

贸易政策不确定性是否倒逼中国企业创新

郎 昆 李新成

摘要：近年来，受地缘政治冲突等因素影响，全球贸易政策不确定性显著上升，深刻影响着企业的创新行为。本文使用2000—2022年A股非金融类上市公司数据，从企业自主创新战略和研发投入两个维度衡量企业创新，实证分析了贸易政策不确定性对中国企业创新的影响。结果表明：一方面，贸易政策不确定性会显著提高企业采取自主创新战略的概率，且对于市值规模较大、研发投入水平较高、盈利能力较强、市场估值较低以及杠杆率较低的企业，这种提高效果更为显著；另一方面，在中美贸易摩擦后，高新技术企业研发投入的增加显著高于非高新技术企业，且研发基础更好、融资约束更小、高管团队有研发工作背景的高新技术企业，研发投入增长更明显。

关键词：贸易政策不确定性；自主创新；研发投入；高新技术企业

[中图分类号] F742 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4670 (2024) 1-0087-18

DOI:10.13510/j.cnki.jit.2024.01.010

引 言

创新是一国经济增长的核心驱动力，企业创新又是国家实现技术创新的关键。近年来受中美贸易摩擦、新冠疫情、俄乌冲突等因素影响，全球经济政策不确定性显著上升，特别是2018年3月开始的中美贸易摩擦给中国企业带来了巨大的贸易环境不确定性，也深刻影响了企业的技术创新决策。在此期间，美国发布301报告，阻碍赴美留学，打击审查华裔科学家，制裁中兴、华为、字节跳动等高科技企业，对华实行全方位的技术封锁。贸易政策不确定性如何影响中国企业创新？这是学术界和政策界共同关心的重要课题，也是本文要回应的核心问题。然而创新作为企业的长期行为，往往需要较长的研发周期，因此这一轮贸易政策不确定性上升对企业创新的影响尚未完全反映在专利申请数、授予数等创新产出指标中，导致当前对该问题的实证研究存在不足。尽管近年来有不少文献实证检验了贸易政策不确定性对企业创新的影响，但这些研究多数基于2018年前的数据（顾夏铭等，

[收稿日期] 2023-09-15

[基金项目] 国家社会科学基金重大项目“当代资本主义的本质特征、重大问题和影响研究”（22&ZD054）；中国博士后科学基金面上项目“国家安全视角下的供应链安全水平评估与对策研究”（2023M742025）

[作者信息] 郎昆，清华大学马克思主义学院博士后；李新成（通讯作者），清华大学经济管理学院硕士，电子信箱 xc-li21@tsinghua.org.cn

2018^[1]；宋全云等，2019^[2]；邓晓飞和任颀，2020^[3]；魏明海和刘秀梅，2021^[4]；Liu and Ma，2020^[5]），缺乏对中美贸易摩擦事件影响的直接研究。贸易政策不确定性是否倒逼中国企业创新？本文为回答这一问题提供了证据和参考。

同现有研究相比，本文的边际贡献主要体现在以下两个方面：一是，在现实意义方面，在中美贸易摩擦的背景下，贸易政策不确定性是否正在倒逼中国企业创新？这是学术界和政策界共同关心的重要课题。本文使用中国A股上市公司微观数据，以中美贸易摩擦为背景，从企业自主创新战略和创新投入两个角度，实证检验了贸易政策不确定性对企业创新的影响，为回应这一问题提供了初步的实证证据。二是，在数据使用创新方面，本文通过对上市公司年报中“管理层讨论与分析”章节的文本分析，构造了企业自主创新战略数据，进而检验了贸易政策不确定性对企业采取自主创新战略行为的影响，为进一步研究提供了数据基础和方法启示。

一、文献综述和理论模型

贸易政策不确定性是指微观企业无法确切预测国内国际贸易环境和政策的未来走势（Gulen and Ion，2016^[6]；余智，2019^[7]；邓晓飞和任颀，2020）。近年来随着世界政治经济格局的不断演变，对贸易政策不确定性的研究也成为国内外贸易领域的热点（Handley，2014^[8]；Handley and Limão，2017^[9]；龚联梅和钱学锋，2018^[10]）。特别是2018年的中美贸易摩擦带来了巨大的贸易政策不确定性，对中国企业创新产生了深远影响。然而迄今为止，关于贸易政策不确定性如何影响企业创新，学术界尚未形成共识，目前有两种截然不同的理论假说。

一种观点认为贸易政策不确定性抑制了企业创新。魏明海和刘秀梅（2021）发现企业在面临贸易环境不确定性时，会减少当期的研发投入行为，偏好持有更多流动性较强的现金资产，以规避潜在的不确定性。聂辉华等（2020）^[11]认为创新研发是一项高风险的活动，当政策不确定性上升时，管理者难以准确预测市场走势，会通过减少创新活动主动规避内部风险。宋全云等（2019）提出当政策不确定性上升时，企业的经营风险、信息不对称性也随之加剧，因此更难从金融机构获取信贷资源，进而抑制了企业的创新活动。也有学者实证研究发现，自中国加入WTO以来，贸易政策不确定性降低，促进了国内的技术创新与生产效率提升（唐未兵等，2014^[12]；佟家栋和李胜旗，2015^[13]；魏浩等，2019^[14]；邓晓飞和任颀，2020；Liu and Ma，2020）。

另一种观点则认为贸易政策不确定性促进了企业创新。Aghion等（2005）^[15]认为创新是企业获得市场势力和超额利润的手段，因此当面临贸易政策不确定性时，企业在一定条件下倾向于加速创新以增加市场势力。顾夏铭等（2018）提出经济政策不确定性对企业研发投入增加的“选择效应”，即当经济政策不确定性上升时，高生产率、高创新能力的企业可以通过提高研发投入来增加长期收益，而那些低生产率、低创新能力的企业可能被淘汰。也有不少学者指出，对国外技术转移的过度依赖已经成为制约中国经济长期可持续发展的重大挑战之一，贸易摩擦使我

们认识到了自主创新的重要性，倒逼企业重视在关键领域的研发创新（苏理梅等，2016^[16]；刘薇和张溪，2019^[17]；姚曦等，2020^[18]）。

本文沿用 Bloom（2007）^[19] 的理论模型来阐述贸易政策不确定性对企业 R&D 投资的影响，这也是学界对政策不确定性主流的分析框架（顾夏铭等，2018）。Bloom（2007）的核心假设是企业的 R&D 投资 R_t 和普通投资 I_t 的调整成本不同。普通资本存量 K_t 的调整成本直接来自于企业投资水平，即 $C_K(I_t) \approx C_K(\Delta K_t)$ 。而与此相对，企业的知识存量 G_t 是无形的，不能直接买卖，因此其调整成本来自于 R&D 投资水平的变化，且 R&D 投资水平影响了知识存量的增速，即 $C_G(\Delta R_t) \approx C_G(\Delta \Delta G_t)$ 。

