

贸易政策不确定性对制造业企业创新的影响

吴伶笑¹, 严丽妍², 沈 鸿³

- (1. 对外经济贸易大学 经济学院, 北京 100029;
2. 中国人民财产保险股份有限公司江山支公司, 浙江 衢州 324000;
3. 浙江工商大学 经济学院, 浙江 杭州 310018)

摘要: 在外部不确定性风险与内部转型压力交织下, 中国制造业企业以创新驱动发展的紧迫性日益凸显。本文以2007—2022年A股制造业上市公司为研究样本, 结合企业所处地区贸易敞口的空间差异检验贸易政策不确定性对企业创新的影响。研究发现, 贸易政策不确定性上升通过加剧融资约束、恶化金融错配以及降低企业风险承担水平抑制企业创新。异质性分析表明, 贸易政策不确定性的增加对企业创新的抑制作用主要集中在国有企业、大规模企业和高技术企业。本文研究对提振中国制造业企业创新能力和推动高质量发展具有一定的政策启示作用。

关键词: 贸易政策不确定性; 制造业企业创新; 贸易敞口

[中图分类号] F276; F742 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4034(2026)02-0119-18

引 言

近年来, 国际局势动荡, 在贸易争端和地缘政治冲突等复杂因素交织下, 全球范围内的不确定因素呈持续上升态势。特朗普2.0时代的“对等关税”政策推动全球贸易政策不确定性(Trade Policy Uncertainty, TPU)达历史高位。这场争端在初始阶段以关税措施为核心工具, 随后逐渐延伸至科技管制、跨国投资约束及数字经济规则等多个方面, 其影响波及国际产业链布局、公司研发活动乃至规则制定话语权等诸多范畴。TPU给中国企业生产经营和全球化战略带来了更高风险。如何应对风险, 并在维持原有市场竞争力的同时开发新产品、开拓新市场, 是企业面临的重要挑战。

[收稿日期] 2025-08-03

[基金项目] 国家社会科学基金重大项目“高标准数字经贸规则促进产业链与创新链深度融合的机制研究”(23&ZD085), 浙江省教育厅一般科研项目“数字贸易规则深化对企业创新质量的影响研究”(Y202455415)

[作者简介] 吴伶笑(2002—), 女, 浙江龙泉人, 对外经济贸易大学经济学院博士研究生, 研究方向: 国际贸易; (通讯作者)严丽妍(2003—), 女, 浙江江山人, 中国人民财产保险股份有限公司江山支公司, 研究方向: 国际贸易; 沈鸿(1988—), 男, 浙江嘉兴人, 浙江工商大学经济学院副教授、硕士生导师, 博士, 研究方向: 国际贸易

与此同时,制造业作为中国经济的立国之本与强国之基,其发展模式正经历从“规模扩张”向“创新驱动”的战略转型。当前中国制造业“大而不强”的问题突出:核心技术受制于人、自主创新能力薄弱,严重制约产业高端化升级。《中国制造2025》与《中华人民共和国国民经济和社会发展第十四个五年规划和2035年远景目标纲要》均明确将提升自主创新能力列为核心目标,要求通过原创研发、技术融合与全球资源整合构建竞争新优势。这一转型不仅关乎企业生存,更是支撑国家综合实力与国际话语权的决定性因素,制造业创新能力的突破已成为中国经济可持续发展的重要引擎。总之,在外部不确定性风险与内部转型压力交织下,中国制造业企业以创新驱动发展的紧迫性凸显,探讨TPU与企业创新之间的关系并寻求破解路径十分必要。

基于对TPU的定量测算,当前研究广泛探讨了其贸易效应和其他经济影响。首先,国内外文献对于TPU的衡量方式有三种:文本提取法(Baker等,2016;Davis等,2019;Huang和Luk,2020;宋华盛等,2025)、关税差额法(毛其淋,2020)和结构模型估计法。其次,基于以上方法,现有研究普遍证实TPU抑制了企业贸易活动。从出口角度看,TPU上升会降低企业进入新市场的概率(Crowley等,2018),缩短出口持续时间(周定根等,2019);TPU下降则促进出口模式转型和产品专业化(毛其淋和王玥清,2023;陈志远等,2022)。从进口角度看,TPU降低显著扩大了中间品和资本品进口规模,但对消费品影响有限(毛其淋,2020)。再者,TPU通过“投资挤出”和“融资压抑”渠道改变企业金融行为,与制造业企业金融资产配置呈现倒U型关系:低不确定性时企业增持金融资产避险,超过阈值后转向实体投资替代(黄新飞等,2022)。这一效应在出口依存度高、高科技和民营企业中尤为突出。

已有研究开始关注TPU影响下企业创新活动的变化,但研究结论存在明显分歧。一部分学者从风险规避角度出发,认为TPU抑制企业创新:企业在面对较高的TPU时,由于创新活动具有高投入、长周期和高风险的特性,倾向于减少研发投入,从而削弱创新水平(魏明海和刘秀梅,2021;司登奎等,2022;佟家栋和李胜旗,2015;Liu和Ma,2020)。另外一部分学者认为TPU促进企业创新:当TPU上升时,企业面临的国外技术限制风险增加反而激发了企业技术升级的积极性(李敬子和刘月,2019;郎昆和李新成,2024),对企业创新具有“倒逼效应”,在技术水平高、政府补贴低的企业以及市场化程度高的地区表现得更为显著(宋华盛和曹婷婷,2023)。可见,TPU对企业创新活动的影响存在多种可能,深入挖掘其中潜在的作用渠道与异质性效应,有助于明确其影响程度并引导企业在不确定的环境中通过创新研发实现技术与产品突围。

与已有研究相比,本文的边际贡献主要体现在以下两方面:其一,丰富制造业微观主体受TPU冲击的研究视角。本文揭示了TPU通过加剧融资约束、抬升金融错配以及削弱风险承担水平的渠道抑制了制造业企业创新,厘清了外部不确定性冲击对制造业创新能力影响的微观作用机制。其二,构建了较为稳健的实证框架。针对现有实证研究样本局限、识别策略单一的不足,本文利用中国地区间贸易敞口的天然异质性,构建TPU与地区贸易敞口交互项作为核心解释变量,并借助美国和

