

# 经济政策不确定性与企业技术创新： 经验证据与机制分析

江民星<sup>1,2</sup>, 丰兴亮<sup>1,2</sup>, 何文剑<sup>1,2</sup>

(南京信息工程大学 1. 商学院; 2. 江北新区发展研究院, 南京 210044)

**摘要:** 基于中国经济政策不确定性环境基本特征, 本文利用 2007—2019 年我国 A 股上市公司微观数据, 实证考察了经济政策不确定性对企业技术创新的影响及其机制。研究发现: 经济政策不确定性通过企业规避风险的内部融资行为、适应环境的研发决策权力配置两种途径, 显著促进了企业技术创新, 且这种正向作用在国有企业、高技术行业及创新研发调整成本更高的样本中更为明显。最后, 本文针对企业技术创新管理决策及经济政策制定提出相关建议。

**关键词:** 经济政策不确定性; 技术创新; 内部融资; 权力配置

**中图分类号:** F272 **文献标识码:** A **文章编号:** 1673-9841(2022)04-0094-15

## 一、引言

企业是技术创新最重要的市场经济主体, 也是推动国家创新发展主要载体。市场是引导创新要素流动的关键力量<sup>[1]</sup>, 国家“十四五”规划纲要指出要突出企业创新主体地位, 完善技术创新市场导向机制。企业技术创新是具有高风险、投入大和长期性等特征的投资活动, 易受市场环境变化影响, 而经济政策不确定性是市场环境不断变化重要诱因。因此, 企业能否适应经济政策不确定性变化, 以及政策不确定性变化对企业技术创新会产生怎样的影响, 就成为经济政策设计面临的重要理论问题<sup>[2]</sup>。实践方面, 中国正处于改革深水区, 宏观经济进入协调整合关键期, 经济发展中各类体制性、结构性与周期性问题亟待解决, 经济政策也随之不断调整和变动。因此, 中国企业将持续处于不确定性政策环境之中<sup>[3-4]</sup>。在当前现实背景下, 基于微观数据定量分析经济政策不确定性对中国企业技术创新影响及其作用机制, 既是对政府关于政策改革对企业创新利弊影响关切的现实回应, 也对企业应对政策不确定性提升创新管理水平具有重要现实意义。

从现有大多数研究来看, 经济政策不确定性涵义是指经济主体无法准确把握政府是否、何时及如何改变现行政策, 从而难以形成稳定政策预期<sup>[5-6]</sup>。从微观角度来看, 现有研究表明经济政策不确定性的提高会强化企业融资约束<sup>[7]</sup>, 增加企业经营风险, 从而抑制了企业固定资产投资与经营投资<sup>[8-10]</sup>。但与此同时, 政策不确定性也可能产生另一种效应, 即促进企业预防性储蓄, 提高了企业现金持有水平<sup>[11-13]</sup>, 甚至还会影响公司治理, 如外部环境不确定性会抑制企业高管人事

**作者简介:** 江民星, 经济学博士, 南京信息工程大学商学院, 副教授。

**基金项目:** 国家自然科学基金青年科学基金项目“经济不确定条件下我国碳市场配额跨期分配与动态调整研究”(71903099), 项目负责人: 江民星; 江苏高校哲学社会科学研究项目“碳市场配额分配研究: 动态视角”(2019SJA0165), 项目负责人: 江民星; 江苏省高等学校自然科学研究面上项目“我国碳市场配额跨期动态分配研究”(19KJB610019), 项目负责人: 江民星。

变更<sup>[14]</sup>。基于上述研究逻辑,现有关于经济政策不确定性与企业技术创新关系的研究形成了两种不同观点。第一种观点基于经济政策不确定性能抑制企业投资的逻辑,认为创新作为企业的一项高风险投资,受融资约束与风险规避心理影响,企业会减少研发创新投入,从而抑制了企业技术创新<sup>[15-16]</sup>。另一种观点认为企业技术创新不同于一般投资活动,具有较高的调整成本,需要企业持续性投入。不确定环境下企业通过技术创新能够增强自我发展能力与竞争优势,获得市场势力及超额利润<sup>[17-18]</sup>。

既有研究为深入理解经济政策不确定性与企业技术创新之间的关系提供了极有价值的线索,但仍有以下问题值得进一步思考。学界关于经济政策不确定与企业技术创新之间的关系研究结论并不统一,主要原因是现有文献关于二者关系的作用机制分析不够,尤其是透过企业内部治理视角的机制探索显得匮乏。事实上,企业创新行为表现仅是公司内部决策产生的显性结果,而理清外部环境变化如何塑造相对隐性的企业内部治理行为,才是真正揭开企业创新行为变化原因的关键。现有计量模型可能因遗漏变量导致内生性问题,估计结果无偏性及稳健性值得商榷,因此上述内生性问题处理需进一步优化,同时估计结果稳健性也值得多方面检验。

本文首先构建“政策变化-内部治理-技术创新”的理论分析框架,试图从理论上解释经济政策不确定性与企业技术创新可能的因果关系,同时基于产权性质、行业属性与研发投入调整成本来解释两者关系的异质性,并从内部融资的直接效应与权力分散配置的间接效应两条途径解释二者关系的作用机制;其次,本文利用2007—2019年A股非金融类上市公司面板数据,通过基准回归、内生性处理与系列稳健性检验,验证经济政策不确定性与企业技术创新的因果关系及异质性规律,基于中介效应模型进行机制检验,从企业内部治理视角实证检验经济政策不确定性对企业技术创新的两种作用机制。本文研究结论可为企业技术创新管理及其投资决策提供政策启示。

## 二、理论机制与研究假设

经济政策不确定性增加促进了企业预防性储蓄,提升企业现金持有水平<sup>[12,19-20]</sup>。同时,根据组织动态能力理论,为应对这种不确定变化,企业需要对组织活动进行调整与变革,促进企业创新决策分散配置<sup>[21]</sup>。因此,本文选取企业内部调整中的内部融资与权力配置两个关键要素作为中介变量,尝试从理论上解释经济政策不确定性影响企业技术创新的作用机制。同时,考虑到企业的产权性质、行业属性与研发投入调整成本的差异,本文还讨论了两方面关系在这三方面异质性表现。本文构建的理论分析框架如图1所示。

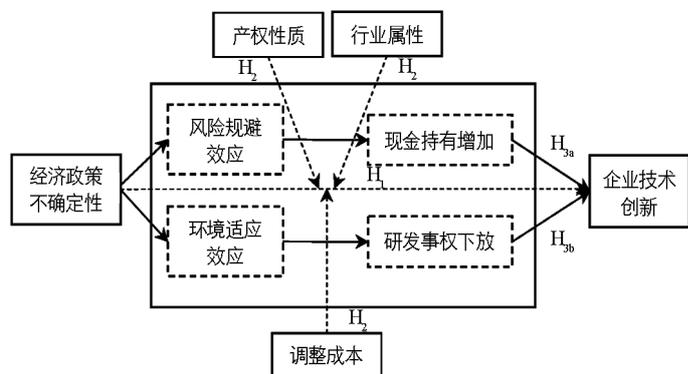


图1 理论分析框架

### (一) 经济政策不确定性对企业技术创新影响分析

现有研究认为经济政策不确定性抑制了企业的投资行为<sup>[6,8-9,22]</sup>。该观点主要从实物期权理论出发,实物期权理论将企业投资机会与看涨期权相结合,由于投资项目存在不可逆性或沉没成本,当不确定性增加时增加了实物期权价值,导致等待回报收益更大,这就意味着当不确定性上升时,企业对未来投资收益增加的预期会使企业主动减少当前投资<sup>[23]</sup>。从企业管理角度来看,经济政策不确定性的增加提高了企业管理层对未来经济政策形势预判难度,以及强化了对外界风险的感知,因此管理者可能会推迟投资计划以对冲风险<sup>[24]</sup>。从企业融资成本角度来看,即外部投资者视角,不确定性升高往往伴随着企业投资失败与违约

减少当前投资<sup>[23]</sup>。从企业管理角度来看,经济政策不确定性的增加提高了企业管理层对未来经济政策形势预判难度,以及强化了对外界风险的感知,因此管理者可能会推迟投资计划以对冲风险<sup>[24]</sup>。从企业融资成本角度来看,即外部投资者视角,不确定性升高往往伴随着企业投资失败与违约

