

反倾销制裁与制造业企业创新¹

——基于中国上市公司的理论与实证

黄新飞² 方菲菲³ 何昊楠⁴

摘 要 本文将出口税和产品质量引入企业创新决策的理论模型中,从理论上分析反倾销制裁对企业研发投入和创新产出的影响。模型结论表明由反倾销制裁引致的出口税上升会降低产品需求和价格,进而“倒逼”企业增加创新投入;拓展分析表明产品质量对创新投入弹性越高的企业,反倾销制裁带来的创新的边际收益越高,企业的创新投入越多。实证上,本文以对华反倾销为例,结合2002—2015年中国上市公司数据和世界银行反倾销数据,采用双重差分法实证检验反倾销制裁对中国企业研发投入和创新产出的影响。本文发现,首先,反倾销制裁对企业创新决策具有“倒逼”作用,且存在一定程度的滞后效应,该结论仅对海外业务收入占比高的企业和中下游企业成立;其次,反倾销制裁在短期内提高企业实用新型专利申请量,长期将使得企业发明专利申请数显著增加;再次,反倾销制裁对民营企业 and 高新技术行业的企业创新有更大的促进作用,该结果印证了拓展分析的结论;最后,在排除金融危机影响、控制时间趋势、控制产品-年份固定效应和采用倾向得分匹配法、剔除未遭受反倾销制裁样本和反事实检验等稳健性检验和内生性识别后,本文的实证结论依旧成立。本文的结论对企业如何在当前国际形势下稳定发展,进而实现高质量发展具有重要的指导意义。

关键词 对华反倾销;制造业企业;研发投入;创新产出

0 引言

近年来,世界经济复苏乏力,国际上逆全球化思潮抬头,各国通过不断颁布贸易政策以保护本国产业(Bown,2011),全球经济的不确定性和不稳定性加深。

1 国家社会科学基金重大项目“中国IFDI与OFDI互动发展的内在机制与经济学解释”(项目编号:16ZDA042)、国家自然科学基金应急管理项目“海南自由贸易港建设的重大风险识别与防控机制”(72041030)。

2 黄新飞,中山大学国际金融学院教授,E-mail:huangxf3@mail.sysu.edu.cn。

3 方菲菲(通讯作者),中山大学国际金融学院特聘副研究员,E-mail:fangff@mail.sysu.edu.cn。

4 何昊楠,北京大学光华管理学院硕博连读研究生,E-mail:hehn@stu.pku.edu.cn。

与此同时,自2018年3月起,美国频频对华发起的“贸易战”给中国出口企业带来巨大挑战,以华为和中兴为代表的科技企业不断遭受美国的技术制裁,2020年“新冠疫情”的全球暴发使得各国经济雪上加霜,在此情形下,中国企业必须全方位地积极应对,才能在不断变化的国际形势中保持良好竞争力。一方面,中国应与各国一起反对贸易保护主义,坚持自由贸易,共同“构建人类命运共同体”体系;另一方面,企业应从增强自身实力入手,提升企业的创新能力,以进一步提升企业国际竞争力。党的十九大报告明确指出,“创新是引领发展的第一动力,是建设现代化经济体系的战略支撑”,党的十九届五中全会提出创新在中国“现代化建设全局中的核心地位”。为了应对美国等发达国家对中国芯片的技术制裁,华为、阿里巴巴、腾讯等信息科技龙头企业相继成立了专门的研发机构,以突破过去对西方技术的过度依赖,实现对特定高科技产品的进口替代,同时提高我国企业的国际竞争优势。由此可见,创新对企业持续发展的作用不容忽视。在此背景下,理解反倾销制裁与企业创新的关系,对在新形势下如何实现“稳外贸、稳外资”,进而构建以国内大循环为主体、国内国际双循环相互促进的新发展格局具有十分重要的现实意义。

在诸多贸易政策中,反倾销日益成为各国贸易保护最重要的措施之一。为了解释反倾销制裁与企业创新的关系,本文以对华反倾销为例,通过理论模型与实证检验相结合的方法,深入探讨反倾销制裁对企业创新的影响机制和效应。从理论上讲,由贸易保护政策引致的反倾销制裁对企业创新存在两种不同的影响:一是市场规模效应,即最终品出口税上升会导致企业出口产品成本上升,该产品在出口市场的规模和利润被压缩,企业创新的规模也相应减少,因此企业研发投入和创新产出可能减少(Aghion et al., 2018);二是出口竞争效应,即最终品出口税上升可能导致企业出口产品市场竞争加剧,企业为了提高产品竞争力而不断加大研发投入,创新产出可能增加(张杰等, 2014; Dai et al., 2018)。因此,反倾销制裁对企业创新的影响机制从理论上讲并无定论。

据此,本文基于2002—2015年中国上市公司数据和世界银行公布的全球反倾销数据库,着重探讨反倾销制裁与企业创新的影响机制及其效应。首先,本文在Aghion et al. (2018)所构建模型的基础上,引入出口税和产品质量,构建出口企业创新决策的理论模型,从理论上阐述反倾销制裁引致的出口税上升对企业创新决策的影响机制。其次,基于理论模型的结论,匹配2002—2015年中国上市公司数据和世界银行的反倾销数据库进行实证检验。本文的实证结果表明,对华实施反倾销裁决后,企业的研发投入和创新产出会显著增加,这种效应仅在海外业务占比较高的企业和中下游企业中存在;同时,反倾销制裁在短期内提高企业实用新型专利数的申请,长期内使得企业发明专利申请数显著提高。最后,模型的拓展分析表明该效应与企业产品质量对创新投入弹性有关,国有企业和民营企业、高新技术产业和非高新技术产业的企业的异质性

结果印证了这一推断。稳健性检验和内生性问题的处理也进一步支持了本文的结果。

与现有的文献相比,本文的贡献主要包含以下三个方面:第一,现有文献大多通过实证检验的方法考察贸易自由化对出口企业创新的促进作用(Liu and Qiu, 2016; Dai et al., 2018),探讨负面出口冲击对企业创新的作用文献仍然较少,本文以反倾销为例,对反倾销制裁与企业创新的理论机制进行详细讨论,并尝试将反倾销制裁引入出口企业创新决策中,构建相应的理论模型,为反倾销制裁如何影响企业创新提供理论依据;第二,从作用机制上看,现有文献大多关注贸易政策变化对企业绩效的即期影响,如贸易摩擦等反倾销制裁对企业信贷获取和供应链成本的影响等(Amiti et al., 2019),本文在考察反倾销制裁对企业创新即期影响的同时深入探讨其长期影响;第三,本文还从机制上分析反倾销制裁引致的出口税冲击对创新效率不同的企业影响的差异,补充了现有探讨企业创新影响因素的文献。此外,本文还丰富了以中国微观数据探讨贸易保护政策对企业绩效影响的相关文献(Chandra and Long, 2013; Lu et al., 2013; 蒋为和孙浦阳, 2016; 龙小宁等, 2018)。

本文余下的部分将作如下安排:第1部分对相关文献进行回顾和总结;第2部分构建本文的理论模型;第3部分介绍本文所使用的数据和估计方法;第4部分为实证检验结果分析,包括基准回归、异质性检验、稳健性检验和安慰剂检验;第5部分为模型的拓展分析及检验;最后是本文的结论和启示。

1 文献综述

创新是经济持续增长的重要源泉(Romer, 1990)。已有大量文献针对宏观经济环境与企业创新的关系进行探讨,如金融发展、法制环境、政策的不确定性、财税政策等因素对于企业创新的影响(Dosi et al., 2006; 安同良等, 2009; Hsu et al., 2014; Bhattacharya et al., 2017)。本文与探讨国际贸易对创新影响的文献密切相关。诸多文献从理论上论证了贸易自由化可通过国际间知识溢出、技术扩散、提高市场规模和竞争等渠道影响企业创新(Baldwin and Robert-Nicoud, 2008; Grossman and Helpman, 2015, 2018; Aghion et al., 2018)。其中,贸易自由化引致的市场规模效应(market size effects)和市场竞争效应(market competition effects)对企业创新的影响并不一致,一方面,贸易自由化扩大了出口企业产品市场规模,而创新具有更大的规模经济效应,因此,贸易自由化引致的市场规模效应有利于促进企业创新投入,但是企业间竞争加剧不利于企业创新(Aghion et al., 2018);另一方面,贸易自由化使得产品市场竞争加剧,进而导致先进部门的创新增加,而落后部门的创新减少(Akcigit et al., 2018)。还有的文献探讨了企业创新和产品竞争的理论机制,例如Dhingra (2013)探讨了贸易

自由化对企业进行工艺创新和产品创新决策的影响, Impullitti and Licandro (2018)则认为贸易自由化将降低产品市场加成,进而提高企业创新与生产率。

还有不少文献从实证上探讨了贸易自由化引致的市场规模效应和市场竞争效应对企业创新的影响。例如, Bustos (2011)以南方共同市场对阿根廷企业的影响为例,发现贸易自由化使得企业收入和利润增加,进而提高企业的创新投入; Aghion et al. (2018)在构建模型的基础上,利用法国出口企业数据进行实证检验,发现企业出口有利于扩大企业产品市场的规模,进而使得企业创新投入增加。以上文献验证了贸易自由化引致的市场规模效应可能提高企业的创新水平。针对市场竞争效应,部分文献发现,中国加入 WTO 后,一方面,中间品进口关税的下降使得企业选择进口质量更高的中间品,进而导致企业的创新水平降低,同时,进口竞争的加剧将降低创新的边际回报,抑制中国企业创新的动力;另一方面,中国加入 WTO 使得贸易政策不确定性降低,从而促进了企业的创新 (Liu and Qiu, 2016; Liu and Ma, 2020; Liu et al., 2021)。Dai et al. (2018)以 2005—2007 年人民币升值作为准自然实验,发现人民币升值使得出口产品市场竞争加剧,进而导致高生产率企业创新投入增加,低生产率企业创新投入减少甚至退出市场。Fieler and Harrison (2020)则发现本土企业可能通过生产差异化产品等方式提高创新水平,进而规避进口竞争加剧对企业绩效的负面影响。