日本的 TPU 指数作为工具变量设计更为稳健的分析框架,得到 TPU 与企业创新关系的可靠因果推断。

一、理论分析与研究假说

(一) 贸易政策不确定性与制造业企业创新

出口行为与市场竞争是 TPU 影响企业创新的关键纽带。首先,出口行为引发企业学习效应。当贸易政策稳定时,企业能够更积极地参与国际贸易,从而有更多机会学习和吸收国际市场的先进技术和知识,这对企业的创新能力带来积极的推动作用(张杰和郑文平,2018)。然而,当 TPU 上升时,企业的出口活动受到抑制,与国际市场的技术交流与合作机会减少,这会抑制企业的出口学习效应,不利于企业的创新活动。其次,从竞争效应的角度出发,贸易改革通过竞争效应驱动企业创新与效率提升(De Loecker 等,2016)。随着企业面临的生产经营不确定性风险降低,其所处的市场竞争态势愈发激烈,为维持乃至增强自身市场竞争力,企业不得不增加创新投入,提升技术水准并丰富产品种类。反之,一旦 TPU 加剧,外贸市场稳定性降低、风险增大,企业贸易业务量随之减少,营业收入下滑,用于创新投入的资金也会下滑。同时,充满变数的市场环境会使小型企业更容易被市场淘汰,进而催生市场垄断局面,进一步削弱企业参与市场竞争的积极性,抑制其创新活力。当企业面临贸易环境的不确定性时,通常会在当期减少研发投入,同时更倾向于持有较多流动性强的现金资产,以有效规避可能出现的潜在风险。

此外,根据信息不对称理论和实物期权理论,TPU 的提高使企业因无法准确预判政策调整方向,产生决策保守化倾向,展现出“等待期权”特性,进而会延迟不可逆的研发投入。TPU 放大了创新风险,迫使企业延缓技术颠覆式投资,削弱知识溢出效应,降低技术扩散速度。结合上述分析,本文提出:

假说 1 贸易政策不确定性对制造业企业创新有抑制作用。

(二) 贸易政策不确定性、融资约束与制造业企业创新

TPU 会引起企业内部融资能力下滑(李双杰等,2020)。内部融资依托企业经营活动所产生的现金流,一般是企业融资的优先之选。直接从事进出口业务的企业,面临 TPU 上升时,可能会遭遇销售困难、关键设备及原材料采购艰难、现金周转陷入困境等问题(黄新飞等,2022),这些都可能对企业内部融资能力造成威胁。曹平等(2021)指出,在中美贸易摩擦影响下,出口受困企业的产品会转而进入国内市场,使国内市场竞争加剧,从而冲击行业内其他企业的营业收入与现金流,进一步凸显了 TPU 对企业内部融资能力的负面作用。

TPU 的上升还会导致企业外部融资能力下降。研发活动具有高风险、长周期和高沉没成本特征,企业往往需要持续外部融资支持。Baum 等(2008)研究发现,伴随着 TPU 的增加,银行等金融机构很难迅速对企业投资项目的好坏以及未来发展态势做出准确判断,使得企业与金融机构之间的信息不对称问题愈发严重,最终导致银行等金融机构倾向于实施紧缩的贷款政策。银行等传统金融机构通常对研发

贷款持谨慎态度,放大了融资约束效应,导致企业被迫依赖内部现金流。当企业面临融资困难时,管理层往往优先保障短期生存需求,如维持生产、支付工资,同时削减长期研发预算。基于上述分析,本文提出:

假说2 贸易政策不确定性通过加剧融资约束抑制制造业企业创新。

(三)贸易政策不确定性、金融错配与制造业企业创新

TPU上升会显著改变金融机构的风险偏好和信贷资源配置策略。根据信息不对称理论,当政策环境不稳定时,金融机构难以准确评估企业的未来偿债能力,倾向于采取保守的信贷政策。TPU可能通过以下机制加剧金融错配:一是抵押品依赖增强。金融机构为规避风险,更偏好向拥有充足抵押品的传统企业放贷,而非依赖无形资产的创新企业。这种“抵押品歧视”导致信贷资源流向低效部门,形成结构性错配。二是期限错配。TPU增加了长期项目的风险溢价,促使银行缩短贷款期限,优先支持短期流动性管理而非长期研发投入,进一步割裂了创新活动所需的资金连续性(Duchin等,2009)。

金融错配的本质是资源未能流向边际产出最高的主体。基于资源配置效率理论,Hsieh和Klenow(2009)研究表明,资源错配会显著降低全要素生产率,而金融资源作为企业创新的核心投入,其错配会直接抑制创新效率。在TPU的传导路径中存在挤出效应,当信贷资源因TPU而过度集中于低效企业时,创新型企业的融资空间被压缩,同时,金融资源错配导致的资本低效使用抬高了整体市场的资金成本。Wurgler(2000)的资本配置效率模型指出,当金融资源无法按生产率分配时,企业为获取资金需支付更高溢价,挤占原本用于研发的现金流。基于此,本文提出:

假说3 贸易政策不确定性通过加剧金融错配抑制制造业企业创新。

(四)贸易政策不确定性、风险承担水平与制造业企业创新

企业的风险偏好具体体现为,在决策过程中对不确定性项目的接纳程度,以及为获取超额回报而主动承受潜在损失的意愿,其衡量标准既包括企业对风险的客观应对能力,也包括其主观上选择高风险投资的行为意向(余明桂等,2013;刘巍和何威风,2020)。TPU会显著降低企业管理者的信心以及风险承担能力,并导致其行为决策趋于保守。一方面,贸易争端会削弱企业管理层的预期信心(黄宏斌等,2024),引发其对未来经营的忧虑心态,进而强化其决策中的审慎倾向。这直接削弱了企业承担风险的能力。另一方面,TPU的上升加剧了企业面临的信息不对称与运营风险,致使管理者难以进行充分理性的分析与抉择,企业承担风险的能力和意愿下降,高风险的研发创新行为消退,代之以保守的经营策略与行为。基于此,本文提出:

假说4 贸易政策不确定性通过降低企业风险承担水平抑制制造业企业创新。

二、研究设计

(一)计量模型设定

准确识别TPU对企业创新的因果效应,是本文研究设计的核心。然而,该识别面临如下挑战:TPU指标通常为宏观层面的加总,直接估计其对微观主体行为

的影响难以避免遗漏变量等内生性问题；若使用微观层面的“经济政策不确定性感知”指标(聂辉华等, 2020), 则又存在识别偏差, 无法聚焦贸易领域的政策波动。为了克服上述难题, 有效识别 TPU 的作用, 本文借鉴葛新宇等(2021)的做法, 引入截面异质性以捕捉 TPU 冲击对不同地区制造业企业创新的差异化影响。

