

贸易政策不确定性与出口企业加成率: 理论机制与中国经验

谢 杰, 陈 锋, 陈科杰, 戴赵琼

[摘要] 贸易政策不确定性是影响出口企业加成率的重要因素,而贸易政策不确定性通常被认为是由关税变化引起的,这就忽略了两个重要事实:企业会延迟对关税削减的反应,以及WTO约束承诺变化也是一种贸易政策不确定性类型。基于此,本文首先将关税约束承诺和企业延迟反应纳入拓展的异质企业贸易政策不确定性模型,以研究贸易政策不确定性对中国出口企业加成率的影响,从而开拓性地在理论和证据间架起桥梁。其次,利用中国工业企业数据库、海关数据库等数据对理论假设量化论证后发现:加入WTO后的9年,中国出口企业加成率对不确定性表现出普遍的反应延迟;在中国加入WTO后的少量年份,关税减让伴随同等或更大约束承诺减让使得中国企业的整体加成率上升。本文进一步将技术创新等因素纳入机制检验,发现出口产品质量、中间品进口是更有效的影响路径。最后的异质性分析表明:不确定性下降对高技术企业、合资企业、东部和沿海企业加成率所造成的非线性影响更明显。本文的一个隐含政策启示在于:在贸易政策不确定性增强之初,其一般不会引起企业出口加成率下降,这为WTO和各国改善多边或双边约束承诺的监督和执行、中国出口企业调整经营提供了窗口期。

[关键词] 贸易政策不确定性; 关税削减; 企业延迟反应; 约束承诺; 出口企业加成率

[中图分类号]F124 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1006-480X(2021)01-0056-20

一、引言

贸易政策不确定性是影响企业国际化运营与竞争力的重要因素。国际货币基金组织认为新冠肺炎疫情引发全球经济衰退,或将加剧一些国家的保护主义倾向,加大贸易政策不确定性。党的十九届五中全会深刻指出,当今世界正经历百年未有之大变局,新一轮科技革命和产业变革深入发展,国际力量对比深刻调整,和平与发展仍然是时代主题,人类命运共同体理念深入人心,同时国际

[收稿日期] 2020-07-21

[基金项目] 教育部人文社会科学研究一般项目“中国先进装备制造业全球价值链高端攀升路径研究:多环流协同驱动视角”(批准号18YJA790088);浙江省自然科学基金一般项目“要素市场扭曲背景下对外直接投资的产能过剩治理效应研究”(批准号LY17G030005);教育部人文社会科学重点研究基地浙江工商大学现代商贸研究中心课题“非传统挑战下中国主导的全球和区域价值链重构研究”(批准号2020SMYJ08ZC)。

[作者简介] 谢杰,浙江工商大学经济学院教授,博士生导师,管理学博士;陈锋,浙江工商大学经济学院硕士研究生;陈科杰,浙江工业大学经济学院博士研究生;戴赵琼,浙江工商大学国际商务研究院助理研究员。通讯作者:谢杰,电子邮箱:x_j3027@sina.com。感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见,当然文责自负。

环境日趋复杂,不稳定性不确定性明显增加。贸易保护主义无助于各国携手应对疫情和经济重建。世界贸易组织(WTO)的基本原则是建立贸易政策的可预测性,并致力于提高对关税增长的约束。WTO创建以来的一系列关税约束减让实践表明:多边或双边约束承诺可被视为反对关税壁垒、防止保护主义和重启世界经济的有效工具。约束承诺会减少或消除贸易政策不确定性,但无论WTO多边约束,还是优惠贸易协定(PTAs)双边约束,它们都不是经常变动的,相关研究也并不多。Francois and Martin(2004)提供的证据表明,WTO对农产品的约束降低了关税的波动性并提高了福利。Sala et al.(2010)在实物期权框架中模拟了约束影响,但没有提供经验证据。本文量化分析部分提供了新证据:在贸易政策不确定情况下,多边约束承诺是加成率提升的重要渠道。

Dixit(1989)关于不确定性下企业进入和退出的开创性论文表明,当沉没的市场进入成本与未来的不确定性相结合时,可能存在等待投资的期权价值。新出口商面临两个问题:大量进入沉没成本和大量贸易政策不确定性。值得注意的是,关税的削减并不会立刻增加企业收益。Handley(2014)发现关税削减与澳大利亚及其贸易伙伴的总收入增长之间显著负相关,不确定性使出口商延迟进入新市场,从而使其对关税削减的反应更慢。又如2018年夏季中美经贸摩擦爆发后,中国对美出口增速不降反增,直到2019年1月才转为负增长。因此,研究贸易政策不确定性对企业竞争力的影响,需要考虑这种政策波动的时滞效应(佟家栋和李胜旗,2015),线性分析往往与现实并不相符。分析贸易政策不确定性如何影响加成率,并研究其间存在怎样的路径机制,对于坚持底线思维,防范及化解重大风险极具现实意义。

贸易政策不确定性在世界贸易体系中表现为多种形式,如关税优惠计划不展期、临时贸易禁令、经济制裁、知识产权争端、反倾销措施等。本文将关税约束和延迟反应纳入异质企业贸易政策不确定性模型,从而在理论和证据间架起了桥梁,也可在未来将其拓展到不确定性的其他类型。延迟是难以测量的,约束又不常变动,因此关于这方面的研究很少。贸易政策不确定性测度方法主要分两类:不确定指数法和关税测量法。第一类通过文本信息的收集与挖掘得出贸易政策不确定性指数(Baker et al.,2016)。该方法取样存在主观性,并涉及大量重复工作等。第二类从关税这一切实存在的现象进行研究,通过事件发生前后的关税变动衡量贸易政策不确定性(Handley,2014)。中国在加入WTO后9年时间内陆续与不少国家签订了双边或多边贸易协议,但目前仍缺乏对这一时间段内中国企业面临的贸易政策不确定性测度(徐卫章和李胜旗,2016)。因此,本文将世界综合贸易解决方案(WITS)、WTO关税数据与中国海关进出口数据库、中国工业企业数据库合并,从微观视角研究贸易政策不确定性对中国出口企业加成率的影响及其路径机制。