概率上升,投资者会索要更高的风险补偿,导致企业融资成本增加,从而企业投资受到抑制<sup>[15]</sup>。

现有研究表明,由于调整成本的存在,经济政策不确定性对企业创新的影响与一般投资活动并不相同<sup>[25]</sup>。高调整成本的存在使得企业难以放弃已有投资,而企业的创新活动由于其较高的人力成本及其他投入使其具有较高的调整成本。首先,研发投入的较大一部分支出是支付工资给具有专业技能的技术人员、高级工程师等科研人员,而研发人员的工资刚性较高,很难通过降低工资来减少该项支出<sup>[26]</sup>。第二,研发人员通常掌握企业核心技术机密或研发项目计划,研发人员的辞退或解聘可能泄露企业的技术机密导致被竞争对手超越。同时,一般企业研发项目一般由团队组织开展,人员频繁更迭大大增加团队的沟通成本与时间成本。第三,企业研发给企业创造的无形资产与技术积累,它们的收益产生通常具有滞后性<sup>[27]</sup>,而在此之前解散团队或辞退研发人员,企业将面临更高的收益损失风险。即便对于技术较为成熟的产品而言,其周期性升级或技术维护也需产生较高的工资支出。除了研发人力成本以外,企业研发项目对研发设备、材料、厂房和土地等非人力要素也产生大量投资,而这些要素的调整或闲置会给企业带来高昂的非生产性支出。因此,企业研发投入的高调整成本及研发收益滞后性特点,使得企业研发投入存在一定的“粘性”,即企业不会轻易对其进行大规模削减<sup>[27]</sup>。

经济政策不确定性变动会导致市场信息不明朗,那么在不确定性市场环境下,企业创新决策又该如何制定呢?组织动态能力理论认为企业只有具备适应环境变化的动态能力才能在竞争中取得生存空间与竞争优势<sup>[28]</sup>。在外部市场环境动荡的情况下,企业可以通过“先动”来抓住机遇,通过加大技术创新力度获得自我发展与竞争优势,进而扩张市场势力<sup>[29]</sup>。因此,当经济政策的不确定性程度越高,企业动态适应性调整使创新导向更为明确,从而更能适应外部变动。除此之外,根据信息经济学与博弈理论,经济政策不确定性给市场中每个企业研发创新都带来了冲击,而信息不对称使企业不易察觉其竞争对手是否继续研发投入。此时企业研发创新的等待价值就受到竞争对手行为影响:如果其他企业在等待期间进行研发创新,那么自身等待的价值就会减少或为零<sup>[20]</sup>,因而企业理性策略是继续研发投入。

根据上述分析,创新活动具有高调整成本性质,使企业不会轻易削减创新投资,同时为适应不确定性环境,及受竞争对手策略性行为影响,企业的理性策略是选择继续研发投入。基于以上讨论,本文提出研究假设 H1:

H1:其他条件保持不变情况下,经济政策不确定性提高促进了企业的技术创新。

## (二)经济政策不确定性对企业技术创新影响的异质性分析

环境既可被视为资源存储地,也可被视为企业信息源<sup>[30]</sup>。经济政策不确定性变化造成企业外部环境存在异质性,因而企业面临的外部资源与信息影响程度存在差别,进而政策不确定性变化对企业创新的影响可能存在异质性表现。在我国,所有权性质差别是导致企业异质性的重要原因,也是多数学者考察企业技术创新异质性首要因素<sup>[31]</sup>。在资源与信息方面,国有企业相对于非国有企业均具有先天性优势。在资源方面,由于国有企业本身角色特殊性,相比非国有企业其更易获得外部融资,其财务预算具有软约束<sup>[32-33]</sup>;相反,在经济政策形势不明朗和不确定时,非国有企业会面临更高的金融摩擦,表现出更强的融资约束与较少的信贷供给<sup>[22]</sup>。另外,相较于非国有企业,国有企业与政府、高校及科研院所等联系更为紧密,其更易获得创新所需要的人才、关键技术和设备等资源;从信息方面,由于国有企业与政府关系更紧密,信息获取具有天然优势。因此,国有企业通过及时解读政策,甚至提前充分掌握政策变动信息,使其可以及时乃至提前做出调整<sup>[34]</sup>,从而,信息优势使国有企业可及时对研发创新项目进行调整;而非国有企业存在信息劣势,导致其创新决策调整相对滞后。因此,上述两类企业在资源与信息获取存在差异性,经济政策不确定性对两类企业的技术创新影响具有异质性。

企业对创新风险的偏好也不尽相同。高技术行业的技术创新本身具有效率高、竞争强和迭

代快等特点,不确定性风险更能给高科技行业内的企业带来更多机遇<sup>[18]</sup>,因而高技术企业的风险偏好普遍比非高技术企业更强。在高科技竞争行列中,企业制胜关键是抢先于竞争对手开发出新技术和新产品,凭借高质量、高技术市场中掌握更多话语权<sup>[35]</sup>。除此之外,高技术行业的产品生命周期更短,即使是已经具备话语权的企业,其技术一旦落后也容易被竞争对手取代<sup>[36]</sup>。因此,当政策不确定性增加时,相比于非高技术企业,高技术企业更倾向研发创新的风险投资。对于高技术企业与非高技术企业而言,经济政策不确定性对两类企业技术创新影响存在异质性。

当企业加大研究力度,其增加研发资源投入而产生向上调整资源成本,当减少或中断研发,其放弃研究设备或遣散研发团队而产生向下调整资源成本<sup>[37]</sup>。由于研发中的较高人力成本与设备投入,其向下调整时对未来再次向上调整成本往往高于企业在向上调整时对未来向下调整的成本<sup>[38]</sup>。这就意味着,在创新回报的滞后情况下,企业理性决策是选择尽量向上调整资源成本而非轻易向下调整,即企业研发投资的调整成本特征使其具有成本粘性特征<sup>[39]</sup>。对于研发持续增长的企业,其研发创新的调整成本相对于研发投入不稳定的企业往往更高,产生的粘性程度也更强。因此,当经济政策不确定性增加时,相比于研发投入调整成本较低的企业,调整成本较高的企业在创新投入与产出方面表现更好。基于以上分析,本文提出研究假设 H2:

H2:(i)与非国有企业相比,经济政策不确定性对国有企业的技术创新促进作用更明显;(ii)与非高新技术企业相比,经济政策不确定性对高技术企业的技术创新促进作用更明显;(iii)与研发投入调整成本较低的企业相比,经济政策不确定性对调整成本较高的企业的技术创新促进作用更明显。

### (三)经济政策不确定性对企业技术创新影响机制分析

从外部融资视角来看,经济政策不确定性提高使得企业投资失败率与违约率上升,致使外部投资者索要更高风险补偿,从而强化了企业融资约束<sup>[40-41]</sup>。此外,企业技术创新本身具有风险性,外部投资者据此提出较高风险溢价,因此企业技术创新天然面临较强的融资约束。显然,在经济政策不确定性增加时,企业技术创新的融资约束将进一步强化。从内部融资视角来看,一方面,经济政策不确定性增加,企业会更审慎地向外界提供商业信用<sup>[42]</sup>,同时为应对这种不确定风险,企业将提高预防性储蓄,从而增加内部现金持有<sup>[12-13,19-20]</sup>;另一方面,政策不确定性风险增加导致企业外部融资成本增加,迫使企业转向稳定持续的内部融资。已有研究表明企业外部融资会受诸多不确定性因素影响,而内部融资能够为企业研发创新提供稳定资金投入,事实上已构成我国企业技术创新主要融资来源<sup>[43]</sup>。因此,经济政策不确定性增加使企业提高现金持有,提高企业内部融资水平,进而促进了企业技术创新。基于此,本文提出以下研究假设 H3a:

H3a:经济政策不确定性提高了企业内部融资水平,进而促进企业技术创新,即内部融资在经济政策不确定性与企业技术创新之间存在中介效应。

经济政策不确定性的增加无疑加剧了企业外部环境变化。根据组织动态能力理论,企业为适应环境变化需要对组织活动进行调整与变革,从而间接影响企业行为。子公司分散于各地区与分行业,身处市场竞争的前沿“阵地”,不仅对市场信息了解更深入,而且能及时跟踪并准确掌握经济政策变动对市场行情影响,子公司技术创新决策能最大程度地贴近市场环境变化;相反,如果研发创新决策权力集中于母公司,母公司高层与子公司管理层之间的沟通与决策程序产生时间成本,更关键的是,这种情况下高层决策人员通常远离各个子领域市场,难以及时、准确捕捉市场环境变化,从而可能导致创新决策滞后甚至失误。此外,在外部信息不确定的情况下,将研发事项决策权下放给子公司的分散决策模式能够提高研发效率。研究表明,将研发事项决策权下放至子公司,子公司可充分发挥独特知识与信息优势,制定最适宜研发计划,规避繁琐程序可能带来成本,从而提高研发效率<sup>[44]</sup>。同时,决策权力下放对子公司管理层产生激励效应,进而提高企业整体的技术创新水平与研发效率<sup>[21]</sup>。因此,经济政策不确定性引发企业研发决策权力分

