

贸易政策不确定性是否影响了出口? ——基于中国高技术企业微观数据的研究

曲丽娜¹,刘钧霆²

(1. 山东师范大学 经济学院, 山东 济南 250358; 2. 辽宁大学 经济学院, 辽宁 沈阳 110036)

摘要: 利用2000—2007年中国工业企业数据库和中国海关进出口数据库的匹配数据,基于以关税衡量的贸易政策不确定性指标,研究国际贸易政策不确定性对中国高技术企业参与出口市场、出口扩展边际和集约边际的影响效应。研究发现,贸易政策不确定性的下降促进了高技术企业参与出口以及出口扩展边际的提升,但对出口集约边际起到抑制作用。异质性结果表明,贸易政策不确定性的下降对科技创新型企业、外资企业、东部地区企业以及加工贸易企业扩展边际的促进作用更大,对科技创新型企业、外资企业、中西部地区企业以及一般贸易企业集约边际的抑制作用更显著。此外,进一步研究了贸易政策不确定性对高技术企业和非高技术企业出口的差异性影响以及内在影响机制差异。基于以上结论,提出中国应积极建立自由贸易区、参与区域经济合作,继续深化与“一带一路”沿线国家的交流合作,推动全球经贸环境朝着稳定的方向发展。

关键词: 贸易政策不确定性; 参与出口; 扩展边际; 集约边际; 高技术企业; 影响机制

中图分类号: F746.12; F062.9 **文献标志码:** A **文章编号:** 1671-9301(2021)05-0097-16

DOI:10.13269/j.cnki.ier.2021.05.008

一、引言

自中国融入经济全球化以来,出口对经济发展进程起到越来越重要的作用。为推动出口发展,政府出台了一系列鼓励出口的政策。2012年,国务院办公厅发布《关于促进外贸稳定增长的若干意见》,强调深入实施科技兴贸和以质取胜战略,扩大技术和资金密集型的机电产品、高技术高附加值产品和节能环保产品出口。2015年,国务院办公厅又发布《关于促进进出口稳定增长的若干意见》,强调加大出口信用保险支持力度,加快出口退税进度。2020年,国际疫情持续蔓延,我国外贸形势严峻,国务院办公厅印发《关于进一步做好稳外贸稳外资工作的意见》,提出尽快新增市场采购贸易方式试点,带动中小微企业出口,加大对出口企业提供技术贸易措施咨询服务的力度,助力企业开拓海外市场。这些政策对稳定我国外贸增长、促进出口起到了重要作用。

从2009年开始,中国始终保持世界第一大出口国的地位,高技术产品出口同样呈现不断增长的趋势,但由于对国外市场核心部件和技术的依赖,中国高技术产品出口增加值较低。目前,中国出口增长仍是沿集约边际扩张^[1],高技术产品出口增长同样由集约边际中的数量边际推动^[2]。在当前国际贸易保护主义升级,全球政治经济环境愈发不稳定的态势下,贸易政

收稿日期:2021-02-02; 修回日期:2021-08-05

作者简介:曲丽娜(1992—),女,山东文登人,经济学博士,山东师范大学经济学院讲师,研究方向为国际贸易、产业政策;刘钧霆(1972—),辽宁大连人,经济学博士,辽宁大学经济学院教授、博士生导师,研究方向为国际贸易、世界经济。

基金项目:国家社会科学基金一般项目(19BJL089);教育部人文社会科学重点研究基地重大项目(14JJD790021)

策不确定性大大增强。贸易政策不确定性对我国高技术企业出口具有怎样的影响?在开放经济环境下,我国应该如何缓解外部贸易政策不确定性的影响,进而实现出口高质量发展?加强对这些问题的研究,对于贯彻新发展理念,加快培育我国国际经济合作与竞争新优势,进而推进建设世界科技强国具有重要的理论与现实意义。

基于异质性企业贸易理论框架,本文探讨了贸易政策不确定性对中国高技术企业进入边际、扩展边际和集约边际的影响机理。通过双向固定效应模型检验了2000—2007年贸易政策不确定性对中国高技术企业出口的影响,并采用倍差法检验了贸易政策不确定性与出口间的因果效应,进一步通过动态面板回归和工具变量法解决内生性问题。研究发现,贸易政策不确定性的下降促进了高技术企业进入边际和扩展边际的提升,而对集约边际具有抑制作用。这表明,这一时期由于中国加入WTO提升了贸易自由化水平,以及中国获得美国给予的永久正常贸易关系地位,由此引致的贸易政策不确定性下降,促进了高技术企业参与出口市场以及出口市场的多元化。而在2008年国际金融危机后,由于逆全球化盛行,贸易政策不确定性加大,则需要增加签署双边或区域自由贸易协定以提高国家间贸易关系的稳定性。可以说,当前以CPTPP、RCEP等为代表的区域贸易协定的兴起正是在多边贸易体制被日益边缘化的背景下,为稳定世界贸易而做出的“次优选择”。

与已有研究相比,本文可能的边际贡献主要有四个方面:第一,已有文献重点关注贸易政策不确定性对出口规模的影响,鲜有研究贸易政策不确定性对出口增长不同途径的影响,本文则从企业层面考察了贸易政策不确定性对出口三元边际的影响,一定程度上丰富了关于贸易政策不确定性影响出口的研究。第二,在识别策略方面,通过中国入世后被美国授予永久正常贸易关系这一准自然实验,本文采用倍差法模型考察了贸易政策不确定性影响出口的因果效应,使得研究结论更加可靠。第三,对贸易政策不确定性影响企业出口的作用机制进一步深入研究发现,贸易政策不确定性的下降会提高生产率临界值,降低固定成本,增加企业生产和研发投入,从而促进企业出口数量增长和出口市场多元化。此外,本文对贸易政策不确定性对高技术企业和非高技术企业影响机制间的差异也进行了辨析。第四,本文对于准确理解中国高技术企业出口行为背后的驱动因素有一定贡献。文章从贸易政策不确定性角度考察了影响企业出口行为的因素,为中国入世后高技术企业出口迅速增长提供了解释。另外,本文从多个维度考察了贸易政策不确定性对高技术企业出口的异质性影响,有利于为不同高技术企业提供更具针对性的政策建议。

二、文献回顾

已有关于贸易政策不确定性的研究集中分析了其对投资、创新、进出口等方面的影响。Shepotylo and Stuckatz^[3]研究发现,较高的贸易政策不确定性对企业进出口和投资均产生不利影响。佟家栋和李胜旗^[4]、Liu and Ma^[5]证实了贸易政策不确定性下降有利于促进创新。韩慧霞和金泽虎^[6]认为,全球贸易政策不确定性的加大会通过抑制贸易和FDI、削弱竞争激励效应、增加成本支出、减少市场份额等途径严重阻碍高技术产业技术进步。顾夏铭等^[7]则认为,在不确定的环境下,企业可以通过增加研发投入提高创新能力,从而达到抵御不确定性的目的。李敬子和刘月^[8]的研究同样表明,贸易政策不确定性会激发企业尤其是高技术企业增加研发投入。近年来,越来越多的学者开始研究政策不确定性对贸易的影响。企业出口到国外市场需支付沉没成本,政策不确定性相当于提高了投资的期权价值^[9],企业将延迟进入出口市场。Handley and Limão^[10]及Osnago *et al.*^[11]的研究均表明,贸易政策不确定性的增强阻碍了企业出口。Kim^[12]考虑风险态度后发现,在不确定性增强时,风险规避型企业对是否出口持谨慎态度。贸易政策不确定性下降有利于促进企业出口,出口贸易又能够引致企业生产规模扩张,进而增加投入品的进口规模^[13],乃至提高进口技术复杂度^[14]。毛其淋^[13]认为,贸易政策不确定性下降既能通过增加进口种类和提高进口集约边际有效促进企业进口规模的扩大,还有助于提高企业进口概率。

新新贸易理论兴起后,学者们试图从贸易边际这一微观层面深入考察贸易增长的推动因素。现有研究主要从二元边际视角分析政策不确定性对贸易的影响。Greenland *et al.*^[15] 及 Carballo *et al.*^[16] 研究发现,政策不确定性增加对扩展边际具有显著的抑制作用,但对集约边际影响不大。Osnago *et al.*^[11] 则认为贸易政策不确定性的增加导致集约边际下降。Shepotylo and Stuckatz^[3] 认为贸易政策不确定性的变动对扩展边际和集约边际均有影响。Feng *et al.*^[17] 发现,贸易政策不确定性下降有利于提高企业生产的品质,通过质量优势提高企业出口竞争力。钱学锋和龚联梅^[18] 则从贸易协定视角证实了贸易政策不确定性下降对出口集约边际具有显著促进作用。Hummels and Klenow^[19] 将二元边际扩展为三元边际后,学者们便开始关注贸易三元边际,如曲丽娜和刘钧霆^[20] 利用三元边际分析了经济政策不确定性对高技术产品出口的影响,但目前仍缺乏从三元边际层面分析贸易政策不确定性影响企业出口行为的文章。