本文可能的边际贡献在于:①现有经验研究对贸易政策不确定性的测量主要集中在关税变动方面,本文利用中国出口企业的产品和关税等微观数据,从关税削减、企业延迟反应和关税约束承诺三个方面,研究贸易政策不确定性对中国出口企业加成率的影响,尝试解释中国出口企业加成率对关税削减的延迟反应,努力识别中国加入WTO时的大幅关税约束减让影响。②借鉴Melitz and Ottaviano(2008)、Handley(2014)和Feng et al.(2017)的理论框架,将关税约束和延迟反应纳入其中,构建贸易政策不确定性影响出口企业加成率的异质企业贸易政策不确定性模型,从而在理论和证据间架起桥梁。③将Handley(2014)的理论框架与Bustos(2011)、Antoniades(2015)和Shepotylo and Stuckatz(2018)等的模型进行融合,为研究贸易政策不确定性的影响机制提供一般化的分析框架,也为如何提升企业竞争力拓展思路(许明和邓敏,2016)。④机器学习筛选工具变量、多期双重差分模型(DID)等多种因果识别方法的综合应用,也基本证实了经验研究结论的相对稳健。

二、理论模型与机制分析框架

1. 理论模型

(1) 开放市场的需求与消费者偏好。参照 M—O 模型, 首先将加成率内生生化 (Melitz and Ottaviano, 2008), 消费者拟线性效用函数设定为:

$$U=q_0^c+\alpha \int_{i \in \Omega} q_i^c d i-\frac{1}{2} \gamma \int_{i \in \Omega} \left(q_i^c\right)^2 d i-\frac{1}{2} \eta\left(\int_{i \in \Omega} q_i^c d i\right)^2 \quad (1)$$

其中, q_0^c 和 q_i^c 分别表示一般计价和差异化产品消费量。差异化产品种类在集合 Ω 连续分布。 α 、 η 分别刻画传统产品和差异化产品替代弹性, γ 表示差异化产品之间替代弹性^①。

边际成本为 c , 关税 $\tau > 1$ 。 $p_H(c)$ 和 $q_H(c)$ 表示本国产品在国内市场的价格和产量, $p_F(c)$ 和 $q_F(c)$ 表示本国产品出口到外国的价格和产量。利润最大化条件: $\pi_H(c)=[p_H(c)-c]q_H(c)$, $\pi_F(c)=[p_F(c)-\tau c]q_F(c)$ 。假设 c_H 、 c_F 表示本国企业在国内、国外市场的临界成本, 满足:

$$c_H=\sup\{c:\pi_H(c)>0\}=p_{\max}^H; c_F=\sup\{c:\pi_F(c)>0\}=\frac{P_{\max}^F}{\tau} \quad (2)$$

则企业的均衡加成率分别为: $\mu_H(c)=\frac{1}{2}\left(\frac{c_H}{c}+1\right)$, $\mu_F(c)=\frac{1}{2}\left(\frac{c_F}{c}+1\right)$ 。加成率由国内、外市场加权得到, 设国外权重为 κ , 所以企业加成率为:

$$\mu=\kappa \mu_F+(1-\kappa) \mu_H=\frac{1}{2} \kappa\left(\frac{c_F}{c}+1\right)+\frac{1}{2}(1-\kappa)\left(\frac{c_H}{c}+1\right) \quad (3)$$

(2) 贸易政策不确定性的类型。首先, 对进口国偏好、生产与关税壁垒进行设定。将 M—O 模型消费者效用函数简化为进口国效用函数, 假设差异化产品全部是出口的工业品, 构造 Cobb—Douglas 函数 (Handley, 2014): $U^F=q_0^{1-u}\left[\int q_{F, i}(i)^{\rho} d i\right]^{\frac{u}{\rho}}$, $\rho=\frac{\gamma-1}{\gamma}$; 其中, $\gamma > 1$ 为不同品种间替代弹性, $u \in (0, 1)$ 是不同产品支出份额。预算约束下效用最大化求解得总收入 Y 下品种 i 需求函数: $q_F(i)=\mu Y \frac{p(i)^{-\gamma}}{P^{1-\gamma}}$, 价格 $p(i)$ 是进口国消费者价格。价格指数 $P=\left[\int_{v \in \Omega} p(v)^{-\gamma} d v\right]^{\frac{1}{1-\gamma}}$ 。同质产品之间是自由交易的, 以 q_0 为标量。 $\tau_j=1+$ 来自国家 j 货物的从价关税。 j 出口国企业都由其边际成本 c_j 识别。企业最大化利润 $\pi_j=[p_j(c_j)\tau_j-c_j]q_F(i)$, 从中可解出价格函数: $p_j(c_j)=\tau_j c_j / \rho$, 需求和价格函数代入利润函数得: $\pi_j(c_j)=A_j \tau_j^{-\gamma} c_j^{1-\gamma}$, $A_j=(1-\rho) \mu Y(1 / P \rho)^{1-\gamma}$ 。其次, 梳理贸易政策不确定性的三种类型: 关税变化、延迟反应和关税约束。确定性环境的未来利润 $\pi_j(t+1)=\pi_j$, 净现值 $V_p^D=\frac{\pi_j}{1-\beta}-F$, F 为固定成本, D 表示确定性关税制度。折现率 r 结合诱导退出市场的冲击概率 δ (Melitz, 2003) 得到折现系数 $\beta=(1-\delta)(1+r)$ 。边际进入者的 $V^D=\frac{A \tau^{-\gamma}\left(c_F^D\right)^{1-\gamma}}{(1-\beta)}-F=0$, 则临界边际成本 $c_F^D=\left[\frac{A \tau^{-\gamma}}{(1-\beta) F}\right]^{\frac{1}{\gamma-1}}$ 。企业可分为状态 1 出口企业和状态 0 非出口企业 (Handley, 2014), 出口企业价值是 V^1 。非出口企业持有等待进入未来的期权 V^0 。仅当出口价值减去沉没固定成本超过等待价值, 即 $V^1-F \geq V^0$ 时, 非出口企业才进入外

① 更详细模型推导过程详见《中国工业经济》网站 (<http://ciejournal.ajcass.org>) 附件。

国市场。企业进入和等待由关税 τ_1 触发。对于边际成本为 c_j 的企业,其进入触发 τ_1 也意味着无差异条件为 $V^1(\tau_1)-F=V^0(\tau_1)$ 。对生产率为 $1/c_F$ 的企业(Feng et al.,2017),其出口可变利润现值 $V^p(\tau_t, c_F)$ 表示为:

$$V^p(\tau_t, c_F)=V(\tau_t, c_F)+\beta[(1-\zeta)V^p(\tau_t, c_F)+\zeta E_{\tau_{t+1}}V^p(\tau_{t+1}, c_F)] \quad (4)$$

