

# 西风凛冽,东风何往: 美国加征关税与中国企业创新

吕金秋<sup>1</sup>,车翼<sup>2</sup>,张燕<sup>3</sup>,俞锦祥<sup>1</sup>

(1. 上海交通大学 安泰经济与管理学院, 上海 200030; 2. 华东理工大学 商学院, 上海 200237;  
3. 上海财经大学 经济学院, 上海 200433)

**摘 要:**《企业技术创新能力提升行动方案》的出台旨在强化我国企业在科技创新方面的主体地位。在“逆全球化”和各国科技竞争日趋激烈的背景下,探讨美国加征关税对我国企业创新的影响具有重要意义。为此,文章基于一个带有金融摩擦和企业内生研发决策的国际贸易模型,提出美国加征关税影响企业创新的两个作用渠道:市场规模和融资约束。文章进一步采用合并的上市公司数据、海关数据和关税数据,利用美国加征关税在企业层面的准自然实验构建双重差分模型进行实证检验。实证结果显示:第一,美国加征关税显著降低了我国企业的创新投入和产出;第二,加征关税的负面效应主要由高科技企业和行业不可逆投资更高的企业承担,且地区层面有针对性的政策可以有效抵消美国加征关税对企业创新的负面影响;第三,从作用渠道来看,加征关税主要通过市场规模效应和融资约束渠道发挥作用。综上所述,我国要积极采取相应措施应对中美贸易摩擦,充分发挥企业创新对推动经济高质量发展的重要支撑作用。

**关键词:** 加征关税; 企业创新; 双重差分法

**中图分类号:** F752.7 **文献标识码:** A **文章编号:** 1001-9952(2025)04-0034-15

**DOI:** 10.16538/j.cnki.jfe.20250311.201

## 一、引 言

创新是我国加快构建新发展格局、推动高质量发展的核心支撑。党的二十大报告指出:“必须坚持科技是第一生产力、人才是第一资源、创新是第一动力,深入实施科教兴国战略、人才强国战略、创新驱动发展战略,开辟发展新领域新赛道,不断塑造发展新动能新优势。”<sup>①</sup>近十年来,在国家大力支持和科研人员的不懈努力下,我国科技创新取得了显著进步,全社会研发经费投入从 2012 年的 1.03 万亿元跃升至 2022 年的 3.09 万亿元,居世界第二位;专利申请数从

收稿日期: 2024-07-15

**基金项目:** 国家自然科学基金面上项目(72073095); 中央高校基本科研业务费专项资金资助; 华东理工大学研究生教育教学改革研究项目; 上海哲学社会科学基金(2023BJB010)

**作者简介:** 吕金秋(1994—),女,安徽滁州人,上海交通大学安泰经济与管理学院博士研究生;

车翼(1982—)(通讯作者),男,山东淄博人,华东理工大学商学院教授,博士生导师;

张燕(1982—),女,山东泰安人,上海财经大学经济学院教授,博士生导师;

俞锦祥(1998—),男,福建南平人,上海交通大学安泰经济与管理学院博士研究生。

① 习近平:《高举中国特色社会主义伟大旗帜 为全面建设社会主义现代化国家而团结奋斗——在中国共产党第二十次全国代表大会上的报告(2022 年 10 月 16 日)》,《人民日报》,2022 年 10 月 26 日 01 版。

2012 年的 205.06 万项提升至 2022 年的 536.46 万项，<sup>①</sup>科学研究整体水平快速进步，并在基础研究和关键核心技术攻关上取得诸多进展。然而，我国科技创新仍然存在一些挑战，如核心技术受制于人、国际竞争环境复杂多变、人才开发配置亟待优化等。作为科技创新的主体，企业承担了创新决策、研发投入、科研组织和成果转化等重要角色。因此，现阶段从企业角度探究影响研发创新的因素并提出针对性政策建议，对培育新质生产力、推动高质量发展具有重要的研究价值和政策意义。

在经济全球化背景下，中美双边贸易额飞速增长，两国经济深度交融，但贸易摩擦也在不断升级。面对中国的崛起，以美国为首的西方国家将中国视为最重要的战略竞争对手。2018 年，出于维护全球霸权地位、遏制中国崛起的目的，美国单方面对华商品加征高额关税。美国加征关税直接影响我国企业的商品出口，并对企业绩效特别是创新活动产生负面冲击。基于美国对华加征关税的背景，并结合企业创新在建设科技强国中的关键作用，本文聚焦于探究美国加征关税对我国企业创新行为的影响，以期为我国优化贸易政策与创新激励机制提供参考。

具体而言，本文首先构建了一个带有金融摩擦和企业内生研发决策的国际贸易模型，并在理论分析基础上提出如下假设：贸易摩擦通过市场规模和融资约束渠道作用于企业创新。随后，本文利用上市公司数据、海关数据和关税数据，构建企业层面的进出口关税指标，以精准划分是否受美国加征关税影响的实验组和控制组。基于美国对华加征关税这一准自然实验（具有突发性和产品针对性），本文采用双重差分模型进行实证检验，以探究美国加征关税对我国企业创新的影响。研究结果表明：第一，受美国加征关税冲击，我国上市公司创新投入和产出均显著下降；第二，美国加征关税对我国企业创新的影响存在异质性，即高新技术企业和行业不可逆投资更高的企业是主要受损方，而地区层面的针对性政策可有效抵消其负面影响；第三，美国加征关税通过市场规模效应与融资约束双重渠道显著抑制我国上市公司创新。

本文的边际贡献主要体现在以下三个方面：

第一，本文补充了贸易摩擦相关文献。目前贸易摩擦的文献主要聚焦于反倾销、反补贴的影响，随着近年来中美贸易摩擦加剧，学界开始量化评估中美贸易摩擦的影响，但现有文献大多围绕宏观层面展开，而受限于微观数据可得性，中美贸易摩擦的微观证据仍较为缺乏（He 等，2021）。关于美国加征关税对企业创新的影响，已有研究主要通过文本分析构建企业层面贸易不确定性指数或实验组（Benguria 等，2022；蔡中华等，2023），通过行业代码与征税清单匹配识别受制裁企业（周冬华等，2023；解维敏等，2024），或基于海外经营业务划分实验组（Chen 等，2023；谢在阳和吴宝，2024）。本文则利用美国加征额外关税这一准自然实验，通过计算企业层面进出口关税精确识别受关税影响的实验组企业，为现有文献提供了更可靠的微观证据。

第二，本文丰富了探讨企业创新影响因素的文献。企业作为科技创新的核心主体，其创新活动是实现高质量发展、构建新发展格局的关键路径，探究其影响因素具有重要现实意义。现有文献主要从内部因素（财务特征、治理结构等）和外部因素（税收优惠、政府补贴、高新技术认定等）展开分析，近年来部分学者开始引入国际贸易框架，探讨贸易自由化（Autor 等，2020；Liu 等，2021；Coelli 等，2022）和不确定性（Liu 和 Ma，2020）的影响，但总体而言，贸易摩擦视角的研究仍较为有限，且结论不统一（Akcigit 和 Melitz，2022）。本文在开放经济背景下构建了一个带有金融摩擦和企业内生研发决策的国际贸易模型，将市场规模与融资约束纳入统一分析框架，揭示

① 研发经费数据来源于 2022 年中国财政政策执行情况报告：[https://www.gov.cn/xinwen/2023-03/21/content\\_5747677.htm](https://www.gov.cn/xinwen/2023-03/21/content_5747677.htm)；专利数据来源于国家统计局：<https://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=C01>。