本文构建如下模型:

$$INV_{it} = \alpha + \beta TPU_{t-1} + \gamma TEX_{t-1} + \delta TPU_{t-1} \times TEX_{t-1} + \eta X_{it} + \theta_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式(1)中, 下标 i 代表企业, r 代表地区, t 代表年份。 INV_{it} 为被解释变量, 表示制造业企业创新产出。解释变量包括企业在 $t-1$ 年面临的贸易政策不确定性 TPU_{t-1} , 制造业企业 i 所处地区的贸易敞口 TEX_{t-1} , 以及两者的交互项 $TPU_{t-1} \times TEX_{t-1}$ 。交互项系数 δ 是本文关注的回归系数, 其正负及显著性水平反映了 TPU 冲击会在贸易敞口不同的地区对制造业企业创新产生何种影响。在时间维度上, 本文的被解释变量比解释变量滞后一期, 可以规避将企业当年创新水平下降过分归因于政策不确定性的可能性, 减轻逆向因果问题的干扰, 即本文考察的是企业 i 在 $t-1$ 年受到 TPU 冲击对其在 t 年的创新水平的影响。 X_{it} 为控制变量, θ_i 为个体固定效应, v_t 为年份固定效应, ε_{it} 为随机误差项, 标准误聚类到企业层面。

(二) 数据来源

本文的 TPU 数据来源于 Huang 和 Luk(2020), 上市公司数据来源于 CSMAR 数据库, 用于计算地区贸易敞口的数据来源于国家统计局和各省市统计年鉴^①。本文选取 2007—2022 年中国 A 股制造业上市企业为研究对象, 进一步剔除了 ST 以及 *ST 上市公司, 删除了相关变量数据缺失的样本, 同时为了避免极端值的影响, 对所有连续变量均进行了上下 1% 缩尾处理。根据上述处理方法, 共得到 22 368 个观测值, 涵盖 2 827 家制造业上市企业。

(三) 变量说明与描述性统计

1. 被解释变量

本文选用专利申请数量作为关键指标。专利数据易于获取, 并且反映了企业创新的直接产出, 其申请、审核与授权有明确的标准和流程, 在一定程度上保证了注册内容的创新性与创新能力的可信度(Archibugi 和 Pianta, 1992)。专利申请数量能直观体现创新产出成果, 能够较为全面、精准地衡量企业创新活动的实际活跃程度与最终成效。考虑到部分企业专利申请数为零且专利数量通常非常不均衡, 本文对该数据进行了“加 1 后取自然对数”的标准化处理, 所得到的数值越大, 意味着企业在创新活动中的表现越活跃, 创新成效越显著。

2. 核心解释变量

本文使用 TPU 与企业所处地区的贸易敞口两者的交互项 $TPU_t \times TEX_{it}$ 作为核心解释变量。首先, 虽然制造业上市企业的创新活动可能跨区域, 但其核心研发生

^①资料来源: 中国贸易政策不确定性指数, <https://cbade.hkbu.edu.hk/epu-mainland-%20china/> (访问日期 2025-10-20); CSMAR 数据库, <https://data.csmar.com/> (访问日期 2025-10-20); 国家统计局, <https://www.stats.gov.cn/sj/ndsj/> (访问日期 2025-10-20)。

产、供应链布局及主要融资环境仍深度依赖当地的经济环境。其次，不同地区由于区位条件、产业发展等原因，在进出口贸易活动方面呈现差异。TPU 的影响需要通过企业所处的贸易环境传递，即使全国各地区面临的 TPU 都相同，一个严重依赖出口的沿海省份和一个以内需为主的内陆省份，企业面临的实质性风险可能完全不同。因此，贸易敞口越高的地区，企业对国际贸易的依赖程度越强，可能对贸易政策的变化越敏感。

既有研究普遍使用 Baker 等(2016)提供的经济政策不确定性数据，但这一测度存在两方面局限：其一，它未能对政策的不同领域进行有效区分；其二，其数据来源仅依赖海外报刊，容易对中国经济表现的评估造成偏误。Huang 和 Luk(2020)延续了其文本挖掘框架，但使用了更全面、细致的中文词表，并且将资料来源扩大到中国内地的 114 份主流中文报纸，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。本文将 Huang 和 Luk(2020)原始的月度指标采用简单平均法转化为年度均值并取对数，地区贸易敞口则通过计算地区进出口总额与 GDP 的比值得到。

3. 控制变量

本文选取以下随时间变化的企业特征变量作为控制变量：(1)资产收益率(*Roa*)，等于净资产除以总资产，衡量企业盈利能力；(2)企业规模(*Size*)，用总资产的对数表示，反映经营体量；(3)资产负债率(*Lev*)，等于总负债除以总资产，评估财务风险水平；(4)企业存续时间(*Age*)，用企业成立年限衡量；(5)固定资产比(*Fixed*)，等于固定资产除以总资产，体现资产结构特征；(6)董事会规模(*Board*)，用董事会人数的对数表示；(7)企业成长(*Growth*)，用公司年度营业收入增长率衡量发展潜力；(8)托宾 Q(*TQ*)，用企业期末市值 A^①除以总资产，反映市场价值与投资机会。表 1 报告了主要变量定义与描述性统计结果。

表 1 主要变量定义与描述性统计

变量类别	变量名	变量符号	变量定义	样本量	均值	标准差	最大值	最小值
被解释变量	企业创新	<i>INV</i>	企业专利申请数+1 取对数	22 368	0.737	1.603	9.737	0.000
解释变量	交互项	<i>TPU</i> × <i>TEX</i>	贸易政策不确定性× 地区贸易敞口	22 368	2.799	2.644	15.93	0.001
	贸易政策不确定性	<i>TPU</i>	Huang 和 Luk 构建的中国贸易政策不确定指数 加权平均后取对数	22 368	5.110	0.550	6.106	4.402
	地区贸易敞口	<i>TEX</i>	地区进出口总额/GDP	22 368	0.553	0.539	3.384	0.000

①市值 A 用于衡量企业市场价值，具体含义及数据源于 CSMAR 数据库，<https://data.csmar.com/>(访问日期：2025-10-20)。

续表

变量类别	变量名	变量符号	变量定义	样本量	均值	标准差	最大值	最小值
控制变量	资产负债率	<i>Lev</i>	总负债/总资产	22 368	0.414	0.208	1.794	0.028
	资产收益率	<i>Roa</i>	净利润/总资产	22 368	0.035	0.076	0.271	-0.602
	企业规模	<i>Size</i>	总资产取对数	22 368	22.01	1.199	25.79	17.95
	企业存续时间	<i>Age</i>	成立年限取对数	22 368	2.836	0.360	3.638	0.693
	固定资产比	<i>Fixed</i>	固定资产/总资产	22 368	0.222	0.137	0.720	0.005
	托宾 Q	<i>TQ</i>	企业期末市值 A/总资产	22 368	2.145	1.401	12.13	0.828
	董事会规模	<i>Board</i>	董事会人数取对数	22 368	2.114	0.195	2.708	1.609
	企业成长	<i>Growth</i>	(营业总收入本年本期金额- 营业总收入上年同期金额)/ (营业总收入上年同期金额)	22 368	0.163	0.385	3.480	-0.664