其中,当期利润和下期利润现值构成可变利润现值。下期利润现值有两种情况:一是下期未受关税变动的冲击(概率为 $1-\zeta$),此情景的下期利润为 $V^p(\tau_t, c_F)$;二是关税变动所造成的不确定性延迟冲击(概率为 ζ),此情景的下期利润为 $E_{\tau_{t+1}}V^p(\tau_{t+1}, c_F)$,则 $t+1$ 期的可变利润现值为 $\beta[(1-\zeta)V^p(\tau_t, c_F)+\zeta E_{\tau_{t+1}}V^p(\tau_{t+1}, c_F)]$ 。在关税为 τ_{t+1} 时,对式(4)取数学期望得 $E_{\tau_{t+1}}V^p(\tau_{t+1}, c_F)=E_{\tau_{t+1}}V(\tau_{t+1}, c_F)+\beta[(1-\zeta)E_{\tau_{t+1}}V^p(\tau_{t+1}, c_F)+\zeta E_{\tau_{t+1}}V^p(\tau_{t+1}, c_F)]$,再化简整理可得 $E_{\tau_{t+1}}V^p(\tau_{t+1}, c_F)=\frac{1}{1-\beta}E_{\tau_{t+1}}V(\tau_{t+1}, c_F)$,将其代入式(4)并整理可得:

$$V^p(\tau_t, c_F)=\frac{1}{1-\beta}\left[\frac{1-\beta}{1-\beta+\beta\zeta}V(\tau_t, c_F)+\frac{\beta\zeta}{1-\beta+\beta\zeta}E_{\tau_{t+1}}V(\tau_{t+1}, c_F)\right] \quad (5)$$

由于不确定性来自 $\Delta(\tau_t)=(\tau_{t+1}/\tau_t)^{-\gamma}$ 、 ζ ,结合 c_F^D 表达式,则受到不确定性影响的净现值为:
 $V^U(\tau_t, c_F)=\frac{A}{(1-\beta)F}(c_F)^{1-\gamma}\tau_t^{-\gamma}\left[\frac{(1-\beta)+\beta\zeta(\tau_{t+1}/\tau_t)^{-\gamma}}{1-\beta+\beta\zeta}\right]$;当无关税变化,即 $\frac{\tau_{t+1}}{\tau_t}=1$,也无延迟冲击,即 $\zeta=0$,则无不确定性影响的净现值为: $V^D(\tau_t, c_F)=\frac{A}{(1-\beta)F}(c_F)^{1-\gamma}\tau_t^{-\gamma}$ 。由此得到:有、无不确定性影响的净现值之间的不确定性 $\Theta(\tau_t)=\left[\frac{(1-\beta)+\beta\zeta\Delta(\tau_t)}{1-\beta+\beta\zeta}\right]^{1/(\gamma-1)}$,进而得到不确定性(U 表示不确定性)与确定性下临界边际成本之关系: $c_F^U=\Theta(\tau_t)\times c_F^D$ 。

由于 $\Delta(\tau_t)=(\tau_{t+1}/\tau_t)^{-\gamma}\leq 1$,所以 $\Theta(\tau_t)\leq 1$ 。当 $\zeta=0$ 时,等待期权消失。 $\Theta(\tau_t)$ 包含两类不确定性类型:关税变化和延迟反应。如果预估的冲击到达概率 ζ 很大,即使关税削减造成第一类不确定性降低,企业也会宁愿承受损失,并选择延迟等待而不进入。潜在关税概率分布为 $H(\tau')$,其中, $\tau' \in [1, \tau_{\max}]$ 。令 $(1-H(\tau))$ 为超过边际企业当前关税的冲击概率,那么 $H(\tau_t)$ 就是不超过边际企业当前关税的冲击概率,则 $\Delta(\tau_t)=[(1-H(\tau))E(\tau_{t+1}^{-\gamma} | \tau \geq \tau_t)+H(\tau)\tau_t^{-\gamma}]/\tau_t^{-\gamma}$,再恒等变形得到式(6):

$$\Delta(\tau_t)-1=(1-H(\tau))\left[\frac{E(\tau_{t+1}^{-\gamma} | \tau \geq \tau_t)-\tau_t^{-\gamma}}{\tau_t^{-\gamma}}\right]\leq 0 \quad (6)$$

其中, $\Delta(\tau_t)$ 捕获冲击到来时的关税随机变化。 $\Delta(\tau_t)-1$ 是在发生不良冲击后的利润中的期望比例减少(Handley,2014)。如坏冲击到来,括号中就是从 τ_t 开始的利润中的预期比例损失。

接着关注不确定性的第三种类型,即约束增加。当冲击到来时,从 $H(\tau')$ 随机抽取新关税。令新关税低于约束的概率为 $H(B)$,则新关税高于约束的概率为 $1-H(B)$ 。当存在约束时, $\Delta(\tau_t, B)=[(1-H(B))B^{-\gamma}+[H(B)-H(\tau)]E(\tau_{t+1}^{-\gamma} | \tau_t < \tau < B)+H(B)\tau_t^{-\gamma}]/\tau_t^{-\gamma}$ 。很明显,对关税分布施加约束会增加临界值,式(7)就可表示约束增加所引致的利润损失项。

$$\begin{aligned}\Delta(\tau_t, B)-1 &= \frac{(1-H(B))[B^{-\gamma}-\tau_t^{-\gamma}]+[H(B)-H(\tau)]E(\tau_{t+1}^{-\gamma} \mid \tau_t < \tau < B)}{\tau_t^{-\gamma}} \\ &= (1-H(B))\frac{B^{-\gamma}-E(\tau_{t+1}^{-\gamma} \mid \tau > B)}{\tau_t^{-\gamma}}+[\Delta(\tau_t)-1]\end{aligned}\quad (7)$$

不确定性导致了临界边际成本和临界边际价格收益同时减少。根据式(3)的加成率公式,以及临界关系方程 $c_F^U = \Theta(\tau_t) \times c_F^D$, 并假设不确定性全部源自出口市场,则不确定性下的加成率为:

$$\mu^U = \kappa \mu_F^U + (1-\kappa)\mu_H = \frac{1}{2}\kappa\left(\frac{c_F}{c_j}+1\right) + \frac{1}{2}(1-\kappa)\left(\frac{c_H}{c_j}+1\right), \quad c_j < c_F^U \quad (8)$$

2. 理论命题

(1) 加成率对延迟进入和关税约束的响应。约束、延迟和关税削减都是贸易政策不确定性的重要方面,往往混杂在一起并对政策有重要影响。综上所述,本文提出:

命题 1: 更高约束通过延缓进入而降低均衡加成率; 不确定性冲击到达概率(ζ)增大会延迟进入,降低加成率; 约束增加时,进入和加成率对到达率更敏感。从弹性方面分三种情况进行讨论:

情况 1: 加成率 μ^U 随约束增加而下降; 如存在关税削减,约束增长仍会使加成率减少,关税削减和约束增长这两种不确定性影响彼此会相互抵消。贸易政策不确定性源自国外市场,则根据临界边际成本与价格间关系 $p_{max}^U = \tau c_F^U$, 有 $\mu^U = p_{max}^U / \tau c_j = c_F^U / c_j$, $d \ln \mu^U = d \ln c_F^U - d \ln c_j$; c_j 不是 B 、 ζ 和 τ 的函数,故

$$\begin{aligned}d \ln c_j / d \ln B = 0, d \ln c_j / d \ln \zeta = 0, d \ln c_j / d \ln \tau = 0。由此加成率对约束的弹性: \varepsilon(B) &= \frac{d \ln \mu^U}{d \ln B} = \frac{d \ln c_F^U}{d \ln B} - \frac{d \ln c_j}{d \ln B} = \\ \frac{d \ln c_F^U}{d \ln B} &= -\frac{\gamma}{\gamma-1} \left(\frac{1-\beta}{1-\beta+\beta\zeta\Delta(\tau_t, B)} \right) \left(\frac{(1-H(B))B^{-\gamma}}{\tau_t^{-\gamma}} \right) < 0.\end{aligned}$$

情况 2: 加成率是延迟冲击到达率减函数; 在关税削减情景下,延迟进入市场也会导致加成率减少,关税削减和延迟增加这两种不确定性影响也在此时部分相互抵消。加成率对延迟的弹性:

$$\varepsilon(\zeta) = \frac{d \ln \mu^U}{d \ln \zeta} = \frac{d \ln c_F^U}{d \ln \zeta} - \frac{d \ln c_j}{d \ln \zeta} = \frac{\beta\zeta}{\gamma-1} \left(\frac{1-\beta}{(1-\beta+\beta\zeta)[1-\beta+\beta\zeta\Delta(\tau_t, B)]} \right) [\Delta(\tau_t, B)-1] \leq 0。$$

情况 3: 当约束增加时,加成率对延迟冲击到达率更敏感。 $\varepsilon(B) < 0$ 、 $\varepsilon(\zeta) < 0$, 以及 $\frac{\partial \varepsilon(\zeta)}{\partial B} \leq 0$ 则意味着: 当约束增加时,加成率 μ^U 对延迟冲击到达率更敏感: $\frac{\partial \varepsilon(\zeta)}{\partial B} = \frac{d^2 \ln \mu^U}{d \ln \zeta d B} = \frac{d^2 \ln c_F^U}{d \ln \zeta d B} \leq 0$ 。

命题 2: 加成率对延迟到达率下($\zeta > 0$)的给定关税变化缺乏弹性。换言之,延迟削弱了关税削减对加成率增加的促进作用,两种不确定性影响会彼此相互抵消。

$$\begin{aligned}\varepsilon_{\mu}^U(\tau_t) &= \frac{d \ln \mu_t^U}{d \ln \tau_t} = \frac{d \ln c_{F,t}^U}{d \ln \tau_t} - \frac{d \ln c_j}{d \ln \tau_t} = \varepsilon_{c_F^U}^U(\tau_t) - 0 = \frac{d \ln c_{F,t}^D}{d \ln \tau_t} + \frac{d \ln \Theta_t}{d \ln \tau_t} \\ &= -\frac{\zeta}{\zeta-1} \left\{ 1 - \beta \zeta \left[\frac{1-H(B)B^{-\gamma} + [H(B)-H(\tau_t)]E[\tau_{t+1}^{-\gamma} \mid \tau \in (\tau_t, B)]}{[1-\beta+\beta\zeta\Delta(\tau_t, B)]\tau_t^{-\gamma}} \right] \right\} = \varepsilon_{c_F^D}^D(\tau_t) \phi(\tau_t) \leq 0 \quad (9)\end{aligned}$$

其中, $d \ln c_{F,t}^D / d \ln \tau_t$ 是确定性弹性,它被中括号内的项削弱了,后者小于等于 1。在弹性绝对值方

面有： $|\varepsilon_{\mu}^U(\tau_t)| = |\varepsilon_{c_f}^U(\tau_t)| < |\varepsilon_{c_j}^D(\tau_t)|$ ，并且在不确定性条件下，进入边际的响应也延迟。

约束削减与应用关税削减对贸易增加和加成率提高都同样有效。由此可认为，通过WTO谈判进一步削减约束性承诺也将是有意义的。考虑一个实际关税 τ_0 低于其约束 B_0 的情景，则推测出：实际关税和约束分别随着 $d\ln\tau$ 和 $d\ln B$ 的改变而改变。命题1已证明 $d\ln\mu^U = d\ln c_F^U - d\ln c_j$ ，再利用命题1、命题2，计算进入临界 $d\ln\mu^U$ 净变化的比较静态值如下：

$$\begin{aligned} d\ln\mu_{|\tau=\tau_0}^U &= d\ln c_F^U - d\ln c_j = \varepsilon^U(\tau_0)d\ln\tau + \varepsilon(B_0)d\ln B - (d\ln c_j/d\ln\tau_t)_{|\tau=\tau_0}d\ln\tau_t \\ &= \varepsilon^D(\tau_0)d\ln\tau - \varepsilon(B_0) \times (d\ln B - d\ln\tau) + r_0 d\ln\tau + 0 \end{aligned} \quad (10)$$

其中， $r_0 = \frac{\zeta}{\zeta-1} \left(\frac{\beta\zeta}{1-\beta+\beta\zeta\Delta(\tau_t, B)} \right) \frac{[H(B_0)-H(\tau_0)]E[\tau_t^{-\gamma} | \tau \in (\tau_t, B)]}{\tau_t^{-\gamma}}$ 。

在式(10)中，右侧第一项是确定性弹性。第二项描述的是约束和关税同时变化时它们之间的关系。如约束不变，即在单方面降低关税情景下，加成率所受正向影响是减弱的。当约束和关税改变相同的量，但方向相反时： $d\ln B - d\ln\tau = 0$ ，第二项消失，这两类不确定性的影响也因相互抵消而消失。第三项是剩余不确定性，如果 B_0 和 τ_0 之间差距很大，则包含延迟因素的剩余不确定性就会降低加成率弹性。第四项为确定性 c_j 增长率在临界 $d\ln\mu^U$ 的净变化，其值为零。

