

# 宏观经济不确定性抑制还是促进企业技术创新

阳立高<sup>1</sup>, 罗 朋<sup>1</sup>, 李玉双<sup>2</sup>

(1. 长沙理工大学 经济与管理学院, 湖南 长沙 410114; 2. 嘉兴学院 经济学院, 浙江 嘉兴 314001)

**摘要:**文章选用 2007—2017 年中国沪深两市 A 股非金融类上市公司相关数据, 结合 286 个地级市宏观经济不确定性指数, 利用固定效应模型实证检验了宏观经济不确定性对企业技术创新的影响及其作用机制。研究发现, 宏观经济不确定性对企业技术创新具有显著抑制作用, 该作用主要通过期权等待效应、期权激励效应和金融摩擦效应等机制产生, 且期权等待效应在其中占主导作用; 宏观经济不确定性对非国有企业、非高新技术企业以及市场化程度低地区企业的技术创新抑制作用更强。

**关键词:**宏观经济不确定性; 企业技术创新; 期权等待效应; 期权激励效应; 金融摩擦效应

[中图分类号]F275 [文献标识码]A [文章编号]1672-934X(2023)03-0076-13

DOI:10.16573/j.cnki.1672-934x.2023.03.009

Macroeconomic Uncertainty Restrains or Promotes Technological Innovation in Enterprises  
Yang Ligao<sup>1</sup>, Luo Peng<sup>1</sup>, Li Yushuang<sup>2</sup>

(1. School of Economics & Management, Changsha University of Science & Technology, Changsha, Hunan 410114, China; 2. School of Economics, Jiaxing University, Jiaxing, Zhejiang 314001, China)

**Abstract:** Based on data related to A-share non-financial listed companies in Shanghai and Shenzhen stock markets in China from 2007 to 2017 and combined with the macroeconomic uncertainty indices of 286 prefecture-level cities, a fixed-effects model has been applied to empirically test the impact and mechanism of macroeconomic uncertainty on technological innovation in enterprises. It has been found that macroeconomic uncertainty has a significant inhibitory effect on enterprises' technological innovation, which is mainly generated through the option waiting effect, the option incentive effect and the financial friction effect, and the option waiting effect playing a dominant role. Meanwhile, it restrains more in nonstate-owned enterprises, nonhigh-tech enterprises, and regional enterprises with a low degree of marketization.

**Key words:** macroeconomic uncertainty; technological innovation in enterprises; option waiting effect; option incentive effect; financial friction effect

## 一、引言

当今世界正经历百年未有之大变局, 2018 年中美贸易摩擦、2020 年新冠疫情全球大流行、2021 年全球通货膨胀、2022 年俄乌冲突等加剧了大变局的演变。我国正处在新发展阶段

**收稿日期:**2022-12-21  
**基金项目:**国家社会科学基金重点项目(18AJL008)  
**作者简介:**阳立高(1978—), 男, 教授, 主要从事技术创新与产业发展研究;  
罗 朋(1989—), 男, 硕士研究生, 研究方向为产业升级与技术创新;  
李玉双(1982—), 男, 教授, 主要从事国际经济、区域经济、应用计量等研究。

段,经济恢复仍不稳固、不均衡,宏观经济的确定性日益加剧,这种不确定性又会影响企业技术创新和投融资决策等活动。面对当前错综复杂的国内外形势,我国唯有坚持创新驱动发展战略,全面提升技术创新能力,大力推进科技创新,加快关键核心技术攻关,重点突破“卡脖子”技术,才能实现关键核心技术的自主可控,才能把竞争与发展的主动权牢牢掌握在自己手中,从根本上保障国家经济社会稳定运行。

目前,企业研发投入强度和专利申请数量双双稳步提高。国家统计局、科学技术部、财政部发布的《2021年全国科技经费投入统计公报》显示,2021年我国研究与试验发展(R&D)经费投入强度达2.44%,比上年提高0.03个百分点,超过法国、荷兰等创新型国家,在世界主要国家中排名第13位。2022年11月21日,世界知识产权组织(WIPO)发布的《世界知识产权指标》报告显示,我国提交的专利申请数量高达158.57万,接近全球专利申请量的一半,已连续11年位居全球第一。据《2021知识产权统计年报》显示,我国发明专利申请数量占专利申请数量的比重只有28.20%,发明专利授权数量占专利授权数量的比重更低,仅达到13.10%,这说明我国创新质量有待提升,技术创新能力与创新型强国相比还存在一定差距。微观层面,我国企业还存在“迎合式创新”和“策略性创新”等问题<sup>[1]</sup>。基于此,研究我国宏观经济不确定性对企业技术创新的影响具有重要现实意义,为制定激励技术创新的经济政策提供依据,为实现我国到2035年跻身创新型国家前列的战略目标提供参考。

已有研究表明,不确定性对企业研发投入和创新活动有重要影响。不确定性影响企业研发投入方面的成果较多,但结论未统一。孟庆斌等通过建立理论模型研究了宏观经济政策不确定性对企业研发投入的影响,认为当宏观经济政策不确定性升高时,企业为了应对未来市场竞争,会增加研发投入以获取竞争优势<sup>[2]</sup>,这与郭平的研究结果一致。郭平通过构造企业层

面的政策不确定性指数,证明了政策不确定性能够促进我国企业增加研发投入,即“抢占效应”占据主导地位<sup>[3]</sup>。威力为等基于全球20个不同国家和地区的企业面板数据进行研究后发现,经济繁荣期的经济政策不确定性增大能够提高企业研发投入,经济衰退期的经济政策不确定性加大会减少企业研发投入,两者之间的关系呈现明显的倒U型<sup>[4]</sup>。同时,也有部分学者持不同观点,认为政策和市场的不确定性可能对企业研发投入产生负面影响<sup>[5]</sup>。例如,潘凌云等探讨了宏观经济不确定性与企业研发投入的关系,认为宏观经济不确定性通过企业家信心和融资约束两个渠道抑制了企业研发投入<sup>[6]</sup>。王格格等认为,宏观经济不确定性会对企业的研发活动产生抑制作用,但可以通过优化营商环境减轻这种抑制作用<sup>[7]</sup>。刘凤根等在将经济不确定性分为“好”与“坏”两类的基础上开展研究,认为“坏”的经济不确定性会刺激企业提高研发投入强度<sup>[8]</sup>。