散配置,从而促进企业技术创新。据此本文提出研究假设 H3b:

H3b:经济政策不确定性促进企业技术创新决策权力下放分散配置,进而促进企业技术创新,即企业创新决策权力分散配置在经济政策不确定性与企业技术创新之间存在中介效应。

### 三、模型设定与数据

#### (一)样本选取与数据来源

由于2007年新会计准则的实施,为保证财务数据统一性,本文选择2007—2019年沪深两市A股上市公司为样本。参考现有文献普遍做法,对初始样本进行如下处理:(1)剔除金融类上市公司样本;(2)剔除在样本期内被ST、\*ST处理样本;(3)剔除IPO当年样本;(4)剔除净资产为负的财务指标异常公司样本;(5)剔除关键变量缺失的样本。最终得到22325个观测样本。其中,衡量企业创新研发投入与产出的数据源于中国研究数据服务平台(CNRDS),经济政策不确定性度量采用Baker等所构建的中国经济政策不确定性指数<sup>[45]</sup>①。上市公司财务指标数据来自国泰安(CSMAR)数据库。衡量宏观经济发展水平的地区人均GDP数据来源于《中国城市统计年鉴》。为了避免异常值对回归结果的影响,本文在计量模型中所有连续变量进行1%和99%缩尾处理。

#### (二)变量选取与说明

##### 1. 被解释变量

企业技术创新。包含研发投入(*lnrd*),研发投入强度(*rda*)与发明专利申请量(*lninopatent*)。根据现有研究,企业技术创新是要素投入与成果产出两方面体现,企业技术创新水平可从创新投入与产出进行衡量。创新投入方面,研发投入(R&D)在衡量创新投入方面被广泛使用<sup>[46]</sup>。参考现有普遍做法,本文使用研发投入的绝对规模(*lnrd*)与相对规模(*rda*)作为创新投入代理变量,研发相对规模,即研发投入强度,通常用研发投入占总资产的比重加以测度。相对于绝对规模,该指标能够更好地反应不同规模企业研发投入情况。创新产出方面,现有研究普遍使用专利数量来衡量创新产出。相对于专利授权量,专利申请量更能体现企业技术创新的动机<sup>[47]</sup>。我国专利分为发明专利、实用新型与外观设计三种类型,发明专利通常代表企业高质量创新,而其他两类的技术要求更低。因此,为捕捉企业高质量创新的真实动机,本文使用发明专利申请数作为创新产出的代理变量。由于专利数据呈右偏态分布以及包含0值,本文对发明专利申请数加1后取自然对数。

##### 2. 解释变量

经济政策不确定性(*epu*)。本文经济政策不确定性以斯坦福大学和芝加哥大学联合公布的宏观经济政策不确定性指数来衡量。该指数是根据美国、欧洲、加拿大、中国和印度等多个国家有代表性媒体报道,并利用文本挖掘技术等方法构造的一种各国宏观经济不确定性综合度量指标<sup>[45]</sup>。中国经济政策不确定性指数是以中国香港《南华早报》为基准进行关键词搜索而构建。该指数为月度数据,本文利用一年内月度数据的几何平均数将该指标处理为年度衡量指标。

##### 3. 控制变量

企业技术创新受企业资源与意愿影响。参考张峰等<sup>[16]</sup>、顾夏铭等的研究<sup>[18]</sup>,本文采用如下控制变量:公司规模(*lnsize*),定义为总资产的自然对数值;上市年数(*lnage*),定义为企业上市的时间年限自然对数值;资产收益率(*roa*),定义为上市公司当年净利润与总资产的比值,用以测度企业盈利能力和资产利用效率;公司负债水平(*lev*),定义为企业当年负债与总资产的比值,用以

① 数据来源:<https://www.policyuncertainty.com/index.html>。

测度企业财务风险水平;第一大股东持股比例( $top1$ ),定义为第一大股东持股数与总股数的比值,大股东态度与决策对某项创新计划能否实施及其受重视程度有重要影响;董事会规模( $lnboard$ ),定义为公司董事个数自然对数,体现了企业内部控制与治理情况;销售增长率( $growth$ ),定义为上市公司本期主营业务收入与上期主营业务收入之比减1,体现了企业的成长性;少数股东权益占比( $mino$ ),定义为少数股东权益与所有者权益总计的比值,体现企业股权结构状态;有形资产比率( $tangibility$ ),定义为有形资产总额占总资产的比重,体现企业资产结构;现金流比率( $cashflow$ ),定义为现金流与总资产的比值,体现了企业资金状况<sup>[16,18]</sup>。规模与上市年数与企业的创新能力及创新经验密切相关,一般而言规模越大的企业其知识储备与学习能力越高,对创新越有利。上市时间越长的企业具有更为稳定的盈利能力和较好的声誉机制,从而面临较弱的融资约束。其余控制变量反映了企业盈利能力、资产结构、财务风险、资金状况、治理结构等,这些因素与企业创新活动均密切相关。除了企业微观层面的数据,本文在模型中还控制了城市层面的人均GDP。

#### 4. 异质性分组

产权性质( $soe$ ),根据国泰安数据库提供的企业股权性质设置虚拟变量,其中1为国有企业,0为非国有企业;行业性质( $ind$ ),借鉴胡亚茹和陈丹丹<sup>[48]</sup>的方法,本文将医药、航天、电子及通信设备和计算机等行业定义为高技术行业,设置为虚拟变量1,其余为非高技术行业,设置为0;研发投入调整成本( $adjust$ ),首先定义企业研发增长的虚拟变量,如果某年企业研发投入高于去年,则该虚拟变量定义为1,否则为0。若企业的该虚拟变量在样本期间平均值高于其所处行业均值,那么该企业的研发投入具有较高的调整成本,设置虚拟变量 $adjust=1$ ,否则该企业具有较低调整成本,那么 $adjust=0$ 。本文的变量定义与测度如表1所示。

表1 变量定义与测度

| 变量名称      | 变量符号          | 具体测度方法                                       |
|-----------|---------------|--|
| 研发投入      | $lnrd$        | 用研发投入金额自然对数值衡量                               |
| 研发投入强度    | $rda$         | 研发投入/总资产                                     |
| 发明专利      | $lninmpatent$ | 发明专利数加一后取自然对数                                |
| 经济政策不确定性  | $epu$         | 年度层面经济政策不确定性,在基准回归中通过算数平均数将月度经济政策不确定性转化为年度指标 |
| 公司规模      | $lnsize$      | 总资产的自然对数                                     |
| 上市年数      | $lnage$       | 样本年份-上市年份,取自然对数                              |
| 资产收益率     | $roa$         | 净利润/总资产                                      |
| 公司负债水平    | $lev$         | 负债总额/总资产                                     |
| 第一大股东持股比例 | $top1$        | 第一大股东持股数/总股数                                 |
| 董事会规模     | $lnboard$     | 董事会人数的自然对数                                   |
| 销售增长      | $growth$      | 本期营业收入/上期营业收入-1                              |
| 少数股东权益占比  | $mino$        | 少数股东权益/所有者权益总计                               |
| 有形资产比率    | $tangibility$ | 有形资产总额/总资产                                   |
| 现金流比率     | $cashflow$    | 企业经营和投资活动获得现金流/总资产                           |
| 经济发展水平    | $lngdp$       | 地区人均GDP取自然对数                                 |
| 产权性质      | $soe$         | 虚拟变量,国有企业定义为1,非国有企业定义为0                      |
| 行业属性      | $ind$         | 虚拟变量,注重基础研究的行业定义为1,其他行业为0                    |
| 调整成本      | $adjust$      | 虚拟变量,高于行业均值的定义为1,否则为0                        |