(2)理论命题的推论。根据上述比较静态结果可归纳出命题1和命题2的推论1；再根据命题1和命题2，将政策冲击分为时机和力度两个不确定性部分，由此衍生出推论2。

推论1：延迟进入或约束增加会将关税削减对加成率的影响逆转为负面。如果单方面降低关税，而不通过约束来限制未来政策制定者，则关税削减型不确定性降低对加成率的正向作用就会被减弱，而延迟型不确定性增加或约束型不确定性增加还可能会抵消、甚至逆转关税削减的正向作用。

推论2：延迟消失或约束减让都会使关税削减对加成率的影响变得更为正向显著。关税减让伴随约束减让将引致更多新进入者；延迟冲击减弱也会使关税削减对加成率的影响变得正向显著。

由推论2可知：随着关税削减型不确定性降低的不断累计，以及时间推移，延迟冲击会随之而不断减弱。由此以贸易政策不确定性指数平方项和滞后项代表数量的累计和时间的推移，并进而推测出假设1：

假设1：贸易政策不确定性对出口企业加成率有非线性影响，即在贸易政策不确定性刚开始下降时，出口企业加成率仍会继续下降，而随着不确定性下降的不断累计，加成率才会逐渐上升。

3. 影响路径的机制分析框架

在贸易政策不确定性影响出口企业加成率的过程中，技术创新、中间品进口和产品质量可能在其间发挥着一定的调节作用，故本文为此构建这三条影响路径的机制分析框架。

(1)技术创新效应。在差异化部门，生产不同产品的企业具有不同生产率 $\varphi_j = 1/c_j$ 。创新引发生产率提升，故根据贸易政策不确定性下出口企业均衡加成率与生产率的逻辑关系可得出：

$$\mu^U = p_{\max}^U / \tau c = c_F^U / c_j = c_F^U \varphi_j = c_F^D \Theta(\tau_t) \varphi_j \quad (11)$$

其中，不确定性 $\Theta(\tau_t)$ 包含关税变化、延迟反应两类不确定性，前者易于量化，与生产率的相互作用也被文献证实(Coelli, 2018)。将贸易政策不确定性变形为： $\Theta(\tau_t) = \left[\frac{1 + \Delta(\zeta)\Delta(\tau_t)}{1 + \Delta(\zeta)} \right]^{\frac{1}{\gamma-1}}$ ，其中，

$\mathcal{D}(\zeta)=\beta\zeta/(1-\beta)$, $\Theta(\tau_i)$ 右侧中括号内分母是延迟型不确定性的表达,分子则包括关税变化、延迟反应两类不确定性。这样得到生产率、不确定性及其交互项对加成率影响的简约式模型:

$$d\ln \mu^U = \frac{1}{\gamma-1} d\ln\{[1+\mathcal{D}(\zeta)\Delta(\tau_i)]\varphi_j\} - \frac{1}{\gamma-1} d\ln[1+\mathcal{D}(\zeta)] + \frac{\gamma-2}{\gamma-1} d\ln\varphi_j + d\ln c_F^D \quad (12)$$

基于上述分析,本文提出:

假设 2:技术创新是贸易政策不确定性对加成率的影响路径之一,并在其间发挥着调节效应。

(2)中间品进口效应。令生产函数 $Q_a = \varphi L^{a_L} K^{a_K} M^{a_M}$, 其中, Q_a 是总产出;劳动、资本和中间投入的产出弹性和为 1, 即 $a_L + a_K + a_M = 1$, 各弹性下标 L, K, M 分别表示劳动、资本和中间投入。给定生产率 φ , 边际进口中间投入 c_{IM} 和边际国内中间投入 c_{HM} 的比为 $\hat{H} = \frac{c_{IM}}{c_{HM}} \leq 0$ 。将 M—O 模型代表性消费者效用函数简化为进口国效用函数, 解得跨期零利润下临界边际中间投入 $c_{IM}^D \geq c_{HM}$ (Shepotylo and Stuckatz, 2018)^①。再求解得贸易政策不确定性下临界边际中间进口投入 $c_{IM}^U = \Theta(\tau_i) \times c_{IM}^D$, $\Theta(\tau_i) = \left[\frac{1-\beta+\beta\zeta\Delta(\tau_i)}{1-\beta+\beta\zeta} \right]^{\frac{1}{\gamma-1}}$ 。加成率中由国外中间进口投入所带来的比重为 η , 加成率与贸易政策不确定性、边际中间进口投入有如下关系: $\eta\mu^U = \mu_{IM}^U = c_{IM}^U/c_{HM} = c_{IM}^D \Theta(\tau_i)/c_{HM}$ 。由此得中间品进口和贸易政策不确定性, 及其交互项对加成率影响的简约式模型:

$$d\ln \mu^U = \frac{1}{\gamma-1} d\ln\{[1+\mathcal{D}(\zeta)\Delta(\tau_i)]c_{IM}\} - \frac{1}{\gamma-1} d\ln[1+\mathcal{D}(\zeta)] - \frac{\gamma}{\gamma-1} d\ln c_{IM} + d\ln c_{HM}^D \quad (13)$$

基于上述分析,本文提出:

假设 3:中间品进口是贸易政策不确定性对加成率的影响路径之一,并在其间发挥着调节效应。

(3)产品质量效应。令效用函数 $U^z = q_0^c + \alpha \int_{i \in \Omega} q_i^c di + \varpi \int_{i \in \Omega} z_i q_i^c di - \frac{1}{2} \gamma \int_{i \in \Omega} (q_i^c)^2 di - \frac{1}{2} \eta (\int_{i \in \Omega} q_i^c di)^2$, 其中, q_0^c 和 q_i^c 表示传统产品和差异化产品的消费量, z_i 代表质量, ϖ 为品种质量参数 (Antoniades, 2015)。成本函数为: $TC_i = q_i c_i + q_i \delta z_i + \theta (z_i)^2$, 其中, δ 测度质量成本, θ 反映创新能力。成本为 c 的单位产品运送到国家 l 的成本为 $\tau^l c$, 结合国内(下标 d 表示)和国外(下标 x 表示)边界条件得: $c_x^h = c_d^l / \tau^l$, 那么国家 l 企业在国内外市场的最优产品质量为: $z_d^{*l} = \Lambda_d^l (c_d^l - c)$, $z_x^{*l} = \tau^l \Lambda_x^h (c_x^l - c)$, 其中, $\Lambda_d^l = L^l (\varpi^l - \delta^l) / (4\theta^l \gamma - L^l (\varpi^l - \delta^l)^2)$, $\tau^h \Lambda_x^h = \tau^h L^h (\varpi^h - \delta^h) / (4\theta^h \gamma - L^h (\varpi^h - \delta^h)^2)$ 。由此可解得平均加成率与产品质量之间的均衡关系:

$$\bar{\mu}_d^l = \frac{1}{2} [1 + (\varpi^l - \delta^l) \Lambda_d^l] \frac{\bar{z}_d^l}{\Lambda_d^l} \quad \bar{\mu}_x^h = \frac{1}{2} [1 + (\varpi^h - \delta^h) \Lambda_x^h] \frac{\bar{z}_x^h}{\Lambda_x^h} \quad (14)$$

其中, $\bar{z}_d^l = (1/(k+1)) \Lambda_d^l c_d^l$, $\bar{z}_x^h = (1/(k+1)) \Lambda_x^h c_x^h \tau^l$, 形状参数 k 刻画成本离散, 其采用 Melitz and Ottaviano (2008) 的类似假设, 即成本来自给定的 Pareto 分布: $G(c) = (c/c_{\min})^{-k}$ 。

根据式 (5) 及其随后的逻辑分析可推得: 企业在不确定性市场的临界边际成本与其在确定性市场的临界边际成本, 以及不确定性之间存在如下关系: $c_x^{h,U} = \Theta(\tau_i) \times c_x^{h,D}$ 。还可推得企业在不确定性下

① 更详细模型推导过程详见《中国工业经济》网站 (<http://ciejournal.ajcass.org>) 附件。

的产品质量与其在确定性下的产品质量,以及不确定性间存在如下关系: $\ln(z_x^U)=\ln[\Theta(\tau_t) \times z_x^D]$,其中, $\Theta(\tau_t)=\{[1-\beta+\beta\zeta\Delta(\tau_t)]/[1-\beta+\beta\zeta]\}^{U(\gamma-1)}$ 。根据命题1第一种情况的推理及其表达式可推得 $\ln\mu^U=\ln\bar{\mu}_x^{h,U}$,再结合式(14)的差异化范围参数 A_x^h ,在此推得产品质量、不确定性,及其交互项对加成率影响的简约式模型:

$$\ln\mu^U = \frac{1}{(\gamma-1)A_x^h} \ln\{[1+\Delta(\zeta)\Delta(\tau_t)]z_x^D\} - \frac{1}{\gamma-1} \ln[1+\Delta(\zeta)] + \frac{\gamma-2}{\gamma-1} \ln z_x^D \quad (15)$$

基于上述分析,本文提出:

假设4:产品质量是贸易政策不确定性对加成率的影响路径之一,并在其间发挥着调节效应。

三、研究设计

1. 数据来源

本文加成率及部分控制变量测算所需数据来源于中国工业企业数据库(简称工企数据库);借鉴余森杰(2011)等的思路整理工企数据库。借鉴马述忠和吴国杰(2016)、施炳展和邵文波(2014)的方法清洗中国海关进出口数据库(简称海关数据库)。借鉴李兵等(2016)方法对国家知识产权局中国专利数据库(简称专利数据库)进行处理。第一步,将WITS和WTO的关税数据按产品编码协调统一到HS96版本6位码,再按HS码与年份将关税与海关数据进行匹配。第二步,匹配工企数据库和海关数据库:首先使用企业名称与年份这两个变量来匹配,然后使用公司电话号码后7位、所在地邮政编码进行匹配。第三步,根据企业名称和年份,将关税、工企和海关的数据库与专利数据库进行匹配。对异常值进行删减,再将制造业依技术水平区分为高技术、中等技术、低技术、资源性产品和初级产品五类(Lall,2000),基于HS、CIC2、SITC3码转换表剔除非制造业产品^①。

2. 核心变量的测度和估计

(1)贸易政策不确定性指数的测度。贸易政策不确定性可被定义为当前优惠关税逆转为关税上限的可能性(龚联梅和钱学锋,2018)。以差分法度量TPU(Handley,2014;龚联梅和钱学锋,2018):

$$TPU = \begin{cases} \tau_B - \tau_{MFN} & \text{WTO 成员国} \\ \max(\tau_p - \tau_{MFN}, 0) & \text{签订 RTA 国家} \end{cases} \quad (16)$$

其中, τ_B 表示WTO约束关税, τ_{MFN} 表示最惠国关税, τ_p 表示签订区域贸易协定(RTA)后的优惠关税。本文发现优惠关税的值多低于最惠国关税,故借鉴钱学锋和龚联梅(2017)做法,调整公式为:

$$TPU = \begin{cases} \tau_B - \tau_{MFN} & \text{WTO 成员国} \\ \max(\tau_{MFN} - \tau_p, 0) & \text{签订 RTA 国家} \end{cases} \quad (17)$$

在实际测算过程中,2000—2005年时段内的TPU为WTO约束关税与最惠国关税的差分值,2005—2009年的TPU为如下数据的平均:①WTO约束关税与最惠国关税的差值。②WITS数据库中最惠国关税与对应国家优惠关税的差值。以上关税及差分均为产品层面数据,在测算的基础上与海关数据库进行合并后,按照产品对应贸易额进行加权平均,进一步按企业加总。

① 联合国统计局网站(<http://unstats.un.org/unsd/registry/regdnlid.asp>)提供海关HS6位码与BEC4位码以及SITC3位码分类转换表;2000—2001年采用HS1996,2002—2006年采用HS2002,2007—2009年采用HS2007;HS-CIC转换表来自Brandt et al.(2017)文章附录中数据;数据整理说明见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

(2)企业加成率指标的测度。根据黄先海等(2016)的方法,先计算出可变投入产出弹性 θ_{it}^M ,再用可变投入产出弹性 θ_{it}^M 除以支出份额 α_{it}^M ,从而得到加成率 $\mu_{it}=\theta_{it}^M/\alpha_{it}^M$ ①。