学界对不确定性和企业技术创新的关系予以广泛关注,但存在争议。边志强等认为宏观经济不确定性上升会促进企业创新活动增加,从长期看有利于经济增长<sup>[9]</sup>。沈毅等通过研究后发现,宏观经济不确定性虽然促使企业增加研发投入,提高了企业创新数量,但对企业创新效率却有抑制作用<sup>[10]</sup>。还有学者发现,经济政策不确定性可以通过融资约束<sup>[11]</sup>和金融资产配置<sup>[12]</sup>等渠道抑制企业技术创新活动。文建东等的研究表明,制度和政策的不确定性会对预期收益现值产生负面影响,从而不利于企业创新投入<sup>[13]</sup>。但顾夏铭等的研究结果与之相反,认为当经济政策不确定性增加时,企业基于长期发展考虑可能会增加创新投入和创新产出,但在不同企业之间具有“选择效应”<sup>[14]</sup>。还有学者探讨了贸易环境、货币政策等其他不确定性与企业技术创新的关系,如魏明海等通过研究后发现,贸易环境不确定性会倒逼企业增加创新投入和创新产出,贸易不确定性越高,企

业自主创新意愿越强<sup>[15]</sup>;马勇等的研究表明,环境不确定性会对企业创新产生抑制作用<sup>[16]</sup>;任曙明、钟凯等经研究后发现,货币政策不确定性增加会降低企业风险承担意愿和现金持有水平,从而不利于企业技术创新<sup>[17-18]</sup>。

总之,已有文献大多停留在研究宏观经济不确定性与企业技术创新的关系上,对宏观经济不确定性影响企业技术创新的机制研究不充分,未能充分揭示二者之间的作用机理。对比现有研究成果,本文可能的边际贡献如下:一是通过测算地级市层面宏观经济不确定性指数,将宏观经济不确定性研究进一步细化到地级市层面;二是从期权等待效应、期权激励效应和金融摩擦效应等渠道厘清宏观经济不确定性对企业技术创新的作用机制;三是通过实证检验宏观经济不确定性对企业技术创新数量和创新质量的影响,丰富了宏观经济不确定性影响企业技术创新的成果。

## 二、理论分析与研究假设

根据已有研究成果<sup>[19-21]</sup>,本文认为,宏观经济不确定性主要通过期权等待效应、期权激励效应和金融摩擦效应等渠道影响企业技术创新。

### (一)宏观经济不确定性通过期权等待效应影响企业技术创新

实物期权理论是被学界广泛接受的不确定性环境下企业投资决策理论之一。该理论认为,投资选择权可以看作企业持有的看涨期权,但需要满足以下三个前提条件:一是存在非凸调整成本,即投资是全部或者部分不可逆;二是企业能够承受延迟投资成本;三是现在决策对未来决策的收益有影响<sup>[22]</sup>。当企业面临的宏观经济不确定性上升时,等待期权价值会增大,尤其是在企业投资不可逆程度比较高的情形,理性的企业会更加慎重,可能会选择减少或者延迟当前投资以等待投资环境更明朗或者寻找更佳投资时机。企业技术创新本身就是一项投入大、周期长、风险高的投资决策,易受外部环境不确定

的影响。当宏观经济不确定性增加时,会对企业现金流产生不利影响,企业可能改变现金持有策略<sup>[23]</sup>,从而减少或者延迟研发投资,进而抑制技术创新活动。

据此,提出假设 H1:宏观经济不确定性能够通过期权等待效应使企业推迟研发投资,从而抑制企业技术创新活动。

### (二)宏观经济不确定性通过期权激励效应影响企业技术创新

增长期权理论认为,不确定性上升可以激励企业通过创新产品或服务来获得更大的未来回报<sup>[24]</sup>,进而增加研发人员和研发投入。根据这个理论,就能很好解释生物制药、互联网等技术密集型行业的技术创新行为。尽管企业在开展技术创新活动时需要承担巨大成本,但一旦成功,未来将获得巨额回报。面对有限亏损和无限利润,企业会积极开展技术创新活动。Smit 等通过实证后发现,经济不确定性对企业增长期权价值有积极作用,但强弱程度受专利制度和产权制度的影响<sup>[25]</sup>。当宏观经济不确定性增加时,企业经营状况与资产收益率均下降,致使其面临巨大的生存压力和市场竞争。这种生存压力和市场竞争将激励企业积极打破困境以增强自身竞争优势,其中破局的关键就是技术创新,特别是高质量的技术创新。这与 Knight 的观点不谋而合,即不确定性是企业获得经营利润的来源<sup>[26]</sup>。可见,增长期权理论揭示了不确定性环境下的企业投资决策机制,企业面临环境不确定性时,会激励自身增加研发投资和积极开展技术创新活动,从而获得更大的未来回报。

据此,提出假设 H2:宏观经济不确定性能够通过期权激励效应促使企业增加研发投资,从而促进企业技术创新活动。

### (三)宏观经济不确定性通过金融摩擦效应影响企业技术创新

即使延迟投资没有实物期权价值,不确定性也会对资本投资产生抑制效应<sup>[27]</sup>,传导渠道就是通过金融的摩擦效应。随着宏观经济不确定性的增强,信贷机构和企业之间的信息传递



容易产生混乱,信贷资产价格波动加剧,企业面对的外部风险上升,投资者要求更高的风险补偿,企业内部融资成本会提高。与此同时,信贷机构也会相应提高贷款利率或者抵押品比例,降低信贷增速与规模,使得企业外部融资难度进一步加大<sup>[28]</sup>。另外,在经济形势不明朗时,企业容易出现投资决策或经营方向失误,信贷机构面临的违约风险增加、不良贷款率提高,信贷机构出于风险控制目的,更倾向于采取谨慎态度,从而减少信贷规模。企业也会因为未来不确定性的增加而降低预期收益,直接或间接减弱风险承担意愿,进一步减少投资行为<sup>[29]</sup>。宏观经济不确定性不仅影响企业内部融资成本和外部融资难度,还影响信贷机构和企业的风险管控行为,从而加大企业融资约束,进而对企业技术创新活动产生抑制作用。

据此,提出假设 H3:宏观经济不确定性能够通过金融摩擦效应加大企业融资约束,从而抑制企业技术创新活动。

### 三、研究设计

#### (一)数据来源与处理

本文选用 2007—2017 年中国沪深两市 A 股非金融类上市公司作为研究样本,剔除数据缺失上市公司与非正常上市公司后,最终得到 15 807 个有效企业一年度样本观测值。上市公司专利数据以及相关财务数据源于 CSMAR 中国上市公司财务报表附注数据库。地级市 GDP 增长率数据源于历年《中国城市统计年鉴》,由于拉萨市、海东市等的数据缺失严重,故予以剔除,最终测算得到 286 个地级市宏观经济不确定性指数。为避免极端值对研究结论的影响,对各连续变量数据进行了首尾 1% 的缩尾(Winsorize)处理。