综合上述分析可知,已有关于政策不确定性影响贸易的研究多集中于贸易总量和二元边际方面,深入分析贸易政策不确定性与企业三元边际间关系的文章较少,并且缺乏对高技术企业的具体研究。因此,本文将结合理论与实证全面考察贸易政策不确定性对高技术企业出口行为的影响。

三、贸易政策不确定性影响中国高技术企业出口的理论机制

本文采用 Melitz^[21] 提出的新新贸易理论作为基础模型,假定外国进口商 j 的消费者偏好为:

$$U_j = \left[\int_{\omega \in \Omega} q_j(\omega) \frac{\sigma-1}{\sigma} \right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad (1)$$

其中 $q_j(\omega)$ 表示国外消费者消费的高技术产品数量, ω 表示产品种类, Ω 表示产品种类的集合, σ 表示产品间的替代弹性 ($\sigma > 1$)。依据消费者效用最大化求解出高技术产品需求函数:

$$\begin{aligned} \max U_j &= \left[\int_{\omega \in \Omega} q_j(\omega) \frac{\sigma-1}{\sigma} \right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \\ \text{s. t. } &\int_{\omega \in \Omega} p_j(\omega) q_j(\omega) d\omega = Y_j \end{aligned} \quad (2)$$

其中, Y_j 代表进口方 j 的总支出,进口方的价格指数为:

$$P = \left[\int_{\omega \in \Omega} p_j(\omega)^{1-\sigma} d\omega \right]^{\frac{1}{1-\sigma}} \quad (3)$$

构建拉格朗日函数:

$$L(q, \lambda) = \left[\int_{\omega \in \Omega} q_j(\omega) \frac{\sigma-1}{\sigma} \right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} + \lambda \left[Y_j - \int_{\omega \in \Omega} p_j(\omega) q_j(\omega) d\omega \right] \quad (4)$$

求式(4)关于 $q_j(\omega)$ 的一阶导数,并令其等于0,即:

$$\frac{\partial L}{\partial q} = \frac{\sigma}{\sigma-1} \left[\int_{\omega \in \Omega} q_j(\omega) \frac{\sigma-1}{\sigma} \right]^{\frac{1}{\sigma-1}} \frac{\sigma-1}{\sigma} q_j(\omega)^{\frac{1}{\sigma}} - \lambda p_j(\omega) = 0 \quad (5)$$

可求得高技术产品需求函数:

$$q_j(\omega) = Y_j \frac{p_j(\omega)^{-\sigma}}{P_j(\omega)^{1-\sigma}} \quad (6)$$

因此, j 国消费者关于 ω 产品的支出 $S_j(\omega)$ 可表示为:

$$S_j(\omega) = Y_j \frac{p_j(\omega)^{1-\sigma}}{P_j(\omega)^{1-\sigma}} \quad (7)$$

企业生产 q 数量的高技术产品需要支付固定成本 c_f 和取决于劳动生产率的可变生产成本 q/φ , 与高技术产品研发、研制相关的费用包含在固定成本和可变成本中。因此,企业利润可表示为:

$$\pi = p_j(\omega) q_j(\omega) - c_f - \frac{q(\omega)}{\varphi}$$

根据企业利润最大化原则,可得:

$$\frac{\partial \pi}{\partial p(\omega)} = \frac{(1-\sigma)Y}{P^{1-\sigma}} p^{-\sigma} + \frac{\sigma Y}{\varphi P^{1-\sigma}} p^{-\sigma-1} = 0$$

从而,国内市场最优价格为:

$$p(\omega) = \frac{\sigma}{\sigma-1} \frac{1}{\varphi} \quad (8)$$

高技术企业在国内市场的均衡价格乘以可变贸易成本(τ)则为出口市场价格 p_e :

$$p_e = \tau p(\omega) = \frac{\sigma}{\sigma-1} \frac{\tau}{\varphi} \quad (9)$$

借鉴 Handley^[22]的研究,设定关税变动的概率为 ξ ,反映进口方关税变动的风险, ξ 越小意味着贸易政策不确定性越低。当不确定性冲击发生时,政策制定者重新设定关税 τ' ,新关税服从 $H(\tau')$ 分布, τ' 的取值为 $[1, \tau_{max}]$, τ_{max} 表示进口方可能征收的最高关税。

高技术企业进入出口市场需要支付进入成本 e ,了解到生产率 φ 、适用税率及未来贸易政策的不确定程度后,决定出口的企业还需支付出口固定成本 e_f 。参考 Feng *et al.*^[17]的研究,固定成本随出口企业数目的增加而增加, $e_f = K^r e$, K 表示出口企业数量, r 表示进入出口市场的拥挤度($r \geq 0$)。

根据式(6)和式(8),企业可变利润和收益可分别表示为:

$$v(\varphi) = \frac{\sigma}{\sigma-1} \frac{1}{\varphi} q - \frac{q}{\varphi} = Y(\sigma\tau)^{-\sigma} [P\varphi(\sigma-1)]^{\sigma-1} \quad (10)$$

$$R(\varphi) = Y_j \left(\frac{p_j}{P} \right)^{1-\sigma} = Y_j \left[\frac{\sigma-1}{\sigma} \frac{P\varphi}{\tau} \right]^{\sigma-1} \quad (11)$$

令 $\eta(\varphi)$ 表示幸存企业的生产率分布,价格指数为:

$$P = \left[\int_0^\infty p(\varphi)^{1-\sigma} K \eta(\varphi) d\varphi \right]^{\frac{1}{1-\sigma}} \quad (12)$$

将式(9)代入式(12)可得:

$$P = \frac{\sigma}{\sigma-1} \frac{\tau}{\tilde{\varphi}} K^{\frac{1}{1-\sigma}} \quad (13)$$

其中, $\tilde{\varphi} = \left[\int_0^\infty \varphi^{\sigma-1} \eta(\varphi) d\varphi \right]^{\frac{1}{\sigma-1}}$ 表示幸存企业平均生产率。将式(13)分别代入式(10)和式(11),可得:

$$v(\varphi) = \frac{1}{\tau\sigma} \frac{Y}{K} \left(\frac{\varphi}{\tilde{\varphi}} \right)^{\sigma-1} \quad (14)$$

$$R(\varphi) = \frac{Y}{K} \left(\frac{\varphi}{\tilde{\varphi}} \right)^{\sigma-1} \quad (15)$$

高技术企业通过比较可变利润现值与出口固定成本以决定是否出口,当可变利润现值大于出口固定成本时,企业选择出口。企业可变利润现值为:

$$v_p(\tau_t, \varphi) = v(\tau_t, \varphi) + \rho [(1-\xi)v_p(\tau_t, \varphi) + \xi E_\tau v_p(\tau_{t+1}, \varphi)] \quad (16)$$

式(16)两边取期望值,得到:

$$E_\tau v_p(\tau, \varphi) = \frac{1}{1-\rho} E_\tau v(\tau, \varphi) \quad (17)$$

将式(17)代入式(16),可变利润现值为:

$$v_p(\tau_t, \varphi) = \frac{1}{1-\rho} \left[\frac{1-\rho}{1-\rho(1-\xi)} v(\tau_t, \varphi) + \frac{\rho\xi}{1-\rho(1-\xi)} E_\tau v(\tau_t, \varphi) \right] \quad (18)$$

令 $\mu_a = \frac{1-\rho}{1-\rho(1-\xi)}$, $\mu_e = \frac{\rho\xi}{1-\rho(1-\xi)}$ 。式(18)方括号内表示当期可变利润的加权平均值,主要基于当前关税 τ_t 以及解释未来关税变动不确定性的无条件预期可变利润。若贸易政策不确定性下降,即 ξ 减少,企业将减少预期可变利润部分的权重,提高基于当前关税的利润项权重。

将可变利润函数式(14)代入式(18)中,得到:

$$v_p(\tau_t, \varphi) = \frac{1}{(1-\rho)K\sigma\tilde{\varphi}^{\sigma-1}} Y[\mu_a \tau^{-1} + \mu_e E_t(\tau^{-1})]$$

令 $\frac{1}{(1-\rho)K\sigma\tilde{\varphi}^{\sigma-1}} = A$, $\mu_a \tau^{-1} + \mu_e E_t(\tau^{-1}) = Z$ 。上式可简化为:

$$v_p(\tau_t, \varphi) = AYZ\varphi^{\sigma-1} \quad (19)$$

根据公式(19),高技术企业出口预期利润为:

$$\pi_x = v_p(\tau_t, \varphi) - \frac{e_f}{1-\rho} = AYZ\varphi^{\sigma-1} - \frac{K^r e}{1-\rho} \quad (20)$$