同时，假设企业面临 Cobb-Douglas 生产函数，需求价格弹性不变的需求函数，可以得到企业的收益函数为 $F(X_t, K_t, L_t, G_t) = X_t^\eta K_t^{\alpha(1-\varepsilon)} L_t^{\beta(1-\varepsilon)} G_t^{(1-\alpha-\beta)(1-\varepsilon)}$ 。其中， X_t 代表了企业的经营条件，包括了生产端的条件和需求端的条件。假设 X_t 服从均值为 μ 、方差为 σ_t 的几何随机游过程：

$$X_{t+1} = X_t(1 + \mu + \sigma_t dZ_t), Z_t \sim N(0, 1) \quad (1)$$

其中，方差 σ_t 代表了企业面临的不确定性，同时假设其服从 AR（1）过程：

$$\sigma_t = \rho_\sigma \sigma_{t-1} + \rho_\sigma (\sigma^* - \sigma_{t-1}) + \sigma_s S_t, S_t \sim N(0, 1) \quad (2)$$

为了方便求解，Bloom（2007）进一步假设资本和劳动力的调整成本和投入成本均为 0，此时收益函数简化为 $\tilde{F}(Y_t, G_t) = AY_t^{1-\theta} G_t^\theta$ ，假设 R&D 投资的调整成本为 $C(\Delta R_t) \approx \kappa |\Delta R_t|$ ，于是企业最大化净收益的贝尔曼方程为：

$$V(Y_t, G_t, R_{t-1}, \sigma_t) = \max_{R_t} \tilde{F}(Y_t, G_t) - C(R_t, R_{t-1}) - wR_t + \frac{1}{1+r} E_t[V(Y_{t+1}, G_{t+1}, R_t, \sigma_{t+1})] \quad (3)$$

考虑到上述式子各项满足一次齐次，可以进一步用 G_t 进行标准化，可以得到：

$$V(y_t, 1, r_{t-1}, \sigma_t) = \max_{r_t} \tilde{F}(y_t, 1) - C(r_t, r_{t-1}) - wr_t + \frac{(1-\delta_G)(1-r_t)}{1+r} E_t[V(y_{t+1}, 1, r_t, \sigma_{t+1})] \quad (4)$$

其中， $y_t = Y_t/G_t$ ，代表企业经营条件； $r_t = R_t/G_t$ ，代表企业 R&D 投资水平。进而 Bloom（2007）通过数值模拟的方法，解出了在不同初始条件下企业的最优 R&D 投资选择。

本文沿用 Bloom（2007）的模型假设和主要参数设置，重点考察贸易政策不确定性对于初始 R&D 投资强度不同的企业最优 R&D 选择的异质性影响。具体而言，我们将企业分为两类，高创新企业（R&D 投资水平 r 的初始值设置为 0.094）和低创新企业（R&D 投资水平 r 的初始值设置为 0.006）并分别求解在不同经营条件和政策不确定性条件下两类企业的最优 R&D 水平（见图 1、图 2）。可以发现：当经营条件非常差时（横坐标小于 1 时），两类企业的最优 R&D 选择没有明显差异；随着经营条件的逐步改善（横坐标在 1 至 3 之间），高创新企业会不断提高其 R&D 水平，且政策不确定性越高（ σ_t 值越大），企业的最优 R&D 水平越高；与此相对，低创新企业则表现得非常保守，不论经营条件和政策不确定性如何变化，企业依然

维持在较低的 R&D 水平；只有当经营条件较好（横坐标大于 3）时，低技术企业才开始增加其 R&D 投入，且政策不确定性越低（ σ_t 值越小）企业 R&D 水平增幅越大。上述理论模型分析表明，贸易政策不确定性对于初始 R&D 投资强度不同的企业，其影响具有异质性。当企业经营条件较差时，高创新企业的最优 R&D 水平会随着贸易政策不确定性的增加而提高，低创新企业的最优 R&D 水平则不随贸易政策不确定性的变化而变化。

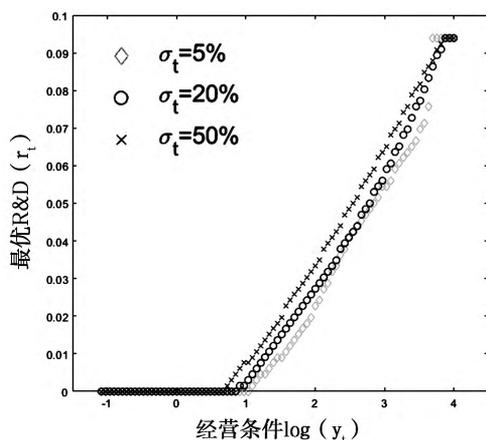


图1 经济政策不确定性与企业最优投资
(高创新企业)

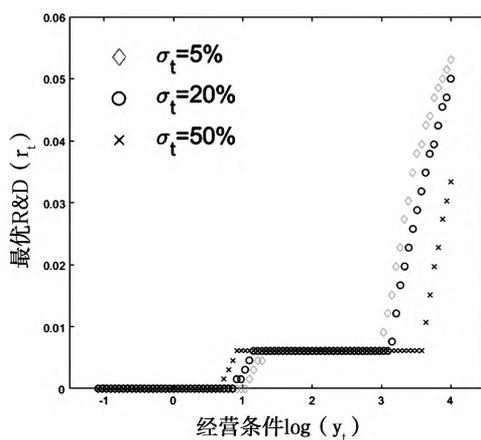


图2 经济政策不确定性与企业最优投资
(低创新企业)

二、数据来源与描述统计

(一) 样本选取与数据来源

本文选取了 2000—2022 年期间，在上海和深圳证券交易所进行交易的全部 A 股公司作为研究样本。之所以选择该时间段，因为其囊括了中国加入 WTO、全球金融危机爆发、中美贸易摩擦波动、新冠肺炎疫情等重大事件，期间贸易政策不确定性频繁，为本文研究提供了丰富素材。此外，参考已有的研究惯例和本文的研究特点，本文还对样本进行了如下筛选：（1）删除金融行业的公司；（2）删除上市不足一年的观测值；（3）删除 ST 公司；（4）删除研究变量缺失的观测值。

本文所使用的数据包括贸易企业自主创新战略数据、企业创新投入数据、贸易政策不确定指数、高新技术企业认证数据、企业财务特征数据、企业高管工作和研究背景数据。其中，企业自主创新战略数据是通过文本分析方法构建的，使用上市公司年报中“管理层讨论与分析”章节作为原始数据，详细构建方式如后文所示。贸易政策不确定性指数数据来自 Davis 等（2019）^[20]，企业创新投入数据来自 CSMAR 上市公司研发创新数据库，高新技术企业认证数据来自 CSMAR 中国上市公司资质认定研究数据库，企业财务特征数据来自 CSMAR 中国上市公司财务报表数据库，企业高管工作和研究背景数据来自 CSMAR 上市公司人物特征数据库。