三、实证结果分析

(一) 基准回归结果分析

表 2 为基准回归分析结果。其中，列(2)为同时控制年份固定效应和企业个体固定效应的结果，此时宏观加总变量(*TPU*)被自动去除。两列结果均显示，*TPU*与地区贸易敞口交互项系数在 1%的水平上显著为负，意味着随着制造业上市企业所处地区贸易敞口的增加，*TPU* 的上升对中国制造业企业创新具有显著的负向影响，

表 2 基准回归结果

项目	(1)	(2)
	<i>INV</i>	<i>INV</i>
<i>TPU</i> × <i>TEX</i>	-0.178 2 *** (-3.28)	-0.176 2 *** (-3.25)
<i>TPU</i>	0.040 1 (1.18)	—
<i>TEX</i>	0.808 0 *** (3.29)	0.828 9 *** (3.40)
控制变量	是	是
个体固定效应	是	是
年份固定效应	否	是
R ²	0.006	0.013
企业数量	2 827	2 827
样本量	22 368	22 368

注：括号中为企业个体聚类标准误，*、**和*** 分别表示估计系数在 10%、5%和 1%的水平上显著。下表同。

验证了假说 1，证明位于高度依赖国际贸易的地区企业因 TPU 而面临更大的创新风险。从经济显著性看，估计系数表明当地区贸易敞口处于均值水平时，TPU 每提高一个单位，企业专利申请数量将下降 5.5% 左右^①。

(二) 稳健性分析

为了保证回归结果稳健性，本文通过替换核心解释变量、解释变量中心化处理、替换被解释变量、控制其他政策不确定性、剔除特殊事件影响等方式进行稳健性检验。

1. 替换核心解释变量

本文采用 Davis 等(2019)所构建的中国 TPU 指数替换核心解释变量进行稳健性检验。该指标与 Huang 和 Luk(2020)所采用的测算方法具有高度相似性，二者均通过分析报纸的文本内容来构建指数。在数据处理上，本文依然遵循前文所述方法，将月度指数进行加权平均并取对数，再与企业所处地区的贸易敞口做交互项，主要关注交互项的系数与显著性。回归结果如表 3 列(1)和列(2)所示，其中 TPUD 代表 Davis 等(2019)构建的 TPU 指数的系数显著为负，且均在 1%的水平上通过了检验。这一结果与前文基准回归分析的结论相吻合，进一步证实了 TPU 的上升对于制造业企业创新的抑制作用。

表 3 稳健性检验(一)：替换核心解释变量

项目	(1)	(2)
	INV	INV
TPUD×TEX	-0.064 8*** (-2.66)	-0.072 9*** (-2.91)
TPUD	-0.014 7 (-0.77)	—
TEX	0.241 9** (2.09)	0.304 9*** (2.62)
控制变量	是	是
个体固定效应	是	是
年份固定效应	否	是
R ²	0.006	0.012
企业数量	2 827	2 827
样本量	22 368	22 368

考虑到基准回归中使用的 TPU 指数是国家层面的时间序列数据，无法区分企业个体面临政策不确定性的差异。本文进一步采用聂辉华等(2020)构建的企业层面的经济政策不确定性感知指标(TPU_Sentence)替换解释变量进行重新回归，意在捕捉企业对政策不确定性的异质性感受，检验结果与基准回归结果基本一致(见表 4)。

^①计算过程为：-0.178 2×0.533+0.040 1≈-0.054 9，约下降 5.5%。

表 4 稳健性检验(二)：替换核心解释变量——企业层面

项目	(1)	(2)
	INV	INV
<i>TPU_Sentence</i> × <i>TEX</i>	-0.033 2 ** (-2.01)	-0.690 5 ** (-2.40)
<i>TPU_Sentence</i>	0.004 5 (0.42)	0.107 5 (0.54)
<i>TEX</i>	0.103 6 (0.99)	0.110 3 (1.06)
控制变量	是	是
个体固定效应	是	是
年份固定效应	是	是
R ²	0.451	0.451
样本量	20 139	20 101

由于式(1)中核心解释变量为 TPU 与地区贸易敞口的交互项，为了降低多重共线性的干扰，本文对相关变量进行中心化处理。如表 5 所示，去中心化后交互项系数估计值与基准结果非常接近，说明多重共线性影响有限。

表 5 稳健性检验(三)：解释变量中心化处理

项目	(1)	(2)
	INV	INV
<i>TPU</i> × <i>TEX</i>	-0.178 2 *** (-3.28)	-0.176 2 *** (-3.25)
<i>TPU</i>	-0.057 7 ** (-2.46)	—
<i>TEX</i>	-0.102 8 (-0.93)	-0.071 5 (-0.62)
控制变量	是	是
个体固定效应	是	是
年份固定效应	否	是
R ²	0.006	0.013
企业数量	2 827	2 827
样本量	22 368	22 368

2. 替换被解释变量

本文选择专利授权数(*INV_Grant*)作为企业创新的替换指标之一。专利有效是一切专利活动的前提，专利从申请到获得授权通常需要经过严格的审查。近年来中国对企业专利申请质量的要求不断提高，意味着获得授权的专利质量相对更高，更

能体现企业的创新水平。此外，企业专利申请数和专利授权数刻画的是企业的创新产出，为了避免视角单一，本文选取研发支出费用化金额 (*RD_Expenses*) 以刻画企业的创新投入，并进一步考察研发支出总金额 (*RD_SpendSum*)。如表 6 所示，替换被解释变量指标后均在 1% 的水平上通过了检验，结果依然稳健。

表 6 稳健性检验(四)：替换被解释变量

项目	(1)	(2)	(3)
	<i>INV_Grant</i>	<i>RD_Expenses</i>	<i>RD_SpendSum</i>
<i>TPU</i> × <i>TEX</i>	-0.124 6*** (-2.68)	-0.182 0*** (-2.73)	-0.051 2** (-2.03)
<i>TEX</i>	0.639 7*** (2.94)	0.943 8*** (2.80)	0.287 6** (2.41)
控制变量	是	是	是
个体固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
R ²	0.017	0.434	0.570
企业数量	2 827	1 514	2 807
样本量	22 368	7 513	19 927