本文还与探讨反倾销政策与企业创新的文献息息相关,目前仅有少数文献对该问题进行研究。Gao and Miyagiwa (2005)利用博弈论方法,认为一国若遭受反倾销制裁,其出口企业将加大创新投入并减少在反倾销发起国的出口; Crowley (2006)通过构建产业内贸易模型,首次解释反倾销政策对企业技术创新吸收能力的作用,认为相比于贸易自由化情形,反倾销政策会促使反倾销发起国的进口竞争企业和遭受反倾销国家的出口企业更早地采用新技术。还有部分学者针对中国的情形进行探讨,如魏浩等 (2019)在中美贸易摩擦背景下,发现美国进口竞争显著促进企业的专利申请量,尤其是发明专利的申请;何欢浪等 (2020)则发现中国对外反倾销显著提高了企业创新水平;李双杰等 (2020)利用 2000—2007 年的工业企业数据库和海关数据库,实证发现了对华反倾销制裁对企业创新有显著的抑制作用^①。

^① 与何欢浪等 (2020) 和李双杰等 (2020) 的研究类似,本文同样探讨的是反倾销与企业创新的关系。与何欢浪等 (2020) 关注中国对外反倾销不同,本文关注的是对华反倾销对企业创新的影响。李双杰等 (2020) 则使用 2000—2007 年工业企业数据库,发现对华反倾销可能抑制企业的创新,但是本文的结论与其并不矛盾,李双杰等 (2020) 所使用的数据区间较短,而外生事件冲击对企业创新的影响可能存在 3~5 年的滞后性 (Aghion et al., 2018),其所使用的数据无法刻画贸易摩擦对企业研发投入和产出的长期影响。本文使用 2002—2015 年上市公司数据能够有效衡量贸易摩擦对企业创新的滞后影响,短期而言贸易摩擦的确可能导致企业创新的减少,但是长期而言,贸易摩擦反而“倒逼”企业的创新,因此,本文的研究能有效弥补数据缺失可能产生的度量偏误。

综上所述,在探讨贸易自由化与企业创新的文献中,诸多文献从理论和实证角度论证了贸易自由化引致的市场规模效应和市场竞争效应对企业创新的影响,一方面,贸易自由化可能导致企业规模扩大,进而促进企业创新;另一方面,贸易自由化可能加剧市场竞争,但是对企业创新的影响不能确定。虽然有少数文献从经验上探讨反倾销制裁对企业创新的影响,但是尚未从理论上对该问题进行解释,尤其是对企业创新的长期影响,同时大多忽略了不同企业创新动机和创新效率的差异。

2 理论模型和研究假设

本文构建了一个在垄断竞争市场中关于出口企业创新决策的理论模型,分析由反倾销制裁导致的出口税上升对出口企业创新投入的影响。一方面,新技术可以提高产品质量和企业溢价能力,这有利于缓解出口税上升带来的利润下降;另一方面,创新投入会增加企业成本,降低企业利润。企业面临成本与收益之间的权衡关系^①。

2.1 目的国消费者进口需求

假设本国出口多个商品,这些商品构成 $[0,1]$ 的连续统。目的国消费者消费本国出口产品获得的效用为:

$$U = \left[\int_0^1 (\mu_i q_i)^{\frac{\theta-1}{\theta}} di \right]^{\frac{\theta}{\theta-1}} \quad (1)$$

其中, $\mu_i > 0$ 为出口商品 i 的质量, $q_i \geq 0$ 为出口商品 i 的数量。 $\theta > 1$ 为商品间的替代弹性, θ 越大,商品间的替代性越强。

不失一般性,假定目的国消费者的收入为1,其预算约束满足:

$$\int_0^1 \tau_i p_i q_i di = 1 \quad (2)$$

其中, $p_i \geq 0$ 为商品 i 的价格, $\tau_i \geq 1$ 为商品 i 出口所缴纳的税率加上1,简称出口税。

目的国消费者在式(2)的约束下最大化效用函数(1)得到商品 i 的需求函数为^②:

$$q_i = \left(\frac{\tau_i p_i}{P} \right)^{-\theta} \mu_i^{\frac{\theta-1}{\theta}} U \quad (3)$$

① 在企业创新的过程中,工艺创新和产品创新是企业所从事的两类主要创新活动。其中,工艺创新指通过运用新的生产技术和操作程序来提高生产效率、降低生产成本(Aghion et al., 2018),产品创新则是对产品功能加以升级或设计出全新产品,以开拓新的市场并创造出超额利润。Rosenkranz et al. (2003)认为当企业处于市场需求不明朗但市场潜力大时,产品创新会居于主导地位。因此本文正文模型假设企业采取产品创新的策略,其目的在于产品质量的提高。

② 模型的求解过程见附录,下同。

其中, $P \equiv \left[\int_0^1 \left(\frac{\tau_i p_i}{P} \right)^{1-\theta} di \right]^{\frac{1}{1-\theta}}$ 表示与质量和税收相关的出口价格指数。式(3)表明:首先,价格提升将导致需求下降,目的国消费者的需求函数向右下方倾斜;其次, q_i 与出口税(τ_i)负相关,与产品质量(μ_i)正相关,这意味着在保持其他变量条件不变的情况下,出口税的提高将降低目的国消费者对于进口品的需求,进口品质量的提升将导致进口品需求上升。因此,当目的国对进口品加征出口税时,若产品质量提高,消费者对进口品的需求有可能保持不变。

2.2 出口生产商的优化决策

出口生产商 i 的利润由下式表示:

$$\pi_i = (p_i - c_i)q_i - I_i \quad (4)$$

其中, $c_i > 0$ 表示生产商 i 的边际成本, I_i 是生产商 i 的创新支出。

假设出口生产商 i 对创新的投入为 $k_i \geq 0$ 。创新的收益是提高商品的质量,即 $\partial \mu_i / \partial k_i > 0$, 同时,创新支出随创新投入增加而提高,即 $\partial I_i / \partial k_i > 0$ 。

生产商 i 在式(3)的约束下进行创新决策及价格设定以最大化利润(4)。求解该最优问题得到生产商最优价格满足式(5)^①:

$$p_i = \frac{\theta}{\theta - 1} c_i + \frac{\theta}{\theta - 1} \left(\frac{p_i}{P} \right)^{1-\theta} \left(\frac{\tau_i}{\mu_i} \right)^{1-\theta} (p_i - 1) \quad (5)$$

式(5)表明影响出口企业最优定价策略为加成定价。

生产商 i 最优创新投入满足如下条件:

$$(p_i - c_i)q_i \left[-\theta \left(\frac{\mu_i P}{\tau_i p_i} \right)^{\theta-1} + \theta - 1 \right] \mu_i^{-1} \frac{\partial \mu_i}{\partial k_i} = \frac{\partial I_i}{\partial k_i} \quad (6)$$

式(6)中,等式左边表示出口厂商研发投入所带来的边际利润,等式右边表示出口厂商创新投入的边际成本。接着,本文对式(6)式进行进一步整理与比较静态分析,并根据推导结果提出假设^②。

2.3 比较静态分析与理论假说

一方面,创新投入可以提高产品质量,进而增加产品需求,提高产品销售收入;另一方面,创新投入会增加支出,增加生产商成本。设 $\alpha_i = \frac{k_i}{\mu_i} \frac{\partial \mu_i}{\partial k_i}$ 表示产品质

① 若单个企业不会影响价格指数 P , 则等式第二项为 0, 即式(5)可简化为 $p_i = [\theta/(\theta-1)]c_i$ 。

② 由于本文关心出口税与企业创新决策的关系, 本文通过假设企业创新会提高产品质量, 同时增加成本, 使用隐函数求导法得到反映出口税变化和企业最优创新决策的均衡条件, 并通过比较静态分析观察出口税的变化如何影响最优创新决策均衡条件的变化, 进而影响企业最优创新决策。与此同时, 本文借鉴 Aghion et al. (2018) 的做法对企业生产函数进行具体定义, 并进行相应推导, 结论是一致的, 具体求解过程备索。

量对创新投入的弹性; $\beta_i = \frac{k_i}{I_i} \frac{\partial I_i}{\partial k_i}$ 表示创新支出对创新投入的弹性; $\omega_i = \frac{I_i}{(p_i - c_i)q_i}$,表示创新支出与企业利润的比值,即创新成本-利润比。将式(6)整理得:

$$\left[-\theta \left(\frac{\mu_i P}{\tau_i p_i} \right)^{\theta-1} + \theta - 1 \right] \alpha_i = \beta_i \omega_i \quad (7)$$

其中,式(7)左边表示企业创新的收入效应,右边表示创新的成本效应。在其他条件不变时,出口税冲击使得式(7)等式的左边提高并大于等式的右边,即反倾销制裁引致的出口税上升将导致创新的收入效应大于创新的成本效应。这是因为出口税上升减少目的国对本国产品的需求,并降低本国产品和出口生产商利润;而创新投入可以提高产品质量,增加产品需求和溢价能力,因而创新收入效应上升。因此,生产商会增加创新投入,提高产品质量,直到创新收入效应与创新成本效应相等,式(7)重新达到均衡。据此提出本文的第一个假说:

假说 1: 反倾销制裁引致的出口税上升会“倒逼”制造业企业加大创新投入,企业创新水平将上升。

3 研究设计

3.1 数据来源及说明

由于反倾销措施实际上是对受影响企业征收惩罚性关税,因此本文以对华反倾销为例分析反倾销制裁引致的出口税变化对企业创新的影响。考虑到对华反倾销主要针对制造业,同时,制造业企业又是中国创新的主体,因此,为了更准确探讨反倾销如何影响微观企业的技术创新决策,本文选取中国所有 A 股上市公司中制造业企业作为初始样本^①。本文使用的企业创新和财务经营指标主要来源于 CSMAR 上市公司数据库,对华反倾销数据来源于世界银行全球反倾销数据库。诸多文献表明,中国加入 WTO 是一国对华反倾销的可能因素(谢建国,2006;梁俊伟和代中强,2015),为了排除中国“入世”的影响,本文选取样本范围为 2002—2015 年。