令出口预期利润 $\pi_x(\varphi) = 0$, 则生产率临界值 φ^* 为:

$$\varphi^* = \left[\frac{K^r e}{AYZ(1-\rho)} \right]^{\frac{1}{\sigma-1}} \quad (21)$$

企业在出口市场的劳动力事后分布 $\eta(\varphi)$ 是事前分布的分段函数: 如果 $\varphi \geq \varphi^*$, $\eta(\varphi) = pr(\varphi) / [1 - PR(\varphi^*)]$; 否则 $\eta(\varphi) = 0$ 。

市场自由进入意味着出口预期收益等于市场进入成本:

$$\bar{\pi}_x [1 - G(\varphi^*)] = f_e \quad (22)$$

其中 $\bar{\pi}_x$ 表示幸存企业平均出口利润, $1 - PR(\varphi^*)$ 表示成功进入出口市场的概率。

平均生产率企业的可变利润可表示为:

$$v(\tau, \tilde{\varphi}) = AYZ\varphi^{\sigma-1} = \frac{YZ\varphi^{\sigma-1}}{(1-\rho)K\sigma\tilde{\varphi}^{\sigma-1}} = \frac{YZ}{(1-\rho)K\sigma} \quad (23)$$

企业平均利润为:

$$\bar{\pi}_x = v(\tau, \tilde{\varphi}) - \frac{K^r e}{1-\rho} = \frac{1}{1-\rho} \left(\frac{YZ}{K\sigma} - K^r e \right) \quad (24)$$

高技术企业的生产率高于一般企业,因此可变利润和利润总额分别高于式(23)和式(24)。若贸易政策不确定性下降或最高关税 τ 下降,则 $E_t(\tau^{-1})$ 增加,从而 Z 增加。根据式(24)可知, Z 增加意味着企业进入出口市场的预期回报更高,致使大量企业进入出口市场。根据式(21)可知,企业数目增加及拥挤度上升将会提高生产率临界值 φ^* 。幸存企业依据公式(21)决定下期是否生产,即生产率水平高于临界值的企业因为有利可图将会继续出口,生产率低的企业将会退出市场。贸易政策不确定性下降会提高生产率临界值,高技术企业的生产率水平较高,通常会选择继续出口。

通过上述分析可知,贸易政策不确定性的降低有利于增加出口企业的数量。企业出口需支付高额沉没成本,只有生产率高的企业才能承担。贸易政策不确定性的加剧导致沉没成本上升^[10],企业会选择延迟出口或减少研发与生产投资,最终减少高技术产品出口的种类和数量。出口市场的竞争环境更为激烈,有利于激发企业创新动力。然而不确定的贸易环境使得企业倾向于留在国内市场,从而失去创新动力和出口中学习的机会。此外,不确定性致使国外消费需求减少,从而对产品多样化的需求减少,企业研究和开发新产品的动力减弱^[23],这不利于企业出口多元化。鉴于高技术产品自身的特性,在国际贸易政策不确定性下降时,企业通常会致力于产品研发,注重出口产品多样化和出口市场多元化,而不是扩大市场规模增加出口数量。

基于以上分析,本文提出研究假设:贸易政策不确定性下降有利于推动高技术企业参与出口,促

进扩展边际的增长,但不利于出口集约边际的提高。

四、研究设计

(一) 样本选择与数据来源

本文研究数据主要来源于中国工业企业数据库、中国海关进出口数据库和 WITS 数据库。对中国工业企业数据库中的数据进行如下处理: (1) 保留状态显示为营业的企业; (2) 剔除工业销售产值、出口值、增加值、实收资本、固定资产和销售收入小于 0 或缺失的企业; (3) 剔除从业人员数小于 8 人的企业; (4) 剔除异常数据,如固定资产和净资产大于总资产、累计折旧小于折旧的样本,以及开业时间比 12 月份晚或比 1 月份早的数据; (5) 删除企业成立年份小于 1949 且成立时间小于 0 的样本。按照以下步骤对中国海关进出口数据库中的原始数据进行处理: (1) 将月度海关数据整理为年度数据; (2) 删除企业名称、进口国及产品名称等信息缺失的样本; (3) 删除名称重复的企业; (4) 删除贸易额低于 50 美元、出口数量少于 1 单位以及销售额低于出口额的样本; (5) 将海关 HS8 位产品编码加总到 HS6 位产品。最后,参考 Yu^[24]的方法将上述两个数据库合并。

2000—2001 年的产品代码为 HS1996 版本,2002—2006 年的产品代码为 HS2002 版本,2007 年的数据对应的是 HS2007 版本的产品编码。根据产品代码转换表,本文将三种版本的 HS6 位产品代码统一为 HS1996 版,从而可以保证产品分类的一致性。鉴于 2003 年中国开始实施新的《国民经济行业分类》标准,参考 Brandt *et al.*^[25]提供的行业代码转换表将行业四位代码进行了调整。最终,从匹配好的样本中筛选出 11 947 家高技术企业,共 37 204 条样本。

(二) 模型构建

为检验上文提出的假设,本文实证部分设定如下模型用于检验贸易政策不确定性对高技术企业出口的影响:

$$\ln Y_{ft} = \beta_0 + \beta_1 \ln TPU_{ht} + \varphi_2 Z + v_{indus} + v_{region} + v_{year} + \varepsilon_{it} \quad (25)$$

其中 f 表示企业, h 表示行业, t 表示年份。被解释变量 Y 表示企业出口三元边际,即进入边际 (*expordummy*)、扩展边际 (*EM*) 和集约边际 (*IM*); TPU 表示贸易政策不确定性; Z 表示控制变量,包括企业规模 (*size*)、企业年龄 (*age*)、全要素生产率 (*tfp*)、融资约束 (*finance*)、市场竞争程度 (*hhi*)、资本密集度 (*kl*) 和工资水平 (*wage*); v_{indus} 表示行业固定效应, v_{region} 表示省份固定效应, v_{year} 表示年份固定效应; β_1 代表自变量回归系数, φ_2 代表控制变量回归系数, ε 为残差项。

(三) 变量的解释说明

1. 被解释变量: 出口三元边际 (Y)

参考杨连星等^[26]的研究,本文将企业层面的三元边际定义为进入边际、出口扩展边际和出口集约边际。进入边际 (*expordummy*) 用以表示企业是否参与出口市场,如果企业在样本观测年度发生出口行为,则将进入边际设置为 1,否则进入边际为 0。如果企业出口之后发生退出,则该企业退出年份的进入边际为 0。出口集约边际表示已出口企业在出口数量上的增长,出口扩展边际表示已出口企业在出口产品种类上的增长以及企业出口市场的开拓。为了全面考虑企业出口扩展边际和集约边际的动态,本文采用产品—国家对的价格作为加权权重,将公式定义如下:

$$V_{ft} = \left(\sum_{n=1}^k \frac{P_{fn, \omega jt}}{\sum P_{fn, \omega jt}} \text{exportvalue}_{fn, \omega jt} \right) \times \left(\sum_{n=1}^k \frac{P_{fn, \omega jt}}{\sum P_{fn, \omega jt}} \text{exportsum}_{fn, \omega jt} \right) \quad (26)$$

式(26)中 V_{ft} 指企业 f 在第 t 年的出口总额,等号右边的前半部分表示出口集约边际,后半部分表示出口扩展边际。 $\text{exportvalue}_{fn, \omega jt}$ 指 f 企业在 t 年出口产品—国家对的平均出口额,通过以 2000 年为基期的各行业工业品出厂价格指数将名义平均出口额调整为实际值。 $\text{exportsum}_{fn, \omega jt}$ 指 f 企业在 t 年出口产品—国家对的数量。 n 指 f 企业在 t 年的产品—国家对数量, $p_{fn, \omega jt}$ 指 f 企业在 t 年不同产品—国家对的出口价格,下标 ω 和 j 分别表示不同产品和不同出口目的地。

2. 解释变量: 贸易政策不确定性(TPU)

Handley and Limão^[10]、钱学锋和龚联梅^[18]等认为关税可以衡量贸易政策不确定性。王璐航和首陈霄^[27]用关税差表示关税不确定性,关税差具体指普通关税和 MFN 关税间的差距,关税差越大表示关税变动的不确定性越高。本文选择约束关税与实际关税间的差额衡量贸易政策不确定性,并将其加总到行业层面。

3. 控制变量(Z)