3. 剔除特殊事件影响

本文样本数据年份为 2007—2022 年，在此时间序列中存在两个重要金融冲击，一是 2008 年的国际金融危机，二是 2015 年的中国股市冲击，且现有文献难以通过变量构建的方式来吸收这类因素的影响。借鉴唐松等(2020)、吴非等(2021)的做法，考虑到危机的滞后性特征，本文删除了 2009 年和 2010 年的企业样本以排除金融危机的干扰；删除了 2016 年和 2017 年的样本以排除股灾的干扰。此外，2020 年年初的公共卫生事件导致经济社会受到较大程度冲击，贸易不确定性及企业经营状况都发生了较大变动，因此本文删除了 2020—2022 年的样本后重新回归。如表 7 所示，结果基本稳健。

4. 控制其他政策不确定性影响

本文参考葛新宇等(2021)的做法，在基准回归模型中同时引入 Huang 和 Luk (2020)构建的其他三种政策不确定性指标及其与贸易敞口的交互项，即财政政策不确定性(*FPU*)、货币政策不确定性(*MPU*)和汇率政策不确定性(*EXPU*)，对其加以控制。回归结果显示^①，*TPU* 对企业创新的抑制作用具有独立性，而非其他宏观政策波动的衍生结果。

^①篇幅所限，控制其他政策不确定性影响的回归结果备索。凡备索资料均可登录对外经济贸易大学学术刊物编辑部网站“在线阅读”栏目查询、下载。

表7 稳健性检验(五):剔除特殊事件影响

项目	剔除金融危机影响		剔除股灾影响		剔除疫情影响	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$TPU \times TEX$	-0.202 8*** (-3.71)	-0.194 6*** (-3.56)	-0.152 6*** (-2.62)	-0.158 0*** (-2.73)	-0.146 7** (-2.53)	-0.161 9*** (-2.79)
TPU	0.055 6 (1.64)	—	0.059 3 (1.61)	—	0.025 2 (0.65)	—
TEX	0.862 4*** (3.56)	0.875 9*** (3.63)	0.744 4*** (2.84)	0.777 6*** (3.00)	0.706 4*** (2.70)	0.747 9*** (2.87)
控制变量	是	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	否	是	否	是	否	是
R^2	0.006	0.013	0.006	0.013	0.008	0.014
企业数量	2 827	2 827	2 827	2 827	1 990	1 990
样本量	20 804	20 804	19 381	19 381	15 080	15 080

(三) 异质性分析

本部分将考察 TPU 对制造业企业创新水平的影响是否会因企业所有制、企业规模以及企业技术水平而有所差异。

1. 企业所有制异质性

企业所有制的差异直接影响企业获取与配置资源的能力(张峰等, 2019)。不同所有制的企业在 TPU 冲击下的资源获取能力与风险应对策略不同, 这种差异性会塑造企业在创新活动中的战略选择与执行方式, 从而使其创新成果呈现出不同的特征。基于此, 本文将样本划分为国有企业和非国有企业两个子样本进行回归。从表8列(1)和列(2)可以看出, 国有企业的 TPU 与地区贸易敞口交互项系数在 5% 的水平上显著为负, 且通过组间系数差异检验发现国有企业受到的负向冲击显著强于非国有企业。可能的原因在于: 非国有企业在资源获取和政策支持方面处于相对劣势地位, 因此当 TPU 加剧时, 它们更多地依赖于自身的市场竞争力和创新能力来应对外部环境的变化(聂辉华等, 2020), 在市场反应速度、经营策略调整以及管理与生产成本控制上更为灵活(曹伟等, 2025)。同时, 从国内产业布局视角看, 新发展阶段的国有企业主要基于资源导向而非创新导向^①, 其创新决策对政策波动的敏感性较高。综上所述, TPU 对企业创新所产生的抑制效应在国有企业中表现得较为突出。

2. 企业规模异质性

企业规模可以反映企业资源的富裕程度, 资源的充裕与否会影响企业投资以及创新活动。首先, 大企业通常深度依赖特定的大规模市场, 其生产体系和供应链围

^①资料来源: 人民网, <http://www.people.com.cn/n1/2021/0310/c32306-32048199.html> (访问日期 2025-04-10)。

绕这些主要市场构建(Crowley 等, 2018), 一旦这些市场的贸易政策生变, 如美国对进口产品加征高额关税, 高度依赖美国市场的大型制造业企业会因成本剧增、需求萎缩而遭受重创。虽然理论上大企业可通过多元化经营分散风险, 但因其庞大的业务规模和复杂的运营体系, 实现市场与产品结构的快速多元化转型难度极大。相比之下, 小企业市场份额小, 对单一市场依赖度低, 更易进入小众或新兴市场, 在贸易政策不确定时, 能更灵活地转换市场, 受政策变动的抑制相对较小。其次, 尽管大企业资源丰富, 但可能存在组织惰性, 决策流程冗长, 当贸易政策出现波动时, 大企业难以像小企业那样迅速调整战略(方先明和胡丁, 2023)。

表 8 异质性分析

项目	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	国有企业	非国有企业	大规模企业	小规模企业	高技术产业	非高技术产业
<i>TPU</i> × <i>TEX</i>	-0.301 1 ** (-2.56)	-0.115 8 * (-1.94)	-0.217 1 *** (-2.59)	-0.094 2 (-1.55)	-0.184 1 *** (-2.93)	-0.122 3 (-1.23)
<i>TEX</i>	1.573 0 *** (3.11)	0.434 9 (1.57)	1.048 7 *** (2.85)	0.383 5 (1.33)	0.909 2 *** (3.25)	0.378 9 (0.79)
控制变量	是	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
R ²	0.016	0.015	0.011	0.018	0.013	0.017
企业数量	663	2 172	1 819	2 066	2 315	512
样本量	7 823	14 545	12 590	9 778	18 028	4 340
经验 P 值	0.039(0.208 **)		0.073(0.153 *)		0.360(0.034)	

注：异质性分析的系数组间检验差异的 P 值采用费舍尔组合检验(抽样 1 000 次)计算得到。

基于此, 本文依据总资产中位数将样本划分为大规模企业与小规模企业两组, 分别进行回归分析。表 8 列(3)和列(4)显示, 大规模企业的 *TPU* 与地区贸易敞口交互项系数在 1%的水平上显著为负, 而小规模企业系数为负但不显著, 且组间系数差异检验发现大规模企业受到的负向冲击强于小规模企业。可能的原因是: 大规模企业更依赖出口市场, *TPU* 上升直接影响其海外收入, 迫使其削减研发预算来维持现金流。而小规模企业经营灵活性较强, 凭借快速调整产品结构、拓展国内销售渠道等策略, 能够在一定程度上缓冲外部冲击。此外, 大规模企业组织架构复杂、转型成本高昂, 面对政策波动时难以迅速调整经营策略, 受 *TPU* 影响更大。