^① 本文使用上市公司数据而非工业企业数据库的原因是,一方面,工业企业数据库为非平衡面板,大量企业无法连续出现在样本期内,同时反倾销制裁有可能使得出口企业退出市场,而上市公司在各年份间变动较小,能够有效缓解由于样本选择偏误带来的内生性问题;另一方面,与工业企业数据库相比,上市公司面板数据时间跨度较长,有利于评估反倾销制裁对企业创新的长期影响,同时,受工业企业数据质量的影响,大多数研究仅使用 2007 年之前的工业企业数据进行探讨(Brandt et al., 2012; Lu et al., 2013),无法涵盖对华反倾销更为频繁的时期。因此,选取上市公司数据进行探讨更具时效性和现实意义。

本文将世界银行全球反倾销数据库与中国 A 股上市公司制造业样本进行匹配,具体数据处理和匹配过程如下:①在世界银行全球反倾销数据库(GAD)中保留各国针对中国发起的反倾销调查案例;②将对华反倾销案例的被调查产品二位 HS 代码与产品所属的二位国民经济统计行业代码(CIC-2)进行匹配;③识别中国上市公司年报中披露的主营业务所属的二位国民经济统计行业代码,并与上述 HS 二位代码进行匹配^①,并以此为基础构造本文的关键解释变量 Fri。

除此之外,借鉴已有研究的做法,本文对样本进行了如下处理:①由于 ST 和 ST* 类上市公司的财务数据具有一定的特殊性,本文剔除了 ST 和 ST* 类上市公司;②剔除同时发行 B 股和 H 股的上市公司,以排除存在境外投资者的上市公司由于治理模式不同而带来的影响;③剔除样本期间内未进行过企业创新和相关控制变量存在缺失的样本;④剔除在样本期间内从未进行过研发投入的企业。此外,为了消除极端值的影响,本文还对主要控制变量进行了 1% 的缩尾处理。最终,本文所使用的样本包括 2002—2015 年 1712 家上市公司共 9419 个观测值。

3.2 变量定义及描述性统计

3.2.1 解释变量

由于本文采用双重差分模型进行分析,关键解释变量为企业是否受反倾销措施影响的差分变量(Fri),其实际上等于两个虚拟变量的乘积,即 $Fri_{it} = d_{i*} \cdot d_{it}$ 。其中, d_{i*} 指企业是否为被调查企业的虚拟变量,若企业曾遭受反倾销调查,则 d_{i*} 为 1,否则为 0; d_{it} 指企业当年是否遭受反倾销制裁的虚拟变量,若在 t 年企业 i 主营业务所属行业的产品遭受反倾销制裁,则 d_{it} 为 1,否则为 0。据此,本文的处理组为在当年遭受反倾销制裁的企业,此时 $Fri = 1$;对照组为在当年没有遭受反倾销制裁的企业,此时 $Fri = 0$ 。

3.2.2 被解释变量

本文的被解释变量为企业创新(Innovation),参照现有文献的设定,本文选取企业研发投入(R&D)和专利数(Pat)两个变量作为企业创新投入和创新产出的代理变量(Fang et al., 2014; Cornaggia et al., 2015; 温军和冯根福,2012;李

^① 具体数据处理和匹配过程如下:(1)在世界银行全球反倾销数据库(GAD)数据中保留中国受反倾销调查的数据。(2)提取反倾销数据库中每个反倾销调查涉及的产品 HS 二位码。以案件编号为 TUR-AD-187 的反倾销制裁案为例,该案件是土耳其于 2009 年执行的针对中国的壁挂式分体空调进行反倾销措施的事件,其对应 HS 二位码为 84。(3)将中国上市公司年报中披露的主营业务与 HS 二位码进行手工匹配。以格力电器(000651)为例,其主营业务之一为空调,而空调对应的 HS 二位码是 84。

文贵和余明桂,2015)^①,其中 R&D 以企业当年研发投入的自然对数进行衡量,Pat 以企业当年申请并最终授权的专利数的自然对数进行衡量,这两个变量在取自然对数前都分别加上 1。在实证检验中,为了考察反倾销制裁对企业创新的影响是否有滞后效应,本文以企业未来三年的创新投入和创新产出作为被解释变量,分别记为 $R\&D_{t+n}$ 和 Pat_{t+n} ,其中 n 的取值 1,2 或 3;同时,参照 Cornaggia et al. (2015) 的做法,本文还计算了企业未来三年的创新投入和创新产出的累计值,分别记为 $R\&D_{[t+1,t+3]}$ 和 $Pat_{[t+1,t+3]}$ 。

3.2.3 控制变量

参照 Fang et al. (2014) 和 Chang et al. (2015), 本文选取的控制变量包括: ①企业总资产自然对数 (Assets) 以控制企业规模; ②企业年龄自然对数 (FirmAge); ③企业人均固定资产净额自然对数 (FixedAssets); ④现金资产比率 (Cashassets_ratio); ⑤账面市值比 (MB_ratio); ⑥总资产收益率 (Roa); ⑦企业所在行业的竞争程度, 本文采用行业赫芬达尔指数 (Herfindahl) 及其平方项 (Herfindahl_sq) 作为行业竞争程度的代理变量^②。此外,考虑到地方政府可能通过重大科学创新攻关计划、财政补贴和信贷扶持等地方产业政策鼓励企业进行研发创新(宋凌云和王贤彬,2013;韩永辉等,2017), 本文还控制了年份-地区固定效应,以控制地区层面不可观测的随时间变化的因素,如地区 GDP 增长、财政政策刺激、地方产业政策等的影响;同时,本文还控制了个体固定效应,以控制个体层面不随时间变化的因素,如企业文化等^③。

表 1 为各变量的描述性统计结果,由于 2002—2006 年企业研发投入数据缺失,因此本文展示的研发投入数据仅包含 2007—2015 年 926 家上市公司共 8255 个观测值。在本文的样本中,有 752 家制造业上市公司所在行业曾遭受反倾销裁决,约占样本企业的 43.9%。

① 企业创新文献普遍采用了两种方法衡量企业创新,分别是研发投入(R&D)和专利行为(Patent),通常包含专利申请量(周焯等,2012;黎文靖和郑曼妮,2016)和专利申请最终获得授权量(Fang et al., 2014;Cornaggia et al., 2015)这两类指标。考虑到部分专利申请可能最终并不一定能授权,仅用专利申请量可能无法衡量研发投入最终实际转化为创新产出的程度,为了准确衡量企业创新产出,本文结合以专利申请并最终获得授权的专利量作为创新产出的衡量。部分学者还使用了新产品产值占主营业务收入比例作为创新产出的衡量(李文贵和余明桂,2015),但中国上市公司数据并未披露相关指标,因此本文无法使用该指标进行测度。

② Aghion et al. (2005) 在回归中加入行业层面的 Herfindahl 指数及其平方项,他们的研究发现以行业集中度衡量的行业竞争程度与创新存在“倒 U 型”的关系。因此,本文参考 Fang et al. (2014) 的做法在回归中加入 Herfindahl 指数及其平方项,以控制行业集中度的影响。

③ 考虑到存在地方政府制定针对特定行业的产业政策或补贴政策(宋丽颖和杨潭,2016),除了控制地区-年份固定效应和个体固定效应之外,本文还尝试控制行业固定效应和行业-年份固定效应,并将标准误聚类至行业层面进行稳健性检验,检验结果与本文主要结论一致,回归结果备索。

表 1 描述性统计

变量名	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值
解释变量					
Fri	9419	0.106	0.308	0	1
被解释变量					
R&D _{<i>t+1</i>}	8255	13.285	7.824	0	21.383
R&D _{<i>[t+1,t+3]</i>}	8255	16.629	6.319	0	22.498
Pat _{<i>t+1</i>}	9419	2.702	1.468	0	6.603
Pat _{<i>[t+1,t+3]</i>}	9419	3.821	1.492	0	7.758
控制变量					
Assets	9419	7.867	1.122	5.447	11.14
FirmAge	9419	2.626	0.372	1.386	3.332
FixedAssets	9419	5.426	0.852	3.199	7.694
Cashassets_ratio	9419	0.208	0.152	0	0.930
MB_ratio	9419	0.812	0.691	0.0940	3.785
Roa	9419	0.0760	0.0550	0.00300	0.321
Herfindahl	9419	0.0790	0.0630	0.0170	0.406
Herfindahl_sq	9419	0.0100	0.0200	0	0.165

3.3 计量模型与估计方法

为了研究反倾销制裁对企业创新的影响,本文针对截至 2015 年的全球对华反倾销案例使用双重差分方法(DID)进行检验,回归方程如下:

$$\text{Innovation}_{i,t+n} = \gamma_1 \cdot \text{Fri}_{it} + \gamma_k \cdot \text{Control}_{it} + \delta_i + \delta_{jt} + \varepsilon_{it} \tag{8}$$

$$\text{Innovation}_{i,[t+1,t+3]} = \gamma_1 \cdot \text{Fri}_{it} + \gamma_k \cdot \text{Control}_{it} + \delta_i + \delta_{jt} + \varepsilon_{it} \tag{9}$$

其中,*i* 为企业,*j* 为地区,*t* 为年份;式(8)的被解释变量包含企业创新投入的流量(R&D_{*t+n*})和企业创新产出的流量(Pat_{*t+n*}),式(9)的被解释变量为企业创新投入未来三年的累计值 R&D_{*[t+1,t+3]*}和企业创新产出未来三年的累计值 Pat_{*[t+1,t+3]*},其中 *n* 为 1,2 或 3;关键解释变量为表示企业是否受到反倾销制裁的差分变量(Fri);Control 为控制变量,包括企业规模、企业年龄、人均固定资产净额、现金资产比率、账面市值比、企业总资产收益率以及企业所在行业的竞争程度;δ_{*jt*}和 δ_{*i*} 分别表示年份-地区固定效应和企业固定效应;ε_{*it*} 为误差项,本文所有回归的标准误都聚类至企业层面。