模型中加入可能影响高技术企业出口的控制变量,包括:(1)企业规模(*size*),以企业资产总额的对数值衡量。(2)企业年龄(*age*),采用样本观测年度减去企业成立年份表示。(3)全要素生产率(*tfp*),采用 LP 方法估计。工业增加值使用产出平减指数平减后的实际值,解释变量分别为经投入平减指数平减后的固定资产净值年平均余额、从业人员年平均数量和中间品投入。(4)资本密集度(*kl*),采用经固定资产投资价格指数平减后的企业固定资产与从业人员数的比值表示,并取对数。(5)融资约束(*finance*),采用 SA 指数表示,计算公式为 $SA = -0.737 \times size + 0.043 \times size^2 - 0.04 \times age$ 。这一指数越大,表示企业融资约束程度越小。(6)市场竞争程度(*hhi*),采用赫芬达尔-赫希曼指数计算。该指数是将所有单个企业规模占总规模之比的平方项加总求和得到的。*hhi* 数值越小,表示市场竞争程度越高。(7)工资水平(*wage*),

以应付工资和福利费与雇员人数之比衡量。另外,为控制难以观察到的固定效应的影响,本文在模型(25)中加入行业、省份、年份等虚拟变量。主要变量的解释说明和描述性统计见表1、表2。

表2是关于高技术企业主要变量的描述性统计分析,表中同时列出非高技术企业作为对照。从表中可看出,无论是在被解释变量、解释变量还是控制变量方面,高技术企业的均值都高于非高技术企业。通过贸易政策不确定性的均值可以看出,相较于非高技术企业,高技术企业受到不确定性的影响更大。经过数据处理后的样本包括11 947家高技术企业,占比为12.73%;81 926家非高技术企业,占比为87.27%。

五、回归结果及分析

关于模型的选择,本文进行了如下比较分析:首先,比较混合回归模型和固定效应模型,发现进入边际、扩展边际和集约边际三个固定效应模型 F 检验的 *p* 值均为0.000 0,可认为固定效应优于混合回归。其次,比较混合回归模型和随机效应模型,LM 检验显示拒绝原假设,即在二者之间应选择

表1 变量的解释说明

变量类型	变量名称	变量符号	变量测度
被解释变量	进入边际	<i>exportdummy</i>	企业进入出口市场,取值为1;否则,取0
	出口集约边际	<i>IM</i>	企业 <i>i</i> 的产品-国家对的实际平均出口额
	出口扩展边际	<i>EM</i>	企业 <i>i</i> 每年的产品-国家对数量
解释变量	贸易政策不确定性	<i>TPU</i>	约束关税与实际关税之差
控制变量	企业规模	<i>size</i>	企业年末总资产的自然对数
	企业年龄	<i>age</i>	观测年度-成立年份
	全要素生产率	<i>tfp</i>	LP 方法
	资本密集度	<i>kl</i>	固定资产净值/员工年平均数
	融资约束	<i>finance</i>	SA 指数
	市场竞争程度	<i>hhi</i>	赫芬达尔-赫希曼指数
	工资水平	<i>wage</i>	应付工资与员工人数之比

表2 高技术企业与非高技术企业主要变量的描述性统计

变量	高技术企业			非高技术企业		
	样本量	均值	标准差	样本量	均值	标准差
<i>exportdummy</i>	37 204	0.840 8	0.365 9	260 260	0.817 3	0.386 5
<i>EM</i>	37 204	2.149 8	1.362 1	260 260	2.140 9	1.261 4
<i>IM</i>	37 204	11.597 9	1.995 1	260 260	11.167 2	1.557 5
<i>TPU</i>	37 204	3.840 0	2.312 1	260 195	2.134 2	0.413 7
<i>size</i>	37 191	8.886 5	1.567 1	260 171	8.247 9	1.409 8
<i>age</i>	37 204	8.346 3	7.717 8	260 225	8.301 8	7.717 8
<i>tfp</i>	33 505	7.927 9	1.272 2	234 500	7.864 0	1.105 2
<i>kl</i>	33 510	-2.903 0	1.340 0	234 549	-3.098 7	1.382 6
<i>finance</i>	37 191	-3.381 9	0.339 5	260 136	-3.400 1	0.326 2
<i>hhi</i>	37 204	0.023 3	0.031 6	260 260	0.000 3	0.002 1
<i>wage</i>	33 612	2.774 9	2.626 2	235 305	2.188 5	2.070 3
企业数量(比例)	11 947(12.73%)			81 926(87.27%)		

数据来源:作者根据 Stata 整理所得。

随机效应模型。最后,比较固定效应模型和随机效应模型, χ^2 命令通过 p 值为 0.000 0, 可判断固定效应优于随机效应。此外,检验年度虚拟变量的联合显著性后,本文认为应该在模型中考虑时间效应。

(一) 基准模型分析

表 3 是贸易政策不确定性影响高技术企业出口的回归结果。其中,模型(1)的被解释变量是进入边际,模型(2)的被解释变量是扩展边际,模型(3)的被解释变量为集约边际。各回归模型均控制了省份、行业 and 年份固定效应。

从进入边际的回归结果可以看出,贸易政策不确定性对进入边际的影响显著为负,表明贸易政策不确定性的下降会增强高技术企业出口的意愿。企业规模、年龄和生产率均对企业参与出口市场起到了积极影响,表明规模越大、成立时间越久、生产率越高的企业越有可能进入出口市场。融资约束的影响也在 1% 的水平上显著为正,意味着企业受融资约束的影响越小越倾向于参与出口。资本密集度和工资水平对企业是否出口高技术产品起到了阻碍作用。

从扩展边际的回归结果可以看出,贸易政策不确定性对出口扩展边际的影响为负,说明贸易政策不确定性的下降对扩展边际起到明显的促进作用。企业规模的扩大、年龄的增长以及生产率的提高会对出口扩展边际起到显著的促进作用。市场竞争程度也会正向提升扩展边际,表明竞争越激烈,越不利于企业出口市场的多元化。融资约束也与扩展边际正相关,融资能力越强的企业,扩展边际往往越高,越倾向于推动出口市场多元化。

从集约边际的回归结果可以看出,贸易政策不确定性对出口集约边际的影响显著为正,随着贸易政策不确定性的降低,高技术企业的出口集约边际将会下降。稳定的贸易环境降低了出口沉没成本和出口活动的风险,此时等待观望的价值减少,企业将增加出口投资、扩大对伙伴国的出口规模。同时,企业出口成本的下降使得出口价格降低,出口价格下降的幅度超过出口规模增加的幅度,将导致整体出口额下降。企业规模和生产率同样起到显著的促进作用。资本密集度对集约边际增长也起到了明显的促进作用,且由表 3 可知,资本密集度的提升目前只起到显著促进集约边际的作用,并未对扩展边际产生积极影响。行业竞争的加剧有利于集约边际的提升,而工资水平的提高则不利于企业集约边际的提升。融资约束越小的企业,其出口集约边际越高。

(二) 倍差法模型

为了更加准确地检验贸易政策不确定性对高技术企业出口边际的作用效果,本文进一步参考毛其淋和许家云^[28]的研究,以中国入世后美国授予中国永久正常贸易关系这一事件作为准自然实验,采用倍差法进行估计。基准模型设置如下:

$$\ln Y_{it} = \alpha_i + \beta TPU_K \times PostWTO_t + \delta Z_{it} + v_{firm} + v_{year} + \varepsilon_{it} \quad (27)$$

表 3 贸易政策不确定性对高技术企业出口边际的影响

变量	进入边际 模型(1)	扩展边际 模型(2)	集约边际 模型(3)
<i>TPU</i>	-0.063 5*** (0.006 2)	-0.017 1*** (0.004 4)	0.026 6*** (0.006 0)
<i>size</i>	0.138 5*** (0.020 8)	0.141 2*** (0.009 4)	0.145 2*** (0.013 1)
<i>age</i>	0.023 2*** (0.005 4)	0.015 4*** (0.002 3)	-0.001 3 (0.003 1)
<i>tfp</i>	0.073 7*** (0.022 2)	0.314 5*** (0.010 1)	0.469 5*** (0.014 6)
<i>kl</i>	-0.152 9*** (0.016 1)	-0.097 8*** (0.007 4)	0.113 8*** (0.011 0)
<i>finance</i>	0.315 1*** (0.122 0)	0.366 5*** (0.052 5)	0.550 5*** (0.069 6)
<i>hhi</i>	-1.258 5*** (0.452 8)	1.150 9*** (0.390 6)	-3.128 7*** (0.518 4)
<i>wage</i>	-0.031 8*** (0.005 8)	-0.018 8*** (0.003 0)	-0.036 0*** (0.007 1)
<i>Constant</i>	0.694 4 (0.452 3)	-0.675 7*** (0.199 4)	8.868 7*** (0.264 3)
行业固定效应	Yes	Yes	Yes
省份固定效应	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes
Obs	33 505	33 505	33 505
R ²	0.068 3	0.220 5	0.311 6