(二) 关键变量定义与描述统计

1. 贸易政策不确定性

目前国内外文献中对于贸易政策不确定性的衡量方式有三种：文本提取法、关税差额法、结构模型估计法（李兵等，2020^[21]；王璐航和首陈霄，2019^[22]；余森杰和祝辉煌，2019^[23]；Baker et al., 2016^[24]；Feng et al., 2017^[25]；Handley and Limão, 2017）。Davis 等（2019）、Huang 和 Luk（2020）^[26] 使用文本分析方法，基于国内包括《人民日报》《新京报》等在内的报纸报道，对同时提及“贸易”、“政策”、“不确定性”等相关关键词的文章进行频率统计，构建了中国贸易政策不确定性指数（TPU）。本文使用 Davis 等（2019）构造的 2000 年至 2022 年中国贸易政策不确定性指数进行基准回归（如图 3），并使用 Huang 和 Luk（2020）的数据作为稳健性检验。

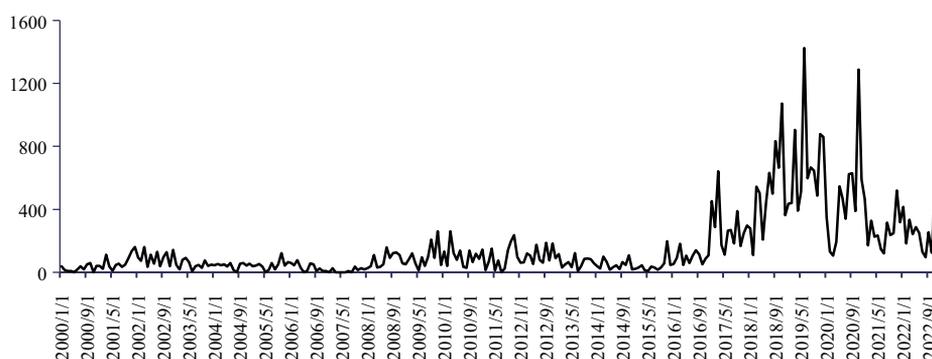


图 3 贸易政策不确定性指数

资料来源：Davis 等（2019）

2. 自主创新战略

自主创新作为企业创新的一种模式，是与模仿创新相对的一个概念，指依靠自身力量独自研究开发、进行技术创新的活动（杨德林和陈春宝，1997）^[27]。受近年来地缘政治冲突等因素影响，不少企业面临关键零部件断供的压力，自主创新战略的重要性凸显（刘薇和张溪，2019；姚曦等，2020）。本文使用上市公司年报中“管理层讨论与分析”（MD&A）章节数据，使用文本分析的方法，构造了企业自主创新战略数据，作为企业创新行为的代理变量。证监会对 MD&A 披露内容的要求是“讨论和分析重大的投资项目、资产购买、兼并重组、在建工程、研发项目、人才培养和储备等方面在报告期内的执行情况和未来的计划”，其内容文本为识别企业的创新战略提供了素材。^① 本文将在年报的 MD&A 章节中提及“自主创新”或“自主研发”表述的企业识别为采取自主创新战略企业，其他企业定义为未采取自主创新战略企业。为确保识别策略的有效性，本文还使用窄口径的识别方式进行稳健性检验，即把在年报和半年报中同时提及相关关键词的企业识别为采取自主创新战略的

^①数据来源：中国证券监督管理委员会. 公开发行证券的公司信息披露内容与格式准则第 2 号——年度报告的内容与格式（2021 年修订）[EB/OL]. (2021-06-28) [2023.09-15]. <https://neris.csre.gov.cn/falvfagui/rdqshHeader/mainbody?navbarId=3&secFutrsLawId=3a5979eea68342819a3d9f5aad0af4d8&body=>

企业。图4展示了按照本文的识别策略，2000年至2021年采取自主创新战略企业的比例。

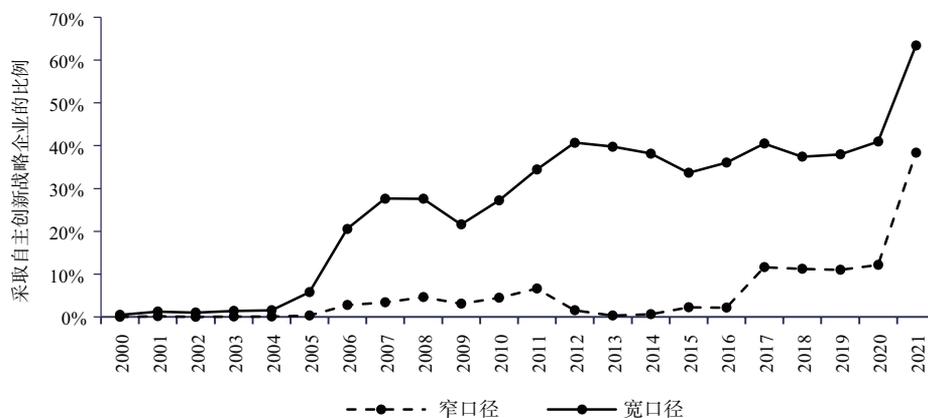


图4 采取自主创新战略企业的比例

3. 企业创新投入

企业创新是国家实现技术创新的关键，文献中对于企业创新主要从创新投入与创新产出两个维度衡量，创新投入通常采用企业研发投入占营业收入比值（卢锐，2014^[28]；王红建等，2017^[29]；张璇等，2017^[30]），创新产出通常采用企业专利申请数、授予数等（潘健平等，2019^[31]；叶永卫和李增福，2020^[32]）。相对而言，创新产出受外部因素的影响较大且具有时间滞后性，而创新投入主要取决于企业管理层的决策（鲁桐和党印，2014^[33]；李常青等，2018^[34]）。本文主要研究贸易政策不确定性对企业创新行为的影响，所以用创新投入作为衡量指标更为合适。CSMAR上市公司研发创新数据库收录了所有中国上市公司的研发信息，是研究这类问题的常用数据库（李常青等，2018）。使用这一数据库，参考解维敏和方红星（2011）^[35]、张杰等（2012）^[36]、潘越等（2015）^[37]的做法，本文使用研发投入与当期营业收入之比来表示企业创新投入。此外，本文还使用了研发投入占总资产比重、研发人员数量占比、费用化研发投入占营业收入比重、资本化研发投入占营业收入比重等指标进行稳健性检验（卢锐，2014；王红建等，2017；张璇等，2017）。

4. 高新技术企业

高新技术企业是企业创新的主力军，也是在贸易摩擦中受美国方面打压和制裁的主要目标，更是解决部分领域“卡脖子”问题的关键。2016年科技部、财政部、国家税务总局联合发布了《高新技术企业认定管理办法》（下文简称《管理办法》），其中详细规定了高新技术企业的认定标准。根据《管理办法》，国家定期会对符合条件的高新技术企业进行资质认定。参考毕晓方等（2017）^[38]做法，本文将高新技术企业界定为，在2017—2022年期间，该上市公司（或其下属公司）至少获得过一次高新技术企业资质认定。