#### (二)变量选取

##### 1. 被解释变量

被解释变量是企业技术创新(INO)。参考黎文靖等<sup>[1]</sup>、顾夏铭等<sup>[14]</sup>的测量方法,采用企业专利申请数量衡量企业技术创新数量(NOI),采用企业发明专利申请数量衡量企业

技术创新质量(QOI)。在后续稳健性检验中,本文还分别选用企业专利授权数量(GRA)、企业发明专利授权数量(IGR)作为企业技术创新数量与企业技术创新质量的衡量指标。

##### 2. 核心解释变量

核心解释变量是宏观经济不确定性(MAU),用地级市宏观经济不确定性指数衡量。借鉴韩国高等的测度方法<sup>[30]</sup>,地级市宏观经济不确定性指数通过地级市市辖区的地区生产总值增长率的三年移动平均标准差取自然对数后得到。选择移动平均标准差方法的理由主要有两个:一是该方法含义明确、简便灵活、限制较少<sup>[31]</sup>;二是目前地级市层面的地区生产总值增长率只有年度数据,致使样本数据量过少,容易出现不收敛现象,这就不适合用广义自回归条件异方差模型。

##### 3. 控制变量

企业层面的控制变量(Con)主要参考张倩肖等<sup>[11]</sup>、张栋等<sup>[32]</sup>的成果,选择了企业规模(Siz)、企业年龄(Age)、资产负债率(Lev)、速动比率(Qui)、现金比率(Liq)、托宾 Q 值(Tob)、财务杠杆系数(DFL)、股权集中度(Top5)8 个。企业年末资产总额取自然对数表示企业规模(Siz),样本观测年份与企业上市年份的差值取自然对数表示企业年龄(Age),企业年末负债总额除以年末资产总额表示资产负债率(Lev),流动资产减去存货再除以流动负债表示速动比率(Qui),期末现金及现金等价物余额与流动负债的比值表示现金比率(Liq),企业市场价值除以资产重置成本表示托宾 Q 值(Tob),企业普通股每股税后利润变动率相对息税前利润变动率的倍数表示财务杠杆系数(DFL),企业前五大股东持股比例表示股权集中度(Top5)。此外,在回归模型中设置了年份虚拟变量、行业虚拟变量和地区虚拟变量。

#### (三)基准计量模型设定

前文理论分析表明,宏观经济不确定性能够通过期权等待效应、期权激励效应和金融摩擦效应等渠道影响企业技术创新。因此,本文

以企业技术创新作为被解释变量、宏观经济不确定性作为核心解释变量构建如下基准回归模型:

$$INO_{it} = \delta_0 + \delta_1 MAU_{it} + \delta_j \sum Con_{it} + \eta_{year} + \eta_{ind} + \eta_{pro} + \epsilon_{it} \quad (1)$$

其中,下标  $i$  表示企业,  $t$  表示年份,  $j$  表示控制变量的个数,  $j=1,2,\dots,8$ ;  $INO_{it}$  表示企业  $i$  在第  $t$  年的企业技术创新,包括企业技术创新数量( $NOI_{it}$ )和企业技术创新质量( $QOI_{it}$ );  $MAU_{it}$  表示企业  $i$  注册地所在地级市在第  $t$  年的宏观经济不确定性,  $Con_{it}$  为企业层面的控制变量,主要包括企业规模( $Siz$ )、企业年龄( $Age$ )、资产负债率( $Lev$ )、速动比率( $Qui$ )、现金比率( $Liq$ )、托宾  $Q$  值( $Tob$ )、财务杠杆系数( $DFL$ )、股权集中度( $Top5$ ) 8 个。  $\delta_0$  表示截距项,  $\delta_1$  表示解释变量的估计系数,  $\delta_j$  表示控制变量的估计系数,  $\eta_{year}$ 、 $\eta_{ind}$ 、 $\eta_{pro}$  分别表示年份固定效应、行业固定效应和地区固定效应,  $\epsilon_{it}$  是随机扰动项。另外,还使用聚类到企业层面的标准误对回归结果进行修正。

## 四、实证结果与分析

### (一)描述性统计

表 1 报告了主要变量的描述性统计结果。从表 1 结果可知,宏观经济不确定性( $MAU$ )的均值为 0.062 3,标准差为 1.145 8,最小值为 -2.899 0,最大值为 5.380 3,这表明在样本期间宏观经济不确定性水平波动较大。企业技术创新数量( $NOI$ )均值为 3.023 9,标准差为 1.404 5,最小值为 0.693 1,最大值为 9.908 9,这意味着样本期间企业在技术创新数量方面差异大,不同类型企业之间、相同类型企业在不同年份之间可能均存在明显差距。企业技术创新质量( $QOI$ )均值为 2.101 4,标准差为 1.392 4,最小值为 0,最大值为 6.077 6,这表明我国部分企业在技术创新质量方面存在严重不足,可能和企业所处行业、地区等具有一定关联性。这些都充分反映主要变量在样本期间具有显著差异性,故有必要进一步研究宏观经济不确定性对企业技术创新的影响。

表 1 描述性统计结果

变量	样本量	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
$NOI$	15 807	3.023 9	1.404 5	0.693 1	2.944 4	9.908 9
$QOI$	15 807	2.101 4	1.392 4	0.000 0	1.945 9	6.077 6
$MAU$	15 807	0.062 3	1.145 8	-2.899 0	0.122 5	5.380 3
$Siz$	15 807	8.204 2	1.285 7	6.083 1	7.989 2	12.255 4
$Age$	15 807	14.645 3	5.497 1	3.013 7	14.567 1	28.164 4
$Qui$	15 807	2.200 7	2.768 8	0.216 8	1.259 7	17.192 7
$Liq$	15 807	1.087 9	1.919 0	0.033 3	0.429 3	12.210 9
$Lev$	15 807	0.408 6	0.202 8	0.048 0	0.400 7	0.857 6
$Tob$	15 807	2.087 5	1.177 7	0.936 7	1.709 9	7.563 9
$DFL$	15 807	1.445 5	1.179 7	0.458 8	1.092 6	9.019 4
$Top5$	15 807	54.437 4	15.464 5	19.366 2	54.823 4	89.063 0

### (二)基准回归结果分析

本文通过豪斯曼检验发现  $P$  值为 0.000,即固定效应模型更有效率,故本文选用固定效应模型进行回归。表 2 分别报告了宏观经济不确定性对企业技术创新数量与企业技术创新质