3. 调节变量的测度和估计

(1)技术创新指标的测度。本文衡量技术创新的指标为专利申请、新产品产值和研发投入。专利申请来自专利数据库(节选2000—2009年数据)。专利数据库将专利分为发明专利、实用新型专利和外观设计专利三大类。本文论证的一个重要假设:在贸易政策不确定性影响加成率的机制中,技术创新可能起重要作用,因此将专利申请和专利授权变量引入模型进行考察,具体将申请专利和获得专利授权的企业设定为1,否则为0。

(2)企业层面产品质量指标测度。基于Feenstra and Romalis(2014)质量测算框架,并结合余森杰和张睿(2017)的处理思路求得企业层面产品质量指标。首先测算产品离岸价格 p_{icgt}^* ,以及生产率 φ_{it} 和投入要素成本 c_t ,结合不同产品 α_{cg} 、 θ_g 和 σ_g 参数值,在此基础上可得到产品质量 $\ln(\lambda_{icgt})$:

$$\ln(\lambda_{icgt})=\theta_g[\ln(\mu_{icg})+\ln(p_{icgt}^*)+\ln(\varphi_{it})-\ln(c_t)] \quad (18)$$

根据许家云等(2017)方法加总到企业层面产品质量指标 $quality_{it}=\sum_{g=1}^{N_g} \sum_{c=1}^{N_c} s_{fcgt} \times (r-\lambda_{icgt})$, s_{fcgt} 表示各产品销售收入与企业总销售收入比。

(3)中间品进口额指标的测度。海关数据库包含产品HS码、数量、金额、来源与途经国等。参照陈勇兵等(2012)做法,使用BEC码筛选出中间品,再加总为企业层面年度数据。

4. 其他控制变量

企业生产率(tfp_{it}):基于中国工业企业数据库,采用De Loecker and Warzynski(2012)设计的以其姓名首写大写字母命名的DLW法测算。行业关税率($tariff_{it}$):根据WTO关税数据计算。国有资本占比($stcapital_{it}$):国有资本与企业实收资本比值。融资约束($finance_{it}$):企业利息支出与企业总资产的比值。资本劳动比($klratio_{it}$):固定资产投资年均余额平减后的资本与职工数的比值。企业规模($size_{it}$)为职工数对数值。企业年龄(age_{it}):当年年份减去企业开业年份,并加1,以避免出现0值。赫芬达尔指数(hhi_{it}):根据中国工业企业数据库的4位码行业数据计算。

四、计量模型设定与基准回归

1. 计量模型设定

根据理论部分2个命题、推论1和假设1构建本文的基本计量方程:

$$Markup_{it}=a_0+a_1 TPU_{it}+a_2 TPU_{it}^2+a_3 L.TPU_{it}+a_4 X_{it}+u_i+u_j+u_t+\varepsilon_{ijt} \quad (19)$$

其中, $Markup_{it}$ 、 TPU_{it} 分别为*i*企业*t*年的加成率和贸易政策不确定性指数, TPU_{it}^2 为 TPU_{it} 的平方, $L.TPU_{it}$ 为 TPU_{it} 滞后1期, u_i 、 u_j 、 u_t 为企业、年份、进口国固定效应, ε_{ijt} 为误差项。控制变量 $X_{it}=(tfp_{it}, tariff_{it}, stcapital_{it}, size_{it}, finance_{it}, age_{it}, klratio_{it}, hhi_{it})$ 。

2. 基准回归

表1显示 TPU 对企业加成率的影响的基准回归结果。由于中国工业企业数据库2010年的数据质量欠佳,故从第(1)列开始全部使用2000—2009年的合并数据。第(1)列表明在没有加入控制变量时, TPU 对加成率在1%水平上有显著负向影响。 TPU 越高,不确定性下降越多,则根据回归系

① 模型详细推导过程见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

数,TPU上升(不确定性下降)时,加成率显著下降。这意味着延迟削弱并逆转了关税削减对加成率增加的促进,证实假设1、推论1、命题2。在第(2)列,TPU对加成率在1%水平上也有显著负向影响,企业规模、生产率、资本劳动比、融资约束与hhi对加成率有显著正向作用,企业年龄产生显著负向影响,国有资本比重产生很小的显著负向影响^①。在第(3)列引入TPU²进行回归,可看出不确定性下降(TPU上升)对加成率产生显著“U型”曲线效应^②。表1第(4)列在表1第(3)列基础上加入前述控制变量,仍呈现显著“U型曲线效应”结论。在第(5)列,用TPU滞后一期代替第(4)列中的TPU²,并去除时间固定效应设置,TPU一次项显著为负,TPU滞后项显著为正,故不能推翻前4列的相应系数显著性结论;TPU滞后一期显著为正意味着因命题1的延迟进入效应,不确定性下降经历一段累积后,其才会显著促进企业加成率提升。第(6)列在第(5)列的基础上添加时间固定效应以控制不可观测时间差异,TPU滞后一期显著正向作用有所减弱,其他反应系数与第(5)列大部分类似。“U”型曲线效应意味随着关税削减型不确定性降低的不断累计,以及随之相伴的时间推移,延迟冲击随之减弱,延迟冲击减弱会使关税削减对加成率的影响变得更为显著正向。这些部分证实了假设2。

表1 贸易政策不确定性对企业加成率的影响:基准回归

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
TPU	-0.0331*** (-4.8805)	-0.0293*** (-5.3988)	-0.0505*** (-5.7329)	-0.0446*** (-6.7496)	-0.0433** (-2.1832)	-0.0155 (-1.4342)
TPU ²			0.0187*** (3.6671)	0.0210*** (4.5724)		
L.TPU					0.0171*** (3.0131)	0.0120*** (3.4324)
控制变量	否	是	否	是	是	是
年份效应	是	是	是	是	否	是
企业效应	是	是	是	是	是	是
国家效应	是	是	是	是	是	是
观测值	250492	188396	250492	188396	134073	134073
adj. R ²	0.4457	0.5557	0.4457	0.5557	0.6048	0.6095
F	23.8196	1862.9054	16.5014	1662.2533	2000.1580	2145.7607
Prob > F	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

注:括号内为t值,*、**、***分别表示在10%、5%、1%的显著性水平上显著,标准误在企业层面进行聚类,以下各表同。

五、关税削减和约束减让的政策冲击检验

在2005年前中国与外国签订系列区域贸易协定,故以WTO约束关税与最惠国关税差分作2000—2005年TPU。用多期双重差分模型(DID)分别估计TPU、TPU²^③对加成率的影响,并识别约束减让和关税削减的双重作用。不确定性对加成率的冲击时点并不统一,故引入方程:

$$Markup_{it} = a_0 + TPU_{it} \sum_{t=2000}^{2009} \gamma_t D_t + a_2 X_{it} + u_i + u_j + u_t + \varepsilon_{ijt} \quad (20)$$