两者在贸易摩擦加剧时降低企业研发投入的关联作用：加征关税导致市场规模压缩、企业价值降低，进而加剧融资约束。本文基于企业微观数据的实证检验进一步验证了理论假设，拓展了企业创新的影响因素的研究范围，为理解贸易摩擦影响创新驱动的微观机制提供了新的实证证据。

第三，本文的异质性分析对国家相关部门和企业协同应对外部贸易环境恶化与推动科技创新具有重要的政策启示。为抵御外部环境冲击，政府通过加大对高新技术企业和行业不可逆投资更高的企业的扶持力度，同时加强知识产权保护、人才激励机制与市场化制度建设，可有效缓解企业创新困境。研究结论进一步表明，国家战略与企业创新的协同能够有效抵御复杂的国际环境冲击和化解脱钩断链风险，为推动产业深度转型升级提供参考。

## 二、文献综述

本文基于美国加征关税这一准自然实验，聚焦贸易摩擦对企业创新的影响，因此文献综述将从贸易摩擦的经济后果与企业创新的影响因素两个维度展开。

1. 贸易摩擦的经济后果研究。自中国与美国建立经贸关系并加入世贸组织(WTO)以来，中美贸易摩擦始终存在，2018 年美国对华加征关税将摩擦推升至历史高点。现有研究显示，美国加征关税对宏观经济的影响覆盖进出口(Benguria 和 Saffie, 2019; Fajgelbaum 等, 2020; 张国峰等, 2021; 余淼杰等, 2022; Jiang 等, 2023)、消费价格(Amiti 等, 2019; Waugh, 2019)、投资(Amiti 等, 2020; Carlomagno 和 Albagli, 2022; Huang 等, 2023)、劳动力市场(Benguria 和 Saffie, 2020; Chor 和 Li, 2024)和政治选举(Fetzer 和 Schwarz, 2021; Blanchard 等, 2024; Li 等, 2024)等多个领域。学界普遍认为贸易摩擦会显著抑制双边贸易和社会福利，对就业与收入产生负面影响。然而，受微观数据限制，企业层面的研究仍较为匮乏。He 等(2021)基于海关数据与前程无忧招聘数据分析中美贸易摩擦对企业用工决策的影响；Benguria 等(2022)采用上市公司年报文本分析发现中美互征关税加剧了企业贸易不确定性，且影响存在异质性。

2. 企业创新的影响因素研究。企业创新长期受到学界关注，现有研究主要从内部因素与外部因素两个维度展开分析。内部因素方面，研究表明企业基本财务特征与治理结构是重要驱动力。财务特征主要包括融资约束(Himmelberg 和 Petersen, 1994; 张杰等, 2012)、企业规模(Cohen 和 Klepper, 1996; 周黎安和罗凯, 2005)等；治理结构则涉及企业性质(Tan, 2001; 陈元志等, 2018)、股权制衡(冯根福和温军, 2008; 鲁桐和党印, 2014; 罗宏和秦际栋, 2019)和高管激励(Balkin 等, 2000)等。外部因素方面，从国家政策视角看，税收优惠(Greenwald 和 Stiglitz, 1986; 李维安等, 2016; Mukherjee 等, 2017)、政府补贴(Qiu 和 Tao, 1998; 张杰等, 2015; 解维敏等, 2024)和高新技术企业认定(刘啟仁等, 2023)会显著影响企业创新，合理的政策设计可有效激发企业创新活力。国际贸易作为另一关键外部因素，相关文献从进口(Bloom 等, 2016; Autor 等, 2020; 何欢浪等, 2021; Liu 等, 2021; Aghion 等, 2024)、出口(崔静波等, 2021; Coelli 等, 2022; Aghion 等, 2024)和不确定性(Liu 和 Ma, 2020)这三个视角展开研究。<sup>①</sup>当前贸易自由化领域的研究成果已较为丰硕。

就目前研究而言，大多数文献聚焦于评估贸易摩擦对美国的影响，而对中国效应的探讨则相对不足；而且，受限于微观数据可得性，现有研究大多从宏观视角展开，企业层面的微观证据仍较为匮乏。尽管现有关于企业创新影响因素的研究较为系统，但大多集中于融资约束、公司

<sup>①</sup> 中国人民大学刘青教授通过中国加入 WTO 的政策变化，分别从进口竞争、中间品进口和不确定性消除诱致的出口探讨了贸易影响中国企业创新的三部曲。

治理和国家政策等传统维度，而将国际贸易冲击不同机制纳入企业创新决策统一分析框架的研究较少。特别地，贸易摩擦对企业创新的影响研究仍存在一定空白，且结论尚不统一。基于上述研究缺口，本文的深入探讨具有重要理论价值。

### 三、理论假设

基于 Chen 等(2021)和 Fan 等(2023)的核心设定，本文构建了包含金融摩擦和企业内生研发决策的国际贸易模型，探讨贸易摩擦加剧如何通过抑制市场规模和收紧融资约束两个途径降低企业的最优研发规模。本文模型采用一个两期的设定，企业在第一期决定研发创新的投入，其规模会影响其第二期的生产效率或技术水平，并进一步影响企业的出口利润。

假设经济中存在一单位连续统的出口企业，每家企业使用劳动来生产最终产品 $y_t$ ，其遵循一个规模报酬不变的生产函数 $y_t = \exp(z_t)l_t$ ， $t = 1, 2$ ，其中劳动投入 $l_t$ 的价格为 $w_t$ 。

于是，企业每期面临的边际成本为 $\frac{w_t}{\exp(z_t)}$ 。<sup>①</sup>根据 Chen 等(2021)的研究，企业生产率的演进方程为：

$$z_t = \rho z_{t-1} + \varphi \log d_{t-1} \quad (1)$$

其中， $d_{t-1}$ 表示企业在上一期的研发投入，参数 $\rho \in (0, 1)$ 测度了知识或技术水平的衰减速度， $\varphi > 0$ 反映了研发投入对企业生产率的正向推动效应。<sup>②</sup>

每家企业面临的国外市场的需求函数为 $y_t = \varepsilon_t [p_t(1 + \tau_t)]^{-\theta}$ ，其中 $p_t$ 为出口商品的价格， $\tau_t$ 为外国政府对每单位商品征收的关税， $\varepsilon_t$ 为异质性的需求冲击， $\theta > 1$ 为需求弹性。假设 $\varepsilon_t \in [\varepsilon_{\min}, \varepsilon_{\max}]$ 是独立同分布的，其累计分布函数为 $F(\varepsilon_t)$ 。于是，对于每家出口企业，其从外国市场上获得的利润为 $\pi_t = \left[ p_t - \frac{w_t}{\exp(z_t)} \right] y_t$ 。

为引入融资约束，本文假设企业生产和研发的总投入面临如下的营运成本(working capital)约束：

$$w_t l_t + d_t \leq \chi_t \quad (2)$$

其中， $\chi_t$ 是企业所能获取的外部资金的上限。根据 Jermann 和 Quadrini (2012)的研究，本文设定 $\chi_t$ 是关于下一期预期企业价值的函数：<sup>③</sup>

$$\chi_t = \xi E[V_{t+1}(\tau_{t+1})] \quad (3)$$

其中， $\xi \in (0, 1)$ 测度了融资约束的宽松程度。 $\xi$ 越小，意味着企业面临越紧的融资约束。需要指出的是， $\chi_t$ 取决于经济中所有企业需求冲击的总体分布情况，因此不受某一企业的个体微观决策的影响。企业价值函数 $V_t$ 的定义将在后文给出。