量的影响,其中表 2 中列(1)、列(2)为固定效应模型的估计结果,列(3)、列(4)为 OLS 模型的估计结果。通过观察表 2 结果可以发现,宏观经济不确定性( $MAU$ )的显著性水平和符号均无变化,且列(1)、列(2)的  $R^2$  均明显大于列

(3)、列(4),故重点分析列(1)、列(2)的估计结果。表 2 中列(1)、列(2)结果显示,宏观经济不确定性(MAU)对企业技术创新数量(NOI)和企业技术创新质量(QOI)的估计系数均在 1%水平上显著为负,宏观经济不确定性(MAU)每提升 1%,企业技术创新数量(NOI)将会下降 0.037 4%,企业技术创新质量(QOI)将会下降 0.040 1%,这意味着宏观经济不确定性增加,不管是对企业技术创新数量还是企业技术创新质量都起到明显抑制作用。可能原因主要是两方面:一是宏观经济不确定性增加时,企业面临更加复杂的外部环境,未来前景变得模糊,因此会倾向于持有更多现金,采取更加保守的投融资决策,等待更加明朗的投资时机,从而延迟或减少企业研发投资,进而抑制了企业技术创新活动;二是宏观经济不确定性的增加导致金融摩擦程度加大,致使企业内部和外部的融资成本提高,企业经营性净现金流的不确定性加大,故大部分企业可能会选择暂缓技术创新活动。

在控制变量方面,企业规模(Siz)对企业技术创新数量(NOI)、企业技术创新质量(QOI)均具有显著正向效应。这主要是因为规模越大的企业,在资金、人员、技术、抗风险能力等方面都具有明显优势,且企业规模是银行等金融机构发放贷款时的重要审核评估内容之一。企业年龄(Age)与企业技术创新数量(NOI)、企业技术创新质量(QOI)呈现显著负向关系,说明年轻企业的技术创新活力更强。这是因为新企业要在残酷的市场竞争中生存下来,必须持续技术创新。现金比率(Liq)、财务杠杆系数(DFL)、股权集中度(Top5)的估计系数均显著为负,而托宾 Q 值(Tob)的估计系数显著为正,说明成长潜力越大、财务风险程度和杠杆率越低的企业,企业技术创新数量越多,企业技术创新质量也越高,这可能是由于经营状况和财务状况越好的企业抗风险能力越强,更有能力应对宏观经济的不确定性。

表 2 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	NOI	QOI	NOI	QOI
MAU	−0.037 4*** (−3.06)	−0.040 1*** (−3.19)	−0.061 4*** (−5.04)	−0.069 4*** (−5.62)
Siz	0.600 0*** (23.09)	0.612 0*** (25.02)	0.516 9*** (18.78)	0.530 0*** (20.81)
Age	−0.015 0*** (−3.60)	−0.012 5*** (−3.02)	−0.015 5*** (−3.59)	−0.014 3*** (−3.40)
Qui	0.017 1 (1.36)	0.040 1*** (3.04)	0.056 0*** (3.87)	0.074 2*** (5.11)
Liq	−0.042 2*** (−2.68)	−0.052 2*** (−3.18)	−0.116 4*** (−6.62)	−0.112 7*** (−6.41)
Lev	0.227 0* (1.69)	0.080 8 (0.58)	−0.407 3*** (−2.79)	−0.507 8*** (−3.54)
Tob	0.036 8** (2.41)	0.083 6*** (5.25)	0.040 5*** (2.94)	0.093 9*** (6.56)
DFL	−0.122 0*** (−9.72)	−0.093 8*** (−7.73)	−0.099 1*** (−7.04)	−0.074 6*** (−5.41)
Top5	−0.002 9** (−2.16)	−0.005 1*** (−3.95)	−0.002 7* (−1.71)	−0.005 7*** (−3.87)
Cons	−1.498 0*** (−6.64)	−2.551 0*** (−11.86)	−0.606 2*** (−2.81)	−1.636 4*** (−8.00)
行业效应	是	是	否	否
年份效应	是	是	否	否
地区效应	是	是	否	否
样本数量	15 807	15 807	15 807	15 807
R <sup>2</sup>	0.355 0	0.332 0	0.191 0	0.183 0

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平,括号内为聚类稳健标准误对应的 t 值。下同。

(三)稳健性分析

本部分从替换被解释变量和解释变量角度出发和对模型中可能存在的内生性问题进一步考察,就宏观经济不确定性抑制还是促进企业技术创新进行稳健性检验。

1. 替换被解释变量和解释变量的稳健性检验

借鉴张栋等的思路<sup>[32]</sup>,替换被解释变量企业技术创新的衡量指标,使用企业专利授权数量(GRA)衡量企业技术创新数量,用企业发明专利授权数量(IGR)衡量企业技术创新质量,分别对其进行加 1 并进行对数化处理,并将其

代入基准模型(1)进行稳健性检验,结果如表 3 列(1)、列(2)所示。

国内很多学者使用其他宏观经济变量,如中国季度 GDP 数据、宏观经济领先指数、居民消费价格指数、一致指数等,通过广义自回归条件异方差模型测度宏观经济不确定性<sup>[33]</sup>。因此,本文使用宏观经济领先指数(CLI)和中国季度 GDP 数据通过 GARCH(1,1)模型重新测

算宏观经济不确定性指数,并将其代入基准模型(1)进行稳健性检验,其回归结果如表 3 列(3)、列(4)所示。

表 3 列(1)至列(4)结果显示,无论是替换被解释变量还是替换解释变量,宏观经济不确定性(MAU)的估计系数、显著性水平与表 3 中基准回归结果均无明显改变,说明基准回归结果是稳健的。

表 3 稳健性检验结果:替换被解释变量和解释变量

变量	(1)	(2)	(3)		(4)	
	GRA	IGR	NOI	QOI	NOI	QOI
MAU	−0.033 7*** (−2.74.)	−0.031 1*** (−2.74)	−0.479 0*** (−11.92)	−0.412 7*** (−10.72)	−0.362 0*** (−11.92)	−0.311 9*** (−10.71)
	−1.422 0*** (−6.40)	−2.741 0*** (−12.80)	4.370 0*** (6.38)	2.641 4*** (4.00)	0.446 7 (1.11)	−0.738 9* (−1.87)
控制变量	是	是	是	是	是	是
行业效应	是	是	是	是	是	是
年份效应	是	是	否	否	否	否
地区效应	是	是	是	是	是	是
样本数量	14 429	14 429	15 807	15 807	15 807	15 807
R <sup>2</sup>	0.341 0	0.339 0	0.350 0	0.330 0	0.345 0	0.332 0