注:括号内为稳健标准误,***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平。

其中,被解释变量 Y 表示企业出口三元边际; TPU 表示贸易政策不确定性,本文参考毛其淋和许家云^[28]的方法,选取 HS6 位产品最惠国待遇关税 (τ^{MFN}) 和非正常贸易伙伴关系关税 (τ^{COL2}) 来衡量贸易政策不确定性,主要形式为 $TPU_1 = \log(\tau^{COL2}/\tau^{MFN})$, 并采用 2001 年四位码行业 TPU 指数进行刻画; $PostWTO$ 是时间虚拟变量,2002 年以前取值为 0,2002 年及以后年份取值为 1。本文重点关注模型中交互项的系数,这一系数反映了贸易政策不确定性下降对企业出口的因果效应。若系数大于 0,表示贸易政策不确定性的下降促进了高技术企业出口;否则表明贸易政策不确定性的下降阻碍了企业出口。 Z 表示控制变量,包括企业规模 ($size$)、企业年龄 (age)、全要素生产率 (tfp)、资本密集度 (kl)、融资约束 ($finance$)、市场竞争程度 (hhi) 和工资水平 ($wage$)。 v_{firm} 表示企业固定效应, v_{year} 表示年份固定效应。

表 4 呈现出了贸易政策不确定性对企业出口边际的影响结果,模型中均控制了企业和年份固定效应。从回归结果可以看出,模型(1)中交互项 $TPU \times PostWTO$ 的系数为正且较为显著,这说明相比于初始低关税差额的行业,初始高关税差额的行业在中国入世后表现出更大幅度的下降,意味着贸易政策不确定性的下降有利于提高进入边际,即提高企业参与出口市场的可能性。模型(2)是扩展边际的回归结果,可以看出交互项的系数在 1% 的水平上显著为正,这表明贸易政策不确定性的降低有利于推动企业扩展边际的提升。再看模型(3)集约边际的结果,交互项系数为负,且通过了 5% 的显著性检验,这说明在控制模型内生性后,贸易政策不确定性的下降对企业出口集约边际表现出了抑制效应,这意味着在贸易政策不确定性较低的时期,企业更重视出口扩展边际的提高。

(三) 异质性影响分析

1. 应用互动型和科技创新型行业

不同行业间存在异质性,受贸易政策不确定性的冲击也不同。为检验贸易政策不确定性对不同类型高技术企业的影响差异,本文参考蔡旺春等^[29]的研究,将样本按创新来源划分为应用互动型行业和科技创新型行业。从表 5 中可以看出,贸易政策

不确定性下降并未对科技创新型行业中的高技术企业参与出口市场起到明显的抑制作用。贸易政策不确定性的下降对科技创新型行业出口扩展边际起到显著的促进效应,且这一效应强于应用互

表 4 贸易政策不确定性对高技术企业出口边际的影响(倍差法)

变量	进入边际 模型(1)	扩展边际 模型(2)	集约边际 模型(3)
$TPU \times PostWTO$	0.001 2* (0.000 6)	0.069 7*** (0.008 7)	-0.007 5** (0.003 3)
$size$	0.019 7*** (0.006 2)	0.123 5*** (0.013 5)	0.158 9*** (0.023 9)
age	0.001 1 (0.001 5)	0.000 4 (0.003 8)	0.019 0 (0.005 9)
tfp	0.006 9 (0.005 2)	0.198 1*** (0.012 0)	0.391 8*** (0.021 7)
kl	-0.001 3 (0.003 9)	-0.004 9 (0.084 8)	0.027 3* (0.015 2)
$finance$	-0.012 6 (0.033 4)	0.002 9 (0.002 2)	0.376 2*** (0.130 3)
hhi	-0.081 0 (0.086 8)	0.064 1 (0.506 9)	-0.660 4 (0.469 0)
$wage$	0.001 1 (0.001 0)	0.003 3 (0.002 7)	-0.004 1 (0.004 6)
Constant	0.565 7*** (0.133 8)	-0.643 8** (0.314 3)	8.363 1*** (0.482 1)
企业固定效应	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes
Obs	29 938	29 938	29 938
R ²	0.656 5	0.893 8	0.816 0

注:括号内为稳健标准误,***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平。

表 5 贸易政策不确定性对高技术企业出口边际的影响
(应用互动型和科技创新型行业)

变量	X = 应用互动型行业			X = 科技创新型行业		
	进入边际 模型(1)	扩展边际 模型(2)	集约边际 模型(3)	进入边际 模型(4)	扩展边际 模型(5)	集约边际 模型(6)
TPU	0.004 2** (0.001 7)	-0.016 9*** (0.005 9)	0.026 4*** (0.008 5)	0.002 1 (0.002 5)	-0.021 4*** (0.007 6)	0.042 1*** (0.009 6)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Obs	22 142	22 142	22 142	11 363	11 363	11 363
R ²	0.060 1	0.257 0	0.328 2	0.074 3	0.176 3	0.186 1

注:括号内为稳健标准误,***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平;表中模型均控制了行业、省份和年份固定效应;限于篇幅,未报告控制变量和常数项的回归结果,表 6 至表 10 与此相同,不再重复说明。

动型行业。贸易政策不确定性的下降不利于科技创新型行业出口集约边际的提升,且这一不利影响大于对应用互动型行业产生的影响。

2. 本土企业与外资企业

为考察贸易政策不确定性对高技术企业出口在所有制方面的异质性影响,本文将高技术企业进一步划分为本土企业和外资企业。从表6中可以看出,贸易政策不确定性的下降对外资企业出口扩展边际具有显著的正向影响,且贸易政策不确定性对外资企业集约边际的积极影响大于本土企业。贸易政策不确定性的下降对本土企业参与出口市场起到显著的抑制作用,这说明在稳定的环境下本土企业缺乏参与出口市场的动力。

表6 贸易政策不确定性对高技术企业出口边际的影响
(本土企业和外资企业)

变量	X = 本土企业			X = 外资企业		
	进入边际 模型(1)	扩展边际 模型(2)	集约边际 模型(3)	进入边际 模型(4)	扩展边际 模型(5)	集约边际 模型(6)
TPU	0.006 4 *** (0.002 0)	0.001 0 (0.006 3)	0.027 1 *** (0.008 4)	0.000 8 (0.001 6)	-0.028 2 *** (0.006 4)	0.027 8 *** (0.008 3)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Obs	17 391	17 391	17 391	16 114	16 114	16 114
R ²	0.069 4	0.180 2	0.241 9	0.069 8	0.290 0	0.344 2

注:括号内为稳健标准误,***、**、* 分别表示1%、5%、10%的显著性水平;表中模型均控制了行业、省份和年份固定效应。

3. 地区差异

参考樊纲等^[30]的研究,本文将样本企业按省份划分为东部、中部、西部地区。其中,东部地区包括北京、天津、上海、河北、江苏、山东、辽宁、浙江、广东、广西、福建、海南;西部地区包括甘肃、贵州、青海、宁夏、陕西、四川、西藏、新疆、云南、重庆;中部地区包括安徽、河南、黑龙江、湖北、湖南、吉林、江西、内蒙古、山西。表7展示了贸易政策不确定性对东部地区高技术企业与中西部地区高技术企业出口边际影响的差异。比较TPU的系数和显著性可知,贸易政策不确定性下降对东部地区企业参与出口市场的抑制作用以及对扩展边际的促进作用均强于中西部地区,对中西部地区集约边际的抑制作用强于东部地区,这主要是因为中西部地区企业竞争优势不足,对贸易政策不确定性更加敏感,因此更容易受到不确定性的不利影响。

表7 贸易政策不确定性对高技术企业出口边际的影响(按地区分组)

变量	X = 东部地区			X = 中西部地区		
	进入边际 模型(1)	扩展边际 模型(2)	集约边际 模型(3)	进入边际 模型(4)	扩展边际 模型(5)	集约边际 模型(6)
TPU	0.003 0 ** (0.001 3)	-0.018 3 *** (0.004 7)	0.024 9 *** (0.006 3)	0.005 0 (0.005 9)	-0.002 0 (0.014 5)	0.055 9 ** (0.022 1)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Obs	30 949	30 949	30 949	2 556	2 556	2 556
R ²	0.058 7	0.223 6	0.315 9	0.091 6	0.128 5	0.157 0

注:括号内为稳健标准误,***、**、* 分别表示1%、5%、10%的显著性水平;表中模型均控制了行业、省份和年份固定效应。

4. 一般贸易与加工贸易

由表8可知,贸易政策不确定性下降对加工贸易企业出口扩展边际具有显著的促进作用,而对一般贸易企业出口扩展边际的促进作用不明显。贸易政策不确定性下降对一般贸易企业集约边际的增长具有显著的抑制作用,且作用效果强于加工贸易企业,表明贸易政策不确定性的降低不利于提高一般贸易企业出口的数量,这可能是对于一般贸易企业而言,稳定的贸易环境更有利于推动企业出口市场多元化,而难以促进企业提高出口数量。