4 实证结果分析

本文构建的理论模型表明,出口税上升可能会“倒逼”企业加大创新投入,

进而提高企业的创新产出。接下来,本文基于制造业上市公司数据和反倾销数据库,通过实证分析方法对该假说进行验证。首先,本文在基准模型中控制企业特征、个体固定效应和年份-地区固定效应,考察反倾销对企业研发投入累计值和创新产出累计值的影响,并考察其影响作用的滞后效应;其次,基于理论模型的预期,将企业按照海外业务收入占比进行分组,对比识别反倾销制裁对不同类别企业创新的影响差异;最后,考虑到行业不可观测的特征、国家层面的遗漏变量和逆向因果关系带来的内生性问题,本文对基准模型进行稳健性检验和内生性识别。

4.1 基准回归结果

首先,本文考察了反倾销制裁对企业研发投入的影响,结果如表2所示。其中,Panel A考察的是反倾销对企业被制裁后连续三年研发投入累计量的影响,本文发现,若企业遭受反倾销制裁,其之后三年研发投入累计量会显著提高29.5%~30.8%。若以被制裁后三年的研发投入为被解释变量,本文发现,反倾销制裁仅会显著促进企业第二年和第三年的研发投入量,分别提高41.7%和41.2%,而对第一年研发投入没有显著影响(Panel B)。因此,反倾销制裁可能“倒逼”企业加大研发投入,但是存在一定程度的滞后效应。表2的结果初步论证了假说1的结论,即由反倾销制裁引致的出口税上升可能“倒逼”企业加大创新投入。

表2 基准回归结果:反倾销制对企业研发投入的影响

变量名	Panel A: 研发投入累计量		Panel B: 研发投入流量		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	R&D _[t+1,t+3]	R&D _[t+1,t+3]	R&D _{t+1}	R&D _{t+2}	R&D _{t+3}
Fri	0.295 ** (0.139)	0.308 ** (0.138)	0.185 (0.179)	0.417 ** (0.179)	0.412 *** (0.151)
Assets		0.049 (0.269)	-0.307 (0.295)	-0.208 (0.288)	0.062 (0.252)
FirmAge		-6.591 *** (1.897)	-7.713 *** (1.840)	7.287 *** (1.850)	6.020 *** (1.734)
FixedAssets		-0.166 (0.183)	-0.344 * (0.185)	-0.264 (0.169)	-0.239 (0.173)
Cashassets_ratio		1.607 ** (0.686)	6.792 *** (0.849)	3.013 *** (0.741)	1.640 *** (0.626)
MB_ratio		0.041 (0.230)	1.011 *** (0.242)	0.464 * (0.247)	0.033 (0.205)

续表

变量名	Panel A:研发投入累计量		Panel B:研发投入流量		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	R&D _[t+1,t+3]	R&D _[t+1,t+3]	R&D _{t+1}	R&D _{t+2}	R&D _{t+3}
Roa		3.522 ** (1.582)	5.057 ** (1.970)	7.276 *** (1.870)	4.176 *** (1.487)
Herfindahl		-7.594 (12.701)	-6.808 (11.774)	-1.096 (12.047)	2.153 (10.665)
Herfindahl_sq		40.376 (32.203)	41.733 (29.896)	22.730 (29.445)	7.490 (27.364)
个体固定效应	是	是	是	是	是
年份-地区固定效应	是	是	是	是	是
观测值	8255	8255	8255	8255	8255
R ²	0.611	0.618	0.585	0.630	0.649

注：***，**，* 分别表示在 1%，5%和 10%水平上显著，标准差均聚类到企业层面，下同。

接下来,本文进一步考察反倾销对企业创新产出的影响,这里以企业申请并最终获得授权的专利数来表示企业创新产出水平,结果如表 3 所示。类似地,本文先考察反倾销制裁对企业未来三年创新产出累计值的影响,本文发现,反倾销制裁后,企业创新产出后三年累计值显著提高 5%~5.9%(Panel A)。若分别考察反倾销对企业之后三年创新产出的影响,本文发现,反倾销制裁仅显著提高企业被制裁后第三年的创新产出,而对企业被制裁后的第一年和第二年创新产出没有显著影响(Panel B)。因此,反倾销制裁对企业创新产出存在显著“倒逼”效应,该影响存在明显的滞后效应。结合表 2 的结果,本文发现,中国上市制造业企业在遭到反倾销制裁第二年后,企业研发投入才会显著提高,其创新决策可能存在一定滞后性。由于企业从研发投入到申请专利并最终授权需要的时间更长,因此反倾销措施对企业创新产出有更明显的滞后效应。以上结果进一步论证了假说 1 的结论,即由反倾销制裁引致的出口税上升将使得企业创新产出增加。

表 3 基准回归结果:反倾销对企业创新产出的影响

变量名	Panel A:研发产出累计量		Panel B:研发产出流量		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	Pat _[t+1,t+3]	Pat _[t+1,t+3]	Pat _{t+1}	Pat _{t+2}	Pat _{t+3}
Fri	0.059 ** (0.027)	0.050 * (0.027)	0.043 (0.031)	0.006 (0.034)	0.085 *** (0.029)
Assets		0.237 *** (0.040)	0.302 *** (0.041)	0.214 *** (0.041)	0.157 *** (0.041)

续表

变量名	Panel A: 研发产出累计量		Panel B: 研发产出流量		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	$Pat_{[t+1, t+3]}$	$Pat_{[t+1, t+3]}$	Pat_{t+1}	Pat_{t+2}	Pat_{t+3}
FirmAge		-0.015 (0.246)	0.067 (0.234)	-0.104 (0.242)	-0.178 (0.262)
FixedAssets		-0.044 (0.030)	-0.076 ** (0.030)	-0.062 * (0.032)	-0.029 (0.031)
Cashassets_ratio		-0.221 * (0.127)	0.353 *** (0.133)	-0.277 ** (0.136)	-0.153 (0.133)
MB_ratio		-0.019 (0.032)	-0.027 (0.034)	-0.025 (0.035)	-0.016 (0.033)
Roa		0.020 (0.283)	-0.136 (0.305)	0.108 (0.301)	0.331 (0.286)
Herfindahl		1.685 (1.542)	2.286 (1.508)	0.805 (1.607)	1.545 (1.585)
Herfindahl_sq		-2.734 (4.263)	-1.481 (3.996)	-1.137 (4.352)	-3.201 (4.208)
个体固定效应	是	是	是	是	是
年份-地区固定效应	是	是	是	是	是
观测值	9419	9419	9419	9419	9419
R^2	0.239	0.353	0.308	0.277	0.262

4.2 异质性分析

基准回归结果表明,反倾销措施会“倒逼”企业加大创新投入,企业创新产出也相应增加。但实际上,反倾销调查是针对企业出口产品的一种常见的贸易保护措施,从理论上讲,若企业海外业务收入占比越高,其遭受反倾销制裁的影响越大。那么,反倾销制裁对海外收入占比不同的企业创新影响是否有差异呢?为了回答这一问题,本文以企业海外业务收入占比(即出口占销售额比例)的中位数为标准,将海外业务收入占比高于中位数的企业归于以外销为主企业,海外业务收入占比低于中位数的企业归于以内销为主的企业,并根据这一分类将样本分为两个子样本分别进行回归,这里首先考察反倾销对两类企业研发投入的影响,结果如表4所示^①。

^① 受篇幅限制,在异质性检验和稳健性检验部分本文仅展示主要解释变量的回归系数,完整回归结果备索。

表 4 异质性分析:对企业海外业务收入占比不同的企业研发投入的影响

Panel A: 以外销为主的企业				
变量名	(1)	(2)	(3)	(4)
	R&D _[t+1,t+3]	R&D _{t+1}	R&D _{t+2}	R&D _{t+3}
Fri	0.302 [*] (0.182)	0.072 (0.262)	0.554 ^{**} (0.245)	0.439 ^{**} (0.197)
控制变量	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是
年份-地区固定效应	是	是	是	是
观测值	4128	4128	4128	4128
R ²	0.626	0.580	0.625	0.654
Panel B: 以内销为主的企业				
变量名	(1)	(2)	(3)	(4)
	R&D _[t+1,t+3]	R&D _{t+1}	R&D _{t+2}	R&D _{t+3}
Fri	0.137 (0.225)	0.161 (0.264)	-0.005 (0.287)	0.193 (0.249)
控制变量	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是
年份-地区固定效应	是	是	是	是
观测值	4127	4127	4127	4127
R ²	0.649	0.613	0.657	0.671

表 4 的 Panel A 为以外销为主企业子样本的回归结果,其中,第(1)列的因变量为反倾销制裁后三年研发投入累计值,第(2)~(4)列的因变量为未来三年研发投入流量。本文发现,遭到反倾销制裁后,以外销为主的企业未来三年研发投入累计值将显著提高 30.2%,这主要来源于反倾销制裁后第二年和第三年研发投入的提高(分别为 55.4%和 43.9%)。Panel B 展示了以内销为主企业子样本的回归结果,与外销企业不同,反倾销措施对以内销为主企业的研发投入未来三年的累计值和流量均没有显著影响。

类似地,本文进一步考察反倾销制裁对以外销为主的企业和以内销为主的企业创新产出的影响,结果如表 5 所示。对比 Panel A 和 Panel B 的实证结果发现,当以外销为主的企业遭受反倾销制裁时,企业未来三年的研发产出将分别提高 6.6%、11.5%和 8.8%,同时,未来三年创新产出的累计值也相应提高 10.3%;对于以内销为主的企业而言,反倾销制裁不但没有“倒逼”企业进行创新,甚至可能抑制企业的创新产出,尤其是被制裁后第二年,其创新产出显著减少 18.4%。

表 4 和表 5 的结果表明,反倾销措施引致的反倾销制裁仅对以外销为主企业的研发投入和创新产出有“倒逼”作用,而对以内销为主企业的研发投入没有

显著影响,甚至抑制了这些企业的创新产出。这可能是因为当产品竞争加剧时,企业会选择增加研发投入,创新产出也会相应提高(Dai et al., 2018)。由于反倾销调查的对象是出口产品,因此其对以内销为主企业的影响较小,这些企业产品竞争程度没有受到太大的影响,故以内销为主的企业没有足够的创新激励;此外,反倾销制裁导致反倾销制裁的提高将会使这些企业研发成本增加,从而导致内销企业进一步做出减少创新产出的决策。