2. 内生性检验

宏观经济不确定性属于国家和地区层面的宏观变量,企业技术创新投入和企业技术创新产出是企业层面的微观数据,故本文认为宏观经济不确定性与企业技术创新之间的反向因果关系不成立,但基于稳健性考虑,仍使用工具变量法进行内生性检验。美国是现今世界上头号经济强国,中美之间宏观经济具有较强相关性,参考王义中等做法<sup>[33]</sup>,本文选取美国宏观经济不确定性(USM)作为工具变量,运用两阶段最小二乘法(2SLS)进行内生性检验,其中美国宏观经济不确定性采用 Jurado 等计算的条件波动率并取年度算术平均值得到<sup>[34]</sup>。内生性检验结果如表 4 所示,列(1)结果表明,美国宏观经济不确定性(USM)对我国宏观经济不确定性(MAU)的影响显著为正,且一阶段 F 统计量远大于 10,表明不存在弱工具变量问题;列(2)、列(3)结果表明,我国宏观经济不确定性

(MAU)对企业技术创新数量(NOI)和企业技术创新质量(QOI)均在 1%的水平上显著为负,且内生性检验结果与基准回归结果基本一致,进一步表明本文基准结果的稳健性。

表 4 内生性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)
	MAU	NOI	QOI
USM	1.299 0*** (13.11)		
		−1.033 0*** (−9.36)	−0.983 0*** (−9.10)
MAU			
Cons	−1.843 0*** (−13.17)	−3.479 0*** (−17.46)	−4.187 0*** (−21.66)
控制变量	是	是	是
行业效应	是	是	是
年份效应	否	否	否
地区效应	是	是	是
样本数量	15 807	15 807	15 807
一阶段 F 统计量	68.75		



(四)机制检验

基准回归结果显示,宏观经济不确定性抑制企业技术创新数量与企业技术创新质量。前文理论分析表明,宏观经济不确定性主要通过期权等待效应、期权激励效应和金融摩擦效应等渠道影响企业技术创新。参照已有研究成果,本文选择投资不可逆程度( $IRR$ )<sup>[28]</sup>、资产收益率( $ROA$ )<sup>[35]</sup>、金融约束( $FIC$ )<sup>[14]</sup>作为机制变量( $X$ ),并通过构建交互项进行机制检验。投资不可逆程度( $IRR$ )用年末固定资产净值占资产总额的比值表示<sup>[36]</sup>,比值越大则不可逆程度越高。资产收益率( $ROA$ )用净利润与年末资产总额的比值表示<sup>[35]</sup>。金融约束( $FIC$ )用年末短期净资本除以资产总额衡量<sup>[14]</sup>,比值越大意味着企业面临的金融约束越小。具体机制检验模型设置如下:

$$INO_{it} = \beta_0 + \beta_1 MAU_{it} + \beta_2 X_j + \beta_3 MAU_{it} \times X_j + \beta_m \sum Con_{it} + \eta_{year} + \eta_{ind} + \eta_{pro} + \epsilon_{it} \quad (2)$$

其中,下标*i*、*t*、*j*、*m*分别表示企业、年份、机制变量个数和控制变量个数, $INO_{it}$ 表示企业*i*在第*t*年的企业技术创新,包括企业技术创新数量( $NOI_{it}$ )和企业技术创新质量( $QOI_{it}$ )。 $MAU_{it}$ 企业*i*注册地所在地级市在第*t*年的宏观经济不确定性, $X_j$ 表示机制变量, $Con_{it}$ 为企业层面的控制变量, $\beta_0$ 、 $\beta_1$ 、 $\beta_2$ 、 $\beta_3$ 、 $\beta_m$ 均表示待估计系数, $\eta_{year}$ 、 $\eta_{ind}$ 、 $\eta_{pro}$ 分别表示年份固定效应、行业固定效应和地区固定效应, $\epsilon_{it}$ 是随机扰动项。

机制检验结果如表5所示。表5列(1)、列(2)为期权等待效应的回归结果,对企业技术创新数量( $NOI$ )和企业技术创新质量( $QOI$ )来说,宏观经济不确定性与投资不可逆程度交乘项( $MAU \times IRR$ )的估计系数均显著为负,这说明资产不可逆增强了宏观经济不确定性对企业技术创新的抑制作用,投资不可逆程度越高,对企业技术创新抑制作用越大,假设H1得到验证。

表5 机制检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>NOI</i>	<i>QOI</i>	<i>NOI</i>	<i>QOI</i>	<i>NOI</i>	<i>QOI</i>
<i>MAU</i>	0.025 0 (1.22)	0.008 0 (0.37)	-0.043 0*** (-3.28)	-0.043 0*** (-3.31)	-0.082 0*** (-3.15)	-0.075 0*** (-2.98)
<i>IRR</i>	-1.283 0*** (-8.16)	-0.959 0*** (-6.11)				
<i>MAU</i> × <i>IRR</i>	-0.268 0*** (-3.25)	-0.193 0** (-2.47)				
<i>ROA</i>			-0.002 0 (-1.64)	-0.002 0*** (-3.33)		
<i>MAU</i> × <i>ROA</i>			0.008 0* (1.67)	0.009 0*** (3.35)		
<i>FIC</i>					0.700 0*** (5.02)	0.609 0*** (4.21)
<i>MAU</i> × <i>FIC</i>					0.133 0** (2.22)	0.113 0* (1.84)
<i>Cons</i>	-1.318 0*** (-5.86)	-2.384 0*** (-10.99)	-1.510 0*** (-6.59)	-2.526 0*** (-11.57)	-1.972 0*** (-7.76)	-2.928 0*** (-11.75)
控制变量	是	是	是	是	是	是
行业效应	是	是	是	是	是	是
年份效应	是	是	是	是	是	是
地区效应	是	是	是	是	是	是
样本数量	15 005	15 005	15 009	15 009	15 005	15 005
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.375 0	0.345 0	0.361 0	0.337 0	0.366 0	0.341 0



表 5 列(3)、列(4)为期权激励效应的回归结果。宏观经济不确定性与资产收益率交乘项( $MAU \times ROA$ )对企业技术创新数量( $NOI$ )、企业技术创新质量( $QOI$ )的影响均显著性为正,假设 H2 得到验证,这与现实情况也相符。当宏观经济不确定性加剧,经营绩效更好的企业会提高其技术创新水平,特别是技术创新质量,从而更好帮助企业突破困境,把握机会,获取竞争优势。