表8 贸易政策不确定性对高技术企业出口边际的影响
(按贸易类型分组)

变量	X = 一般贸易			X = 加工贸易		
	进入边际 模型(1)	扩展边际 模型(2)	集约边际 模型(3)	进入边际 模型(4)	扩展边际 模型(5)	集约边际 模型(6)
TPU	0.004 8 * (0.002 5)	-0.003 4 (0.008 1)	0.029 5 *** (0.009 4)	0.001 3 (0.001 8)	-0.073 7 *** (0.009 4)	0.020 5 * (0.010 9)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Obs	14 158	14 158	14 158	11 732	11 732	11 732
R ²	0.055 3	0.180 4	0.150 3	0.054 5	0.292 9	0.299 2

注:括号内为稳健标准误,***、**、* 分别表示1%、5%、10%的显著性水平;表中模型均控制了行业、省份和年份固定效应。

(四) 内生性分析

上文实证回归中控制了行业、省份和年份固定效应,一定程度上能够避免遗漏变量产生的内生性问题。通过倍差法分析贸易政策不确定性与企业出口边际间的因果效应,降低了样本选择偏误。接下来本文通过动态面板回归和工具变量法进一步验证研究结论的稳健性。

1. 动态面板回归

本文将被解释变量滞后一期加入模型中进行动态面板分析。由于惯性,当期出口发展状况可能受之前出口发展状况的影响,在解释变量中加入被解释变量的滞后项,能够考察企业出口的动态行为。鉴于进入边际为二值变量,本文并未对该变量进行动态面板分析。表9模型(1)和模型(2)展示的是贸易政策不确定性对企业出口扩展边际、集约边际的影响。从回归结果可以看出,被解释变量滞后项的系数均显著为正,说明由于惯性,当期的企业出口发展状况受到上期出口发展状况的积极影响。从前两列回归结果可以看出,贸易政策不确定性下降对高技术企业出口扩展边际的影响为正,对出口集约边际起到显著的抑制作用,与主要结论基本一致。

2. 工具变量法

本文参考张莹和朱小明^[31]的研究,采用贸易政策不确定性滞后一期作为贸易政策不确定性的工具变量,运用工具变量法重新对上文模型进行验证。就工具变量的有效性而言,不可识别检验 Anderson canon. corr. LM 统计量的 p 值为 0.000 0,在 1% 的显著性水平上拒绝工具变量和内生变量不相关的原假设;弱工具变量检验 Cragg-Donald Wald F 统计量超过最小临界值,可以拒绝弱工具变量的原假设。由表 9 中的模型(3)至模型(5)可知,在解决内生性后,贸易政策不确定性的影响效果与前文保持一致,证明了研究结论的稳健性。

(五) 稳健性检验

1. 更换主要变量指标

本文采用约束关税和实际应用关税之比的对数值衡量贸易政策不确定性,并将其加总到行业层面。回归结果见表 10 中的模型(1)至模型(3),贸易政策不确定性的下降显著促进了高技术企业参与出口市场以及扩展边际的提升,对出口集约边际具有抑制作用,与主要研究结论的影响方向和显著性完全一致,验证了结论的稳健性。

2. 对变量进行 Winsorize 处理

本文对主要的解释变量和被解释变量处于 1% 和 99% 分位上的数据进行 Winsorize 处理,以降低变量极端值对模型回归结果的影响。具体回归结果见表 10 模型(4)至模型(6)。通过表中主要变量的系数符号及显著性可以看出,除去变量极端值之后,贸易政策不确定性下降对企业进入边际和扩展边际具有积极影响,对集约边际的影响为负,与主要结论一致,可以验证结论的稳健性。

表 9 内生性分析

变量	扩展边际 模型(1)	集约边际 模型(2)	进入边际 模型(3)	扩展边际 模型(4)	集约边际 模型(5)
<i>L.Y</i>	0.871 3 *** (0.003 6)	0.669 4 *** (0.006 7)			
<i>TPU</i>	-0.001 7 (0.002 5)	0.011 3 ** (0.004 7)	-0.039 1 *** (0.006 7)	-0.080 2 *** (0.010 6)	0.045 4 *** (0.014 1)
Anderson canon. corr. LM			—	5 435.720 0 [0.000 0]	5 435.720 0 [0.000 0]
Cragg-Donald Wald F			—	7 273.667 0	7 273.667 0
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Obs	21 361	21 361	21 361	21 361	21 361
R ²	0.820 0	0.660 3	—	0.191 7	0.229 8

注:圆括号内为标准误,方括号内为 p 值,***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平;表中模型均控制了行业、省份和年份固定效应。

表 10 稳健性检验

变量	进入边际 模型(1)	扩展边际 模型(2)	集约边际 模型(3)	进入边际 模型(4)	扩展边际 模型(5)	集约边际 模型(6)
<i>TPU</i>	-0.174 3 *** (0.021 2)	-0.251 5 *** (0.026 9)	0.141 8 *** (0.035 4)	-0.040 2 *** (0.003 6)	-0.017 5 *** (0.004 9)	0.023 9 *** (0.006 5)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Obs	33 505	33 505	33 505	33 505	33 505	33 505
R ²	0.016 9	0.222 3	0.311 5	0.018 7	0.215 8	0.314 1

注:括号内为稳健标准误,***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平;模型(1)采用 Probit 回归,R²汇报的是 Pseudo R²,模型(2)至模型(6)均控制了行业、省份和年份固定效应。

六、进一步研究:贸易政策不确定性对高技术企业与非高技术企业出口的影响差异

为了进一步揭示贸易政策不确定性对高技术企业出口和非高技术企业出口的差异性影响以及内在影响机制的差异,本文利用2000—2007年中国非高技术企业微观数据进行了对比分析。

(一) 贸易政策不确定性对非高技术企业出口的影响

表11展示了贸易政策不确定性对非高技术企业出口的影响。对比表3发现,贸易政策不确定性下降对高技术企业参与出口市场起到积极推动作用,但却抑制了非高技术企业参与出口市场。贸易政策不确定性下降将对非高技术企业出口扩展边际的提高和出口集约边际的增长均起到显著的抑制作用。这与前文理论一致,贸易政策不确定性下降会提高生产率临界值,高技术企业的生产率水平较高,会选择继续出口,而非高技术企业则会因低生产率而退出出口市场,因此不利于企业参与出口市场以及出口扩展边际和集约边际的提高。

(二) 贸易政策不确定性对非高技术企业出口的异质性影响分析

1. 本土企业与外资企业

表12展示了贸易政策不确定性对非高技术企业出口在所有制方面的异质性影响。可以看出,贸易政策不确定性的下降对非高技术企业中的外资企业参与出口市场以及出口扩展边际的提高具有显著的积极影响,对本土企业出口扩展边际和外资企业出口集约边际具有显著的消极影响,对本土企业参与出口市场以及集约边际增长的抑制效应不明显。综合来看,贸易政策不确定性对非高技术企业出口扩展边际的抑制作用主要体现在本土企业中,对集约边际的抑制作用主要体现在外资企业中。

与表6对比后发现,贸易政策不确定性下降对高技术本土企业参与出口市场以及集约边际增长的抑制效应大于对非高技术本土企业的影响,对高技术外资企业出口扩展边际的促进作用和对集约边际的抑制作用均大于对非高技术外资企业的影响。这说明无论本土企业还是外资企业,高技术企业对贸易政策不确定性的变动较为敏感,更易受贸易政策不确定性的影响。

2. 地区差异

表13展示了贸易政策不确定性对东部地区非高技术企业与中西部地区非高技术企业出口的影响

表 11 贸易政策不确定性对非高技术企业出口边际的影响

变量	进入边际 模型(1)	扩展边际 模型(2)	集约边际 模型(3)
<i>TPU</i>	0.002 8*** (0.000 7)	0.000 6* (0.000 3)	0.001 0** (0.000 4)
<i>size</i>	0.335 4*** (0.008 2)	0.164 2*** (0.003 8)	0.132 8*** (0.004 7)
<i>age</i>	0.000 7 (0.002 1)	-0.005 2*** (0.001 0)	-0.007 1*** (0.001 3)
<i>tfp</i>	-0.191 0*** (0.008 8)	0.242 0*** (0.004 1)	0.291 9*** (0.005 2)
<i>kl</i>	-0.315 1*** (0.005 9)	-0.134 8*** (0.002 8)	-0.010 9*** (0.003 4)
<i>finance</i>	-0.248 7*** (0.048 1)	-0.100 5*** (0.023 7)	0.059 9** (0.029 9)
<i>hhi</i>	-0.475 6*** (0.051 2)	-0.015 2 (0.039 3)	-0.009 3 (0.046 9)
<i>wage</i>	0.015 7*** (0.003 2)	-0.005 7*** (0.001 5)	-0.005 1** (0.002 4)
<i>Constant</i>	-1.579 6*** (0.163 1)	-1.770 2*** (0.077 4)	8.050 7*** (0.096 9)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Obs</i>	204 803	204 803	204 803
<i>R²</i>	0.019 8	0.192 0	0.153 4