### (三) 变量描述性统计

主要变量的描述性统计如表2所示,研发投入均值为17.679,研发强度为2.10%,与现有研究基本一致。从总体样本来看,我国企业整体研发投入并不高,样本最大值与最小值可以看出研

发投入差异非常明显。在 2007—2019 年之间,我国的经济政策不确定的均值为 3.099,标准差为 2.172,表明我国经济政策变动程度明显。在控制变量中,样本公司的资产规模平均为 22.159,资产收益率平均为 3.9%,负债水平平均为 44%,第一大股东持股比例平均为 35.1%,少数股东权益平均为 6.5%,有形资产比例平均为 92.6%,现金流比例平均为 -1.4%。从虚拟变量的均值可以看出国有企业占总样本的 42.3%,高技术行业样本占总样本的 32%,研发投入调整成本较高的企业占总样本 55.4%。

表 2 主要变量的描述性统计

| 变量                 | 观测值   | 均值     | 标准差   | 最小值    | 最大值    |
|--------------------|-------|--------|-------|--------|--------|
| <i>lninopatent</i> | 22325 | 1.490  | 1.477 | 0.000  | 5.781  |
| <i>lnrd</i>        | 22325 | 17.679 | 1.559 | 13.074 | 21.772 |
| <i>rda</i>         | 22325 | 0.021  | 0.019 | 0.000  | 0.099  |
| <i>epu</i>         | 22325 | 3.099  | 2.172 | 0.822  | 7.919  |
| <i>lnsize</i>      | 22325 | 22.159 | 1.276 | 19.821 | 26.100 |
| <i>roa</i>         | 22325 | 0.039  | 0.056 | -0.216 | 0.193  |
| <i>lev</i>         | 22325 | 0.440  | 0.204 | 0.056  | 0.882  |
| <i>top1</i>        | 22325 | 0.351  | 0.150 | 0.088  | 0.748  |
| <i>age</i>         | 22325 | 10.064 | 6.741 | 1.000  | 29.000 |
| <i>board</i>       | 22325 | 8.730  | 1.776 | 3.000  | 20.000 |
| <i>mino</i>        | 22325 | 0.065  | 0.092 | -0.010 | 0.450  |
| <i>tangibilit</i>  | 22325 | 0.926  | 0.09  | 0.521  | 1.000  |
| <i>cashflow</i>    | 22325 | -0.014 | 0.098 | -0.301 | 0.267  |
| <i>lngdp</i>       | 22325 | 11.255 | 0.618 | 8.615  | 13.056 |
| <i>soe</i>         | 22325 | 0.423  | 0.494 | 0.000  | 1.000  |
| <i>ind</i>         | 22325 | 0.320  | 0.466 | 0.000  | 1.000  |
| <i>adjust</i>      | 22325 | 0.554  | 0.497 | 0.000  | 1.000  |

#### (四)模型设定

为研究经济政策不确定性对企业技术创新的影响,本文构建如下基准回归模型:

$$innovation_{i,t} = \alpha + \beta epu_{i,t} + \gamma X_{i,t} + \eta_t + \eta_{city} + \eta_{firm} + \epsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中, $i$ 表示上市公司个体, $t$ 表示年份, $innovation_{i,t}$ 表示企业 $i$ 在第 $t$ 年的技术创新水平,包括研发投入 $lnrd_{i,t}$ 、研发强度 $rdintensity_{i,t}$ 、发明专利 $lninopatent_{i,t}$ ;  $\alpha$ 为截距项;核心解释变量 $epu_{i,t}$ 表示公司 $i$ 在第 $t$ 年所面临经济政策不确定性程度。若系数 $\beta$ 估计值显著为正,则表明经济政策不确定性的增加显著促进企业技术创新;反之,则抑制了企业技术创新。 $\gamma X_{i,t}$ 表示一系列控制变量, $X_{i,t}$ 为控制变量列向量, $\gamma$ 为控制变量系数列向量; $\eta_t$ 表示时间虚拟变量, $\eta_{city}$ 表示城市层面的固定效应, $\eta_{firm}$ 表示企业个体固定效应, $\epsilon_{i,t}$ 表示随机误差项。

为研究经济政策不确定性对企业技术创新可能存在的内部机制,构建如下中介效应模型:

$$innovation_{i,t} = \alpha_1 + \beta_1 epu_{i,t} + \gamma X_{i,t} + \eta_t + \eta_{city} + \eta_{firm} + \epsilon_{i,t} \quad (2)$$

$$Med_{i,t} = \alpha_2 + \beta_2 epu_{i,t} + \omega X_{i,t} + \eta_t + \eta_{city} + \eta_{firm} + \epsilon_{i,t} \quad (3)$$

$$innovation_{i,t} = \alpha_3 + \beta_3 epu_{i,t} + \delta Med_{i,t} + \theta X_{i,t} + \eta_t + \eta_{city} + \eta_{firm} + \epsilon_{i,t} \quad (4)$$

其中, $Med_{i,t}$ 为中介变量,包括内部融资水平 $internal_{i,t}$ 与企业母子公司间的权力配置 $cen_{i,t}$ ;当式(1)系数 $\beta_1$ 显著时,如果式(2)系数 $\beta_2$ 与式(3)系数 $\delta$ 都显著,说明存在中介效应,此时,当式(3)系数 $\beta_3$ 不显著时,则表示存在完全中介效应;当 $\beta_3$ 显著时,若系数 $\beta_2 \times \delta$ 与 $\beta_3$ 符号相同,则存在部分中介效应,若异号,则存在遮掩效应。

## 四、实证结果与分析

### (一) 基准回归结果与分析

表 3 是经济政策不确定性对企业技术创新投入与产出影响的基准回归结果。从创新投入方面来看,观察(1)(2)(3)列,在模型中加入时间固定效应、城市固定效应与行业固定效应之后,经济政策不确定性对创新投入与创新产出的回归系数均在 1%水平上显著为正,表明经济政策不确定的提高显著促进了企业研发投入的增加;第(4)(5)(6)列将个体固定效应代替行业固定效应,核心解释变量的系数依旧均在 1%水平上显著为正。因此,假设 H1 得以验证。

表 3 经济政策不确定性与企业技术创新:基准回归结果

|                    | (1)                     | (2)                     | (3)                     | (4)                     | (5)                     | (6)                     |
|--------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|
|                    | <i>lnrd</i>             | <i>rda</i>              | <i>lninnopatent</i>     | <i>lnrd</i>             | <i>rda</i>              | <i>lninnopatent</i>     |
| <i>epu</i>         | 0.208 2***<br>(0.016 0) | 0.002 3***<br>(0.000 2) | 0.044 9***<br>(0.009 9) | 0.274 9***<br>(0.017 9) | 0.002 7***<br>(0.000 2) | 0.048 1***<br>(0.011 7) |
| 控制变量               | 是                       | 是                       | 是                       | 是                       | 是                       | 是                       |
| 时间固定效应             | 是                       | 是                       | 是                       | 是                       | 是                       | 是                       |
| 城市固定效应             | 是                       | 是                       | 是                       | 是                       | 是                       | 是                       |
| 行业固定效应             | 是                       | 是                       | 是                       | 否                       | 否                       | 否                       |
| 个体固定效应             | 否                       | 否                       | 否                       | 是                       | 是                       | 是                       |
| 样本量                | 16 370                  | 16 370                  | 22 471                  | 16 162                  | 16 162                  | 22 325                  |
| 调整后 R <sup>2</sup> | 0.626 7                 | 0.431 0                 | 0.470 1                 | 0.861 1                 | 0.826 5                 | 0.767 3                 |

注:括号内数字为公司个体聚类调整的标准误;\*\*\*表示  $p < 0.01$ , \*\*表示  $p < 0.05$ , \*表示  $p < 0.1$ 。下同

### (二) 异质性分析

本文采用样本分组回归方法来研究经济政策不确定性对企业技术创新影响异质性。表 4 报告了国有企业和非国有企业样本分组回归结果。创新的投入方面(第(1)–(4)列),经济政策不确定性的增加均显著促进了两类企业技术创新投入,且组间差异 F 值显著,表明经济政策不确定性在不同所有权性质表现并不相同。以研发投入作为被解释变量时,国有企业样本组 *epu* 估计系数大于非国有企业,而以投入强度作为被解释变量时,前者则低于后者,但是两者系数差异并不大。在创新的产出方面(第(5)、(6)列),经济政策不确定性的增加显著促进了国有企业的创新产出,但非国有企业样本组估计系数不显著。因此,验证了研究假设 H2 的第(i)部分。国有企业更多集中于国民战略性的行业,掌控国民经济命脉,在经济政策不确定时国有企业的技术创新具有先导性与稳定性,为整个行业的基础创新奠定稳定基石,向外界展示国家坚持创新发展的决心。