3. 企业是否属于高技术产业

根据《高技术产业(制造业)分类(2017)》, 高技术产业被界定为以技术创新为核心驱动力、具备显著研发强度、高附加值产品特性以及广阔国际发展潜力的技术

密集型行业,主要涵盖医药制造、航空与航天器制造、电子及通信设备制造等六个类别,这些产业为国民经济行业分类中研发投入强度相对较高的制造业产业。高技术行业的研发与生产高度融入国际分工体系,关键技术、核心零部件及高端设备大多依赖全球采购,因此出口管制和技术封锁等贸易限制政策实施将直接威胁到供应链的稳定性。Liu等(2020)研究指出,贸易政策的不确定性通过提高中间品进口成本与中断知识溢出,迫使高技术企业缩减核心研发项目;Zhou和Wen(2022)研究中国上市工业企业,发现低技术行业如纺织、食品加工,因为主要依赖本土原材料与成熟技术,其生产链条相对封闭,受到的国际政策波动的影响较小。

基于此,本文依据《高技术产业(制造业)分类(2017)》,将样本分为属于高技术产业的子样本和非高技术产业的子样本,分别进行回归。表8列(5)和列(6)显示,高技术行业中TPU与地区贸易敞口交互项系数在1%的水平上显著为负,而非高技术企业系数为负但不显著,二者差异明显。可能的解释是:其一,高新技术行业研发投入大、周期长,技术迭代速度较快,市场竞争压力大,TPU导致的政策环境不稳定增加了技术研发的沉没成本风险,使企业倾向于推迟或取消创新计划。与此相反,低技术行业则因技术壁垒低,市场竞争更多依赖成本控制,政策波动对其创新决策的边际影响较弱。其二,近年来中美贸易摩擦中的关税措施尤为突出,尤其在航天航空、通信、医疗等高科技产业受到TPU的冲击更为猛烈,TPU对这些企业创新活动的抑制作用也更为深远。综上所述,高新技术行业因其供应链依赖、融资需求、技术风险及转型成本的结构特征,更易受到TPU的影响,低技术行业则因本土化生产、低研发依赖与灵活调整能力,对TPU冲击抵御能力更强。

(四)内生性问题处理

本文使用的TPU指标是宏观层面加总的贸易政策变化,从理论上来说不会与企业层面的创新产出之间形成反向因果关系,且在基准回归中已对变量做了滞后处理。当期企业创新水平不可能反向影响企业前期面临的贸易环境不确定性,因此反向因果造成的内生性问题有限。可能的内生性问题主要来源于两方面:其一,TPU指标是基于报纸的文本词频识别,不仅具有一定的测量误差(Gulen和Ion,2016),也存在主观偏向性;其二,宏观指标对微观企业的影响容易存在遗漏变量问题。针对前者,本文通过构建TPU与地区贸易敞口的交互项,在一定程度上能够对部分潜在的遗漏变量起到控制和平衡的作用,然而由测量误差引发的问题却难以通过现有识别策略进行修正和规避。

本文将美国TPU指数(TPU_US)和日本TPU指数(TPU_JP)作为工具变量^①,采用两阶段最小二乘法进行估计。从相关性角度看,中国的TPU通常与同中国贸易往来密切的国家有关,截至本文数据年限,美国和日本分别是中国的第一和第二大贸易伙伴,其贸易政策的变化很可能对中国产生关联效应,从而满足工具变量的相关性要求。具体而言,美国TPU主要反映的是美国针对外国进口所采取的关税

^①资料来源:贸易政策不确定性指数, https://www.policyuncertainty.com/trade_uncertainty.html (访问日期2025-10-20)。加权方法与前文对中国贸易政策不确定性指数的处理相同。

及其他贸易限制措施。中国企业面临的 TPU 与美国整体的 TPU 之间存在潜在关联性。日本与中国同属美国的贸易顺差国,在另一个维度与中国 TPU 存在相关性,即同样面临来自美国关税等贸易措施变动的针对性威胁。上述两种相关性在当前美国贸易政策变动频繁、不确定性加剧的环境下更为明显。从外生性角度看,美国或日本的 TPU 主要反映了两国媒体对贸易政策的分析和判断,直接影响两国国内企业与居民的经济决策,无法直接对中国企业的创新行为产生影响。从排他性角度看,两国贸易政策与中国企业创新行为的关联性需要通过国内企业在国内感知到的 TPU 来实现,除此以外很难找到其他直接影响中国企业创新的渠道。

工具变量回归结果显示^①,两者与贸易敞口交互项系数估计值与基准结果一致,说明即便存在内生性问题,其对研究结论的影响仍处于可控范围。这进一步验证了本文研究结论的稳健性与可靠性。

四、机制检验

(一)融资约束

融资约束是企业创新的关键阻碍因素之一。参考 Hadlock 和 Pierce (2010)、鞠晓生等(2013)的做法,本文采用 SA 指数作为融资约束的代理指标^②,数值越大表明企业受到的融资约束程度越严重。表 9 列(1)报告了以融资约束为被解释变量的回归结果,TPU 与地区贸易敞口交互项系数在 1%的水平上显著为正,表明 TPU 加剧了企业融资约束问题,验证了假说 2。从企业内部看,TPU 提升会使融资困难企业的现金流紧缩,面对复杂的政策环境,企业投资决策难度增加,对现有资金使用更加审慎,阻碍了创新产出。从外部因素来看,贸易政策波动引发的信息不对称造成融资机构降低企业信用评级、减少贷款或拒绝融资,导致企业外部融资成本升高,抑制了研发投入与产出。

(二)金融错配

本文引入金融错配程度(*FD*)作为机制变量。在具体度量上,借鉴邵挺(2010)对金融错配程度的界定方式,采用出口企业资金使用成本与行业平均资金使用成本的差值,除以行业平均资金使用成本后取绝对值的方法,对金融错配水平进行量化测度。回归结果如表 9 列(2)所示,TPU 与地区贸易敞口交互项系数在 5%的水平上显著为正,表明 TPU 的上升会加剧企业金融资源错配。这一结果符合理论预期,验证了假说 3,证明金融错配导致系统性资源配置低效,如信贷流向低效企业或项目,使得创新能力强、发展潜力大的制造业企业难以获得足够的资金支持,限制了其研发投入和创新活动,挤占了高效企业的创新资源。