表 5 列(5)、列(6)为金融摩擦效应的回归结果。宏观经济不确定性与金融约束交乘项( $MAU \times FIC$ )对企业技术创新数量( $NOI$ )、企业技术创新质量( $QOI$ )的影响均显著为正,这说明当宏观经济不确定性增大时,金融约束越小的企业对技术创新的抑制作用越小,假设 H3 得到验证。因为金融约束小的企业,在宏观经济不确定性增大时,能够更好保障企业技术创新所需的资金需求,同时还可以灵活调整与分配资金,从而缓减宏观经济不确定性对企业技术创新的负面影响。

由表(5)结果可知,宏观经济不确定性可以通过期权等待效应、期权激励效应和金融摩擦效应三个渠道影响企业技术创新。为进一步识别主导机制,本文将宏观经济不确定性以及宏观经济不确定性与机制变量的交乘项放入同一模型进行回归,并对回归系数进行标准化处理,用标准化回归系数表示机制变量的相对重要性。主导机制识别结果如表 6 所示。

表 6 列(1)、列(2)结果表明,宏观经济不确定性与投资不可逆程度交乘项( $MAU \times IRR$ )的估计系数都显著为负,而宏观经济不确定性与资产收益率交乘项( $MAU \times ROA$ )对企业技术创新数量( $NOI$ )的影响为正但不显著,对企业技术创新质量( $QOI$ )的影响显著为正,但  $MAU \times ROA$  估计系数明显小于  $MAU \times IRR$  估计系数的绝对值。表 6 列(1)、列(2)中宏观经济不确定性与金融约束交乘项( $MAU \times FIC$ )的估计系数均不显著,可能是期权等待效应在机制中占据主导地位,使金融摩擦效应不

显著。表 6 中括号内的标准化回归系数为机制变量的相对重要性结果,不管是对企业技术创新数量还是企业技术创新质量,宏观经济不确定性与投资不可逆程度交乘项( $MAU \times IRR$ )估计系数的绝对值明显要大于后两个交乘项估计系数,这进一步证明期权等待效应在宏观经济不确定性影响企业技术创新中占主导地位。

表 6 主导机制识别结果

变量	(1)	(2)
	<i>NOI</i>	<i>QOI</i>
<i>MAU</i>	0.014 0	−0.025 0
	(0.32)	(−0.57)
<i>IRR</i>	−1.008 0***	−0.618 0***
	(−5.38)	(−3.35)
<i>MAU × IRR</i>	−0.325 0***	−0.168 0*
	(−3.39)	(−1.70)
<i>ROA</i>	[−0.066 0]	[−0.035 0]
	−0.005 0	−0.004 0
	(−1.23)	(−1.38)
<i>MAU × ROA</i>	0.005 0	0.009 0***
	(0.84)	(2.68)
<i>FIC</i>	[0.010 0]	[0.019 0]
	0.370 0**	0.469 0***
	(2.28)	(2.80)
<i>MAU × FIC</i>	0.012 0	0.023 0
	(0.17)	(0.31)
<i>Cons</i>	[0.004 0]	[0.007 0]
	−1.794 0***	−2.941 0***
	(−6.64)	(−11.02)
控制变量	是	是
行业效应	是	是
年份效应	是	是
地区效应	是	是
样本数量	13 018	13 018
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.377 0	0.345 0

注:中括号内为标准化回归系数。

(五)异质性分析

本文分别从企业所有权性质、企业技术水平和市场化程度三个层面考察宏观经济不确定性影响企业技术创新的异质性。

1. 企业所有权性质

所有权性质是引起企业异质性的的重要因素之一。国有企业是我国国民经济的支柱,当宏观经济不确定性加大时,可能会获得更多政策支持,更容易获得贷款以缓解融资约束,对技术创新的影响可能较小。非国有企业面临激烈的市场竞争,对宏观经济环境变化的反应更敏感,故技术创新受融资约束的影响更大。为验证宏观经济不确定性影响不同所有权性质企业技术创新的异质性,将研究样本分为国有企业和非国有企业两组进行异质性检验。企业所有权性质层面的异质性检验结果如表 7 所示,其中表 7 列(1)、列(2)为国有企业结果,列(3)、列(4)为非国有企业结果。表 7 结果显示,宏观经济不确定性对国有企业技术创新的抑制作用不显著,对非国有企业技术创新具有显著抑制作用。这可能是国有企业对我国经济发展起着支柱作用,当宏观经济不确定性加剧时,国有企业凭借自身所有权优势,在吸引人才、资金等要素方面做得更好,应对宏观经济不确定性的能力更强,故宏观经济不确定性对国有企业技术创新的抑制作用并不明显。同时,国有企业的融资约束往往比非国有企业更小,一方面国有企业更容易获得贷款、政府补贴以及税收优惠等资金支持,另一方面国有企业外部融资环境优于非国有企业,故国有企业有更充足的资金开展技术创新活动。

表 7 异质性检验结果:企业所有权性质层面

变量	国有企业		非国有企业	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	NOI	QOI	NOI	QOI
MAU	-0.015 0 (-0.78)	-0.004 0 (-0.19)	-0.051 0*** (-3.41)	-0.061 0*** (-3.96)
Cons	-1.857 0*** (-4.56)	-2.543 0*** (-6.35)	-1.292 0*** (-4.21)	-2.373 0*** (-8.72)
控制变量	是	是	是	是
行业效应	是	是	是	是
年份效应	是	是	是	是
地区效应	是	是	是	是
样本数量	5 894	5 894	9 913	9 913
R <sup>2</sup>	0.445 0	0.420 0	0.297 0	0.274 0

2. 企业技术水平

表 1 描述性统计结果显示,企业技术创新数量与企业技术创新质量的标准差较大,说明不同类型企业之间技术创新可能存在较大差异。高新技术企业由于其认定标准和产品特性,使得其无论是在技术创新投入还是技术创新产出方面都远远高于非高新技术企业,高新技术企业只有不断创新才能抢占先机和技术制高点,从而占领市场,获得丰厚回报。因此,宏观经济不确定性可能对非高新技术企业创新的抑制作用更大。参考张栋等的研究思路<sup>[32]</sup>,将企业区分为高新技术企业与非高新技术企业两组进行异质性检验。本文 *Hit* 为高新技术企业哑变量,若企业当年为高新技术企业,则 *Hit*=1,否则 *Hit*=0,然后将 *Hit* 以及  $MAU \times Hit$  放入同一模型进行回归,回归结果如表 8 所示。表 8 结果显示,  $MAU \times Hit$  的估计系数显著为正,说明宏观经济不确定性对高新技术企业技术创新的抑制作用明显小于非高新技术企业。这可能是高新技术企业本身的创新意识和创新能力都比较强,而且还能享受国家资金支持,故宏观经济不确定性对高新技术企业技术创新的抑制作用就比非高新技术企业小。