表5 异质性分析:对企业海外业务收入占比不同的企业研发产出的影响

Panel A: 以外销为主的企业				
变量名	(1) Pat _[t+1,t+3]	(2) Pat _{t+1}	(3) Pat _{t+2}	(4) Pat _{t+3}
Fri	0.103 *** (0.033)	0.066 * (0.039)	0.115 *** (0.043)	0.088 ** (0.037)
控制变量	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是
年份-地区固定效应	是	是	是	是
观测值	4710	4710	4710	4710
R ²	0.355	0.302	0.294	0.295
Panel B: 以内销为主的企业				
变量名	(1) Pat _[t+1,t+3]	(2) Pat _{t+1}	(3) Pat _{t+2}	(4) Pat _{t+3}
Fri	-0.081 ** (0.041)	-0.053 (0.049)	-0.184 *** (0.055)	0.054 (0.044)
控制变量	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是
年份-地区固定效应	是	是	是	是
观测值	4709	4709	4709	4709
R ²	0.381	0.317	0.299	0.286

其次,现有研究将企业创新划分为“实质性创新”和“策略性创新”两种类型,前者是指以推动企业技术进步和获取竞争优势为目的的“高质量”创新行为,后者属于以谋求其他利益为目的,通过追求创新“数量”和“速度”来迎合监管与政府,寻求扶持的创新策略,并将发明专利视为实质性创新,将实用新型和外观设计专利视为策略性创新(黎文靖和郑曼妮,2016)。那么,不同反倾销制裁是否对不同类型创新影响有所差异呢?为了回答这一问题,本文将创新产出按照专利类型对样本进行划分,包括发明专利、实用新型专利和外观设计专利三种,并分别考察反倾销制裁对不同专利类型的影响,结果如表6所示。

表 6 异质性分析:反倾销制裁对不同类型创新产出的影响

Panel A:发明专利				
变量名	(1) IPat _[t+1,t+3]	(2) IPat _{t+1}	(3) IPat _{t+2}	(4) IPat _{t+3}
Fri	0.018 (0.029)	0.024 (0.030)	-0.054* (0.031)	0.070** (0.033)
控制变量	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是
年份-地区固定效应	是	是	是	是
观测值	9419	9419	9419	9419
R ²	0.525	0.334	0.445	0.458
Panel B:实用新型专利				
变量名	(1) UPat _[t+1,t+3]	(2) UPat _{t+1}	(3) UPat _{t+2}	(4) UPat _{t+3}
Fri	0.048* (0.026)	0.033 (0.031)	0.014 (0.033)	0.113*** (0.037)
控制变量	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是
年份-地区固定效应	是	是	是	是
观测值	9419	9419	9419	9419
R ²	0.429	0.366	0.309	0.293
Panel C:外观设计专利				
变量名	(1) DPat _[t+1,t+3]	(2) DPat _{t+1}	(3) DPat _{t+2}	(4) DPat _{t+3}
Fri	-0.009 (0.028)	0.012 (0.026)	-0.002 (0.029)	-0.021 (0.030)
控制变量	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是
年份-地区固定效应	是	是	是	是
观测值	9419	9419	9419	9419
R ²	0.097	0.086	0.076	0.075

表 6 的结果表明,从短期来看,反倾销制裁抑制企业发明专利的申请,但是在长期显著促进了企业发明专利的申请量(Panel A);同时,从长期来看,反倾销制裁对企业实用新型专利有显著的促进作用(Panel B),但不论是短期还是长期,反倾销制裁均对企业外观设计专利申请量没有显著影响(Panel C)。综上,在短期内,企业更可能采取策略性创新以规避反倾销对特定产品的制裁,并减少其实质性创新的数量;在长期内,反倾销制裁的负面冲击会“倒逼”企业主动进行产品升级,其实质性创新数量将显著增加。

最后,现有文献表明,企业所处生产链位置会影响企业的创新模式,位于生产链上游的企业采取激进式创新时具有比较优势,反之,位于生产链下游的企业偏向于渐进式创新(张陈宇等,2020)。那么,反倾销制裁是否对位于不同产业链位置的企业创新影响有所差异?为了回答这一问题,本文根据上证产业链指数编制对产业链划分的标准,将石油、天然气与消费用燃料、铝、黄金、多种金属与采矿等行业的上市公司归为上游产业公司;将商品化工、钢铁、工业机械、通信设备等行业的公司归为中游产业公司;将汽车、消费者服务、耐用消费品及服装、食品饮料、医疗保健、电信服务等行业的公司归为下游产业公司,分样本回归结果如表7所示。该结果表明,第一,反倾销制裁显著促进了下游企业创新产出,并且主要促进了发明型专利和实用新型专利的产出;第二,反倾销制裁仅促进了中游企业发明型专利产出,对加总的专利产出数量并无影响;第三,反倾销制裁对上游企业的创新没有显著的促进作用^①。

表7 异质性分析:区分上、中、下游企业

Panel A:上游企业				
变量名	(1) Pat _[t+1,t+3]	(2) IPat _[t+1,t+3]	(3) UPat _[t+1,t+3]	(4) DPat _[t+1,t+3]
Fri	0.107 (0.078)	-0.029 (0.085)	0.114 (0.085)	-0.032 (0.054)
控制变量	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是
年份-地区固定效应	是	是	是	是
观测值	1481	1481	1481	1481
R ²	0.423	0.537	0.404	0.268
Panel B:中游企业				
变量名	(1) Pat _[t+1,t+3]	(2) IPat _[t+1,t+3]	(3) UPat _[t+1,t+3]	(4) DPat _[t+1,t+3]
Fri	0.059 (0.041)	0.067* (0.038)	0.081 (0.054)	-0.027 (0.050)
控制变量	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是
年份-地区固定效应	是	是	是	是
观测值	3854	3854	3854	3854
R ²	0.378	0.502	0.397	0.168

① 由于本文理论模型部分没有刻画反倾销制裁对不同产业链位置企业创新的影响,因此无法根据产业链网络相关理论更深入地探讨该问题,这也是本文的局限性之一。作者在此感谢审稿专家的建议。

续表

Panel C: 下游企业				
变量名	(1) Pat _[t+1,t+3]	(2) IPat _[t+1,t+3]	(3) UPat _[t+1,t+3]	(4) DPat _[t+1,t+3]
Fri	0.110** (0.048)	0.121* (0.064)	0.159** (0.071)	0.015 (0.059)
控制变量	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是
年份-地区固定效应	是	是	是	是
观测值	4084	4084	4084	4084
R ²	0.294	0.494	0.320	0.133

4.3 稳健性检验

4.3.1 排除金融危机的影响

2008 年的全球金融危机对各国经济带来重大影响,这一事件可能加剧世界各国与中国间的贸易摩擦;同时,受金融危机影响,企业的创新决策也可能发生变化。为了排除 2008—2009 年金融危机对本文研究结论可能造成的偏误,本文在基准模型的基础上,将 2008—2009 年企业层面的变量数据(包括研发投入、创新产出以及其他企业层面的控制变量)全部替换成该企业其他各年的平均值重新进行回归,结果见表 8 第(1)~(2)列。本文发现,在剔除金融危机影响后,关键解释变量 Fri 系数仍然显著,其结果与基准回归类似。因此,在排除了金融危机的影响后,本文的主要结论仍然成立,结果是稳健的。

4.3.2 排除时间趋势的影响

为了识别反倾销制裁对企业研发投入和创新产出的影响,本文使用双重差分模型,并在基准回归中加入个体固定效应和地区-年份固定效应。但是,使用双重差分法需要满足处理组和对照组在事件发生前不存在相同变化趋势这一基本假设,即遭受反倾销制裁的上市公司和未遭受反倾销制裁的上市公司在事件发生前后的差别不是因为时间趋势导致的。为了验证这一假设,本文在基准模型的基础上加入时间趋势项,以消除被解释变量在时间趋势上的变化对基准模型估计系数的影响,结果如表 8 第(3)~(4)列所示。该结果表明,在控制时间趋势项后,研发投入和创新产出的各项系数与基准回归结果一致,本文的结果是稳健的^①。

① 受篇幅影响,稳健性检验中未展示以未来三年创新投入和创新产出流量为被解释变量的结果,具体结果备案。

表 8 稳健性检验结果

变量名	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	排除金融危机影响		控制时间趋势		控制产品层面时间趋势	
	R&D _[t+1,t+3]	Pat _[t+1,t+3]	R&D _[t+1,t+3]	Pat _[t+1,t+3]	R&D _[t+1,t+3]	Pat _[t+1,t+3]
Fri	0.274 ** (0.135)	0.107 *** (0.034)	0.318 * (0.180)	0.103 *** (0.033)	0.247 * (0.143)	0.082 *** (0.031)
控制变量	是	是	是	是	是	是
控制时间趋势	否	否	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是	是
年份-地区固定效应	是	是	是	是	是	是
年份-产品固定效应	否	否	否	否	是	是
观测值	4128	4710	4128	4710	4128	4509
R ²	0.632	0.354	0.619	0.745	0.733	0.885

4.3.3 排除产品层面时间趋势的影响

参照 Lu et al. (2013) 的做法, 本文进一步控制 HS 二位码产品层面特定的时间趋势 (Product specific time trend) 固定效应, 以消除处理组企业出口产品和控制组企业出口产品不同的时间趋势对结果的影响。具体而言, 我们在原有回归基础上控制了产品-年份固定效应, 回归结果如表 8 第 (5) ~ (6) 列所示。该结果表明, 在考虑了企业出口产品的时间趋势后, 反倾销制裁对企业研发投入和创新产出的仍有显著的促进作用, 本文的结果是稳健的。