表 4 产权性质异质性回归结果

|                     | 国企                      | 非国企                     | 国企                      | 非国企                     | 国企                      | 非国企                  |
|---------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|----------------------|
|                     | <i>lnrd</i>             | <i>lnrd</i>             | <i>rda</i>              | <i>rda</i>              | <i>lninnopatent</i>     | <i>lninnopatent</i>  |
| <i>epu</i>          | 0.278 6***<br>(0.029 3) | 0.273 5***<br>(0.028 2) | 0.002 4***<br>(0.000 3) | 0.003 3***<br>(0.000 4) | 0.070 8***<br>(0.018 6) | 0.022 9<br>(0.016 7) |
| 控制变量                | 是                       | 是                       | 是                       | 是                       | 是                       | 是                    |
| 时间固定效应              | 是                       | 是                       | 是                       | 是                       | 是                       | 是                    |
| 城市固定效应              | 是                       | 是                       | 是                       | 是                       | 是                       | 是                    |
| 个体固定效应              | 是                       | 是                       | 是                       | 是                       | 是                       | 是                    |
| 样本量                 | 5 643                   | 10 416                  | 5 643                   | 10 416                  | 9 564                   | 12 646               |
| 调整后 R <sup>2</sup>  | 0.862 5                 | 0.868 8                 | 0.797 3                 | 0.833 9                 | 0.812 1                 | 0.734 2              |
| <i>epu</i> 组间差异 F 值 | 883.64***               |                         | 92.38**                 |                         | 424.88**                |                      |

注:组间差异用于检验组间系数差异的显著性。下同

表 5 报告了高技术企业与非高技术企业样本分组回归结果。结果显示,无论以创新投入还是以创新产出作为被解释变量,组间差异 F 值均在 1%的水平下显著,并且高技术行业样本组中 *epu* 的估计系数更大,这表明相较于非高技术企业,政策不确定性风险的增加对高技术企业的技术创新促进作用更大,从而验证了假设 H2 的第(ii)部分。

表 5 行业性质异质性回归结果

|                     | 高技术                     | 非高技术                    | 高技术                     | 非高技术                    | 高技术                     | 非高技术                    |
|---------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|
|                     | <i>lnrd</i>             | <i>lnrd</i>             | <i>rda</i>              | <i>rda</i>              | <i>lninno</i> patent    | <i>lninno</i> patent    |
| <i>epu</i>          | 0.272 8***<br>(0.021 1) | 0.268 1***<br>(0.028 6) | 0.003 4***<br>(0.000 3) | 0.002 1***<br>(0.000 3) | 0.066 4***<br>(0.022 0) | 0.057 9***<br>(0.013 5) |
| 控制变量                | 是                       | 是                       | 是                       | 是                       | 是                       | 是                       |
| 时间固定效应              | 是                       | 是                       | 是                       | 是                       | 是                       | 是                       |
| 城市固定效应              | 是                       | 是                       | 是                       | 是                       | 是                       | 是                       |
| 个体固定效应              | 是                       | 是                       | 是                       | 是                       | 是                       | 是                       |
| 样本量                 | 6 490                   | 9 615                   | 6 490                   | 9 615                   | 7 074                   | 15 204                  |
| 调整后 R <sup>2</sup>  | 0.879 7                 | 0.857 8                 | 0.805 0                 | 0.842 5                 | 0.770 7                 | 0.749 4                 |
| <i>epu</i> 组间差异 F 值 | 883.91***               |                         | 98.51***                |                         | 315.00***               |                         |

表 6 报告了高水平研发投入调整成本与低水平研发投入调整成本分组回归结果。结果显示无论以创新投入还是以创新产出作为被解释变量,组间差异 F 值在均在 1%的水平下显著,且高调整成本的样本组中 *epu* 的估计系数更大,这表明相对于低调整成本企业,政策不确定性风险的增加对高调整成本的企业技术创新促进作用更大,从而验证了假设 H2 的第(iii)部分,因此,高调整成本企业对技术创新更具有“依赖”性。

表 6 调整成本异质性回归结果

|                     | 高成本                     | 低成本                     | 高成本                     | 低成本                     | 高成本                     | 低成本                  |
|---------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|----------------------|
|                     | <i>lnrd</i>             | <i>lnrd</i>             | <i>rda</i>              | <i>rda</i>              | <i>lninno</i> patent    | <i>lninno</i> patent |
| <i>epu</i>          | 0.326 6***<br>(0.022 3) | 0.138 1***<br>(0.037 0) | 0.003 2***<br>(0.000 3) | 0.001 3***<br>(0.000 3) | 0.042 5***<br>(0.015 5) | 0.031 6<br>(0.020 4) |
| 控制变量                | 是                       | 是                       | 是                       | 是                       | 是                       | 是                    |
| 时间固定效应              | 是                       | 是                       | 是                       | 是                       | 是                       | 是                    |
| 城市固定效应              | 是                       | 是                       | 是                       | 是                       | 是                       | 是                    |
| 个体固定效应              | 是                       | 是                       | 是                       | 是                       | 是                       | 是                    |
| 样本量                 | 8 028                   | 8 107                   | 8 028                   | 8 107                   | 12 739                  | 9 555                |
| 调整后 R <sup>2</sup>  | 0.869 1                 | 0.859 1                 | 0.820 1                 | 0.846 4                 | 0.788 6                 | 0.744 4              |
| <i>epu</i> 组间差异 F 值 | 908.60***               |                         | 105.87***               |                         | 429.84***               |                      |

### (三) 稳健性检验

为保证回归结果稳健性,本文首先讨论了模型可能内生性问题,除此之外,本文通过解释变量改变、替换被解释变量、替换样本、改变回归方法、加入可能遗漏重要变量、更改聚类标准误等方式进行稳健性检验,结果均表明基准回归结果具有稳健性。

#### 1. 内生性讨论

关于回归模型中可能存在的遗漏变量问题,本文在基准回归中采用了固定效应模型,同时加入了时间虚拟变量、城市固定效应,一定程度上缓解了遗漏变量对估计结果的影响。但考虑到模型可能存在反向因果问题,本文借鉴已有采用工具变量的做法,分别使用美国与印度的经济政策不确定性指标作为工具变量,并进行两阶段回归<sup>[16,18,49]</sup>。第一阶段的回归中美国与印度的经济政策不确定指标均与中国经济政策不确定指标显著正相关(篇幅所限未加以展示),表 7 直接报告了第二阶段回归结果,可以发现 *epu* 估计系数均显著为正,说明基准模型的回归结果具有稳健性。

表7 工具变量法第二阶段回归结果

|                    | (1)                     | (2)                     | (3)                     | (4)                     | (5)                     | (6)                     |
|--------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|
|                    | <i>lnrd</i>             | <i>rda</i>              | <i>lninnopatent</i>     | <i>lnrd</i>             | <i>rda</i>              | <i>lninnopatent</i>     |
| <i>epu</i>         | 0.729 2***<br>(0.157 2) | 0.008 2***<br>(0.001 7) | 0.293 4***<br>(0.048 5) | 0.328 2***<br>(0.090 0) | 0.004 0***<br>(0.001 0) | 0.135 7***<br>(0.028 0) |
| 控制变量               | 是                       | 是                       | 是                       | 是                       | 是                       | 是                       |
| 时间固定效应             | 是                       | 是                       | 是                       | 是                       | 是                       | 是                       |
| 城市固定效应             | 是                       | 是                       | 是                       | 是                       | 是                       | 是                       |
| 个体固定效应             | 是                       | 是                       | 是                       | 是                       | 是                       | 是                       |
| 样本量                | 16 162                  | 16 162                  | 22 325                  | 16 162                  | 16 162                  | 22 325                  |
| 调整后 R <sup>2</sup> | 0.521 2                 | 0.111 7                 | 0.232 1                 | 0.523 6                 | 0.114 4                 | 0.233 2                 |

