6.
- [4]周琼琼,华青松.政府及市场行为对科技资源配置与技术创新能力影响的实证研究[J].科技进步与对策,2015,32(15):14-19.
- [5]马伟红.税收激励与政府资助对企业 R&D 投入影响的实证研究——基于上市高新技术企业的面板数据[J].科技进步与对策,2011,28(17):111-114.
- [6]樊霞,陈娅,张巧玲.经济政策不确定性、政府隐性担保与企业创新持续性[J].管理学报,2020,17(9):1347-1354.
- [7]GUELLEC D,BRUNO V P D L P.The impact of public R&D expenditure on business R&D[J].Ulb Institutional Repository,2003,12(3):225-243.
- [8]ZHU P,WEIMIN X U,LUNDIN N.The impact of government's fundings and tax incentives on industrial R&D investments—empirical evidences from industrial sectors in Shanghai[J].China Economic Review,2006,17(1):51-69.
- [9]CELESTE,VARUM,MIGUEL,et al.Impact and complementarity of public support to business funded R&D:the importance of policy-mix and policy stability[J].Global Business & Economics Review,2015,17(4):430-444.
- [10]赵志娟.技术市场对区域创新能力的影响研究[D].杭州:浙江大学,2014.
- [11]张江雪.我国技术市场发展程度的测度[J].科研管理,2010,31(5):79-86,147.
- [12]王小鲁.中国分省份市场化指数报告:2016[M].北京:社会科学文献出版社,2017.
- [13]胡凯,吴清,胡毓敏.知识产权保护的技术创新效应——基于技术交易市场视角和省级面板数据的实证分析[J].财经研究,2012,38(8):15-25.
- [14]陈关聚,安立仁.外资企业在华研发机构创新效率研究[J].中国软科学,2015,30(3):117-126.
- [15]张燕航.技术创新活动中政府和企业作用的实证分析[J].技术经济与管理研究,2015,22(5):31-35.
- [16]李柏洲,孙立梅.我国技术市场运行效率研究[J].科技进步与对策,2011,28(10):1-5.
- [17]郝威亚,魏玮,温军.经济政策不确定性如何影响企业创新——实物期权理论作用机制的视角[J].经济管理,2016,38(10):40-54.

- 
- [18] ION, MIHAI, GULEN, et al. Policy uncertainty and corporate investment[J]. The Review of Financial Studies, 2016, 29(3):523-861.
- [19] PINDYCK R S, DIXIT A K, Princeton university press. Investment under uncertainty[J]. Econometrica, 1971, 39(5):659-681.
- [20] PAUL A DAVID, BRONWYN H HALL, ANDREW A TOOLE. Is public R&D a complement or substitute for private R&D? a review of the econometric evidence[J]. Research Policy, 2000, 29(5):497-529.
- [21] 冯宗宪, 王青, 侯晓辉. 政府投入、市场化程度与中国工业企业的技术创新效率[J]. 数量经济技术经济研究, 2011, 28(4):3-17, 33.
- [22] 辛清泉, 谭伟强. 市场化改革、企业业绩与国有企业经理薪酬[J]. 经济研究, 2009, 44(11):68-81.
- [23] 徐晓萍, 张顺晨, 许庆. 市场竞争下国有企业与民营企业的创新性差异研究[J]. 财贸经济, 2017, 38(2):141-155.
- [24] 綦好东, 郭骏超, 朱炜. 国有企业混合所有制改革: 动力、阻力与实现路径[J]. 管理世界, 2017, 33(10):8-19.
- [25] FATÁS, ANTONIO, MIHOV, et al. Policy volatility, institutions and economic growth[J]. Review of Economics & Statistics, 2012, 95(2):362-376.
- [26] 郭平. 政策不确定性与企业研发投入: “延迟效应”还是“抢占效应”——基于世界银行中国企业调查数据的分析[J]. 山西财经大学学报, 2016, 38(10):1-12.
- [27] 严复雷, 史依铭, 黎思琦. 经济政策不确定性、市场化进程与企业投资选择[J]. 投资研究, 2020, 39(2):25-42.
- [28] 南晓莉, 韩秋. 战略性新兴产业政策不确定性对研发投入的影响[J]. 科学学研究, 2019, 37(2):254-266.
- [29] 朱建平, 陈民恳. 面板数据的聚类分析及其应用[J]. 统计研究, 2007, 24(4):11-14.
- [30] 杜宝贵, 王欣. 众创空间创新发展多重并发因果关系与多元路径[J]. 科技进步与对策, 2020, 37(19):9-16.
- [31] 王立勇, 纪尧. 财政政策波动性研究的国际动态[J]. 经济学动态, 2015, 44(10):145-158.
- [32] 吴延兵. R&D 与生产率——基于中国制造业的实证研究[J]. 经济研究, 2006, 39(11):60-71.
- [33] 朱平芳, 徐伟民. 政府的科技激励政策对大中型工业企业 R&D 投入及其专利产出的影响——上海市的实证研究[J]. 经济研究, 2003, 36(6):45-53, 94.