4.4 内生性问题

本文的一个重要的内生性来源是样本选择偏误问题, 一方面, 遭受反倾销制裁后减少创新的企业可能因财务恶化、退市等原因退出研究的样本; 另一方面, 遭受到反倾销制裁后积极投入研发来应对的企业更可能出现在处理组中, 这将使得本文基准回归的结果高估了反倾销制裁对于企业创新的影响。据此, 本文采用倾向得分匹配法 (Propensity Score Matching, PSM) 以缓解因企业、行业等特征差距过大导致处理组和对照组在冲击后不可比的问题。具体而言, 本文参照 Rosenbaum and Rubin (1983) 提出的最近邻匹配方法进行倾向得分匹配, 重新构造与实验组更可比的对照组。使用匹配成功后的企业样本进行回归的结果如表 9 所示, 该结果表明, 采用 PSM 后, 本文主要结论依然成立。

在回归中还有可能由于遗漏行业层面和国家层面的控制变量而导致的内生性问题, 具体表现为两个方面的问题: 第一, 行业不可观测的特征。样本中某些行业可能具有一些无法观测的特性导致其容易受到反倾销贸易制裁, 而这些特性又与企业研发投入与创新产出的相关性较强。由于本文在基准回归中已

表 9 内生性问题的处理:样本选择偏误问题

Panel A: 研发投入				
变量名	(1) R&D _[t+1,t+3]	(2) R&D _{t+1}	(3) R&D _{t+2}	(4) R&D _{t+3}
Fri	0.406 ** (0.164)	0.133 (0.207)	0.419 ** (0.206)	0.526 *** (0.182)
控制变量	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是
年份-地区固定效应	是	是	是	是
观测值	6950	6950	6950	6950
R ²	0.617	0.580	0.627	0.645
Panel B: 创新产出				
变量名	(1) Pat _[t+1,t+3]	(2) Pat _{t+1}	(3) Pat _{t+2}	(4) Pat _{t+3}
Fri	0.066 ** (0.032)	0.075 * (0.038)	-0.005 (0.040)	0.104 *** (0.033)
控制变量	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是
年份-地区固定效应	是	是	是	是
观测值	7908	7908	7908	7908
R ²	0.345	0.300	0.279	0.258

控制企业固定效应,可能遗漏的行业上不随时间变化的特征已经被个体的固定效应吸收。但是,仍存在部分行业从未遭受反倾销措施,这些行业可能会对本文结果造成偏误,据此,本文在基准模型的基础上,剔除在样本期间内从未遭受过贸易制裁的行业样本并重新进行检验,结果见表 10 的第(1)~(2)列。本文发现,在剔除从未遭受反倾销制裁的企业样本后,被解释变量无论是企业研发投入还是企业创新产出,Fri 系数均显著为正,基准模型回归结果是稳健的。对于可能遗漏行业层面随时间变化的变量导致的内生性问题,本文认为,由于贸易制裁发起国对中国某个行业发起制裁到最终执行制裁需要经过一定时间的仲裁,其过程与所需时间相对而言是随机的,与随时间变化的行业变量不相关,因此由于遗漏随时间变化的行业变量导致的内生性并不严重。第二,遗漏国家层面的控制变量。实证中可能由于忽略中国与发起贸易制裁国间的国家特征的重要变量而导致内生性问题。本文认为,发起国的特征变量可能与反倾销制裁相关,比如政治关系、经济因素和法律因素等,但是其并不直接影响微观企业的创新,因此,由遗漏国家间特征变量而导致的内生性问题也不严重。

表 10 内生性问题的处理:遗漏变量和逆向因果问题

变量名	(1)	(2)	(3)	(4)
	遗漏变量问题		逆向因果问题	
	R&D _[t+1,t+3]	Pat _[t+1,t+3]	R&D _[t-3,t-1]	Pat _[t-3,t-1]
Fri	0.304 [*] (0.182)	0.103 ^{***} (0.033)	-0.380 (0.333)	0.003 (0.034)
控制变量	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是
年份-地区固定效应	是	是	是	是
观测值	4116	4691	3352	4466
R ²	0.626	0.354	0.587	0.561

除此之外,反倾销制裁与企业创新可能存在的逆向因果而导致的内生性问题,即企业创新能力的提升降低了成本促进了出口,反而加剧了进口国的产品竞争和其就业市场压力,从而可能导致中国更频繁地遭受反倾销制裁。对此,本文利用企业遭受贸易制裁最终执行时间点上的随机性构建反倾销制裁行业-年度虚拟变量,进行时间错置(falsification)的安慰剂检验,具体而言,本文将虚拟的反倾销制裁时间设定为真实反倾销制裁发生的后四年。安慰剂检验结果见表 10 第(3)~(4)列,本文发现,关键解释变量 Fri 的系数并不显著,说明由于企业创新行为引致反倾销制裁的逆向因果逻辑不成立,本文结果是稳健的。

5 模型的拓展分析

以上结果表明,反倾销措施会倒逼企业加大创新投入,进而使得企业创新产出也相应增加。但是,由于不同企业创新效率存在差异,因此相同创新投入下,企业创新产出的质量可能有所不同。这一差异在模型中体现为产品质量对创新投入弹性的差异,对于产品质量对创新投入弹性(α_i)不同的企业,在相同的出口税冲击下,其最优创新决策亦会不同。根据式(7), α_i 更大的出口厂商, τ_i 上升使得这类出口厂商获得更大的创新收入效应,因此在面临相同的出口税上升, α_i 更大的生产商有更大的动力增加创新投入。据此提出本文的第二个假说:

假说 2: 反倾销制裁引致的出口税冲击下创新质量弹性越大的生产商,创新投入越大,创新水平上升越多。

由于现有数据无法直接度量企业的产品质量对创新投入弹性,本文依据现有文献的结论,结合企业特征,从以下两个方面对该假说进行检验。第一,按企业所有制分组。企业创新能力可能和企业所有制有关。聂辉华等(2008)发现,不同所有制企业在研发和创新的效率上存在差异,其中,民营企业研发效率及

创新转化效率比国有企业高。张杰等(2014)发现在面临行业竞争加剧的情况下,民营企业通过加大创新提高竞争力从而缓解市场竞争的动机更强,即民营企业的创新激励更强,创新质量提升效应更大,因此民营企业产品质量对创新的投入弹性高于国有企业,即满足 $\alpha_M > \alpha_G$,其中下标 M 表示民营企业, G 表示国有企业。当 $\exists M, G \in [0, 1], \alpha_M > \alpha_G$ 时,将该条件代入式(7)可以得到:

$$\left(\frac{\mu_M P}{\tau_i p_i}\right)^{\theta-1} > \left(\frac{\mu_G P}{\tau_i p_i}\right)^{\theta-1}$$

(10)

由此可知, $\mu_M > \mu_G$ 。据此,当企业遭受反倾销制裁时,民营企业的创新质量提升效应更大,其提高研发投入和企业创新水平的动机更强。

为了验证这一推断,本文按照企业所有制将样本分为国有企业和民营企业两个子样本,并分别进行回归,结果如表 11 第(1)~(4)列所示,其中,第(1)~(2)列为国有企业子样本的回归结果,第(3)~(4)列为民营企业子样本的回归结果。本文发现,反倾销制裁后,民营企业之后累计三年的研发投入和创新产出分别提高 18.6%和 21.6%,而反倾销制裁对国有企业的创新没有显著影响,这与理论预期一致,即反倾销制裁对民营企业创新存在显著“倒逼”作用,而不影响国有企业创新决策,假说 2 得以验证。

表 11 模型拓展分析:国有企业与民营企业

变量名	(1)	(2)	(3)	(4)
	国有企业		民营企业	
	R&D _[t+1,t+3]	Pat _[t+1,t+3]	R&D _[t+1,t+3]	Pat _[t+1,t+3]
Fri	0.243 (0.404)	0.149 (0.113)	0.186** (0.086)	0.216*** (0.081)
控制变量	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是
年份-地区固定效应	是	是	是	是
观测值	1529	1853	2599	2857
R ²	0.724	0.505	0.243	0.337

第二,按是否高新技术产业分组。依据国家统计局发布的《高技术产业(制造业)分类》^①,中国高新技术产业和非高新技术产业本身在创新能力、效率方面具有较大的差异。理论上,高新技术产业更可能研发出具有较大不可替代性的专利发明,在产品设计和生产流程上使得企业能够通过技术创新获得的质量提升效应会更加明显,因此,高新技术产业的企业对创新的投入弹性高于非

^①《高技术产业(制造业)分类》定义的高技术产业(制造业)包括医药制造,航空、航天器及设备制造,电子及通信设备制造,计算机及办公设备制造,医疗仪器设备及仪器仪表制造,信息化学品制造等 6 大类。

高新技术产业的企业,即满足 $\alpha_H > \alpha_L$,其中下标 H 表示高新技术产业, L 表示非高新技术产业。当 $\exists H, L \in [0, 1], \alpha_H > \alpha_L$ 时,将该条件代入式(7)可以得到:

$$\left(\frac{\mu_H P}{\tau_i p_i}\right)^{\theta-1} > \left(\frac{\mu_L P}{\tau_i p_i}\right)^{\theta-1} \quad (11)$$

由此可知, $\mu_H > \mu_L$ 。据此,当企业遭受反倾销制裁时,高新技术行业的企业研发投入和创新产出较非高新技术企业高。

为了检验这一推断,本文依据国家统计局发布的《高技术产业(制造业)分类》定义,将样本分为高新技术产业和非高新技术产业两个子样本,并通过实证对反倾销对这两组的研发投入与创新产出的影响差异进行对比,结果如表 12 第(1)~(4)列所示。通过对比高新技术产业子样本和非高新技术产业子样本企业的回归结果,本文发现,反倾销裁决仅显著提高了高新技术产业企业的研发投入和创新产出,平均而言,高新技术企业在遭受反倾销裁决后,其后三年研发投入和创新产出分别提高 54.6% 和 12.4%,而该效应在非高新技术产业企业并不存在。因此,反倾销裁决对企业研发投入和创新产出的促进作用集中在高新技术产业企业,而对非高新技术产业的企业创新没有显著影响。

表 12 模型拓展分析:高新技术产业和非高新技术产业

变量名	高新技术产业		非高新技术产业	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	R&D _[t+1,t+3]	Pat _[t+1,t+3]	R&D _[t+1,t+3]	Pat _[t+1,t+3]
Fri	0.546 [*] (0.317)	0.124 ^{**} (0.059)	0.044 (0.251)	0.039 (0.041)
控制变量	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是
年份-地区固定效应	是	是	是	是
观测值	2182	2471	1946	2239
R ²	0.657	0.292	0.316	0.316