## 2. 替换解释变量

Davis 等<sup>①</sup>通过对《人民日报》和《光明日报》信息进行关键词检索,构建了一套全新的中国经济政策不确定性指标。为避免单一指标可能产生测度偏误,本文使用该指标作为解释变量重新进行回归。另外,参考李凤羽和杨墨竹<sup>[8]</sup>的做法,本文还通过加权平均的方法重新度量经济政策不确定性指数,加权方式为给各季度三个月份分别赋予权重 1/6,1/3,1/2,然后再转化为年度指标。表 8 报告了这两种稳健性检验的回归结果,可以发现,再加入控制变量、时间固定效应、企业个体固定效应和城市固定效应之后,解释变量估计系数依然显著为正,说明基准回归结果具有稳健性。

表8 稳健性检验一

|                    | 更换解释变量数据                |                         |                         | 加权测度解释变量                |                         |                         |
|--------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|
|                    | (1)                     | (2)                     | (3)                     | (4)                     | (5)                     | (6)                     |
|                    | <i>lnrd</i>             | <i>rda</i>              | <i>lninnopatent</i>     | <i>lnrd</i>             | <i>rdintensity</i>      | <i>lninnopatent</i>     |
| <i>epu_robust1</i> | 0.623 3***<br>(0.040 6) | 0.006 1***<br>(0.000 5) | 0.109 1***<br>(0.026 6) |                         |                         |                         |
| <i>epu_robust2</i> |                         |                         |                         | 0.263 4***<br>(0.017 2) | 0.002 6***<br>(0.000 2) | 0.046 1***<br>(0.011 2) |
| 控制变量               | 是                       | 是                       | 是                       | 是                       | 是                       | 是                       |
| 时间固定效应             | 是                       | 是                       | 是                       | 是                       | 是                       | 是                       |
| 城市固定效应             | 是                       | 是                       | 是                       | 是                       | 是                       | 是                       |
| 个体固定效应             | 是                       | 是                       | 是                       | 是                       | 是                       | 是                       |
| 样本量                | 16 162                  | 16 162                  | 22 325                  | 16 162                  | 16 162                  | 22 325                  |
| 调整后 R <sup>2</sup> | 0.861 1                 | 0.826 5                 | 0.767 3                 | 0.861 1                 | 0.826 5                 | 0.767 3                 |

## 3. 替换被解释变量与回归方法

本文改变基准模型被解释变量测度方法,使用研发投入与营业收入的比值(*rda\_r1*=研发投入/营业收入)来衡量企业的研发创新强度,估计结果见表 9 第(1)列;由于研发数据存在部分缺失值,本文将研发数据缺失值定义为 0 值后加入到回归之中,得到新的研发强度(*rda\_r2*)数据,估计结果为表 9 第(2)列,均显示估计系数依然稳健可靠。同时,本文使用了子公司专利(*lninno\_r1*)数据代替基准回归的母子公司及合营联营公司的专利总量数据进行回归,回归结果为 9 的第(3)列。在子公司专利样本的回归中,子公司的发明专利系数显著为正,表明经济政策不确定性增加显著促进企业子公司发明专利数量增长,与之对比,第(4)列为使用母公司发明专利(*lninno\_r2*)进行回归的结果,解释变量系数并不显著。因此,经济政策不确定性的增高,显著提高了子公司创新产出,但对母公司创新产出没有影响。这预示着存在母公司将研发事项决策权下放给子公司的可能性,为探究经济政策不确定性对企业技术创新的影响机制提供线索。最后,考虑到企业研发投入与专利数据存在大量零值,本文还使用 tobit 回归模型替代固定效应模型,回归结果为表 9 的(5)(6)(7)列,估计结果仍然证明了基准结果的稳健性。

① 数据来源: [https://www.policyuncertainty.com/china\\_monthly.html](https://www.policyuncertainty.com/china_monthly.html)。

表 9 稳健性检验二

|                    | 更换研发强度                  |                         | 更换样本                    |                      | 更换回归方法                  |                         |                         |
|--------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|----------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|
|                    | (1)                     | (2)                     | (3)                     | (4)                  | (5)                     | (6)                     | (7)                     |
|                    | <i>rda_r1</i>           | <i>rda_r2</i>           | <i>lninno_r1</i>        | <i>lninno_r2</i>     | <i>lnrd</i>             | <i>rda</i>              | <i>lninnopatent</i>     |
| <i>epu</i>         | 0.003 5***<br>(0.000 3) | 0.001 9***<br>(0.000 1) | 0.087 0***<br>(0.018 4) | 0.008 6<br>(0.010 3) | 0.192 2***<br>(0.015 2) | 0.002 2***<br>(0.000 2) | 0.165 8***<br>(0.017 9) |
| 控制变量               | 是                       | 是                       | 是                       | 是                    | 是                       | 是                       | 是                       |
| 时间固定效应             | 是                       | 是                       | 是                       | 是                    | 是                       | 是                       | 是                       |
| 城市固定效应             | 是                       | 是                       | 是                       | 是                    | 是                       | 是                       | 是                       |
| 个体固定效应             | 是                       | 是                       | 是                       | 是                    | 是                       | 是                       | 是                       |
| 样本量                | 16 162                  | 22 325                  | 11 971                  | 22 325               | 16 383                  | 16 383                  | 22 325                  |
| 调整后 R <sup>2</sup> | 0.854 3                 | 0.808 8                 | 0.698 7                 | 0.751 1              |                         |                         |                         |

#### 4. 遗漏变量与增量解释力

行业因素同样是影响企业创新的重要因素,本文在基准模型中使用了行业固定效应。进一步地,本文使用行业赫芬达尔指数来度量行业竞争状况,回归结果为表 10 的(1)(2)(3)列,其结果与基准回归结果保持一致。根据熊彼特假说,行业竞争程度与企业技术创新呈正相关关系,而行业集中程度越高,越不利于企业的技术创新。有学者使用企业的营业收入波动来测度企业所面临的环境不确定性,并且该不确定性对企业创新也产生了重要的影响<sup>[50-51]</sup>。因此,为保证宏观经济政策不确定性与企业的环境不确定性的作用不重叠,表 10 的(4)(5)(6)为在基准模型中引入企业经营业绩波动(*eu\_sale*)的回归结果,结果表明经济政策不确定性与企业的环境不确定性并不重叠,说明经济政策不确定性对企业的技术创新具有增量解释效力。

表 10 稳健性检验三

|                    | 加入可能遗漏变量                |                          |                          | 回归的增量解释力                 |                          |                         |
|--------------------|-------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|-------------------------|
|                    | (1)                     | (2)                      | (3)                      | (4)                      | (5)                      | (6)                     |
|                    | <i>lnrd</i>             | <i>rda</i>               | <i>lninnopatent</i>      | <i>lnrd</i>              | <i>rda</i>               | <i>lninnopatent</i>     |
| <i>epu</i>         | 0.275 4***<br>(0.017 8) | 0.002 7***<br>(0.000 2)  | 0.051 4***<br>(0.011 7)  | 0.277 3***<br>(0.018 4)  | 0.002 7***<br>(0.000 2)  | 0.050 3***<br>(0.012 1) |
| <i>HHI</i>         | -0.445 6**<br>(0.200 1) | -0.004 5***<br>(0.001 7) | -0.460 8***<br>(0.093 5) |                          |                          |                         |
| <i>eu_sale</i>     |                         |                          |                          | -0.170 1***<br>(0.058 1) | -0.002 6***<br>(0.000 9) | 0.012 8<br>(0.043 4)    |
| 控制变量               | 是                       | 是                        | 是                        | 是                        | 是                        | 是                       |
| 时间固定效应             | 是                       | 是                        | 是                        | 是                        | 是                        | 是                       |
| 城市固定效应             | 是                       | 是                        | 是                        | 是                        | 是                        | 是                       |
| 个体固定效应             | 是                       | 是                        | 是                        | 是                        | 是                        | 是                       |
| 样本量                | 16 162                  | 16 162                   | 22 325                   | 14 303                   | 14 303                   | 20 133                  |
| 调整后 R <sup>2</sup> | 0.861 5                 | 0.826 8                  | 0.768 0                  | 0.858 8                  | 0.805 1                  | 0.764 6                 |