在没有融资约束时，由企业的最优化条件可以得到其最优价格选择为 $\bar{p}_t = \gamma \frac{w_t}{\exp(z_t)}$ ，其中 $\gamma = \frac{\theta}{\theta - 1} > 1$ 为企业的成本加成。在存在融资约束时，给定充分条件 $\chi_t < \bar{\chi}_t \equiv \varepsilon_{\min} w_t [\gamma w_t (1 + \tau_t)]^{-\theta} [\exp(z_t)]^{\theta - 1}$ 。也就是说，当企业的生产率水平较高或者面临的外国市场需求较强时，可以证明企业总是选择从信贷市场尽可能多地获取资金，即融资约束式(2)总是以等号成立。

① 除了劳动力成本，在本文的研究框架中也可以引入其他成本，如国际贸易文献中常见的冰山成本(iceberg cost)或企业运营的固定成本。但这些成本的引入并不会影响本文的核心结论，特别是贸易摩擦对企业创新的影响，因此本文并未对这些成本进行刻画，以简化分析。

② 在企业生产率的演进方程中引入随机冲击或企业研发的溢出效应，并不会改变本文的核心结论。

③ 这一设定的微观基础是，企业可以选择违约并将一部分资产挪作他用，而银行只能追回剩余的资产价值，因此银行需要对贷款者设定一个内生的激励相容约束，即借贷约束。详见 Cao 等(2019)的具体讨论。



接下来,我们将具体分析融资约束收紧情形下的企业决策。给定企业研发投入 $d_t$ ,则其用于支付劳动投入的资金为 $w_t l_t = \chi_t - d_t$ ,结合企业的生产函数和外国需求函数,可得其最优定价为 $p_t = \varepsilon_t^{\frac{1}{\theta}} \left[ \exp(z_t) \frac{\chi_t - d_t}{w_t} \right]^{-\frac{1}{\theta}} (1 + \tau_t)^{-1}$ ,进而可以得到融资约束下的出口利润为:

$$\pi_t(d_t|z_t, \varepsilon_t) = \varepsilon_t^{\frac{1}{\theta}} \left[ \exp(z_t) \frac{\chi_t - d_t}{w_t} \right]^{1-\frac{1}{\theta}} (1 + \tau_t)^{-1} - (\chi_t - d_t), t = 1, 2 \quad (4)$$

由上式可知,  $\pi_t(d_t|z_t, \varepsilon_t)$ 是关于 $d_t$ 的严格减函数,即更多的研发投入减少了用于生产出口产品的要素投入,进而降低了当期利润;同时,  $\pi_t(d_t|z_t, \varepsilon_t)$ 关于 $z_t$ 和 $\varepsilon_t$ 均严格递增,这表明如果企业当期的生产率水平越高或者外国需求越旺盛,则其获得的利润越高。此外,式(4)还表明更高的关税水平 $\tau_t$ 严格降低了企业的出口利润 $\pi_t$ 。

由于研发投入影响后续的生产率和收益,企业的生产和研发决策具有跨期性质。为便于分析,假设企业在第三期期初将退出市场,并获得固定收益 $\psi > 0$ 。<sup>①</sup>因此,企业在第二期的研发投入 $d_2 = 0$ 。给定初始的生产率水平 $z_1$ 和第一期观测到的需求冲击 $\varepsilon_1$ ,企业最优的研发投入决策满足以下最优化问题:<sup>②</sup>

$$V_{it} = \max_{d_1} \pi_1(d_1|z_1, \varepsilon_1) + \beta E[V_2(z_2)] \quad (5)$$

其中,  $E[V_2(z_2)] = \int_{\varepsilon_{\min}}^{\varepsilon_{\max}} \pi_2(z_2, \varepsilon_2) dF(\varepsilon_2) + \beta V_3$ , 而 $V_3 = \psi$ 为第三期的企业价值。值得注意的是,企业在第二期的生产率 $z_2 = \rho z_1 + \varphi \log d_1$ , 取决于企业第一期的生产率水平和研发投入规模。因此,可以证明 $\pi_2(z_2, \varepsilon_2)$ 关于企业第一期的研发投入 $d_1$ 严格递增。进一步地,企业研发投入 $d_1$ 的最优化条件为:

$$\varepsilon_1^{\frac{1}{\theta}} \left[ \frac{\exp(z_1)}{w_1} \right]^{1-\frac{1}{\theta}} (\chi_1 - d_1)^{-\frac{1}{\theta}} (1 + \tau_1)^{-1} - 1 = \beta \varphi E\left(\varepsilon_2^{\frac{1}{\theta}}\right) \left[ \exp(\rho z_1) \frac{\chi_2}{w_2} \right]^{1-\frac{1}{\theta}} (1 + \tau_2)^{-1} d_1^{\varphi(1-\frac{1}{\theta})-1} \quad (6)$$

其中,  $E(\varepsilon_2^{\frac{1}{\theta}}) = \int_{\varepsilon_{\min}}^{\varepsilon_{\max}} \varepsilon_2^{\frac{1}{\theta}} dF(\varepsilon_2)$ , 借贷上限 $\chi_1$ 和 $\chi_2$ 由式(3)给出。式(6)从数学上反映了企业进行研发决策时面临的权衡关系。具体而言,式(6)左侧表示企业研发的边际成本,反映了每单位研发投入挤出了生产投入而导致的利润损失,其关于第一期的生产率水平 $z_1$ 和需求冲击 $\varepsilon_1$ 严格递增,并且关于融资约束程度 $\chi_1$ 严格递减。式(6)右侧表示企业研发的边际收益,即每单位研发投入促进生产率提升而带来的未来利润增长。可以证明,式(6)右侧关于第二期的关税水平 $\tau_2$ 严格递减,这是因为更高的关税水平降低了企业的市场规模 $p_t y_t$ ,在生产成本不变的情况下,企业将获得更低的出口收益。给定参数条件 $\varphi\left(1 - \frac{1}{\theta}\right) < 1$ ,<sup>③</sup>存在唯一的 $d_1^* \in (0, \chi_1)$ 是上述最优化问题的解。

因此,在式(6)的基础上,我们可以进一步分析贸易摩擦加剧对企业最优研发投入 $d_1^*$ 的影响。本文考虑外国政府在第二期开始加征关税,即 $\tau_2$ 上升。一方面,出口关税 $\tau_2$ 上升降低了企业第二期的市场规模和预期利润,进而降低了企业研发的边际收益。另一方面,第二期企业利润的下降降低了企业价值,如式(3)所示,企业将面临的融资约束与预期的企业价值正相关,因此企业在第一期将面临更紧的融资约束;更紧的融资约束使得企业可以支配的外部资金总额下降,因此企业进行研发投资将面临更高的边际成本。上述两个机制的共同作用,使得企业将降低最优的研发投入规模。基于上述分析,本文提出以下两个假说:

① 如果将模型扩展到多期或者无穷期,本文的核心机制和主要结论仍然成立,但这会大幅提高本文数理分析的复杂程度。

② 如果进一步引入企业研发的调整成本,并不改变研发投入关于关税水平的单调性质,即本文的结论仍然成立。

③ 根据 Chen 等 (2021) 的定量估计结果,中国研发投入对生产率的弹性 $\varphi$ 约为 0.09,因此 $\varphi\left(1 - \frac{1}{\theta}\right) < 1$ 这一参数条件在现实中成立。限于篇幅,理论模型部分没有给出具体证明过程,如有需要可向作者索取。