注:括号内为稳健标准误,***、**、* 分别表示1%、5%、10%的显著性水平;表中模型均控制了行业、省份和年份固定效应。

表 12 贸易政策不确定性对非高技术企业出口边际的影响
(本土企业和外资企业)

变量	X = 本土企业			X = 外资企业		
	进入边际 模型(1)	扩展边际 模型(2)	集约边际 模型(3)	进入边际 模型(4)	扩展边际 模型(5)	集约边际 模型(6)
<i>TPU</i>	0.000 0 (0.000 1)	0.002 7*** (0.000 4)	0.000 6 (0.000 5)	-0.000 4** (0.000 2)	-0.002 3*** (0.000 6)	0.002 4*** (0.000 8)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Obs</i>	131 077	131 077	131 077	73 726	73 726	73 726
<i>R²</i>	0.102 5	0.188 2	0.156 5	0.056 7	0.222 4	0.169 2

注:括号内为稳健标准误,***、**、* 分别表示1%、5%、10%的显著性水平;表中模型均控制了行业、省份和年份固定效应;限于篇幅,本表及下表未报告控制变量和常数项的回归结果。

响差异。结果显示,贸易政策不确定性下降对东部地区非高技术企业参与出口市场具有促进作用,对中西部地区非高技术企业参与出口市场的抑制作用不明显。贸易政策不确定性下降对中西部非高技术企业出口扩展边际的抑制作用强于对东部地区的影响,

对比表 7 可知,贸易政策不确定性下降不利于东部地区高技术企业参与出口市场,但有利于东部地区非高技术企业参与出口市场。这可能是因为相较于非高技术企业,东部地区高技术企业的竞争优势明显,在贸易政策不确定性上升时期更能激发东部地区高技术企业的创新能力,激励其进行出口市场拓展,但在不确定性降低时则会减弱企业的出口意愿。与高技术企业相比,贸易政策不确定性的降低难以促进东部地区非高技术企业出口扩展边际的提升,并且明显抑制了中西部地区非高技术企业出口扩展边际的增长。这可能是因为非高技术企业的创新水平较低,即使贸易政策不确定性下降也不会提高企业出口多元化的能力,尤其是中西部地区的非高技术企业,由于缺乏区位优势 and 竞争能力,其开拓市场多元化的意愿更弱。贸易政策不确定性下降对东部地区高技术企业出口集约边际的抑制作用大于对东部地区非高技术企业的影响,表明在贸易政策稳定时期,东部地区高技术企业更倾向于减少出口数量,推动出口市场多元化。

3. 一般贸易与加工贸易

由表 14 可知,贸易政策不确定性下降对加工贸易非高技术企业出口扩展边际具有显著的促进作用,而对一般贸易非高技术企业扩展边际具有抑制作用。贸易政策不确定性下降对加工贸易非高技术企业集约边际的增长具有显著的抑制作用,对一般贸易非高技术企业的影响不明显。这表明贸易政策不确定性的降低不利于提高加工贸易非高技术企业出口的数量,原因可能是对于加工贸易企业而言,稳定的贸易环境更有利于推动企业出口市场多元化,而难以促进企业提高出口数量。

对比表 8 可知:相较于高技术企业,贸易政策不确定性下降对一般贸易非高技术企业出口扩展边际起到显著的抑制作用,但对一般贸易企业进入边际和集约边际的影响不明显;对加工贸易非高技术企业扩展边际的提升作用以及对集约边际的抑制作用均弱于高技术企业。这表明贸易政策不确定性的降低更有利于促进加工贸易企业尤其是加工贸易高技术企业出口市场的多元化。

(三) 影响机制分析

中介效应分析有助于深入挖掘贸易政策不确定性影响企业出口行为的内在机制。因此,本文试图通过构建中介效应模型考察市场竞争(*hhi*)、政府补贴(*subsidy*)、创新(*innovation*)、生产率(*tfp*)和中间品进口(*intermediate*) 在贸易政策不确定性影响企业出口行为中的作用。

为讨论贸易政策不确定性对企业出口行为可能存在的影响机制,根据上文理论分析,本部分对中介变量进行检验。检验步骤如下:在贸易政策不确定性对出口的线性回归模型(28)中系数 α_1 通

表 13 贸易政策不确定性对非高技术企业出口边际的影响(按地区分组)

变量	X = 东部地区			X = 中西部地区		
	进入边际 模型(1)	扩展边际 模型(2)	集约边际 模型(3)	进入边际 模型(4)	扩展边际 模型(5)	集约边际 模型(6)
TPU	-0.000 3*** (0.000 1)	0.000 5 (0.000 4)	0.001 2*** (0.000 5)	0.000 5 (0.000 4)	0.002 7** (0.001 3)	-0.001 2 (0.001 4)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Obs	189 869	189 869	189 869	14 934	14 934	14 934
R ²	0.078 3	0.186 9	0.153 4	0.073 0	0.145 6	0.185 2

注:括号内为稳健标准误,***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平;表中模型均控制了行业、省份和年份固定效应。

表 14 贸易政策不确定性对非高技术企业出口边际的影响
(按贸易类型分组)

变量	X = 一般贸易			X = 加工贸易		
	进入边际 模型(1)	扩展边际 模型(2)	集约边际 模型(3)	进入边际 模型(4)	扩展边际 模型(5)	集约边际 模型(6)
TPU	-0.000 1 (0.000 1)	0.001 2*** (0.000 4)	0.000 8 (0.000 5)	-0.000 1 (0.000 2)	-0.002 1*** (0.000 7)	0.001 7* (0.000 9)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Obs	110 676	110 676	110 676	41 735	41 735	41 735
R ²	0.079 1	0.195 8	0.110 9	0.042 8	0.216 0	0.169 4

注:括号内为稳健标准误,***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平;表中模型均控制了行业、省份和年份固定效应。

过显著性检验的基础上,分别构建贸易政策不确定性对中介变量的线性回归方程,以及贸易政策不确定性与中介变量对出口的线性回归方程,通过回归系数 α_1 、 β_1 、 γ_2 的显著性判断中介效应是否存在。中介效应的具体形式设定如下:

$$\ln Y_{jt} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln TPU_{ht} + \varphi_1 Z + v_{indus} + v_{region} + v_{year} + \varepsilon_{jt} \quad (28)$$

$$Channel_{jt} = \beta_0 + \beta_1 \ln TPU_{ht} + \varphi_2 Z + v_{indus} + v_{region} + v_{year} + \varepsilon_{jt} \quad (29)$$

$$\ln Y_{jt} = \gamma_0 + \gamma_1 \ln TPU_{ht} + \gamma_2 Channel_{jt} + \varphi_3 Z + v_{indus} + v_{region} + v_{year} + \varepsilon_{jt} \quad (30)$$

通过中介效应检验的结果^①可以看出:对于高技术企业而言,贸易政策不确定性的降低主要通过增加市场竞争、增加新产品创新和减少政府补贴促进企业参与出口市场,通过增加新产品创新和减少政府补贴促进扩展边际提升,通过减少中间品进口和降低企业生产率对出口集约边际产生抑制作用;对于非高技术企业而言,贸易政策不确定性下降会减少行业竞争以及政府补贴,从而抑制企业参与出口市场、出口扩展边际和集约边际的提升。在贸易政策不确定性较高的时期,政府出于稳定经济的目的倾向于加大对企业的补贴力度,但在贸易政策相对稳定时,政府则会减少对企业的补贴,从而减少企业在生产和研发上的投入,同时不利于企业获得外部融资,这对于非高技术企业来说,会成为影响企业作出出口决策以及减少出口的因素。但政府补贴也存在寻租和降低研发效率等问题,因此,补贴的减少并不会对高技术企业出口产生不利影响,反而更有利于企业出口到国际市场。贸易政策不确定性较低时,生产商对于出口市场持乐观态度,加之国外大量高标准的需求,引致高技术企业增加创新投入,通过改进工艺、优化产品设计生产出更多样的创新型产品,从而有助于企业出口扩展边际的提升。