表 8 异质性检验结果:企业技术水平层面

变量	(1)	(2)
	NOI	QOI
MAU	-0.070 0*** (-4.50)	-0.063 0*** (-4.03)
Hit	0.264 0*** (7.24)	0.338 0*** (9.15)
MAU×Hit	0.069 0*** (3.50)	0.049 0** (2.42)
Cons	-1.835 0*** (-8.09)	-2.977 0*** (-13.95)
控制变量	是	是
行业效应	是	是
年份效应	是	是
地区效应	是	是
样本数量	15 807	15 807
R <sup>2</sup>	0.362 0	0.343 0

3. 市场化程度

我国地域辽阔,区域间经济发展不平衡突出,各地区企业在技术创新过程中面临的市场发育程度、融资能力、制度环境和知识产权保护等外部环境具有明显差别。因此,企业在面对宏观经济不确定性时,技术创新策略会受其所处地区市场化程度的影响。本文根据王小鲁等编制的《中国分省份市场化指数报告(2018)》<sup>[37]</sup>获得企业所在地区的市场化指数,再按照市场化指数中位数将样本分为市场化程度高组和市场化程度低组,然后分组进行异质性检验。市场化程度层面的异质性检验结果如表 9 所示,宏观经济不确定性对企业技术创新影响在不同市场化程度地区差异明显,市场化程度低地区的估计系数和显著性水平都明显高于市场化程度高地区。可能原因有两方面:一是市场化程度高地区的企业之间竞争更激烈,企业为了更好生存与发展,需要提供更具竞争力和差异化的产品或服务,因此更注重技术创新。而在市场化程度低地区,竞争对手相对较少甚至出现一家独大的局面,当宏观经济不确定性增加时,企业可能会减少技术创新活动。二是市场化程度高地区的金融发展水平和法治水平相对较高,制度更加完善,这些都为企业技术创新提供了更好的外部环境,从而减弱了宏观经济不确定性对企业技术创新的抑制作用。

表 9 异质性检验结果:市场化程度层面

变量	市场化程度高		市场化程度低	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	NOI	QOI	NOI	QOI
MAU	-0.014 0 (-0.88)	-0.027 0* (-1.74)	-0.078 0*** (-4.17)	-0.074 0*** (-3.77)
Cons	-1.605 0*** (-5.49)	-2.774 0*** (-10.51)	-1.428 0*** (-4.95)	-2.359 0*** (-7.91)
控制变量	是	是	是	是
行业效应	是	是	是	是
年份效应	是	是	是	是
地区效应	是	是	是	是
样本数量	7 695	7 695	8 108	8 108
R <sup>2</sup>	0.367 0	0.343 0	0.357 0	0.333 0

五、结论与政策建议

本文选用 2007—2017 年中国沪深两市 A 股非金融类上市公司专利数据和相关财务数据,结合 286 个地级市宏观经济不确定性指数,研究了宏观经济不确定性对企业技术创新的影响及其作用机制。本文结论主要有:其一,宏观经济不确定性显著抑制企业技术创新,并且在更换企业技术创新指标和宏观经济不确定性指数后,结论依然成立;其二,宏观经济不确定性主要通过期权等待效应、期权激励效应和金融摩擦效应三个渠道影响企业技术创新,其中期权等待效应占主导地位;其三,宏观经济不确定性对技术创新的抑制效应在非国有企业、非高新技术企业以及市场化程度低地区企业更加显著。

结合我国国情和上述研究结论,本文提出三点政策启示:

第一,要充分发挥政府宏观调控作用,及时出台相关政策防止宏观经济过大波动,缓解宏观经济不确定性对企业技术创新的抑制作用,为企业技术创新营造稳健的宏观经济环境。同时,提升各级政府对宏观经济形势的研判和驾驭能力。因为政策具有一定的时效性和滞后性,这就需要各级政府正确评估宏观经济不确定性对企业技术创新的影响,通过政策保证企业技术创新的一致性和连贯性。另外,立足新发展阶段,运用重点布局、合理规划的手段,通过内外联动,抓住人才这个关键,方能使我国早日迈入创新强国行列<sup>[38]</sup>。

第二,要充分发挥国有企业在技术创新中的支柱作用,积极引导国有企业与非国有企业开展合作,坚持两手抓。一方面,国有企业是国民经济的支柱,通过质量变革、效率变革和动力变革激发国有企业的技术创新活力与技术创新动力,增加技术创新投入,提高技术创新产出数量与产出质量。另一方面,非国有企业是我国

社会主义市场经济的重要组成部分,要抓住数字化转型机遇,加快我国金融服务体系和资本市场建设步伐,提高我国非国有企业直接融资比重特别是股权融资比重,降低非国有企业融资成本,拓宽非国有企业融资渠道,减少非国有企业融资约束,更好满足非国有企业技术创新资金需求,从而提升非国有企业技术创新数量与技术创新质量。特别是宏观经济不确定性上升时,我国国有企业与非国有企业应精诚合作搭建创新平台,形成平台经济和技术创新的融合<sup>[39]</sup>,实现国有企业与非国有企业的优势互补、互利共赢,从而减轻宏观经济不确定性对企业技术创新的负面影响。

第三,要不断完善高新技术企业的评分标准和认定条件,加大对高新技术企业扶持力度,引导更多企业加大创新投入,促进科技成果转化,激发企业自主创新动能,培育更多高新技术企业,特别是培育一批具有世界影响力的高新技术企业,突破关键领域核心技术,解决我国“卡脖子”问题,进一步降低宏观经济不确定性对企业技术创新的不利影响。同时,企业不仅要注意技术创新数量,更要提升技术创新质量,以此缓解宏观经济不确定性对自身技术创新的不利影响。此外,要加强全国统一大市场建设,打破市场分割,促进人员、资金、技术等要素的自由流动,提高市场竞争程度<sup>[40]</sup>,进一步激发高新技术企业的技术创新活力。

[参考文献]

[1] 黎文靖,郑曼妮. 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, 2016(4): 60-73.

[2] 孟庆斌,师倩. 宏观经济政策不确定性对企业研发的影响:理论与经验研究[J]. 世界经济, 2017(9): 75-98.

[3] 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(10): 1-12.