表1报告了主要变量的定义与描述性统计分析结果。为了减轻异常值的影响，本文对所有指标利用winsorize方法对变量在0.5%水平上的极端值进行了处理。

表1 主要变量定义与描述统计

变量	变量名	变量符号	变量定义	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	自主创新战略	<i>Innovation</i>	虚拟变量, 若企业当年采取自主创新战略则为1	0.332	0.473	0	1
	研发投入占总收入比例	<i>RDsales</i>	研发投入总额 / 营业收入 × 100	5.138	5.198	0.0400	28.55
	研发投入占总资产比例	<i>RDasset</i>	研发投入总额 / 总资产 × 100	2.360	2.037	0.0150	10.14
	研发人员占比	<i>RDperson</i>	研发人员数量 / 总员工数量 × 100	17.18	14.02	0.530	68.30
	费用化研发投入占总收入比例	<i>RDexp</i>	费用化的研发投入总额 / 营业收入 × 100	4.548	4.585	0.0120	24.46
	资本化研发投入占总收入比例	<i>RDinv</i>	资本化的研发投入总额 / 营业收入 × 100	0.417	1.243	0	7.172
解释变量	贸易政策不确定性指数	<i>TPU</i>	中国贸易政策不确定性指数 (取对数)	4.913	1.052	2.373	6.533
	高新技术企业	<i>Hightech</i>	虚拟变量, 若企业获得高新技术企业认定则为1	0.666	0.472	0	1
控制变量	国有企业	<i>SOE</i>	虚拟变量, 若上市公司实际控制人是国有企业则为1	0.173	0.378	0	1
	总市值	<i>Value</i>	企业期末总市值 (取对数)	22.41	1.310	20.05	26.41
	杠杆率	<i>Leverage</i>	企业期末债务账面价值与资产账面价值之比	0.441	0.221	0.057	0.983
	托宾Q值	<i>TQ</i>	企业期末市值A / 资产总计	1.908	1.176	0.895	7.275
	总资产净利润率	<i>ROA</i>	企业期末净利润/总资产余额	0.0310	0.0730	-0.297	0.189
	总专利数	<i>Invention</i>	企业获得总专利数 (取对数)	3.081	1.312	0	6.426
	高管有研发工作经历	<i>Research</i>	虚拟变量, 若高管团队中有人具备研发工作背景则为1	0.664	0.472	0	1

三、贸易政策不确定性与自主创新战略

(一) 基准回归

本文使用2000年至2021年中国A股上市公司数据, 构建了Logit回归模型, 用以检验贸易政策不确定性对企业采取自主创新战略的影响。回归模型如下:

$$P(\text{Innovation}_{it} = 1) = F[\alpha + \beta_1 \text{TPU}_{it} + \lambda_i + \varepsilon_{it}] \quad (5)$$

其中, 下标*i*表示企业个体, 下标*t*表示观测年份。被解释变量为*Innovation*, 代表企业当年是否采用了自主创新战略的虚拟变量; 核心解释变量为中国贸易政策不确定性指数*TPU*。为排除企业本身异质性因素的影响, 模型中控制了企业固定效应 λ_i 。

回归结果见表2。其中，第(1)列是基准回归的结果，可以发现贸易政策不确定性 TPU 的回归系数在1%的水平上显著为正，表明贸易政策不确定性越高，企业越容易采取自主创新战略。本文在第(1)列回归结果的基础上计算得到样本均值处的边际效应 (MEM)，将其列示于表4的第(2)列。该结果表明，平均来看，贸易政策不确定性指数每上升1%会造成样本企业提出自主创新战略的概率提高0.691%。为了检验回归结果的稳健性，本文进一步将 TPU 变量的数据来源替换为 Huang 和 Luk (2020) 构造的中国经济政策不确定性指数，第(3)列是重新回归后的结果，发现回归系数依然显著为正。为消除反向因果的影响，本文使用滞后一期的贸易政策不确定性指数重新进行回归，第(4)列是回归结果，发现估计结果依然稳健。本文还将自主创新战略变量 $Innovation$ 的构造方式替换为窄口径的识别方式，重新进行稳健性检验，第(5)列是回归结果，可以发现结论依然稳健成立，即贸易政策不确定性会显著提高企业提出自主创新战略的概率。

表2 基准回归结果

FDI	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	$Innovation$	MEM	$Innovation$	$Innovation$	$Innovation$
	(宽口径)	(边际效应)	(宽口径)	(宽口径)	(窄口径)
TPU (Davis et al., 2019)	0.167*** (13.60)	0.691*** (54.66)			0.695*** (31.25)
TPU (Huang and Luk, 2020)			2.305*** (36.82)		
TPU (滞后一期)				0.199*** (15.68)	
企业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
样本观测值	39 559	39 559	39 559	35 593	23 210
样本企业数	3 109	3 109	3 109	2 822	2 191

注：***、**、*代表显著性水平1%、5%与10%；括号中为t统计量，下表同。

(二) 机制检验

为进一步检验贸易政策不确定性对企业采取自主创新战略的影响机制，本文构造了如下 Logit 回归模型：

$$P(Innovation_{it} = 1) = F[\alpha + \beta_1 TPU_{it} + \beta_2 TPU_{it} \times X_{it} + \lambda_i + \varepsilon_{it}] \quad (6)$$

其中， X_{it} 代表能对企业是否采取自主创新战略产生影响的机制变量，包括所有制类型、市值规模、研发投入水平、高管团队的研发背景、总资产利润率、托宾 Q 值、杠杆率等。模型中同样控制了企业固定效应 λ_i 。

表3第(1)至(7)列展示了顺次加入不同交互项后的回归结果。第(1)列的结果发现 $TPU \times SOE$ 的回归系数显著为正，表明相对于民营企业，当贸易政策不确定性上升时国有企业更有可能采用自主创新战略。第(2)列是加入市值规模变

量后的回归结果，发现 $TPU \times Value$ 的回归系数显著为正， $TPU \times SOE$ 的回归系数并不显著，这表明在控制了企业市值规模因素影响后，贸易政策不确定性对不同所有制类型企业的影响差异消失了，且在面临贸易政策不确定性上升时，大企业相对于小企业更容易采取自主创新战略。第（3）列是加入研发投入变量后的回归结果，发现 $TPU \times RDsales$ 的回归系数显著为正，表明当贸易政策不确定性上升时研发投入水平更高的企业更有可能采用自主创新战略。第（4）列是加入高管团队的研发背景变量后的回归结果，发现 $TPU \times Research$ 的回归系数并不显著，表明高管团队成员是否具有研发工作背景，并不会显著影响企业在不确定性条件下的自主创新战略选择。第（5）至（7）列是依次加入企业总资产利润率、托宾 Q 值、杠杆率变量后的回归结果，发现 $TPU \times ROA$ 的回归系数显著为正， $TPU \times TQ$ 、 $TPU \times Leverage$ 的回归系数显著为负。这表明在控制其他因素不变时，企业的盈利能力越强、市场估值越低、杠杆率越低，贸易政策不确定性对企业采取自主创新战略概率的提高效果更明显。为消除反向因果的影响，本文使用滞后一期的贸易政策不确定性指数重新进行回归，发现估计结果依然稳健。