假说 1：贸易摩擦（美国对华加征关税）对企业研发将产生负向影响。

假说 2：贸易摩擦（美国对华加征关税）通过降低市场规模和收紧融资约束两个途径抑制了企业研发。

#### 四、识别策略、数据与变量

##### （一）识别策略

为识别美国加征关税对我国上市公司创新的影响，本文基于美国对华加征关税的准自然实验，采用双重差分法（Difference-in-Differences）进行实证检验，该方法可有效缓解反向因果、遗漏变量和测量误差等问题。由于 2018 年中美贸易摩擦后，仅受美国加征关税直接影响的企业会调整创新策略，而未对美出口或出口产品未被加征关税的企业不受影响，因此本文通过比较被加征关税企业（实验组）和未被加征关税企业（控制组）在 2018 年冲击前后的创新变化进行因果识别。基于以上设定，本文构建如下模型：

$$\ln y_{it} = \beta Treat_i \times Post_t + X'_{it} \gamma + \lambda_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

其中， $t$  表示年份， $i$  代表企业。 $y_{it}$  衡量企业  $i$  在  $t$  年的创新水平，本文基准回归以研发投入作为代理变量。 $Treat_i$  表示企业  $i$  是否为实验组，若为实验组则取值为 1，否则为 0。<sup>①</sup>  $Post_t$  为时间虚拟变量（2018 年及之后取值为 1，否则为 0）。控制变量方面，本文参考 Jiang 等（2023）的做法，引入企业进口关税变量以控制中国反制关税的潜在影响。在基准控制变量设定上，本文选取对企业创新存在显著影响的重要变量：企业年龄（Che 等，2017）、资产负债率（田利辉等，2022）、固定资产率（李云鹤等，2022）、资本回报率（曹希广等，2022）、托宾 Q 值（Chen 等，2021）和企业规模（Liu 和 Ma，2020）。<sup>②</sup> 本文控制事前一期的上述前定控制变量与时间趋势的交互项，其中时间趋势设定为线性时间趋势。模型还进一步控制年份固定效应和企业固定效应，以控制时间变化和企业层面不随时间变化的因素对创新的影响。 $\varepsilon_{it}$  表示随机误差项。为避免潜在的序列相关和异方差问题，本文所有回归结果皆采用聚类到企业层面的稳健标准误。

##### （二）数据和变量

本文使用 CNRDS 数据库提供的中国上市企业研发支出来衡量企业的创新行为，样本期间为 2015—2019 年。现有文献大多采用企业的 R&D 投入来衡量企业创新（Hall 和 Mairesse，1995），可有效评估企业在外部冲击下的创新策略。但创新投入不仅包含资金投入，还包含人力资本投入。研发人员作为研发活动的主体，其数量也是衡量研发投入的重要变量（崔静波等，2021），在稳健性检验中，本文采用研发人员数量来替换被解释变量。尽管研发投入与增长框架下的全要素生产率相关，但无法直接衡量创新产出。由于专利申请数量反映了企业的创新产出能力，专利授权数量则反映了企业创新产出的质量（Liu 和 Ma，2020），因此本文进一步采用专利申请数量和专利授权数量替换被解释变量进行稳健性检验。<sup>③</sup> 上述被解释变量均加 1 后取自然对数。数据皆来源于 CNRDS 数据库。

① 考虑到 42 家企业在 2018 年未受到关税冲击而仅在 2019 年受到影响，为消除估计偏误，本文在基准回归中剔除该部分样本，仅保留 2018 年起即受到美国加征额外关税影响的上市公司。关于实验组的选择，本文还做了三个稳健性检验：基于是否生产被加征关税商品的虚拟变量、生产美国加征额外关税产品的出口额占比的连续变量以及多时点 DID 设定。以上结果均保持稳健，如有需要可向作者索取。

② 考虑到公司治理特征也会影响企业创新，因此在基准回归的基础上，本文进一步加入了股权集中度（第一大股东持股比例）、董事会规模、独立董事比例和两职合一进行稳健性检验（备案），结果依旧稳健。

③ 本文采用的是专利申请后获得个数。

本文的关键自变量为基于美国加征关税构建的双重差分项。本文将上市公司分为实验组和控制组,划分标准为企业是否直接受到美国对华加征关税的影响。若企业层面的关税在贸易摩擦节点 2018 年及之后增加,则为实验组;若关税不变,则为控制组。为精准识别单个企业是否受到美国加征关税的影响,本文从以下三个步骤构建企业层面的关税指标。第一步,基于 CNRDS 数据库的上市公司名称,将其与前置(2013—2015 年)的海关数据库中出口企业名称匹配,获取上市公司(包含所有子公司)期初的对美出口明细,据此计算上市公司在 HS6 位编码下的平均商品对美出口权重:

$$\omega_{ih} = \frac{\rho_{ih}}{\sum_{h \in \Omega_i} \rho_{ih}} \quad (8)$$

其中,  $i$  代表企业,  $h$  代表 HS6 位码的产品,  $\rho_{ih}$  表示期初企业  $i$  产品  $h$  的对美出口额,  $\Omega_i$  表示期初企业  $i$  对美出口所有产品的集合,  $\omega_{ih}$  表示期初企业  $i$  产品  $h$  对美出口的权重。<sup>①</sup>第二步,基于 Fajgelbaum 等(2020)的月度关税数据,本文取 HS6 位码产品关税数据的年度平均作为使用的关税数据。鉴于 HS 编码体系于 2017 年更新,本文根据联合国官网提供的转换表将 2017 年及以后的产品编码统一转换为 2012 年版 HS 编码。第三步,以期初企业平均对美出口权重构建企业层面加权平均关税:

$$export\_tariff_{it} = \sum_{h \in \Omega_i} \omega_{ih} \times \tau_{ht} \quad (9)$$

其中,  $\tau_{ht}$  为 HS6 位码产品  $h$  在  $t$  年的对美出口关税水平(包含加征关税),  $export\_tariff_{it}$  为企业  $i$  在  $t$  年的对美出口关税。 $export\_tariff_{it}$  数据越大,代表企业  $i$  在年份  $t$  遭受的对美出口关税水平越高。类似地,利用海关数据中企业的进口明细,可构建企业层面的自美进口关税  $import\_tariff_{it}$ 。根据企业层面的出口关税  $export\_tariff_{it}$ , 本文将 2018 年及之后因美国加征额外关税导致出口关税上升的企业定义为实验组(处理组),未受加征关税影响的企业设为控制组。在回归模型中,企业级别的出口关税和进口关税加 1 后取自然对数处理。

本文控制变量主要源自上市公司财务数据(国泰安 CSMAR 数据库)。参考 Che 等(2017)的做法,变量定义如下:企业年龄为观测年份减去成立年份;资产负债率为总负债占总资产的比例;固定资产比例以固定资产净额占总资产的比例度量;资产回报率为净利润与总资产的比值;托宾 Q 值定义为上市公司市值与总资产的比值;企业规模以企业员工人数衡量。<sup>②</sup>

本文还对上市公司数据进行了如下筛选:剔除金融行业和房地产行业的上市公司;剔除 ST、暂停上市和终止上市企业;对被解释变量做缩尾 1% 处理以控制极端值影响。在异质性分析中,高科技企业识别同样依据 CSMAR 数据库。最终本文的回归样本涉及 2 729 家企业。<sup>③</sup>

## 五、实证结果

### (一)基准回归

表 1 报告了基于式(7)的回归结果。列(1)仅控制年份和企业固定效应,列(2)加入企业层

① 本文使用的海关数据来源于海关总署,该数据包含企业名称、HS8 位码产品的进出口数量、价值、出口目的地、进口国等企业-产品-国别维度信息。为便于分析,我们将企业产品水平的进出口信息加总至 HS6 位码水平,基准回归样本的企业匹配率超过 96%;参照寇宗来和刘学悦(2020)对企业名称的清洗方法,本文将企业名称中的中文括号替换为英文括号、英文字母统一大写、汉语数字替换成阿拉伯数字(地名除外)、修正括号不对称的情况,得到“企业全称”,匹配率为 98.59%;依次剔除“企业全称”中的有限、责任、股份、公司、厂、省、市、区、县、回族自治区、壮族自治区、维吾尔自治区、自治区等词汇,接着剔除括号,得到“企业简称”,匹配率为 96.81%。