6 结论与启示

近年来,受国际经济形势持续下滑,逆全球化思潮不断抬头,美国等发达国家频频对华发起“贸易战”,受 2020 年新冠肺炎疫情全球暴发等影响,全球经济形势充满不确定性和不稳定性。在此情形下,中国出口企业面临巨大挑战,如何在不断变化的国际形势中保持良好竞争力十分重要。创新作为经济增长的重要源泉,对企业持续发展的作用不容忽视。因此,理解反倾销制裁与企业创新的关系,对企业如何在当前国际形势下稳定发展,实现“稳外贸、稳外资”,进而构建国

内大循环为主体、国内国际双循环相互促进的新发展格局具有重要意义。

据此,本文在 Aghion et al. (2018)模型的基础上,引入出口税和产品质量等因素,构建出口企业创新决策的理论模型,以反倾销为例,从理论上对反倾销制裁对企业创新的影响机制进行分析,并基于 2002—2015 年中国上市公司数据与世界银行反倾销数据库的匹配数据,使用双重差分法对相关结论进行实证检验。本文的主要结论包含以下几个方面:首先,理论模型的结论表明,由反倾销制裁引致的出口税上升会降低产品需求和价格,进而提高了企业创新边际收益,“倒逼”企业增加创新投入;实证检验的结果验证了这一结论,同时发现反倾销制裁对企业研发投入和创新产出的促进作用可能存在滞后效应。其次,异质性分析显示,反倾销措施引致的反倾销制裁对企业研发投入和创新产出的促进效应仅在海外业务收入占比高的外销企业和中下游企业中成立;同时,反倾销制裁在短期内对企业的实用新型专利申请数有促进作用,长期内促进企业发明专利申请数。再次,在排除金融危机影响、控制时间趋势、控制产品-年份固定效应和采用倾向得分匹配法、剔除未遭受反倾销制裁样本和反事实检验等稳健性检验和内生性识别后,本文的实证结论依旧成立。最后,模型的拓展分析表明,产品质量对创新投入弹性越高的企业,由反倾销制裁引致的出口税上升带来的创新的边际收益越高,企业的创新投入越多,这可通过对比反倾销措施对国有企业和民营企业、高新技术行业和非高新技术行业的企业影响的差异进行验证。

自中国加入 WTO 以来,中国的经济进入了快速增长的阶段,出口已成为中国经济增长的重要驱动力。当前,国际经济形势充满不确定性,中国出口企业面临巨大的困难和挑战,因此,本文的结论对企业如何在频繁发生的贸易摩擦中保持良好竞争力有重要的指导意义。具体而言,第一,企业在应对反倾销等贸易保护措施的过程中,应当关注自身创新水平的提高,通过增加研发投入,提高创新产出,形成核心竞争力以抵御反倾销制裁带来的逆全球化风险;第二,虽然反倾销制裁对外销企业和高新技术行业的企业有更直接的影响,但是,内销企业及非高新技术行业的企业应当重视反倾销制裁可能带来的间接影响,在构建“双循环”新发展格局的形势下,国内市场竞争将更加激烈,只有不断提高企业创新水平,才能保持企业良好竞争力,维持稳定的市场份额,最终真正实现贸易强国和制造业转型升级;第三,国有企业应当激发自身创新潜能,充分利用其资源及融资优势,更加积极主动地应对反倾销制裁,这也有助于推动国有企业改革与发展。

附录

1. 对式(3)的证明

对消费者效用最大化问题构建拉格朗日乘子得:

$$L = \left[\int_0^1 (\mu_i q_i)^{\frac{\theta-1}{\theta}} di \right]^{\frac{\theta}{\theta-1}} - \lambda \left(\int_0^1 \tau_i p_i q_i di - 1 \right)$$

求解一阶条件得：

$$\mu_i^{\frac{\theta-1}{\theta}} q_i^{-\frac{1}{\theta}} \left[\int_0^1 (\mu_i q_i)^{\frac{\theta-1}{\theta}} di \right]^{\frac{1}{\theta-1}} = \lambda \tau_i p_i \quad (\text{A. 1})$$

将式(A.1)代入式(1)做进一步整理得：

$$\lambda = \left[\int_0^1 \left(\frac{\tau_i p_i}{\mu_i} \right)^{1-\theta} di \right]^{\frac{1}{\theta-1}} \quad (\text{A. 2})$$

将式(A.1)和式(A.2)的等式两边分别相除,得到式(3)：

$$q_i = \left(\frac{\tau_i p_i}{P} \right)^{-\theta} \mu_i^{\frac{\theta-1}{\theta}} U$$

2. 对式(5)的证明

将消费者需求函数式(3)代入利润函数式(4)得：

$$\pi_i = (p_i - c_i) \left(\frac{\tau_i p_i}{P} \right)^{-\theta} \mu_i^{\frac{\theta-1}{\theta}} U - I_i \quad (\text{A. 3})$$

对式(A.3)求 p_i 的一阶条件,得式(5)：

$$p_i = \frac{\theta}{\theta-1} c_i + \frac{\theta}{\theta-1} \left(\frac{p_i}{P} \right)^{1-\theta} \left(\frac{\tau_i}{\mu_i} \right)^{1-\theta} (p_i - 1)$$

3. 对式(6)的证明

将消费者需求函数式(2)代入企业利润函数式(4)并对创新投入 k_i 求导得到一阶条件：

$$(p_i - c_i) (\tau_i p_i)^{-\theta} U \left[\theta P^{\theta-1} \frac{\partial P}{\partial \mu_i} \frac{\partial \mu_i}{\partial k_i} \mu_i^{\theta-1} + (\theta-1) P^{\theta} \mu_i^{\theta-1} \frac{\partial \mu_i}{\partial k_i} \right] = \frac{\partial I_i}{\partial k_i}$$

整理得：

$$(p_i - c_i) q_i \mu_i^{-1} \left[-\theta \left(\frac{\mu_i P}{\tau_i p_i} \right)^{\theta-1} + \theta - 1 \right] \frac{\partial \mu_i}{\partial k_i} = \frac{\partial I_i}{\partial k_i} \quad (\text{A. 4})$$

对式(A.4)两边同时乘 k_i 即得到式(6)。

4. 对式(7)的证明

对式(6)两边乘 k_i 并移项整理得：

$$\left[-\theta \left(\frac{\mu_i P}{\tau_i p_i} \right)^{\theta-1} + \theta - 1 \right] \frac{k_i}{\mu_i} \cdot \frac{\partial \mu_i}{\partial k_i} = \frac{k_i}{I_i} \cdot \frac{\partial I_i}{\partial k_i} \frac{I_i}{(p_i - c_i) q_i} \quad (\text{A. 5})$$

其中定义 $\alpha_i = \frac{k_i}{\mu_i} \frac{\partial \mu_i}{\partial k_i}$, 表示产品质量对于研发投入的弹性; 定义 $\beta_i = \frac{k_i}{I_i} \frac{\partial I_i}{\partial k_i}$, 表示企

业创新决策成本对研发投入的弹性;定义 $\omega_i = \frac{I_i}{(p_i - c_i)q_i}$, 表示创新成本与企业利润的比值, 即可得到式(7)。

参考文献

- 安同良, 周绍东, 皮建才. 2009. R&D 补贴对中国企业自主创新的激励效应[J]. 经济研究, 44(10): 87-98, 120.
- An T L, Zhou S D, Pi J C. 2009. The stimulating effects of R&D subsidies on independent innovation of Chinese enterprises [J]. *Economic Research Journal*, 44(10): 87-98, 120. (in Chinese)
- 韩永辉, 黄亮雄, 王贤彬. 2017. 产业政策推动地方产业结构升级了吗? ——基于发展型地方政府的理论解释与实证检验[J]. 经济研究, 52(8): 33-48.
- Han Y H, Huang L X, Wang X B. 2017. Do industrial policies promote industrial structure upgrading? Theory and evidence from China's development-oriented local government[J]. *Economic Research Journal*, 52(8): 33-48. (in Chinese)
- 何欢浪, 张娟, 章韬. 2020. 中国对外反倾销与企业创新——来自企业专利数据的经验研究[J]. 财经研究, 46(2): 4-20.
- He H L, Zhang J, Zhang T. 2020. Chinese anti-dumping protection and firm innovation: An empirical study with firm patent data[J]. *Journal of Finance and Economics*, 46(2): 4-20. (in Chinese)
- 蒋为, 孙浦阳. 2016. 美国对华反倾销、企业异质性与出口绩效[J]. 数量经济技术经济研究, 33(7): 59-76.
- Jiang W, Sun P Y. 2016. Anti-dumping, firm heterogeneous response and export performance[J]. *The Journal of Quantitative & Technical Economics*, 33(7): 59-76. (in Chinese)
- 李双杰, 李众宜, 张鹏杨. 2020. 对华反倾销如何影响中国企业创新? [J]. 世界经济研究, (2): 106-120, 137.
- Li S J, Li Z Y, Zhang P Y. 2020. How does anti-dumping affect innovation of Chinese enterprises? [J]. *World Economy Studies*, (2): 106-120, 137. (in Chinese)
- 李文贵, 余明桂. 2015. 民营化企业的股权结构与企业创新[J]. 管理世界, (4): 112-125.
- Li W G, Yu M G. 2015. The structure of the stock right of the private firms, and firm's innovation[J]. *Management World*, (4): 112-125. (in Chinese)
- 黎文靖, 郑曼妮. 2016. 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, 51(4): 60-73.
- Li W J, Zheng M N. 2016. Is it substantive innovation or strategic innovation? — Impact of macroeconomic policies on micro-enterprises' innovation [J]. *Economic Research Journal*, 51(4): 60-73. (in Chinese)
- 梁俊伟, 代中强. 2015. 发展中国家对华反倾销动因: 基于宏微观的视角[J]. 世界经济, 38(11): 90-116.
- Liang J W, Dai Z Q. 2015. Developing economies' motivations for anti-dumping filing against China: Perspectives of macro and micro evidences [J]. *The Journal of World Economy*, 38(11): 90-116. (in Chinese)
- 龙小宁, 方菲菲, Chandra P. 2018. 美国对华反倾销的出口产品种类溢出效应探究 [J]. 世界经济, 41(5): 76-98.
- Long X N, Fang F F, Chandra P. 2018. The spillover effects of US antidumping duties against China on export products [J]. *The Journal of World Economy*, 41(5): 76-98. (in Chinese)
- 聂辉华, 谭松涛, 王宇峰. 2008. 创新、企业规模和市场竞争力: 基于中国企业层面的面板数据分析[J]. 世界经济, 31(7): 57-66.
- Nie H H, Tan S T, Wang Y F. 2008. Innovation, firm size and market competition: From the evidence of firm-level panel data in China [J]. *The Journal of World Economy*, 31(7): 57-66. (in Chinese)
- 宋凌云, 王贤彬. 2013. 重点产业政策、资源重置与产业生产率 [J]. 管理世界, (12): 63-77.
- Song L Y, Wang X B. 2013. The policy for the priority industry, the resources reallocation, and the industrial productivity [J]. *Management World*, (12): 63-77. (in Chinese)
- 宋丽颖, 杨潭. 2016. 财政补贴、行业集中度与高技术企业 R&D 投入的非线性关系实证研究 [J]. 财政研究, (7): 59-68.
- Song L Y, Yang T. 2016. Nonlinear research on the financial subsidy, industry concentration and the R&D input of high-tech enterprises [J]. *Public Finance Research*, (7): 59-68. (in Chinese)
- 魏浩, 连慧君, 巫俊. 2019. 中美贸易摩擦、美国进口冲击与中国企业创新 [J]. 统计研究, 36(8): 46-59.
- Wei H, Lian H J, Wu J. 2019. Sino-US trade friction, import shock from the United States and innovation of China's enterprises [J]. *Statistical Research*, 36(8): 46-59. (in Chinese)
- 温军, 冯根福. 2012. 异质机构、企业性质与自主创新 [J]. 经济研究, 47(3): 53-64.