表 3 机制检验回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	<i>Innovation</i>	<i>Innovation</i>	<i>Innovation</i>	<i>Innovation</i>	<i>Innovation</i>	<i>Innovation</i>	<i>Innovation</i>
<i>TPU</i>	0.147*** (10.48)	-2.462*** (-28.37)	-1.110*** (-10.07)	-1.119*** (-9.99)	-1.100*** (-9.79)	-1.408*** (-11.16)	-1.466*** (-11.32)
$TPU \times SOE$	0.089*** (3.04)	0.024 (0.79)	-0.046 (-1.15)	-0.043 (-1.01)	-0.048 (-1.12)	-0.056 (-1.31)	-0.060 (-1.39)
$TPU \times Value$		0.107*** (30.35)	0.043*** (9.50)	0.044*** (9.43)	0.043*** (9.24)	0.057*** (10.70)	0.061*** (10.73)
$TPU \times RDsales$			0.005*** (4.94)	0.005*** (4.56)	0.005*** (4.89)	0.005*** (5.19)	0.005*** (4.86)
$TPU \times Research$				0.003 (0.37)	0.002 (0.23)	-0.000 (-0.05)	-0.001 (-0.12)
$TPU \times ROA$					0.097** (2.11)	0.104** (2.24)	0.061 (1.20)
$TPU \times TQ$						-0.021*** (-5.49)	-0.021*** (-5.65)
$TPU \times Leverage$							-0.058** (-2.02)
企业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本观测值	39 559	37 986	24 204	23 841	23 841	23 841	23 841
样本企业数	3 109	3 032	2 768	2 756	2 756	2 756	2 756

总体而言，本部分通过对企业年报中 MD&A 章节的文本分析，构造了企业自主创新战略数据，并从企业的自主创新战略维度，实证检验贸易政策不确定性对中国企业创新的影响。结果表明，在控制其他因素不变时，贸易政策不确定性会显著提高企业采取自主创新战略的概率，且对于市值规模较大、研发投入水平较高、盈利能力较强、市场估值较低以及杠杆率较低的企业，这种提高效果更为显著。

四、贸易政策不确定性与企业研发投入

(一) 单变量分析

自2018年开始的中美贸易摩擦提高了贸易政策不确定性，客观上使中国企业意识到关键领域自主创新的重要性。那么，中美贸易摩擦是否倒逼中国企业提高创新投入？本文使用2015—2022年非金融类上市公司的财务数据，尝试给出实证证据。选择从2015年开始，是因为国务院在2015年初正式印发并全面部署了《中国制造2025》，这是中国实施制造强国战略第一个十年的行动纲领，其中提高企业创新能力是该战略实施的主要目标。

首先本文将所有上市公司分为两类：高新技术企业和非高新技术企业，其中高新技术企业是近年来贸易摩擦中美国打压和制裁的主要目标，更是解决部分领域“卡脖子”问题的关键，因此，高新技术企业的创新投入成为本文关注的重点。其次以2018年作为贸易摩擦的开始时间，分别计算了每家企业在贸易摩擦前后创新投入的变化。最后对两类企业的变化值进行单变量分析和差异值的独立样本t检验。表4列示了研发投入占营业收入比重、研发投入占总资产比重、研发人员占比三个指标的单变量分析结果。结果发现三个指标度量的结果比较一致：贸易摩擦后无论是高新技术企业还是非高新技术企业的研发投入水平都有了显著提升，且高新技术企业的研发投入增加在1%的显著水平上高于非高新技术企业。

表4 贸易摩擦前后企业研发投入的变化

变量	组别	观测值	均值	标准误	t 值
研发投入占营业收入比重的变化	非高新技术企业	449	0.2354	0.0922	2.5531**
	高新技术企业	1 801	0.6385	0.0476	13.4139***
	独立样本 t 检验		-0.4031	0.1058	-3.8099***
研发投入占总资产比重的变化	非高新技术企业	342	0.1265	0.0393	3.2188***
	高新技术企业	1 705	0.3464	0.0228	15.1930***
	独立样本 t 检验		-0.2199	0.0539	-4.0794***
研发人员占比的变化	非高新技术企业	322	0.8352	0.2641	3.1627***
	高新技术企业	1 671	1.5974	0.1423	11.2277***
	独立样本 t 检验		-0.7622	0.3442	-2.2142**

(二) 双重差分模型检验

为了进一步检验贸易摩擦对企业创新投入的影响，本文以2018年初开始的中美贸易摩擦作为“准自然实验”，以高新技术企业为实验组，以非高新技术企业为对照组，构造了双重差分（DID）模型，模型设定如下：

$$RD_{it} = \alpha + \beta_1 Hightech_{it} + \beta_2 After_{it} + \beta_3 Hightech_{it} \times After_{it} + \beta_4' X_{it} + \eta_t + \lambda_i + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

其中，下标 i 表示企业个体，下标 t 表示观测年份。被解释变量为 RD ，代表企业的研发投入的水平。虚拟变量 $Hightech$ 为 1 时代表高新技术企业（实验组），为 0 时代表非高新技术企业（控制组）。 $After$ 是代表贸易摩擦前后的时间虚拟变量，2018 年及以后为 1，2018 年以前为 0。交互项 $Hightech \times After$ 系数反映贸易摩擦开始前后高新技术企业相对于非高新技术企业创新投入变化的差异，也是本模型的核心解释变量。 X_{it} 是控制变量构成的向量，控制了以下变量：企业市值、财务杠杆、ROA、托宾 Q 。此外，模型中还控制了年度固定效应 η_t 和企业固定效应 λ_i 。

首先，我们以 2017 年为基年，对贸易摩擦前后几年进行平行趋势检验，图 5 展示了不同年份交互项的回归系数及其 10% 的置信区间。结果显示，在贸易摩擦之前，交互项回归系数一直不显著。直到 2018 年，交互项系数才在 10% 的水平上显著，通过了平行趋势检验。

表 5 展示了双重差分模型的回归结果。第（1）列为基准回归结果，使用研发投入占营业收入比重作为研发投入的代理变量，发现交互项 $Hightech \times After$ 的回归系数在 1% 的水平上显著为正，说明在贸易摩擦后，高新技术企业研发投入的增加显著高于非高新技术企业。为了确保回归结果的稳健性，本文将企业创新投入的代理变量由研发投入占营业收入比重分别更换为研发投入占总资产比重、研发人员占比，重新进行双重差分模型的回归，回归结果见第（2）、（3）列，可以发现回归结果中交互项 $Hightech \times After$ 的系数仍显著为正，且均通过了平行趋势检验，证明了基准回归结果是稳健的。考虑到研发投入有费用化和资本化两种会计处理方式，本文进一步对这两种类型的研发投入进行异质性检验，回归结果见第（4）、（5）列，可以发现，在贸易摩擦后，高新技术企业的费用化研发投入增加显著高于非高新技术企业，而两类企业资本化研发投入的增加并无显著差异。