② 企业年龄和规模加 1 后取自然对数。

③ 限于篇幅,描述性统计未展示,备索。

面的中国反制关税，列(3)进一步控制企业层面事前期控制变量与线性时间趋势的交互项。列(3)结果显示，基准回归中关键估计系数为负且在1%水平上显著。这表明相较于不受美国加征关税影响的控制组，实验组在美国加征关税的冲击下研发投入平均下降7.3%。以2017年样本上市公司研发投入均值2.03亿元为基准，实验组较控制组减少约1500万元人民币；若基于冲击前2015—2017年样本上市公司平均研发投入1.91亿元测算，对应减少金额约为1400万元。

表1 基准回归结果

	(1)	(2)	(3)
$Treat_i \times Post_t$	-0.0751*** (0.0256)	-0.0697** (0.0272)	-0.0727*** (0.0273)
进口关税	未控制	控制	控制
控制变量	未控制	未控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制
企业固定效应	控制	控制	控制
观测数	12 543	12 543	11 905
$R^2$	0.9158	0.9158	0.9213

注：(1)上述括号内报告的标准误为聚类到企业层面的稳健标准误，\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著。以下各表同。(2)以下各表中控制变量包含进口关税指标，设定均与表1保持一致。

## (二)稳健性检验

1. 平行趋势检验。为严谨考察美国加征关税对我国企业创新的影响，本文采用事件分析法检验平行趋势假设。模型设定如下：

$$\ln y_{it} = \beta_k \sum_{k=-3, k \neq -1}^1 Treat_i \times Year_{2018+k} + X'_{it} \gamma + \lambda_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

其中， $Year_{2018+k}$ 为年份虚拟变量，其中 $k$ 表示相对于政策冲击年份2018年的时间距离( $k=-3, -2, 0, 1$ )，分别对应冲击前3年、前2年、冲击当年和冲击后1年。 $Treat_i \times Year_{2018+k}$ 表示实验组与各期虚拟变量的交互项(以冲击前1年 $k=-1$ 为基准期)。本文重点关注 $\beta_k$ 的大小和显著性。实证结果表明，冲击发生前各期系数均不显著，冲击当期系数显著为负，且冲击发生第二年的系数绝对值比上一年更大。<sup>①</sup>这表明实验组在美国加征关税

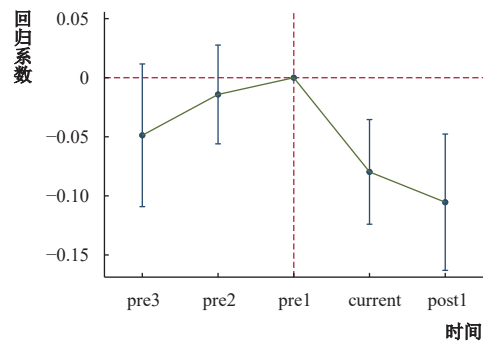


图1 平行趋势检验

后研发投入显著下降，且政策负面影响呈持续深化态势。图1展示了双重差分项系数 $\beta_k$ 的估计值及其95%置信区间。<sup>②</sup>可见，2018年前各期回归系数并不显著，只有在发生贸易摩擦后才变得显著，这说明本文的基准回归模型在一定程度上是可信的。

2. 替换被解释变量的稳健性检验。相较研发投入，专利申请量更能真实反映创新水平，专利授权量更能体现企业自主创新能力。本节采用专利申请数量、专利授权量和研发人员数量替换被解释变量进行稳健性检验。结果显示，美国加征关税导致实验组专利申请数量减少7.4%，专利授权量下降8.1%，研发人员数量降低5.7%。

① 限于篇幅，平行趋势检验的完整实证回归结果未展示，如有需要可向作者索取。

② 针对冲击前观测期较短可能引发的平行趋势潜在困扰，本文通过扩充样本期进行检验，结果依旧保持稳健(备索)。



3. 其他稳健性检验。首先,基准回归模型可能遗漏一些随时间变化的地区政策因素,如各地区采取不同的创新激励和补贴政策等,因此将年份固定效应替换为年份 $\times$ 地区固定效应,以控制随时间变化的地区因素。结果显示,回归系数为 $-0.065$ ,且在 $5\%$ 显著性水平上显著。除了地区差异外,上市公司还可能存在行业政策方面的差异,如高新技术企业税收优惠政策等。为控制随时间变化的行业因素,本文同时控制了年份 $\times$ 行业固定效应和企业固定效应。结果显示,回归系数为 $-0.074$ ,且在 $1\%$ 显著性水平上显著。其次,美国对华实施多轮加税的商品与“中国制造 2025”的相关产品有诸多重合。为排除“中国制造 2025”对上市公司创新影响的干扰,本文参考戴魁早等(2024)的方法,将“中国制造 2025”十大重点领域与《国民经济行业分类 GB/T4754-2011》对照,得到对应制造强国十大重点领域的制造业二分位行业,据此将属于这十大重点领域的上市公司认定为受“中国制造 2025”影响的实验组(2015 年及以后的样本取值为 1,否则为 0)。在基准回归中加入“中国制造 2025”虚拟变量后,核心解释变量的回归系数为 $-0.072$ ,且在 $1\%$ 显著性水平上显著。再次,基准回归将 2018 年及之后年份受到影响的企业设定为 1(实验组),但该设定存在一定偏差,因为中美贸易摩擦是在 2018 年 7 月开始的,实验组在 2018 年受影响的时间存在差异。为此,本文参照 Lu 等(2017)的做法,将 2018 年赋值规则替换为按实际存续时间计算。<sup>①</sup>替换后的基准回归结果显示,核心解释变量系数为 $-0.091$ ,且在 $1\%$ 显著性水平上显著,这表明基准结果依旧保持稳健。又次,样本期内美国商务部持续发布出口管制实体清单对中国实施技术封锁,若不考虑实体清单的干扰,本文的回归结果可能被高估。为此,本文通过人工筛选实体清单,将列入实体清单的上市公司样本剔除,重新进行基准回归。结果显示,回归系数为 $-0.070$ ,且在 $5\%$ 显著性水平上显著。最后,本文基准回归模型控制的是前定变量与线性时间趋势的交互项。相较于线性时间趋势,时间固定效应可以更灵活地控制时间趋势。为此,本文采用时间固定效应替换时间趋势,与前定变量交互进行回归(黄炜等, 2022)。结果显示,回归系数为 $-0.065$ ,在 $5\%$ 显著性水平上显著,且能通过平行趋势检验。<sup>②</sup>上述一系列稳健性检验表明,本文的基准结果是稳健的。

4. 安慰剂检验。考虑到除美国加征关税以外的其他非观测因素可能导致实验组与控制组企业创新的差异,本文采用安慰剂检验以探究是否存在其他非观测因素对企业创新的潜在影响。具体而言,本文首先通过计算机随机抽样实验组样本,同时随机筛选冲击年份以构造虚拟 DID 变量,重复抽样过程 1 000 次。图 2 呈现 1 000 次随机生成回归所得的 DID 变量系数的分布。可见,估计系数集中在 0 周围,且统计上不显著(均值为 0.002,标准差为 0.029)。上述结果表明,其他非观测因素对估计结果的影响较小,说明本文研究结论相对稳健。<sup>③</sup>