七、研究结论及政策建议

本文采用2000—2007年高技术企业微观数据研究贸易政策不确定性对中国高技术企业出口三元边际的影响效应。研究结果表明,贸易政策不确定性下降对高技术企业参与出口市场(进入边际)以及扩展边际起到促进作用,对集约边际起到抑制作用。异质性分析结果表明:贸易政策不确定性下降对科技创新型行业扩展边际的促进作用以及对集约边际的抑制作用均强于应用互动型行业;贸易政策不确定性下降对扩展边际的促进作用主要体现在外资企业中;贸易政策不确定性下降对东部地区高技术企业的扩展边际起到显著的促进作用,对中西部地区企业集约边际的抑制作用更强;贸易政策不确定性下降对扩展边际的促进作用主要体现在加工贸易企业中,对一般贸易企业的集约边际起到更明显的抑制作用。

本文的政策含义明显:(1)贸易政策不确定性下降对中国高技术企业参与出口市场以及出口市场多元化起到明显的推动作用,因此,降低贸易政策不确定性,为企业出口营造稳定的外部环境,对于促进中国高技术企业出口贸易进而提升技术创新水平具有重要意义。当前,逆全球化盛行、贸易摩擦不断,导致了政策的极大不确定性。中国应坚持全球化道路,继续推进贸易自由化,这是推动中国高技术企业出口高质量发展、提升价值链地位的最佳选择。中国政府应积极推进自贸区建设,积极谋求加入CPTPP和推动RCEP的发展,积极参与《贸易便利化协定》的谈判与实施,致力于持续提高贸易便利化水平。高技术企业应利用好FTA条款,关注一揽子协定,在不确定的外部环境下,合理利用贸易协定和争端解决机制维护自身利益。(2)贸易政策不确定性不仅包括关税不确定性,还包括非关税壁垒,尤其是针对高技术企业的技术壁垒。近年来,中国相当数量的高技术产品频繁遭遇国外技术壁垒,出口严重受阻。中国政府尤其应加强同相关国家推进贸易政策谈判,积极通过WTO技术性贸易措施争端解决机制维护本国企业合法利益。在出口过程中,政府应帮助企业增加对进口方技术法规和产品标准的了解,有效规避技术壁垒。此外,出口规模是企业遭受反倾销的重要影响因素,高技术企业应致力于推动出口市场多元化,从而规避反倾销贸易壁垒,降低贸易风险。

注释:

①限于篇幅,未展示具体回归结果,备索。

参考文献:

- [1]施炳展. 中国出口增长的三元边际[J]. 经济学(季刊) 2010(4):1311-1330.
- [2]刘钧霆,曲丽娜,佟继英. 进口国知识产权保护对中国高技术产品出口贸易的影响——基于三元边际的分析[J]. 经济经纬 2018(4):65-71.
- [3]SHEPOTYLO O, STUCKATZ J. Quantitative text analysis of policy uncertainty: FDI and trade of Ukrainian manufacturing firms[R]. SSRN working paper 2017.
- [4]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.
- [5]LIU Q, MA H. Trade policy uncertainty and innovation: firm level evidence from China's WTO accession[J]. Journal of international economics 2020,127:103387.
- [6]韩慧霞,金泽虎. 贸易政策不确定性影响高技术产业技术进步的机制与检验——基于知识产权保护的门槛分析[J]. 统计与信息论坛 2020(7):77-88.
- [7]顾夏铭,陈勇民,潘士远. 经济政策不确定性与创新——基于我国上市公司的实证分析[J]. 经济研究 2018(2):109-123.
- [8]李敬子,刘月. 贸易政策不确定性与研发投入:来自中国企业的经验证据[J]. 产业经济研究 2019(6):1-13.
- [9]BERNANKE B S. Irreversibility, uncertainty, and cyclical investment[J]. The quarterly journal of economics, 1983 98(1):85-106.
- [10]HANDLEY K, LIMÃO N. Trade and investment under policy uncertainty: theory and firm evidence[J]. American economic journal: economic policy 2015 7(4):189-222.
- [11]OSNAGO A, PIERMARTINI R, ROCHA N. Trade policy uncertainty as barrier to trade[R]. WTO staff working paper, No. ERSD-2015-05 2015.
- [12]KIM H S. Differential impact of uncertainty on exporting decision in risk-averse and risk-taking firms: evidence from Korean firms[J]. Seoul journal of economics 2016 29:379-409.
- [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(2):148-164.
- [14]刘美秀,徐微,朱小明,等. 贸易政策不确定性对企业进口技术复杂度的影响——以中国制造业企业为例[J]. 宏观经济研究 2020(12):70-83.
- [15]GREENLAND A, JON M, LOPRESTI J. Policy uncertainty and the margins of trade[R]. SSRN working paper 2014.
- [16]CARBALLO J, HANDLEY K, LIMÃO N. Economic and policy uncertainty: export dynamics and the value of agreements[R]. NBER working paper No. 24368 2018.
- [17]FENG L, LI Z Y, SWENSON D L. Trade policy uncertainty and exports: evidence from China's WTO accession[J]. Journal of international economics 2017,106:20-36.
- [18]钱学锋,龚联梅. 贸易政策不确定性、区域贸易协定与中国制造业出口[J]. 中国工业经济 2017(10):81-98.
- [19]HUMMELS D, KLENOW P J. The variety and quality of a nation's exports[J]. American economic review 2005 95(3):704-723.
- [20]曲丽娜,刘钧霆. 经济政策不确定性对中国出口三元边际的影响——来自高技术产品的证据[J]. 国际经贸探索 2020(5):35-50.
- [21]MELITZ M J. The impact of trade on intra-industry reallocations and aggregate industry productivity[J]. Econometrica, 2003 71(6):1695-1725.
- [22]HANDLEY K. Exporting under trade policy uncertainty: theory and evidence[J]. Journal of international economics, 2014 94(1):50-66.
- [23]SCHWARTZ E S, ZOZAYA-GOROSTIZA C. Investment under uncertainty in information technology: acquisition and development projects[J]. Management science 2003 49(1):57-70.
- [24]YU M J. Processing trade, tariff reductions and firm productivity: evidence from Chinese firms[J]. The economic journal, 2015 125(585):943-988.

- [25] BRANDT L, VAN BIESEBROECK J, ZHANG Y. Creative accounting or creative destruction? Firm-level productivity growth in Chinese manufacturing [J]. *Journal of development economics* 2012 97(2): 339–351.
- [26] 杨连星, 张杰, 金群. 金融发展、融资约束与企业出口的三元边际 [J]. *国际贸易问题* 2015(4): 95–105.
- [27] 王璐航, 首陈霄. 中国入世与出口增长: 关于关税不确定性影响的再检验 [J]. *经济学(季刊)*, 2019(2): 721–748.
- [28] 毛其淋, 许家云. 贸易政策不确定性与企业储蓄行为——基于中国加入 WTO 的准自然实验 [J]. *管理世界* 2018(5): 10–27+62+179.
- [29] 蔡旺春, 吴福象, 刘琦. 研发补贴与中国高技术细分行业出口竞争力比较分析 [J]. *产业经济研究* 2018(6): 1–9.
- [30] 樊纲, 王小鲁, 朱恒鹏. 中国市场化指数——各省区市场化相对进程 2006 年度报告 [R]. 北京: 中国经济改革研究基金会国民经济研究所 2006.
- [31] 张莹, 朱小明. 经济政策不确定性对出口质量和价格的影响研究 [J]. *国际贸易问题* 2018(5): 12–25.

(责任编辑: 李 敏)

Does trade policy uncertainty affect exports?

Research based on micro data of high-tech enterprises in China

QU Lina¹, LIU Junting²

(1. School of Economics, Shandong Normal University, Jinan 250358, China;

2. School of Economics, Liaoning University, Shenyang 110036, China)

Abstract: Using the matching data of China Industrial Enterprise Database and China Customs Import and Export Database from 2000 to 2007, based on the trade policy uncertainty index measured by tariffs, this paper studies the influence of trade policy uncertainty on the participation of high-tech enterprises in the export market, export extensive margin and intensive margin. The results show that the decline of trade policy uncertainty can promote the participation of high-tech enterprises in the export market, and can have positive impacts on the extensive marginal growth, but indicate that such a decline can inhibit the intensive marginal growth of exports. The results of heterogeneity analysis show that the decline of trade policy uncertainty has greater effects on the extensive margin of technology-innovated enterprises, foreign-funded enterprises, eastern enterprises, and processing trade enterprises. However, such a decline significantly inhibits the intensive margin of technology-innovated enterprises, foreign-funded enterprises, enterprises in the central and western regions, and general trade enterprises. Further, this paper studies the differential impacts of trade policy uncertainty on the export of high-tech and non-high-tech enterprises, as well as the differences in internal influence mechanisms. Based on the above results, this paper proposes that China should actively establish free trade zones, participate in regional economic cooperation, continue to deepen exchanges and cooperation with countries along the Belt and Road, and promote the stable development of the global economic and trade environment.

Key words: trade policy uncertainty; participation in export; extensive margin; intensive margin; high-tech enterprises; influence mechanism