表 5 基准回归结果

变量	基准回归	稳健性检验		异质性检验	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	研发投入/ 营业收入	研发投入/ 总资产	研发人员占比	费用化研发投入/ 营业收入	资本化研发投入/ 营业收入
$Hightech \times After$	0.336*** (3.84)	0.252*** (5.27)	0.736** (2.56)	0.282*** (3.64)	0.036 (0.95)
$After$	-0.066 (-0.83)	-0.018 (-0.43)	-0.072 (-0.27)	-0.058 (-0.83)	0.009 (0.27)
$Constant$	2.891 (1.22)	7.358*** (6.11)	8.328 (1.17)	5.170*** (2.65)	-2.532*** (-3.26)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
年度固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
企业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
样本观测值	14 848	14 846	14 343	14 461	14 460

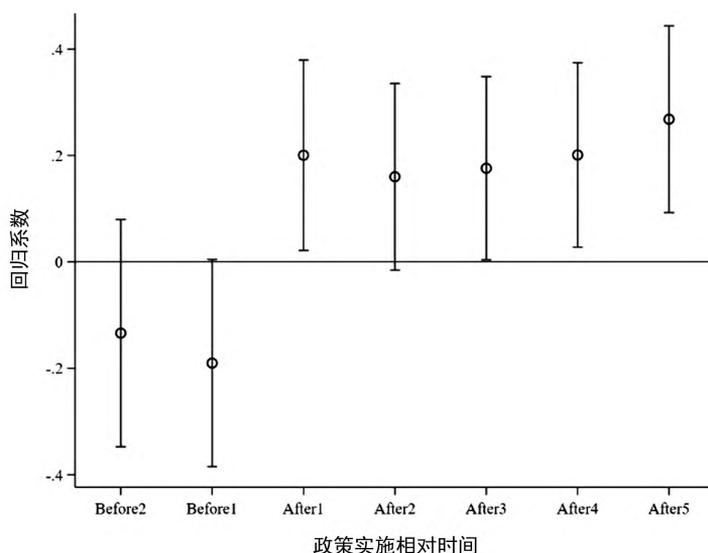


图5 平行趋势检验

(三) 稳健性检验

特定行业政策也可能对结果造成干扰。例如，房地产企业多为非高新技术企业，而2018年资管新规对房地产企业造成较大冲击。为消除该因素干扰，本文将样本范围缩小至制造业企业，重新进行双重差分模型的回归，同时使用了衡量企业创新投入水平的不同指标为被解释变量进行稳健性和异质性检验。回归结果如表6第(1)至(5)列所示。可以发现，第(1)至(4)列交互项的系数显著为正，说明在贸易摩擦后，高新技术企业研发投入的增加显著高于非高新技术企业，且这种差异主要体现在费用化研发投入而非资本化研发投入。验证了基准回归结果的稳健性。

表6 稳健性检验1结果

变量	制造业企业				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	研发投入/ 营业收入	研发投入/ 总资产	研发人员占比	费用化研发投入/ 营业收入	资本化研发投入/ 营业收入
<i>Hightech</i> × <i>After</i>	0.418*** (4.06)	0.256*** (3.68)	0.734** (2.45)	0.368*** (3.69)	0.039 (0.84)
<i>After</i>	-0.147 (-1.56)	-0.021 (-0.33)	-0.101 (-0.37)	-0.156* (-1.71)	0.004 (0.09)
<i>Constant</i>	1.838 (0.61)	7.711*** (5.09)	9.962 (1.42)	4.308* (1.72)	-2.878*** (-2.88)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
年度固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
企业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
样本观测值	10 702	10 701	10 520	10 419	10 419

为了克服“伪高新技术企业”对结果的干扰（安同良，2009）^[39]，本文还更换了对高新技术企业的定义方式，参考《管理办法》中所定义的一类国家重点支持的高新技术领域，按照东方财富行业分类对高新技术企业进行重新定义，并使用新定义的高新技术企业数据（占总样本的10%）重新进行双重差分模型的回归。回归结果如表7第（1）—（5）列所示。可以发现，回归结果中交互项的系数和显著性同基准回归一致，结论依然稳健。

表7 稳健性检验2结果

变量	重新定义高新技术企业				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	研发投入/ 营业收入	研发投入/ 总资产	研发人员占比	费用化研发投入/ 营业收入	资本化研发投入/ 营业收入
<i>Hightech</i> × <i>After</i>	0.588*** (3.03)	0.213** (2.51)	1.941*** (3.17)	0.460*** (3.06)	0.125 (1.49)
<i>After</i>	0.238*** (6.31)	0.222*** (12.56)	0.380*** (3.54)	0.161*** (4.91)	0.048*** (3.28)
<i>Constant</i>	6.859*** (3.64)	8.418*** (9.33)	8.465* (1.67)	9.145*** (5.58)	-2.553*** (-4.21)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
年度固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
企业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
样本观测值	22 657	22 618	22 019	21 836	21 830

为了克服高新技术企业和非高新技术企业的变动趋势存在的系统性差异，降低双重差分法估计偏误，本文进一步利用双重差分倾向得分匹配法（PSM-DID）进行稳健性检验。运用PSM-DID方法时，通过是否是高新技术企业的虚拟变量对控制变量进行Logit回归，得到倾向得分值。倾向得分值最接近的企业即为高新技术企业的配对城市，通过这种方式可以最大程度减少不同企业在研发投入水平上存在的系统性差异，从而减少DID估计偏误。表8展示了回归结果，表明在贸易摩擦后，高新技术企业研发投入的增加显著高于非高新技术企业，且区别主要是费用化研发投入而非资本化研发投入，进一步支撑了本文实证结论。

在以上稳健性检验的基础上，本文进一步利用反事实方法进行安慰剂检验，（范子英和田彬彬，2013）^[40]，通过随机抽样划分高新技术企业和非高新技术企业分组，对两组企业研发投入水平受贸易摩擦影响进行双重差分模型检验，如果系数不显著，则表明贸易摩擦导致了高新技术企业和非高新技术企业研发投入水平之间变化的差异性，反之，则结论不稳健。结果表明，通过1000次随机抽样，交互项系数均不再显著（见图6、图7），因此有理由相信本文估计结果和结论十分稳健。