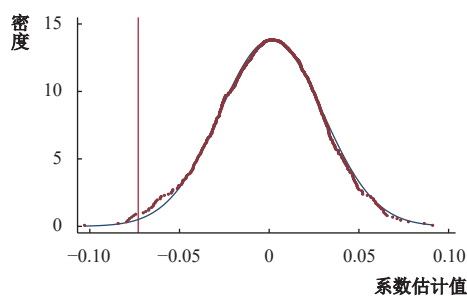


图 2 安慰剂检验

① 若某企业的两种产品分别在 2018 年 7 月和 9 月受到加征关税,则将该企业最早受到加征关税的月份作为起始点。例如,若某企业 7 月最早受到加征关税,则其 2018 年赋值为 0.5(即存续 6 个月/12 个月);若某企业最早 9 月受到加征关税,则在 2018 年赋值为 0.33(即存续 4 个月/12 个月),以此类推。

② 限于篇幅,本文未列示所有稳健性检验的详细回归结果,如有需要可向作者索取。

③ 限于篇幅,本文未报告只调整实验组或冲击时间的安慰剂检验,如有需要可向作者索取。

5. 考虑美国加征关税幅度的差异。在基准回归中需要注意的是，即便同属实验组，不同上市公司受美国加征关税的影响幅度可能存在差异。因此，本文将每个上市公司实际出口面临的关税替换为核心解释变量，重新进行 OLS 回归，其余模型设定不变。结果显示，美国加征关税税率的提高显著降低了我国上市公司的研发投入。由于 OLS 方法可能存在内生性问题，本文参考 Jiang 等(2023)的做法，进一步采用  $Treat_i \times Post_t$  作为企业出口关税的工具变量进行估计。结果显示，估计系数在 1% 水平上显著为负，且工具变量检验表明不存在弱工具变量问题。经工具变量法矫正内生性后，估计系数绝对值较 OLS 结果更大，这表明 OLS 估计中的变量测度误差导致关键系数被低估。<sup>①</sup>

### (三) 异质性分析

1. 高科技企业与非高科技企业。在中美贸易摩擦过程中，美国意图遏制我国高科技产业的发展。基于此，本文将企业分为高科技企业 and 非高科技企业进行分组回归，具体划分标准如下：基于 CSMAR 数据库公司研究系列中资质认定模块的上市公司资质认定信息，若企业认定类型为高新技术企业，则归类为高科技企业；其余企业则归为非高科技企业。分组回归结果如表 2 列(1)和列(2)所示，高科技企业在美国加征关税背景下研发投入减少更多，而非高科技企业所受影响在统计上不显著。这一差异可能源于高科技企业中出口企业占比更高，且其产品被加征额外关税的比例相对更高。

2. 高不可逆投资行业与低不可逆投资行业。根据李凤羽和杨墨竹(2015)的研究，企业在变更决策时无法收回不可逆的投资成本，在不可逆投资程度更高的行业中，企业面临冲击时所承担的投资机会成本更高。因此，当负向冲击发生时，预期不可逆投资程度更高行业中的企业更可能延缓创新决策。样本划分方法如下：基于期初行业不可逆投资指标的中位数，将样本分为高和低两组。不可逆投资指标的计算参考 Cui 和 Li(2023)的方法，定义为 1 减去资产再配置得分。该指标值越大，表明行业不可逆投资程度越高。资产再配置得分数据来源于 Kim 和 Kung(2017)的研究。分组结果如表 2 列(3)和列(4)所示，行业不可逆投资指标更高的上市公司受美国加征关税的负面影响更大。这主要归因于其出口企业占比更高、被加征关税的比例更高和出口额占比较高。

表 2 异质性分析

	(1)	(2)	(3)	(4)
	高科技企业	非高科技企业	高不可逆投资	低不可逆投资
$Treat_i \times Post_t$	-0.0815*** (0.0292)	-0.0421 (0.0492)	-0.1074*** (0.0354)	-0.0417 (0.0461)
控制变量	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
企业固定效应	控制	控制	控制	控制
观测数	5 927	4 853	5 325	4 089
$R^2$	0.9329	0.9133	0.9331	0.9154

### (四) 不同政策作用下的异质性分析

1. 知识产权保护差异。知识产权保护水平的提高有助于改善我国资本市场信息不对称程度，提升银行对高科技企业的融资支持，缓解其融资约束。本文参考沈国兵和黄钰珺(2019)的

① 限于篇幅，本部分稳健性检验结果未完整列示，如有需要可向作者索取。

做法,利用北大法宝司法案例库中各城市人民法院审理的知识产权类审判结案数来衡量城市层面知识产权保护强度。数据处理方法为:

$$IPP_{ct} = \frac{IPPCourt_{ct}/GDP_{ct}}{IPPCourt_t/GDP_t} \quad (11)$$

其中,  $IPPCourt_{ct}$  表示城市  $c$  在  $t$  年知识产权审判结案数,  $IPPCourt_t$  表示  $t$  年全国知识产权审判结案数;  $GDP_{ct}$  表示城市  $c$  在  $t$  年的 GDP 值,  $GDP_t$  表示  $t$  年全国 GDP 值。该指数越大,代表城市知识产权保护程度越高。基于样本期初值分组的回归结果见表 3。结果显示,知识产权保护水平较低地区的企业创新投入受美国加征关税的负面影响更大。这一结果的一种可能解释是:低保护水平地区的企业为保障内部研发与知识产权等核心资源安全(Hall, 2002),倾向于减少对外信息披露,加剧了内外部信息不对称,进而削弱其在金融市场的融资能力(Ueda, 2004);而知识产权保护水平较高的地区,企业披露相关信息的安全性更高,内外部信息不对称程度较低,外部融资渠道更为畅通,因此外部负向冲击下创新能力的受损程度相对更小。

2. 人才政策差异。为促进创新发展,我国各地政府出台了各项人才政策。研发是人才密集型企业的活动,因此预期在人才政策环境较优的地区,企业受美国加征关税的影响较小。本文通过以下方法识别人才补贴政策:基于政府补助明细文本,以“人才”“院士”“博士”“专家”“教授”“团队”“人物”“百人”“千人计划”“万人计划”“英才”等关键词筛选人才补贴项目。将样本按期初是否有人才补贴划分为两组进行回归,结果如表 3 列(3)和列(4)所示,存在人才补贴地区的上市公司,美国加征关税对其创新的影响在统计上不显著,而无人才补贴地区的上市公司受影响显著为负。这一差异可能的解释是:获得人才补贴的上市公司能够吸引更高质量的科研人员,从而增强创新动力,有效缓冲外部负面冲击。

3. 市场化程度差异。根据新制度经济学理论(Acemoglu 等, 2001),经济制度是决定经济增长的根本因素,而研发活动本身是经济增长的重要组成部分。在市场化程度高、产权制度稳定、合同执行机制完善的地区,企业可通过市场化交易与人员流动等机制抵御外部风险,并优化创新决策。因此,本文预期在经济制度较优的地区,企业对美国加征关税的反应较弱;而在经济制度较差的地区,企业对美国加征关税的反应较强。本节以樊纲等(2003)编制的市场化指数为基础,按样本期初中位数将样本分为高市场化程度和低市场化程度两组,结果如表 3 列(5)和列(6)所示,在市场化程度较高地区,美国加征关税对企业创新的影响在统计上不显著;而在市场化程度较低地区,企业创新受加征关税冲击的影响显著为负。可能的解释是:市场化程度较高地区具备更成熟的产品与要素市场、更高效的技术成果转化机制以及更完善的法律保障体系,这些制度优势增强了企业创新活力与风险抵御能力,从而缓解了外部冲击的负面影响。