## 五、机制检验

### (一) 中介变量设计

据前述机制分析,本文认为经济政策不确定性对企业技术创新的影响存在两种作用机制:(1)经济政策不确定性—内部融资—企业技术创新;(2)经济政策不确定性—研发决策下放—企业技术创新。机制(1)的逻辑解释是:经济政策不确定性提高了企业的内部融资水平,而内部融资又是企业技术创新的主要融资源泉,进而促进了企业的技术创新。机制(2)的逻辑解释是:企业为适应不确定性环境,需要对组织进行变革以适应环境变化,母公司创新决策权力下放给子公司,子公司信息优势及子公司管理层激励效应,提高了企业技术创新水平。借鉴鞠晓生<sup>[43]</sup>的测度方式,本文使用企业期初现金及现金等价物与总资产的比值来度量企业内部融资(*internal*)水平,借鉴谭洪涛和陈瑶<sup>[21]</sup>企业研发创新权力配置的测度方式,本文使用以下公式进行测度企业

研发创新的权力配置：

$$Pinasset_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Passet_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

其中,  $Pinasset$  为母公司无形资产占集团无形资产的比例,使用母公司报表中无形资产项目除以合并报表对应项目计算得出,使用无形资产来度量一方面克服了母公司研发投入数据的可得性,另一方面能更为广泛的包含企业的创新信息<sup>[43]</sup>。 $Passet$  表示母公司资产占集团的资产规模的比例,以母公司的总资产与合并报表总资产的比值计算得出。对式(5)进行回归,回归结果估计的残差即为企业集团的研发集权程度( $cenr$ )。当  $cenr$  越大时,说明在母公司占集团规模总体比例不变的情况下,母公司无形资产占比越大,其在集团中的研发事项就越集中于母公司,其研发事权的集权程度就越高,反之则越低。

## (二) 中介机制回归结果分析

表 11 报告了内部融资的中介机制检验结果。结果显示,第(2)列的解释变量  $epu$  对中介变量  $internal$  的回归系数  $\beta_2$  在 1%水平上显著为正,说明经济政策不确定的提高促进了企业内部融资水平的提高。第(3)列中的解释变量  $epu$  的估计系数  $\beta_3$  与中介变量  $internal$  的估计系数  $\delta$  均显著为正,因此  $\beta_3 \times \delta$  与  $\beta_3$  同号,表明内部融资在经济政策不确定性与企业技术创新之间产生部分中介效应作用,研究假设 H3a 得以验证。

表 11 内部融资中介机制估计结果

|                    | (1)                     | (2)                     | (3)                     |
|--------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|
|                    | $lnrd$                  | $internal$              | $lnrd$                  |
| $epu$              | 0.274 9***<br>(0.017 9) | 0.012 4***<br>(0.000 9) | 0.272 2***<br>(0.017 8) |
| $internal$         |                         |                         | 0.199 1*<br>(0.120 6)   |
| 控制变量               | 是                       | 是                       | 是                       |
| 时间固定效应             | 是                       | 是                       | 是                       |
| 城市固定效应             | 是                       | 是                       | 是                       |
| 个体固定效应             | 是                       | 是                       | 是                       |
| 样本量                | 16 162                  | 22 324                  | 16 162                  |
| 调整后 R <sup>2</sup> | 0.861 1                 | 0.671 2                 | 0.861 2                 |

表 12 报告了研发决策权力配置的中介机制检验结果。从结果看出,第(2)列的解释变量  $epu$  对中介变量回归的估计系数  $\beta_2$  在 1%的水平上显著为负,表明在经济政策不确定提高时,企业更愿意将权力下放到各个子公司去开展业务。第(3)列中的解释变量  $epu$  的估计系数  $\beta_3$  在 1%水平上显著为正,中介变量  $cenr$  的系数  $\delta$  显著为负,此时  $\beta_2 \times \delta$  与  $\beta_3$  同号,表明研发决策权力配置在经济政策不确定性与企业技术创新之间存在部分中介效应,研究假设 H3b 得以验证。

表 12 研发决策权力配置中介机制估计结果

|                    | (1)                     | (2)                       | (3)                      |
|--------------------|-------------------------|---------------------------|--------------------------|
|                    | $lnrd$                  | $cenr$                    | $lnrd$                   |
| $epu$              | 0.274 9***<br>(0.017 9) | -18.820 2***<br>(3.422 5) | 0.202 6***<br>(0.016 0)  |
| $cenr$             |                         |                           | -0.000 1***<br>(0.000 1) |
| 控制变量               | 是                       | 是                         | 是                        |
| 时间固定效应             | 是                       | 是                         | 是                        |
| 城市固定效应             | 是                       | 是                         | 是                        |
| 个体固定效应             | 是                       | 是                         | 是                        |
| 样本量                | 16 162                  | 20 107                    | 15 366                   |
| 调整后 R <sup>2</sup> | 0.861 1                 | 0.779 5                   | 0.636 1                  |

表 12 的结果验证了经济政策不确定性增加情况下,企业预防性储蓄所增持的内部资金会被投入到创新研发活动中,这部分资金成为企业技术创新重要内源资金。同时,企业是环境中的企业,企业必然不能脱离外部环境而生产发展。组织理论认为组织结构要与战略相匹配,而外部环境则是结构与战略的导向,结构与战略的匹配正是为了更好地适应外界环境。表 12 实证结果很好地回应了该观点:经济政策不确定性会影响企业内部结构——通过企业研发决策权力分散配置来提高决策效率和子公司管理层激励,促进企业技术创新,从而在最大程度上适应外部不确定性变化的环境。

## 六、研究结论与启示

本文基于 2007—2019 年中国 A 股非金融类上市公司构造的面板数据,研究了经济政策不确定性对企业技术创新的影响,并揭示了经济政策不确定性对企业技术创新影响的作用机制。本文研究发现:经济政策不确定性增加显著促进了企业技术创新,通过内生性处理与系列稳健性检验之后,该结论仍然成立;经济政策不确定性对企业创新的影响在不同产权性质、行业属性与研发投入调整成本方面存在异质性。相比于非国有企业,国有企业在资源与信息获取方面均有独特优势,经济政策不确定性对国有企业的技术创新促进作用更明显。相比于其他行业,经济政策不确定性加剧了行业内的竞争,使高技术行业技术创新投入和产出均高于非高技术行业;调整成本使得企业研发投入难以削减,因此经济政策不确定性增加时,高调整成本使企业创新投入和产出表现均高于低调整成本企业。中介机制研究表明,企业为规避风险而增加现金持有,提高了内部融资水平,从而研发活动获得相对稳定资金支持;为应对政策不确定变化,公司将事务决策权下放给子公司,提高了技术创新决策效率与创新激励,从而促进公司技术创新。

基于上述结论,本文获得以下政策启示。首先,从企业内部治理角度,经济政策不确定性对企业创新促进作用,本质上是应对政策不确定性风险的企业内部决策结果——通过提高技术创新在市场中寻求自我发展。因此,在当前相对不确定性经济政策环境下,应主动适应经济政策不确定性变化,将政策不确定性视为自身发展的机遇而非阻碍。这种适应性的最主要策略就是企业需要保持适应性的组织结构变革。就企业技术创新策略而言,在政策不确定性增加时,企业应审慎地追加生产性投资规模,提高预防性储蓄,为技术创新提供稳定持续地内部资金支持;当政策不确定性增加时,集团公司应将部分研发事项决策权下放给子公司,让“听见炮声”的人决策,提高决策准确性和效率,从而在瞬息万变的机遇中为企业技术创新提供正确方向和争取先动优势。其次,政策不确定性能多大程度上促进技术创新还取决于市场有效性:如果市场低效率,那么经济政策变化不能导致要素有效配置,经济政策变动可能使得企业技术创新促进的作用有限。因此,我国应坚持优化企业营商环境,构建一个公平、有序的市场竞争环境<sup>[52]</sup>,对于部分排他性的垄断或市场集中度较高行业,要适当加以行政干预,确保创新的市场机制得以运行。最后,经济政策不确定性是一个国内外因素综合的结果。面对国际经济不确定性,中国企业应提高自身实力,加大基础研发力度与科研实力,以提高自身对抗外部不确定性风险能力;与此同时,国内处于经济转型期与改革深水区,各项产业发展政策制定需要充分考虑企业性质与行业特征,对于中小型民营企业,政策目标设定应给这些企业调整期限,使其充分适应市场环境变化,最大程度保护企业技术创新能力;对于高技术企业,政府部门应密切跟踪市场变化,保持政策灵活性与导向前沿性,最大程度激发高技术企业的创新动力。

### 参考文献:

- [1] 张志鑫,闫世玲. 双循环新发展格局与中国企业技术创新[J]. 西南大学学报(社会科学版),2022(1):113-122.  
[2] KILIANL. The economic effects of energy price shocks[J]. Journal of economic literature,2008(4):871-909.