表8 稳健性检验3结果

变量	PSM 匹配后的样本				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	研发投入/ 营业收入	研发投入/ 总资产	研发人员占比	费用化研发投入/ 营业收入	资本化研发投入/ 营业收入
<i>Hightech</i> × <i>After</i>	0.381*** (3.07)	0.197*** (3.05)	1.059** (2.58)	0.342*** (3.16)	0.043 (0.76)
<i>After</i>	-0.048 (-0.58)	0.011 (0.28)	-0.209 (-0.73)	-0.015 (-0.21)	-0.001 (-0.04)
<i>Constant</i>	1.723 (0.46)	3.983** (2.22)	7.873 (0.80)	-0.279 (-0.13)	-1.529 (-1.03)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
年度固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
企业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
样本观测值	5 351	5 351	5 039	5 211	5 211

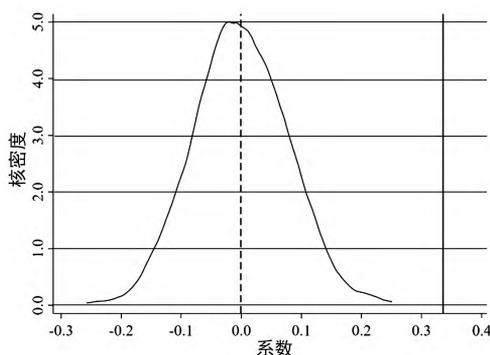


图6 安慰剂检验系数的核密度估计图

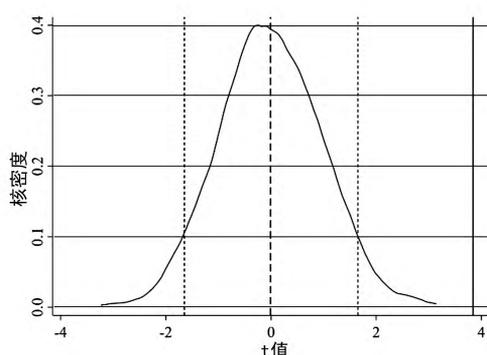


图7 安慰剂检验 t 值的核密度估计图

(四) 机制检验

本文研究了贸易摩擦对高新技术企业研发投入增加的影响机制。具体而言，考察了以下几个变量的影响：所有制类型、市值规模、获得专利总数、高管团队的研发背景、总资产利润率、杠杆率。表9展示了加入不同变量交互项后的回归结果。第(1)、(2)列的结果发现， $SOE \times After$ 、 $Value \times After$ 的回归系数均不显著，表明所有制类型、企业市值规模不会显著影响高新技术企业研发投入的增加。第(3)、(4)列的结果发现， $Invention \times After$ 、 $Research \times After$ 的回归系数显著为正，表明那些获得专利总数越多、高管团队有研发工作背景、研发基础越好的高新技术企业，在贸易摩擦发生后，其研发投入增长越明显。第(5)、(6)列的结果发现， $ROA \times After$ 的回归系数显著为正、 $Leverage \times After$ 的回归系数显著为负，表明盈利能力越

高、杠杆率越低、融资约束越小的高新技术企业越愿意增加研发投入。

总体而言，本部分使用双重差分模型，从企业研发投入的维度，实证检验了贸易政策不确定性对中国企业创新的影响。结果表明，在贸易摩擦后，高新技术企业研发投入的增加显著高于非高新技术企业，且这种差异主要体现在费用化研发投入而非资本化研发投入。机制检验结果表明，研发基础越好、融资约束越小、高管团队有研发工作背景的高新技术企业，在贸易摩擦中研发投入增长越明显。

表9 高新技术企业研发投入的检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	研发投入/ 营业收入	研发投入/ 营业收入	研发投入/ 营业收入	研发投入/ 营业收入	研发投入/ 营业收入	研发投入/ 营业收入
<i>After</i>	0.266 ^{***} (5.36)	0.160 (0.18)	-1.281 ^{***} (-14.17)	0.164 ^{***} (2.69)	0.104 (1.18)	0.628 ^{***} (4.91)
<i>SOE×After</i>	-0.086 (-0.93)					
<i>Value×After</i>		0.004 (0.10)				
<i>Invention×After</i>			0.146 ^{**} (2.11)			
<i>Research×After</i>				0.119 [*] (1.85)		
<i>ROA×After</i>					2.600 [*] (1.80)	
<i>Leverage×After</i>						-0.933 ^{***} (-3.22)
<i>Constant</i>	4.084 (1.48)	4.058 (1.40)	3.642 (0.58)	3.918 (1.42)	4.959 [*] (1.72)	3.615 (1.31)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年度固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
企业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本观测值	11 912	11 912	2 730	11 909	11 912	11 912

五、研究结论与启示

本文使用2000—2022年A股非金融类上市公司数据，从企业自主创新战略和研发投入两个维度衡量企业创新，实证分析了贸易政策不确定性对中国企业创新的影响。首先，本文通过对企业年报中MD&A章节的文本分析，构造了企业自主创新战略数据，并使用Logit回归模型，实证检验了贸易政策不确定性对中国企业采取自主创新战略行为的影响。实证结果发现，贸易政策不确定性显著提高了企业采取自主创新战略的概率，且对于市值规模较大、研发投入水平较高、盈利能力较

强、市场估值较低以及杠杆率较低的企业，这种提高效果更为显著。进一步，本文使用双重差分模型，实证检验了贸易政策不确定性对中国企业创新的影响。结果发现，在贸易摩擦后，高新技术企业研发投入的增加显著高于非高新技术企业，且这种差异主要体现在费用化研发投入而非资本化研发投入。机制检验结果表明，研发基础越好、融资约束越小、高管团队有研发工作背景的高新技术企业，在贸易摩擦中研发投入增长越明显。

上述发现为我们理解国际贸易保护主义对中国企业创新的影响提供了初步的实证证据，本文的研究结果表明，在贸易政策不确定性上升的背景下，中国的高新技术企业正在发生着一些积极的变化：一方面，越来越多的企业开始采取自主创新战略；另一方面，贸易摩擦后高新技术企业的研发投入水平显著提高。这表明在贸易政策不确定性增加的背景下，中国企业正在苦练内功，提高科技创新能力。此外，从研究方法上，本文构造了企业自主创新战略数据，丰富了将文本分析方法应用于相关问题研究的文献。

[参考文献]