表 3 不同政策作用下的异质性分析

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	高产权保护	低产权保护	有人才补贴	无人才补贴	高市场化程度	低市场化程度
$Treat_i \times Post_t$	-0.0324 (0.0353)	-0.1075*** (0.0411)	-0.0199 (0.0463)	-0.0857*** (0.0330)	-0.0465 (0.0353)	-0.1009** (0.0408)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	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
观测数	5 988	5 909	2 463	9 442	5 914	5 986
$R^2$	0.9344	0.9083	0.9221	0.9203	0.9246	0.9202

六、机制检验

在理论分析中，我们提出市场规模和融资约束是美国加征关税影响我国企业创新的两个重要渠道。本节对此进行验证。首先，我们验证渠道 1。美国加征关税后，我国出口企业的商品价格上涨，海外市场竞争力下降，导致出口规模缩减。为验证该机制，本文采用 CSMAR 数据库中上市公司海外收入衡量其海外市场规模。<sup>①</sup>将海外收入作为被解释变量替换基准模型中的研发投入，回归结果如表 4 列(1)所示，美国加征关税使企业海外收入显著下降 13.7%，而海外成本未受到显著影响。上述结果表明，美国加征关税通过压缩海外市场规模抑制了企业创新，该结论与 Lileeva 和 Trefler (2010)、Somale(2021)、Coelli 等(2022)、杨文豪等(2022)以及 Aghion 等(2024)的研究发现一致。

其次，我们验证渠道 2。本文首先采用 WW 指数衡量我国上市公司融资约束程度，该指数值越大，表明企业融资约束越强。表 4 列(3)结果显示，美国加征关税使受影响企业的 WW 指数显著上升，即融资约束程度明显提高。进一步地，根据 Fazzari 等(1988)的研究，企业内部融资成本通常低于外部融资成本，在面临外部负向冲击时，企业投资更依赖内部现金流，因此投资-现金流敏感性可在一定程度上反映企业面临的融资约束程度。为此，本文参考 Hoshi 等(1991)、姜付秀等(2019)的方法，构建如下实证模型检验加征关税对投资-现金流敏感性的影响：

$$\ln v_{it} = \beta_1 Treat_i \times Post_t \times CF_{it-1} + \beta_2 Treat_i \times Post_t + \beta_3 CF_{it-1} + X'_{it} \gamma + \lambda_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (12)$$

其中， $\ln v_{it}$ 表示企业的投资水平，计算公式为：企业投资水平=(固定资产净额变动+折旧)/上期总资产； $CF_{it-1}$ 为现金流，计算公式为：现金流=经营活动现金流量净额/上期总资产。式(12)的回归结果见表 4 列(4)，交互项系数显著为正，表明美国加征关税与企业投资-现金流敏感性之间为正向关系，即美国加征关税导致企业投资-现金流敏感性提高，企业融资约束程度进一步加剧。综上所述，美国加征关税通过加剧融资约束抑制了企业创新，该结论与 Brown 等(2009)、尹洪英和李闯(2022)、张文菲和金祥义(2022)的研究结论一致。

表 4 机制分析

	(1)	(2)	(3)	(4)
	海外收入	海外成本	WW	投资
$Treat_i \times Post_t$	-0.1365*** (0.0479)	-0.0694 (0.1108)	0.0063*** (0.0018)	-0.0169 (0.0143)
$Treat_i \times Post_t \times CF_{it-1}$				0.1653** (0.0822)
控制变量	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
企业固定效应	控制	控制	控制	控制
观测数	8 219	8 217	9 612	10 627
$R^2$	0.9195	0.7993	0.8167	0.2467

七、结论与启示

中国自加入世贸组织以来，综合国力持续提升，但以美国为首的西方资本主义国家逐渐将中国视为战略竞争对手。特别是 2018 年以来，美国单方面对华加征巨额关税，试图遏制中国产

<sup>①</sup> 海外收入数据来源于 CNRDS 海外经营子库中的海外经营收入，基于上市公司年度报告中地区分部报告整理所得，主要包括企业出口，还可能包括企业通过对外绿地投资、跨国并购、设立海外办事处等形成的经营业务收入。由于上市公司披露标准未严格规定，因此原始数据并未对其作进一步区分。



业升级与高新技术发展。作为市场经济的重要主体,企业(尤其是出口企业)受到美国加征关税的直接冲击。与此同时,企业作为科技创新的主体,“是推动创新创造的生力军”。<sup>①</sup>因此,在中美贸易摩擦背景下,系统评估美国加征关税对企业创新的影响效应,兼具重要学术价值与现实意义。

本文构建涵盖金融摩擦和企业内生研发决策的国际贸易理论模型,提出贸易摩擦影响企业创新的作用机制,基于美国对华加征关税的准自然实验,采用双重差分模型,整合上市公司数据、海关数据和关税数据,实证检验美国加征关税对企业创新的因果效应。在基准回归基础上,通过平行趋势检验、因变量测度替换、固定效应替换、“中国制造 2025”政策控制、出口管制控制、控制变量与关键自变量测度替换以及工具变量识别等一系列稳健性检验,表明研究结论是稳健的。进一步地,本文基于企业属性与区域特征进行异质性分析,还对美国加征关税影响企业创新表现的机制进行了检验。本文的主要结论如下:美国加征关税显著降低了我国上市公司的创新表现,涵盖以 R&D 投入和研发人员投入衡量的创新投入,以及以专利申请数量和专利授权数量衡量的创新产出。异质性分析表明,负面效应主要由高新技术企业和不可逆投资更高的上市公司承担。受地区政策差异影响,企业创新所受冲击存在分化:在研发支持政策较完善的地区,企业创新行为受美国加征关税的负面影响较小,这为我国未来优化政策应对中美贸易摩擦提供了方向。机制检验发现,美国加征关税主要通过压缩市场规模与加剧融资约束抑制企业创新,从而验证了理论模型提出的假说。

本文研究结论为政策制定提供了以下启示:首先,面对机遇与挑战并存的国际经贸环境,我国应多措并举缓解美国对华加征关税对企业造成的不利冲击,重点支持高新技术企业与关键核心技术领域。政府可通过专项补贴等政策工具强化战略性技术攻关的顶层设计,打赢关键核心技术攻坚战,维护产业链安全与增强科技自主可控能力,加快构建国内国际双循环相互促进的新发展格局。其次,基于区域异质性分析结果,建议从以下三个方面优化区域政策:第一,强化区域知识产权保护体系建设。习近平总书记强调,“要提高知识产权保护工作法治化水平”。<sup>②</sup>知识产权保护有助于降低资本市场信息不对称程度,提高高科技企业的融资,有效激发创新创造活力。第二,深化人才政策供给侧改革。各级政府要真正把企业、科研单位特别是广大科研人员的积极性和创造性激发出来,要深入实施新时代人才强国战略。<sup>③</sup>第三,推进市场化制度纵深改革。加快构建全国统一大市场,破除要素流动壁垒,通过产权保护等制度优化提升企业市场化风险抵御能力。最后,我国企业应积极应对外部冲击,特别是进出口依赖性企业应加速市场多元化布局,拓展欧洲、东盟和“一带一路”沿线市场,降低对美单一市场依赖。在此基础上,企业应加大研发投入与产品升级力度,通过技术创新提升出口产品附加值,培育跨境电商、数字贸易等外贸新动能,为产业升级夯实基础。

#### 主要参考文献:

- [1]蔡中华,车翔宇,何浩东.中美贸易战对企业研发投入影响的实证研究[J].科学学研究,2023,(3):472-480.  
[2]崔静波,张学立,庄子银,等.企业出口与创新驱动——来自中关村企业自主创新数据的证据[J].管理世界,2021,(1):76-87.