- Wen J, Feng G F. 2012. Heterogeneous institutional investor, nature of firm and independent innovation [J]. *Economic Research Journal*, 47 (3): 53-64. (in Chinese)
- 谢建国. 2006. 经济影响、政治分歧与制度摩擦——美国对华贸易反倾销实证研究[J]. *管理世界*, (12): 8-17, 171.
- Xie J G. 2006. Economic impact, divergence in politics, and clashes in systems: A case study of US antidumping filing against China[J]. *Management World*, (12): 8-17, 171. (in Chinese)
- 张陈宇, 孙浦阳, 谢娟娟. 2020. 生产链位置是否影响创新模式选择——基于微观角度的理论与实证[J]. *管理世界*, (1): 45-59+233.
- Zhang C Y, Sun P Y, Xie J J. 2020. Does the position of production chain affect the choice of innovation modes? Theory and evidence based on micro perspective [J]. *Management World*, (1): 45-59+233. (in Chinese)
- 张杰, 郑文平, 翟福昕. 2014. 竞争如何影响创新: 中国情景的新检验[J]. *中国工业经济*, (11): 56-68.
- Zhang J, Zheng W P, Zhai F X. 2014. How does competition affect innovation: Evidence from China[J]. *China Industrial Economics*, (11): 56-68. (in Chinese)
- 周煊, 程立茹, 王皓. 2012. 技术创新水平越高企业财务绩效越好吗? ——基于16年中国制药上市公司专利申请数据的实证研究[J]. *金融研究*, (8): 166-179.
- Zhou X, Cheng L R, Wang H. 2012. Is higher the level of technological innovation, better the financial performance? —An empirical analysis of patent applications of the listed Chinese pharmaceutical company[J]. *Journal of Financial Research*, (8): 166-179. (in Chinese)
- Aghion P, Bergeaud A, Lequien M, et al. 2018. The heterogeneous impact of market size on innovation: Evidence from French firm-level exports [R]. NBER Working Paper, No. 24600.
- Akcigit U, Sina T A, Impullitti G. 2018. Innovation and trade policy in a globalized world [R]. NBER Working Paper, No. 24543.
- Amiti M, Redding S J, Weinstein D E. 2019. The impact of the 2018 tariffs on prices and welfare [J]. *Journal of Economic Perspectives*, 33(4): 187-210.
- Baldwin R E, Robert-Nicoud F. 2008. Trade and growth with heterogeneous firms [J]. *Journal of International Economics*, 74(1): 21-34.
- Bhattacharya U, Hsu P H, Tian X, et al. 2017. What affects innovation more: Policy or policy uncertainty? [J]. *Journal of Financial & Quantitative Analysis*, 52(5): 1869-1901.
- Bown C P. 2011. The great recession and import protection: The role of temporary trade

- barriers[M]. London: Centre for Economic Policy Research and the World Bank.
- Brandt L, Van Biesebroeck J, Zhang Y F. 2012. Creative accounting or creative destruction? Firm-level productivity growth in Chinese manufacturing[J]. *Journal of Development Economics*, 97(2): 339-351.
- Bustos P. 2011. Trade liberalization, exports, and technology upgrading: Evidence on the impact of MERCOSUR on Argentinian firms[J]. *American Economic Review*, 101(1): 304-340.
- Chandra P, Long C. 2013. Anti-dumping duties and their impact on exporters: Firm level evidence from China[J]. *World Development*, 51: 169-186.
- Chang X, McLean R D, Zhang B H, et al. 2015. Innovation and productivity growth: Evidence from global patents[R]. SSRN Working Paper Series.
- Cornaggia J, Mao Y F, Tian X, et al. 2015. Does banking competition affect innovation? [J]. *Journal of Financial Economics*, 115(1): 189-209.
- Crowley M A. 2006. Do safeguard tariffs and antidumping duties open or close technology gaps? [J]. *Journal of International Economics*, 68(2): 469-484.
- Dai M, Yu M J, Zhao C M. 2018. Export tightening, competition, and firm innovation: Evidence from the Renminbi appreciation [J]. *Review of Development Economics*, 22(1): 263-286.
- Dhingra S. 2013. Trading away wide brands for cheap brands[J]. *American Economic Review*, 103(6): 2554-2584.
- Dosi G, Marengo L, Pasquali C. 2006. How much should society fuel the greed of innovators? On the relations between appropriability, opportunities and rates of innovation[J]. *Research Policy*, 35(8): 1110-1121.
- Fang V W, Tian X, Tice S. 2014. Does stock liquidity enhance or impede firm innovation? [J]. *The Journal of Finance*, 69(5): 2085-2125.
- Fieler A C, Harrison A. 2020. Escaping import competition in China [R]. NBER Working Paper, No. 24527.
- Gao X W, Miyagiwa K. 2005. Antidumping protection and R&D competition [J]. *Canadian Journal of Economics*, 38(1): 211-227.
- Grossman G M, Helpman E. 2015. Globalization and growth[J]. *American Economic Review*, 105(5): 100-104.
- Grossman G M, Helpman E. 2018. Growth, trade, and inequality[J]. *Econometrica*, 86(1): 37-83.
- Hsu P H, Tian X, Xu Y. 2014. Financial development and innovation: Cross-country evidence[J]. *Journal of Financial Economics*, 112(1): 116-135.
- Impullitti G, Licandro O. 2018. Trade, firm selection and innovation: The competition

- channel[J]. *The Economic Journal*, 128(608): 189-229.
- Liu Q, Lu R, Lu Y, Luong T A. 2021. Import competition and firm innovation: Evidence from China[J]. *Journal of Development Economics*, 151: 102650.
- Liu Q, Ma H. 2020. Trade policy uncertainty and innovation: Firm level evidence from China's WTO accession[J]. *Journal of International Economics*, 127:103387.
- Liu Q, Qiu L D. 2016. Intermediate input imports and innovations: Evidence from Chinese firms' patent filings[J]. *Journal of International Economics*, 103: 166-183.
- Lu Y, Tao Z G, Zhang Y. 2013. How do exporters respond to antidumping investigations? [J]. *Journal of International Economics*, 91(2): 290-300.
- Romer P M. 1990. Endogenous technological change[J]. *Journal of Political Economy*, 98(5, Part 2): S71-S102.
- Rosenbaum P R, Rubin D B. 1983. The central role of the propensity score in observational studies for causal effects[J]. *Biometrika*, 70(1): 41-55.
- Rosenkranz S. 2003. Simultaneous choice of process and product innovation when consumers have a preference for product variety[J]. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 50(2): 183-201.

Antidumping Duties and Manufacturing Firm Innovation: Theory and Evidence from Chinese Listed Firms

Xinfei Huang¹ Feifei Fang¹ Haonan He²

(1. *International School of Business and Finance, Sun Yat-sen University;*

2. *Guanghua School of Management, Peking University*)

Abstract This paper introduced export tax and product quality into the firm innovation decision-making model and tried to analyze the impacts of antidumping duties on firm's R&D investment and innovation output. Our model shows that the increase in export tax will reduce the demand and price of the product, which will “force” firm to increase R&D investment. Extended analysis shows that the higher the quality-innovation elasticity of the firm, the higher the marginal income of innovation brought by the impact of antidumping duties, and the more the firm will invest in innovation. We also empirically tested the impacts of antidumping on R&D investment and innovation output by using Chinese listed firm data from 2002 to 2015 and the World Bank antidumping data. We find that antidumping have a “forced” effects on firm innovation, and there is a certain degree of lag effects. This result can only be found among exporters which have a high proportion of oversea business, midstream and downstream firms. Antidumping

duties would increase the number of utility model patent in the short term, and significantly increased invention patent in the long run. What's more, thus effects are more significant in private firms and high-tech industries, which prove the conclusion in extended analysis. After excluding the impact of financial crisis, controlling time trend, controlling product-year fixed effect, using PSM method, dropping the non-affected firms, using counterfactual test and other robustness checks, and solving the endogeneity problems, our results still remained. The conclusions of this paper might provide some suggestions on firms' development under current international environment, and how to achieve high quality development.

JEL Classification D21, F13, O32