[4] 成力为,赵晏辰,吴薇. 经济政策不确定性、融资约束与企业研发投入:基于 20 国(地区)企业的面板数据[J].

科学学研究, 2021(2): 244-253.

[5] Wang Y, Wei Y, Song F M. Uncertainty and corporate R&D investment: evidence from Chinese listed firms [J]. International Review of Economics & Finance, 2017, 47(01): 176-200.

[6] 潘凌云,董竹. 宏观经济不确定性与公司研发[J]. 经济与管理研究, 2021(3): 3-19.

[7] 王格格,刘赟. 宏观经济不确定性与企业研发活动:兼论营商环境的调节效应[J]. 首都经济贸易大学学报, 2021(2): 25-33.

[8] 刘凤根,鄧守洋,张敏,等. “好”“坏”不确定性与企业 R&D 投入强度[J]. 科研管理, 2022(3): 37-45.

[9] 边志强,唐松林,郭剑锋. 经营环境不确定性与企业创新:基于宏观经济和地方政策双重不确定性视角[J]. 产业经济研究, 2021(4): 85-98.

[10] 沈毅,张慧雪,贾西猛. 经济政策不确定性、高管过度自信与企业创新[J]. 经济问题探索, 2019(2): 39-50.

[11] 张倩肖,冯雷. 宏观经济政策不确定性与企业技术创新:基于我国上市公司的经验证据[J]. 当代经济科学, 2018(4): 48-57.

[12] 亚现,罗福凯,李启佳. 经济政策不确定性、金融资产配置与创新投资[J]. 财贸经济, 2018(12): 95-110.

[13] 文建东,冯伟东. 制度和政策不确定性下的创新决策与经济增长过程[J]. 财经理论与实践, 2018(1): 2-9, 126.

[14] 顾夏铭,陈勇民,潘士远. 经济政策不确定性与创新:基于我国上市公司的实证分析[J]. 经济研究, 2018(2): 109-123.

[15] 魏明海,刘秀梅. 贸易环境不确定性与企业创新:来自中国上市公司的经验证据[J]. 南开管理评论, 2021(5): 16-27.

[16] 马勇,石甘霖,刘云涛. 环境不确定性对企业创新的影响研究[J]. 财经理论与实践, 2022(1): 2-8.

[17] 任曙明,张婉莹,李莲青,等. 货币政策不确定性对企业创新的影响:基于企业风险承担水平的中介效应[J]. 当代经济研究, 2021(8): 101-112.

[18] 钟凯,梁鹏,彭雯. 货币政策不确定性与企业现金持有:现金股利视角的新解释[J]. 科学决策, 2021(8): 38-54.

[19] Bar-Ilan A, Strange W C. Investment lags [J]. The American Economic Review, 1996, 86(03): 610-622.

[20] Bernanke B S. Irreversibility, uncertainty, and cyclical investment[J]. The Quarterly Journal of Economics, 1983, 98(01): 85-106.



- [21] Nagar V, Schoenfeld J, Wellman L. The effect of economic policy uncertainty on investor information asymmetry and management disclosures[J]. *Journal of Accounting & Economics*, 2019, 67(01): 36-57.
- [22] Bloom N. Fluctuations in uncertainty [J]. *Journal of Economic Perspectives*, 2014, 28(02): 153-176.
- [23] 李凤羽, 史永东. 经济政策不确定性与企业现金持有策略: 基于中国经济政策不确定指数的实证研究[J]. *管理科学学报*, 2016(6): 157-170.
- [24] 陈乐一, 张喜艳. 经济不确定性与经济波动研究进展[J]. *经济学动态*, 2018(8): 134-146.
- [25] Smit H, Pennings E, van Bakkum S. Real options and institutions [J]. *Journal of International Business Studies*, 2017, 48(05): 620-644.
- [26] Knight F H. Risk, uncertainty and profit [M]. Houghton Mifflin, 1921.
- [27] Doshi H, Kumar P, Yerramilli V. Uncertainty and capital investment: real options or financial frictions [EB/OL]. Researchgate, [https://www.researchgate.net/publication/266022722\\_Uncertainty\\_and\\_Capital\\_Investment\\_Real\\_Options\\_or\\_Financial\\_Frictions](https://www.researchgate.net/publication/266022722_Uncertainty_and_Capital_Investment_Real_Options_or_Financial_Frictions).
- [28] 谭小芬, 张文婧. 经济政策不确定性影响企业投资的渠道分析[J]. *世界经济*, 2017(12): 3-26.
- [29] 彭涛, 黄福广, 孙凌霞. 经济政策不确定性与风险承担: 基于风险投资的证据[J]. *管理科学学报*, 2021(3): 98-114.
- [30] 韩国高, 胡文明. 宏观经济不确定性、企业家信心与固定资产投资: 基于我国省际动态面板数据的系统GMM方法[J]. *财经科学*, 2016(3): 79-89.
- [31] 卢二坡, 曾五一. 转型期中国经济短期波动对长期增长影响的实证研究[J]. *管理世界*, 2008(12): 10-23, 187.
- [32] 张栋, 胡文龙, 毛新述. 研发背景高管权力与公司创新[J]. *中国工业经济*, 2021(4): 156-174.
- [33] 王义中, 宋敏. 宏观经济不确定性、资金需求与公司投资[J]. *经济研究*, 2014(2): 4-17.
- [34] Jurado K, Ludvigson S C, Ng S. Measuring uncertainty [J]. *American Economic Review*, 2015, 105(03): 1177-1216.
- [35] 张成思, 刘贯春. 中国实业部门投融资决策机制研究: 基于经济政策不确定性和融资约束异质性视角[J]. *经济研究*, 2018(12): 51-67.
- [36] 李凤羽, 杨墨竹. 经济政策不确定性会抑制企业投资吗?: 基于中国经济政策不确定指数的实证研究[J]. *金融研究*, 2015(4): 115-129.
- [37] 王小鲁, 樊纲, 胡李鹏. 中国分省份市场化指数报告(2018)[M]. 北京: 社会科学文献出版社, 2019.
- [38] 李瑛, 陈浩凯, 阳立高. 习近平关于自主创新的重要论述解析[J]. *长沙理工大学学报(社会科学版)*, 2020(5): 49-54.
- [39] 姜琪, 刘欣. 平台经济、技术创新与产业结构升级[J]. *长沙理工大学学报(社会科学版)*, 2023(1): 93-104.
- [40] 黄森华, 李大元, 黄容. 城市集群有助于提升城市创新能力吗[J]. *长沙理工大学学报(社会科学版)*, 2022(5): 80-94.