^①篇幅所限,工具变量回归结果备案。

^② $SA = -0.737 \times Size + 0.043 \times Size^2 - 0.04 \times Age$,参考 Hadlock 和 Pierce (2010)对 Size 和 Age 指标进行右侧缩尾。

表 9 机制检验

项目	(1)	(2)	(3)
	SA	FD	RiskT
TPU×TEX	0.031 3 *** (2.88)	0.059 3 ** (2.40)	-0.821 9 *** (-2.67)
控制变量	是	是	是
个体固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
R ²	0.571	0.078	0.057
企业数量	2 827	2 698	1 513
样本量	22 368	21 391	7 511

(三) 风险承担水平

为了考察 TPU 对企业风险承担水平的影响，借鉴宋建波等(2017)的做法，本文以五年期滚动窗口($t-2$ 年至 $t+2$ 年，即 $T=5$) 计算企业经行业调整后^①的盈余回报率($AdjROA$)在该窗口内的标准差，得到企业风险承担水平($RiskT$)。参考 Faccio 等(2016)的做法，将该变量乘以 100 以优化回归系数的显示效果，该操作不影响结果的显著性水平。具体计算如式(2)和式(3)所示。

$$AdjROA = \frac{EBIT}{Asset} - \frac{1}{X} \sum \frac{EBIT}{Asset} \tag{2}$$

$$RiskT = \sqrt{\frac{1}{T-1} \sum_{i=1}^T (AdjROA_{it} - \frac{1}{T} \sum_{i=1}^T AdjROA_{it})^2} \quad (T=5) \tag{3}$$

表 9 列(3)展示了以风险承担水平为被解释变量的回归结果。TPU 与地区贸易敞口交互项系数在 1%的水平上显著为负，表明 TPU 会通过降低企业风险承担水平抑制企业创新，假说 4 得到验证。

五、结论与启示

本文聚焦 TPU 对中国制造业企业创新活动的影响。研究发现：其一，TPU 的上升对中国制造业企业创新具有抑制作用，尤其在贸易敞口较高的地区，这种抑制效果更为显著，经稳健性检验，这一结论依旧成立。其二，从异质性层面剖析，TPU 对国有企业、大规模企业以及高技术企业的创新行为冲击更为显著。其三，机制检验发现，当 TPU 攀升时，融资约束加剧、金融错配以及企业风险承担水平的降低构成了其抑制企业创新的关键渠道。近年来，国际贸易环境呈现出保护主义

①行业划分依据中国上市公司协会行业分类标准。

逐步加剧的趋势,中美贸易摩擦的持续升级尤为显著,在此背景下本研究对中国企业如何应对全球竞争以促进高质量发展具有重要政策意义。

政府层面,宜保持对外部贸易局势以及市场环境动态变化的密切关注,灵活调整对策应对 TPU。政府可持续跟踪企业的发展轨迹,为企业提供有针对性的引导,激励企业加快创新步伐。政府也可通过积极参与多边贸易谈判,寻求外贸多元合作伙伴关系以减少中国面临的外部不确定性因素,为中国制造业的稳定、健康发展营造一个良好的国际环境。针对制造业企业融资约束和金融错配等突出问题,政府需完善金融市场服务实体经济的职能,金融监管部门宜持续完善宏观审慎政策体系,通过强化金融机构的风险抵御能力来稳固实体经济。建立精准化的创新扶持体系,引导企业加大关键核心技术攻关投入,重视创新链的建设,推动产业链上下游企业之间的协同创新,形成既竞争又合作的“竞合”机制,有效减少资源的重复投入和浪费。

企业层面,可主动适应动态变化的全球市场新格局,制定市场风险应对方案。企业需建立常态化政策监测与响应机制,加速布局目标市场,利用政策红利扩大技术合作与出口份额。一方面,积极拓展国际市场版图,把 TPU 带来的压力转化为企业技术革新的动力;另一方面,时刻留意政策信息的变化,洞察国际形势,借助新时代科技工具实时跟进市场变化情况,掌握全球最新市场动向,迅速拟定应对方案,合理优化资源配置,推动自身转型升级。需要以拓宽资金渠道为重点加强风险抵御能力,可以和产业链上的其他企业合作,通过研发众筹、供应链金融等方式,用应收账款、订单等进行抵押融资,解决资金难题。高技术企业容易受到技术管制,需要合理布局专利,在基础研究领域多申请防御性专利,在产品应用领域多申请进攻性专利,用专利交叉授权来减少技术封锁的影响,并关注贸易政策变化,提前预测技术管制趋势。

[参考文献]

- [1]曹平,肖生鹏,林常青.美国对华反倾销对中国企业创新效应再评估[J].国际经贸探索,2021(1): 34-49.
- [2]曹伟,吴迪,邓贵川.汇率变动、企业创新与中国制造业全球价值链地位[J].中国工业经济,2025(3): 60-77.
- [3]陈志远,朱婷,孟可心.贸易政策不确定性与企业出口产品范围[J].国际贸易问题,2022(6): 90-105.
- [4]方先明,胡丁.企业 ESG 表现与创新——来自 A 股上市公司的证据[J].经济研究,2023,58(2): 91-106.
- [5]葛新宇,庄嘉莉,刘岩.贸易政策不确定性如何影响商业银行风险——对企业经营渠道的检验[J].中国工业经济,2021(8): 133-151.
- [6]黄宏斌,许晨辉,李圆圆.“抱团取暖”可以应对“寒冬”吗?贸易政策不确定性与企业协同创新——来自中美贸易摩擦的经验证据[J].财贸研究,2024,35(7): 35-53.
- [7]黄新飞,林志帆,罗畅拓.贸易政策不确定性是否诱发了企业金融化——来自中国制造业上市公司的微观证据[J].经济学(季刊),2022,22(5): 1659-1678.
- [8]鞠晓生,卢荻,虞义华.融资约束、营运资本管理与企业创新可持续性[J].经济研究,2013,48(1): 4-16.