- [3] 于文超,梁平汉. 不确定性、营商环境与民营企业经营活力[J]. 中国工业经济,2019(11):136-154.
- [4] 田国强,李双建. 经济政策不确定性与银行流动性创造:来自中国的经验证据[J]. 经济研究,2020(11):19-35.
- [5] LE Q V,ZAK P J. Political risk and capital flight[J]. Journal of international money and finance,2006(2):308-329.
- [6] GULEN H,ION M. Policy uncertainty and corporate investment[J]. The review of financial studies,2016(3):523-564.
- [7] TALAVERA O,TSAPIN A,ZHOLUD O. Macroeconomic uncertainty and bank lending: The case of Ukraine[J]. Economic systems,2012(2):279-293.
- [8] 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.
- [9] 饶品贵,岳衡,姜国华. 经济政策不确定性与企业投资行为研究[J]. 世界经济,2017(2):27-51.
- [10] 刘贯春,段玉柱,刘媛媛. 经济政策不确定性、资产可逆性与固定资产投资[J]. 经济研究,2019(8):53-70.
- [11] 王红军,李青原,邢斐. 经济政策不确定性、现金持有水平及其市场价值[J]. 金融研究,2014,(9):53-68.
- [12] 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.
- [13] LI X. Economic policy uncertainty and corporate cash policy: International evidence[J]. Journal of accounting and public policy, 2019(6):1066-94.
- [14] 饶品贵,徐子慧. 经济政策不确定性影响了企业高管变更吗? [J]. 管理世界,2017(1):145-157.
- [15] 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(10):40-54.
- [16] 张峰,刘曦苑,武立东,等. 产品创新还是服务转型:经济政策不确定性与制造业创新选择[J]. 中国工业经济,2019(7):101-118.
- [17] 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.
- [18] 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.
- [19] PHAN H V,NGUYEN N H,NGUYEN H T, et al. Policy uncertainty and firm cash holdings[J]. Journal of business research, 2019(95):71-82.
- [20] HE F,MAY,ZHANG X. How does economic policy uncertainty affect corporate innovation? - Evidence from China listed companies[J]. International review of economics and finance,2020(67):225-239.
- [21] 谭洪涛,陈瑶. 集团内部权力配置与企业创新 ——基于权力细分的对比研究[J]. 中国工业经济,2019(12):134-151.
- [22] 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.
- [23] MCDONALD R,SIEGEL D. The value of waiting to invest[J]. The quarterly journal of economics,1986(4):707-727.
- [24] 陈东,陈爱贞,刘志彪. 重大风险预期、企业投资与对冲机制[J]. 中国工业经济,2021(2):174-192.
- [25] BLOOMN. Uncertainty and the dynamics of R&D[J]. American economic review,2007(2):250-255.
- [26] HALLB H. The financing of research and development[J]. Oxford review of economic policy,2002(1):35-51.
- [27] 渠慎宁,吕铁. 粘性、不确定性与中国企业研发投入行为[J]. 经济管理,2020(7):23-39.
- [28] TEECE D J,PISANO G,SHUEN AS. Dynamic capabilities and strategic management[J]. Strategic management journal,1997(7):509-53.
- [29] 张映红. 动态环境对公司创业战略与绩效关系的调节效应研究[J]. 中国工业经济,2008(1):105-113.
- [30] KREISER P,MARINO L. Analyzing the historical development of the environmental uncertainty construct[J]. Management decision,2002(9):895-905.
- [31] 安同良,魏婕,舒欣. 中国制造业企业创新测度 ——基于微观创新调查的跨期比较[J]. 中国社会科学,2020(3):99-122.
- [32] 陶锋,胡军,李诗田,等. 金融地理结构如何影响企业生产率? ——兼论金融供给侧结构性改革[J]. 经济研究,2017(9):55-71.
- [33] 纪洋,王旭,谭语嫣,等. 经济政策不确定性、政府隐性担保与企业杠杆率分化[J]. 经济学(季刊),2018(2):449-470.
- [34] 郭胤含,朱叶. 有意之为还是无奈之举 ——经济政策不确定性下的企业“脱实向虚”[J]. 经济管理,2020(7):40-55.
- [35] IM S,WORKMAN JR J P. Market orientation,creativity,and new product performance in high-technology firms[J]. Journal of marketing,2004(2):114-132.
- [36] LI T,CALANTONE R J. The impact of market knowledge competence on new product advantage: conceptualization and empirical examination[J]. Journal of marketing,1998(4):13-29.
- [37] 江伟,胡玉明,曾业勤. 融资约束与企业成本粘性 ——基于我国工业企业的经验证据[J]. 金融研究,2015(10):133-147.
- [38] PFANN G A,PALM F C. Asymmetric adjustment costs in non-linear labour demand models for the Netherlands and UK manufacturing sectors[J]. The review of economic studies,1993(2):397-412.
- [39] ANDERSON M C,BANKER R D,JANAKIRAMAN S N. Are selling,general,and administrative costs “sticky”? [J]. Journal of accounting research,2003(1):47-63.
- [40] ARELLANO C,BAI Y,KEHOE P J. Financial frictions and fluctuations in volatility[J]. Journal of political economy,2019(5): 2049-2103.

- [41] 聂辉华,阮睿,沈吉. 企业不确定性感知、投资决策和金融资产配置[J]. 世界经济,2020(6):77-98.
- [42] 陈胜蓝,刘晓玲. 经济政策不确定性与公司商业信用供给[J]. 金融研究,2018(5):172-190.
- [43] 鞠晓生. 中国上市企业创新投资的融资来源与平滑机制[J]. 世界经济,2013(4):138-159.
- [44] 潘怡麟,朱凯,陈信元. 决策权配置与公司价值——基于企业集团的经验证据[J]. 管理世界,2018(12):111-119.
- [45] BAKER S R, BLOOM N, DAVIS S J. Measuring Economic Policy Uncertainty[J]. The quarterly journal of economics, 2016 (4):1593-1636.
- [46] 韩兆洲,程学伟. 中国省域 R&D 投入及创新效率测度分析[J]. 数量经济技术经济研究,2020(5):98-117.
- [47] 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.
- [48] 胡亚茹,陈丹丹. 中国高技术产业的全要素生产率增长率分解——兼对“结构红利假说”再检验[J]. 中国工业经济,2019(2):136-154.
- [49] 刘贯春,刘媛媛,张军. 经济政策不确定性与中国上市公司的资产组合配置——兼论实体企业的“金融化”趋势[J]. 经济学(季刊),2020(5):65-86.
- [50] 申慧慧,于鹏,吴联生. 国有股权、环境不确定性与投资效率[J]. 经济研究,2012(7):113-126.
- [51] 刘婧,罗福凯,王京. 环境不确定性与企业创新投入——政府补助与产融结合的调节作用[J]. 经济管理,2019(8):21-39.
- [52] 黄庆华,周志波,周密. 新冠肺炎疫情对我国中小企业的影晌及应对策略[J]. 西南大学学报(社会科学版),2020(3):56-68.

### Economic Policy of Uncertainty and Enterprise Technological Innovation: Mechanism Analysis and Empirical Evidence

JIANG Minxing<sup>1,2</sup>, FENG Xingliang<sup>1,2</sup>, HE Wenjian<sup>1,2</sup>

(1. School of Business, Nanjing University of Information Science and Technology, Nanjing 210044, China;

2. Development Institute of Jiangbei New Area, Nanjing University of Information Science and Technology, Nanjing 210044, China)

**Abstract:** Based on the uncertainty of Chinese economic policy, this paper uses the micro-data of Chinese A-share listed companies from 2007 to 2019 to carry on an empirical examination of the impact of economic policy uncertainty on corporate technological innovation and its mechanism. The study finds that economic policy uncertainty has significantly promoted the technological innovation of enterprises through the internal financing to avoid risks and the power allocation of R&D decision-making adapted to the environment. Moreover, it finds that the positive effect of economic policy uncertainty in promoting technological innovation is more remarkable in samples of state-owned enterprises, enterprises with high-tech and high adjustment costs of R&D. At last, this paper provides empirical evidence and reference for enterprises' decision-making on technological innovation management and government's economic policy-making.

**Key words:** economic policy uncertainty; innovation; internal financing; power allocation

责任编辑 张颖超

网 址: <http://xbjbb.swu.edu.cn>