① 习近平:《努力成为世界主要科学中心和创新高地》,《求是》,2021 年第 6 期。

② 习近平:《全面加强知识产权保护工作 激发创新活力推动构建新发展格局》,《求是》,2021 年第 3 期。

③ 习近平:《深入实施新时代人才强国战略 加快建设世界重要人才中心和创新高地》,《求是》,2021 年第 24 期。

- [3]何欢浪, 蔡琦晟, 章韬. 进口贸易自由化与中国企业创新——基于企业专利数量和质量的证据[J]. 经济学(季刊), 2021, (2): 597–616.
- [4]解维敏, 郭佳璐, 张恒鑫. 中美贸易摩擦与企业研发投入[J]. 国际贸易问题, 2024, (4): 121–140.
- [5]谢在阳, 吴宝. 对华“脱钩”抑制中国制造业企业创新发展吗?[J]. 科学学研究, 2024, (8): 1748–1759.
- [6]余淼杰, 田巍, 郑纯如. 中美贸易摩擦的中方反制关税作用研究[J]. 经济学(季刊), 2022, (6): 2041–2062.
- [7]张国峰, 陆毅, 蒋灵多. 关税冲击与中国进口行为[J]. 金融研究, 2021, (10): 40–58.
- [8]张杰, 陈志远, 杨连星, 等. 中国创新补贴政策的绩效评估: 理论与证据[J]. 经济研究, 2015, (10): 4–17.
- [9]张杰, 芦哲, 郑文平, 等. 融资约束、融资渠道与企业 R&D 投入[J]. 世界经济, 2012, (10): 66–90.
- [10]周冬华, 彭剑飞, 赵玉洁. 中美贸易摩擦与企业创新[J]. 国际贸易问题, 2023, (11): 106–125.
- [11]Aghion P, Bergeaud A, Lequien M, et al. The heterogeneous impact of market size on innovation: Evidence from French firm-level exports[J]. *Review of Economics and Statistics*, 2024, 106(3): 608–626.
- [12]Akcigit U, Melitz M. International trade and innovation[J]. *Handbook of International Economics*, 2022, 5: 377–404.
- [13]Autor D, Dorn D, Hanson G, et al. Importing political polarization? The electoral consequences of rising trade exposure[J]. *American Economic Review*, 2020, 110(10): 3139–3183.
- [14]Benguria F, Choi J, Swenson D L, et al. Anxiety or pain? The impact of tariffs and uncertainty on Chinese firms in the trade war[J]. *Journal of International Economics*, 2022, 137: 103608.
- [15]Blanchard E J, Bown C P, Chor D. Did Trump’s trade war impact the 2018 election?[J]. *Journal of International Economics*, 2024, 148: 103891.
- [16]Brown J R, Fazzari S M, Petersen B C. Financing innovation and growth: Cash flow, external equity, and the 1990s R&D boom[J]. *The Journal of Finance*, 2009, 64(1): 151–185.
- [17]Che Y, Lu Y, Tao Z G. Institutional quality and new firm survival[J]. *Economics of Transition*, 2017, 25(3): 495–525.
- [18]Chen Y F, Zhang S, Miao J F. The negative effects of the US-China trade war on innovation: Evidence from the Chinese ICT industry[J]. *Technovation*, 2023, 123: 102734.
- [19]Chen Z, Liu Z K, Suárez Serrato J C, et al. Notching R&D investment with corporate income tax cuts in China[J]. *American Economic Review*, 2021, 111(7): 2065–2100.
- [20]Cui C T, Li L S Z. Trade policy uncertainty and new firm entry: Evidence from China[J]. *Journal of Development Economics*, 2023, 163: 103093.
- [21]Fajgelbaum P D, Goldberg P K, Kennedy P J, et al. The return to protectionism[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2020, 135(1): 1–55.
- [22]Fan H C, Nie G Y, Xu Z W. Market uncertainty and international trade[J]. *Review of Economic Dynamics*, 2023, 51: 450–478.
- [23]Fetzer T, Schwarz C. Tariffs and politics: Evidence from Trump’s trade wars[J]. *The Economic Journal*, 2021, 131(636): 1717–1741.
- [24]He C, Mau K, Xu M Z. Trade shocks and firms hiring decisions: Evidence from vacancy postings of Chinese firms in the trade war[J]. *Labour Economics*, 2021, 71: 102021.
- [25]Huang Y, Lin C, Liu S B, et al. Trade networks and firm value: Evidence from the U. S.-China trade war[J]. *Journal of International Economics*, 2023, 145: 103811.
- [26]Liu Q, Lu R S, Lu Y, et al. Import competition and firm innovation: Evidence from China[J]. *Journal of Development Economics*, 2021, 151: 102650.

[27]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.

[28]Lu Y, Tao Z G, Zhu L M. Identifying FDI spillovers[J]. *Journal of International Economics*, 2017, 107: 75–90.

## Harsh the Western Wind, Whither the Eastern Breeze: U.S. Additional Tariffs and Chinese Enterprise Innovation

Lyu Jinqiu<sup>1</sup>, Che Yi<sup>2</sup>, Zhang Yan<sup>3</sup>, Yu Jinxiang<sup>1</sup>

(1. *Antai College of Economics and Management, Shanghai Jiao Tong University, Shanghai 200030, China;*

2. *School of Business, East China University of Science and Technology, Shanghai 200237, China;*

3. *School of Economics, Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai 200433, China)*

**Summary:** In the context of anti-globalization and increasingly fierce technological competition among countries, exploring the impact of U.S. additional tariffs on Chinese enterprise innovation holds significant research value and policy implications. Based on an international trade model incorporating financial frictions and enterprises' endogenous R&D decisions, this paper identifies two key channels through which U.S. additional tariffs affect enterprise innovation: market size and financing constraints. Using a merged dataset comprising publicly listed companies, customs records, and tariff data, this paper employs a DID model to conduct an empirical analysis, leveraging the quasi-natural experiment of U.S. additional tariffs at the firm level. The empirical results indicate that: First, U.S. additional tariffs significantly reduce both innovation input and output among Chinese enterprises. Second, the negative effect of additional tariffs is primarily borne by high-tech enterprises and those with higher industry-specific irreversible investments, while regionally targeted policies can effectively mitigate the adverse impact of U.S. additional tariffs on enterprise innovation. Third, in terms of mechanisms, the impact of additional tariffs operates mainly through market size effects and financing constraints, confirming the hypotheses proposed by the theoretical model.

This paper has the following contributions: First, by taking U.S. additional tariffs as a quasi-natural experiment and precisely identifying the treatment enterprises based on firm-level import and export tariff calculations, it provides a valuable supplement to the existing literature on trade frictions. Second, within the framework of an open economy, it constructs an international trade model incorporating financial frictions and enterprises' endogenous R&D decisions, integrating market size and financing constraints into a unified analytical framework, which reveals their interactive effects in reducing R&D investment under intensified trade frictions. The empirical analysis, based on firm-level microdata, further validates the theoretical hypotheses, expanding the scope of research on the determinants of enterprise innovation and offering new empirical evidence on the micro-level mechanisms through which trade frictions affect innovation dynamics. Third, the findings underscore that the synergy between national macroeconomic policies and enterprise innovation can effectively mitigate the adverse shocks of the complex international environment, counteract the risks of economic decoupling and supply chain disruptions, and promote deep industrial transformation and upgrading.

**Key words:** additional tariffs; enterprise innovation; DID

(责任编辑 景 行)