- [9] 郎昆, 李新成. 贸易政策不确定性是否倒逼中国企业创新[J]. 国际贸易问题, 2024(1): 87-104.
- [10] 李敬子, 刘月. 贸易政策不确定性与研发投资: 来自中国企业的经验证据[J]. 产业经济研究, 2019(6): 1-13.
- [11] 李双杰, 李众宜, 张鹏杨. 对华反倾销如何影响中国企业创新[J]. 世界经济研究, 2020(2): 106-120+137.
- [12] 刘巍, 何威风. 最低工资影响企业风险承担吗[J]. 管理评论, 2020, 32(11): 196-207.
- [13] 毛其淋. 贸易政策不确定性是否影响了中国企业进口[J]. 经济研究, 2020, 55(2): 148-164.
- [14] 毛其淋, 王玥清. 贸易政策不确定性如何影响企业的出口模式[J]. 当代经济科学, 2023, 45(2): 131-140.
- [15] 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.
- [16] 邵挺. 金融错配、所有制结构与资本回报率: 来自1999—2007年我国工业企业的研究[J]. 金融研究, 2010(9): 51-68.
- [17] 司登奎, 李小林, 孔东民, 等. 贸易政策不确定性、金融市场化与企业创新型发展: 兼论金融市场化协同效应[J]. 财贸经济, 2022, 43(4): 53-70.
- [18] 宋华盛, 曹婷婷. 贸易政策不确定性与企业创新——从“内部驱动”和“外部压力”的视角[J]. 国际贸易问题, 2023(6): 86-102.
- [19] 宋华盛, 曹婷婷, 周建军. 在不确定性中寻找确定性: 企业智能化转型能降低贸易政策不确定性感知吗[J]. 浙江大学学报(人文社会科学版), 2025, 55(1): 5-25.
- [20] 宋建波, 文雯, 王德宏. 海归高管能促进企业风险承担吗——来自中国A股上市公司的经验证据[J]. 财贸经济, 2017, 38(12): 111-126.
- [21] 唐松, 伍旭川, 祝佳. 数字金融与企业技术创新——结构特征、机制识别与金融监管下的效应差异[J]. 管理世界, 2020, 36(5): 52-66+9.
- [22] 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.
- [23] 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.
- [24] 吴非, 胡慧芷, 林慧妍, 等. 企业数字化转型与资本市场表现——来自股票流动性的经验证据[J]. 管理世界, 2021, 37(7): 130-144+10.
- [25] 余明桂, 李文贵, 潘红波. 民营化、产权保护与企业风险承担[J]. 经济研究, 2013, 48(9): 112-124.
- [26] 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.
- [27] 张杰, 郑文平. 创新追赶战略抑制了中国专利质量么[J]. 经济研究, 2018, 53(5): 28-41.
- [28] 周定根, 杨晶晶, 赖明勇. 贸易政策不确定性、关税约束承诺与出口稳定性[J]. 世界经济, 2019, 42(1): 51-75.
- [29] ARCHIBUGI D, PIANTA M. Specialization and Size of Technological Activities in Industrial Countries: The Analysis of Patent Data[J]. Research Policy, 1992, 21(1): 79-93.
- [30] BAKER S R, BLOOM N, DAVIS S J. Measuring Economic Policy Uncertainty[J]. The Quarterly Journal of Economics, 2016, 131(4): 1593-1636.
- [31] BAUM F C, CAGLAYAN M, OZKAN N. The Second Moments Matter: The Impact of Macroeconomic Uncertainty on the Allocation of Loanable Funds[J]. Economics Letters, 2008, 102(2): 87-89.
- [32] CROWLEY M, MENG N, SONG H. Tariff Scares: Trade Policy Uncertainty and Foreign Market Entry by Chinese Firms[J]. Journal of International Economics, 2018, 114: 96-115.
- [33] DAVIS S J, LIU D, SHENG X S. Economic Policy Uncertainty in China since 1946: The View from Mainland Newspapers [R]. Working Paper, National Bureau of Economic Research, 2019.
- [34] DE LOECKER J, GOLDBERG P K, KHANDELWAL A K, et al. Prices, Markups, and Trade Reform[J]. Econometrica, 2016, 84(2): 445-510.

- [35] DUCHIN R, OZBAS O, SENSOY A B. Costly External Finance, Corporate Investment, and the Subprime Mortgage Credit Crisis[J]. *Journal of Financial Economics*, 2009, 97(3): 418–435.
- [36] FACCIO M, MARCHICA M T, MURA R. CEO Gender, Corporate Risk-taking, and the Efficiency of Capital Allocation[J]. *Journal of Corporate Finance*, 2016, 39: 193–209.
- [37] GULEN H, ION M. Policy Uncertainty and Corporate Investment[J]. *Review of Financial Studies*, 2016, 29(3): 523–564.
- [38] HADLOCK C J, PIERCE J R. New Evidence on Measuring Financial Constraints: Moving beyond the KZ Index[J]. *The Review of Financial Studies*, 2010, 23(5): 1909–1940.
- [39] HSIEH C, KLENOW J P. Misallocation and Manufacturing TFP in China and India[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2009, 124(4): 1403–1448.
- [40] HUANG Y, LUK P. Measuring Economic Policy Uncertainty in China[J]. *China Economic Review*, 2020, 59: 101367.
- [41] 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.
- [42] LIU Q, PEI F, WU H, et al. Trade Policy Uncertainty, Firm Heterogeneity and Export[J]. *Emerging Markets Finance and Trade*, 2020, 56(3): 501–521.
- [43] WURGLER J. Financial Markets and the Allocation of Capital[J]. *Journal of Financial Economics*, 2000, 58(1): 187–214.
- [44] ZHOU F, WEN H. Trade Policy Uncertainty, Development Strategy, and Export Behavior: Evidence from Listed Industrial Companies in China[J]. *Journal of Asian Economics*, 2022, 82: 101528.

Trade Policy Uncertainty and Its Innovation in Manufacturing Firms

WU Lingxiao¹, YAN Liyan², SHEN Hong³

- (1. School of Economics, University of International Business and Economics, Beijing, 100029;
2. Jiangshan Branch, PICC Property and Casualty Company Limited, Quzhou, Zhejiang, 324000;
3. School of Economics, Zhejiang Gongshang University, Hangzhou, Zhejiang, 310018)

Abstract: This paper examined the impact of Trade Policy Uncertainty (TPU) on the innovation of manufacturing firms, utilizing a sample of China's A-share listed manufacturing firms from 2007 to 2022 and incorporating spatial variations in regional trade exposure. The findings reveal that the rising of TPU suppresses corporate innovation by exacerbating financing constraints, worsening financial misallocation, and reducing corporate risk-taking. Heterogeneity analysis indicates that the inhibitory effect of rising TPU on innovation is primarily concentrated in state-owned enterprises, larger firms, and high-tech enterprises. The findings of this paper have important policy implications for enhancing the innovation capabilities of Chinese manufacturing enterprises and promoting high-quality development.

Keywords: Trade Policy Uncertainty; Innovation of Manufacturing Firms; Trade Exposure

(责任编辑 祝子白 白光)