- [1] 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, 53 (2): 109-123.
- [2] 宋全云, 李晓, 钱龙. 经济政策不确定性与企业贷款成本 [J]. 金融研究, 2019 (7): 57-75.
- [3] 邓晓飞, 任颖. 贸易政策不确定性与企业创新 [J]. 技术经济与管理研究, 2020 (12): 28-33.
- [4] 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, 24 (5): 16-27.
- [5] LIU Q, MA H. Trade Policy Uncertainty and Innovation: Firm Level Evidence from China's WTO Accession [J]. *Journal of International Economics*, 2020, 127: 103387.
- [6] GULEN H, ION M. Policy Uncertainty and Corporate Investment [J]. *The Review of Financial Studies*, 2016, 29 (3): 523-564.
- [7] 余智. 贸易政策不确定性研究动态综述 [J]. 国际贸易问题, 2019 (5): 162-174.
- [8] HANDLEY K. Exporting Under Trade Policy Uncertainty: Theory and Evidence [J]. *Journal of International Economics*, 2014, 94 (1): 50-66.
- [9] HANDLEY K, LIMÃO N. Policy Uncertainty, Trade, and Welfare: Theory and Evidence for China and the United States [J]. *American Economic Review*, 2017, 107 (9): 2731-2783.
- [10] 龚联梅, 钱学锋. 贸易政策不确定性理论与经验研究进展 [J]. 经济学动态, 2018 (6): 106-116.
- [11] 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, 43 (6): 77-98.
- [12] 唐未兵, 傅元海, 王展祥. 技术创新、技术引进与经济增长方式转变 [J]. 经济研究, 2014, 49 (7): 31-43.
- [13] 佟家栋, 李胜旗. 贸易政策不确定性对出口企业产品创新的影响研究 [J]. 国际贸易问题, 2015 (6): 25-32.
- [14] 魏浩, 连慧君, 巫俊. 中美贸易摩擦、美国进口冲击与中国企业创新 [J]. 统计研究, 2019, 36 (8): 46-59.
- [15] AGHION P, BLOOM N, BLUNDELL R, et al. Competition and Innovation: An Inverted-U Relationship [J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2005, 120 (2): 701-728.

- [16] 苏理梅, 彭冬冬, 兰宜生. 贸易自由化是如何影响我国出口产品质量的: 基于贸易政策不确定性下降的视角 [J]. 财经研究, 2016, 42 (4): 61-70.
- [17] 刘薇, 张溪. 美国对华高技术出口限制对中国科技创新的影响分析: 基于中美贸易摩擦背景 [J]. 工业技术经济, 2019, 38 (9): 35-43.
- [18] 姚曦, 赵海, 徐奇渊. 美国对华加征关税排除机制对产业链的影响 [J]. 国际经济评论, 2020 (5): 26-42.
- [19] BLOOM N. Uncertainty and the Dynamics of R&D [J]. American Economic Review, 2007, 97 (2): 250-255.
- [20] DAVIS S J, LIU D, SHENG X S. Economic Policy Uncertainty in China Since 1949: The View from Mainland Newspapers [C] //Fourth Annual IMF-Atlanta Fed Research Workshop on China's Economy Atlanta. 2019, 19: 1-37.
- [21] 李兵, 林安琪, 郭冬梅. 经济政策不确定性对进口产品的异质性影响: 基于中文报纸大数据文本的实证分析 [J]. 系统工程理论与实践, 2020, 40 (6): 1578-1595.
- [22] 王璐航, 首陈霄. 中国入世与出口增长: 关于关税不确定性影响的再检验 [J]. 经济学 (季刊), 2019, 18 (2): 721-748.
- [23] 余淼杰, 祝辉煌. 贸易政策不确定性的度量、影响及其政策意义 [J]. 长安大学学报 (社会科学版), 2019, 21 (1): 1-8.
- [24] BAKER S R, BLOOM N, DAVIS S J. Measuring Economic Policy Uncertainty [J]. The Quarterly Journal of Economics, 2016, 131 (4): 1593-1636.
- [25] FENG L, LI Z, SWENSON D L. Trade Policy Uncertainty and Exports: Evidence from China's WTO Accession [J]. Journal of International Economics, 2017, 106: 20-36.
- [26] HUANG Y, LUK P. Measuring Economic Policy Uncertainty in China [J]. China Economic Review, 2020, 59: 101367.
- [27] 杨德林, 陈春宝. 模仿创新自主创新与高技术企业成长 [J]. 中国软科学, 1997 (8): 105-110.
- [28] 卢锐. 企业创新投资与高管薪酬业绩敏感性 [J]. 会计研究, 2014 (10): 36-42+96.
- [29] 王红建, 曹瑜强, 杨庆等. 实体企业金融化促进还是抑制了企业创新: 基于中国制造业上市公司的经验研究 [J]. 南开管理评论, 2017, 20 (1): 155-166.
- [30] 张璇, 刘贝贝, 汪婷等. 信贷寻租、融资约束与企业创新 [J]. 经济研究, 2017, 52 (5): 161-174.
- [31] 潘健平, 潘越, 马奕涵. 以“合”为贵? 合作文化与企业创新 [J]. 金融研究, 2019 (1): 148-167.
- [32] 叶永卫, 李增福. 续贷限制与企业技术创新 [J]. 金融研究, 2020 (11): 151-169.
- [33] 鲁桐, 党印. 公司治理与技术创新: 分行业比较 [J]. 经济研究, 2014, 49 (6): 115-128.
- [34] 李常青, 李宇坤, 李茂良. 控股股东股权质押与企业创新投入 [J]. 金融研究, 2018 (7): 143-157.
- [35] 解维敏, 方红星. 金融发展、融资约束与企业研发投入 [J]. 金融研究, 2011 (5): 171-183.
- [36] 张杰, 芦哲, 郑文平, 等. 融资约束、融资渠道与企业 RD 投入 [J]. 世界经济, 2012, 35 (10): 66-90.
- [37] 潘越, 潘健平, 戴亦一. 公司诉讼风险、司法地方保护主义与企业创新 [J]. 经济研究, 2015, 50 (3): 131-145.
- [38] 毕晓方, 翟淑萍, 姜宝强. 政府补贴、财务冗余对高新技术企业二元创新的影响 [J]. 会计研究, 2017 (1): 46-52+95.
- [39] 安同良, 周绍东, 皮建才. RD 补贴对中国企业自主创新的激励效应 [J]. 经济研究, 2009, 44 (10): 87-98+120.
- [40] 范子英, 田彬彬. 税收竞争、税收执法与企业避税 [J]. 经济研究, 2013, 48 (9): 99-111.

Is Trade Policy Uncertainty Pushing Chinese Enterprises to Innovate

LANG Kun LI Xincheng

Abstract: In recent years, under the background of geopolitical conflicts, trade policy uncertainty has increased significantly, which has profoundly affected the innovative behavior of enterprises. This article uses the data of Chinese A-share non-financial listed companies from 2000 to 2022, and empirically tests the impact of trade policy uncertainty on Chinese corporate innovation, which measured by enterprise independent innovation strategy and R&D investment. The results show that, on the one hand, trade policy uncertainty significantly increases the probability of enterprises adopting indigenous innovation strategies. This improvement effect is more pronounced for enterprises with large scale, high level of R&D investment, strong profitability, low market valuation and low leverage ratio. On the other hand, after the China-US trade friction, the increase in R&D investment of high-tech enterprises is significantly higher than that of non-high-tech enterprises. High-tech enterprises with better R&D foundation, less financing constraints, and executive team with R&D work experience are more likely to increase their R&D investment.

Keywords: Trade Policy Uncertainty; Indigenous Innovation; R&D Investment; High-tech Enterprise

(责任编辑 白光)