其中,D_t为年度虚拟变量;例如D₂₀₀₂表示2002年为1,其余年份为0。在图1的(a)、(b)部分,2000—2001年,γ_t的置信区间均包括0,即γ_t不异于0,中国2001年加入WTO之前的平行趋势得到

① 完整回归结果详见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

② 关于的“U型”曲线效应图形分析详见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

③ 平行趋势假设检验图详见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

满足。由于图 1(a)部分 TPU 是根据差值法计算,比图 1(b)部分按比值法计算的 $TPU2$ 数值大,所以在图 1(b)部分,2000—2001 年 γ_i 的点估计值在零处几乎完全平行。由于 2002 年相对于 2001 年有一个较大幅度关税削减的贸易政策不确定性下降,所以图 1(a)、(b)两部分显示 γ_i 显著大于零,且是数值最高年份。前述基准回归和工具变量检验几乎都是从 2000—2009 年的均值回归,并未识别出特殊年份较大贸易政策不确定性下降对加成率的显著正向影响,原因在于大幅关税削减和约束承诺让延迟影响变得相对微弱。在图 1(a)部分的差值法 TPU 组可见:2001 年关税大幅削减所产生的不确定性下降对加成率滞后正向影响持续 3 年,在图 1(b)部分的比值法 $TPU2$ 组显示此影响仅延续 2 年^①。在图 1(a)部分的差值法 TPU 组显示:2008 年金融危机前后连续 3 年加成率呈现显著下降态势;在图 1(b)部分的比值法 $TPU2$ 组则未能体现这一阶段不确定性上升对加成率的显著负面影响。在图 1(a)部分的差值法 TPU 组有效识别了不同时点贸易政策不确定性对加成率的冲击,证实推论 2,即关税减让伴随同等或更大约束减让将产生更多新进入者,推动加成率显著上升。

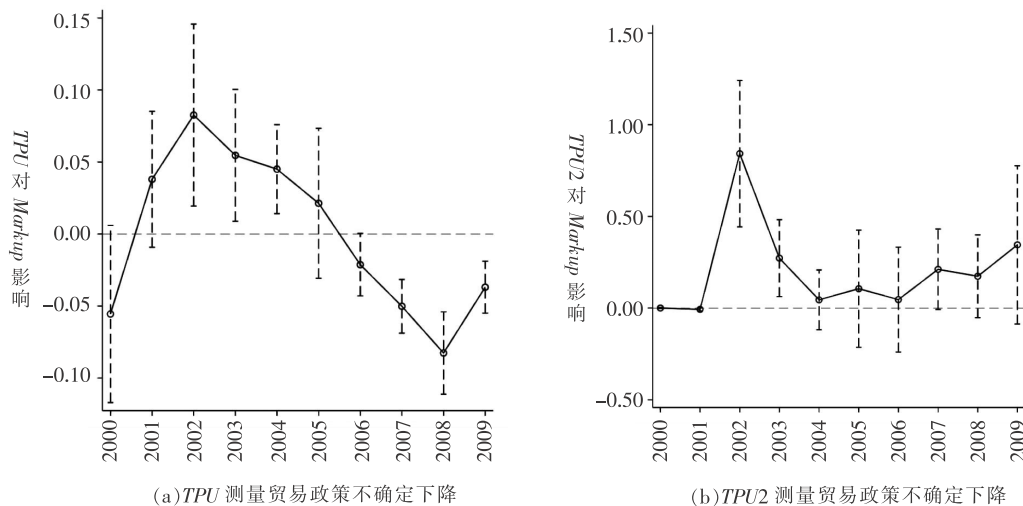


图 1 TPU 、 $TPU2$ 对出口企业加成率影响显著性的分年度检验

注:根据 Stata 16 软件提取的系数和置信区间绘制。具体识别系数及其显著性详见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

六、稳健性检验

关税对一国出口企业而言本来就是相对外生的。多边或双边贸易协定变化是不确定性重要根源,包括优惠贸易协定($PTAs$)。Limão(2016)解释了他此前的工作 Limão(2006): $PTAs$ 伙伴是否出口或作为彼此的优先选择,这依赖于多边关税在出口之前是否有变化;因此关税与 $PTAs$ 变量相关,但排除了潜在内生成分,即优惠。Limão(2016)除将关税作 $PTAs$ 的工具变量(IV),还使用了其他 IV,如运输成本和世界价格变量,而深度 $PTAs$ 可降低 TPU (Limão, 2016)。Coelli(2018)用第二列关税(即处在最惠国税率、特惠税率两列之间的协定税率)作为 TPU 工具变量的检验也是稳健的, TPU

① 差分法计算的 TPU 指数有优势(钱学锋和龚联梅,2017),Handley and Limão(2013)比值法($TPU2$)低估或高估不确定性。本文也用 $TPU2$ 替换关键解释变量做稳健性检验: $TPU2=1-\tau_{MFN}^\gamma/\tau_B^\gamma$, τ_{MFN}^γ 表示最惠国关税, τ_B^γ 表示 WTO 约束关税; γ 为替代弹性,在此取 2,回归结果见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

是最有可能通过关税影响企业竞争力,企业竞争力的重要表现即加成率,由此以关税作 IV 满足排他性假定。在引力模型框架下地理距离是运输成本的一个常用代理变量。借鉴 Limão(2016)和 Coelli(2018)做法将实际关税、美元计价出口价格、GDP 加权地理距离作为 TPU 备选工具变量。

采用 Belloni et al.(2012)方法,在 2SLS 第一阶段用 LASSO 回归从经纬度、实用新型授权等共计 32 个备选变量中筛选出最优工具变量;*tariff*、*tariff*²、*price*、*price*²、*ec_dis*、*ec_dis*²,即实际关税、实际关税平方、美元计价出口价格、美元计价出口价格平方、GDP 加权地理距离、GDP 加权地理距离平方等六个变量。这也表明这些变量与 TPU 之间具较强相关性,以及 TPU 通过它们影响企业加成率,即满足 IV 排他性假设,对微观企业而言具相对外生性。LASSO 回归可在 2SLS 第一阶段根据残差回归的 F 值和系数 t 值筛选 IV。根据表 2,关税组和关税平方组相关系数和 F 值都相对较大,表明此 IV 与关键解释变量之间相关性更强,有助于克服弱工具变量问题。

表 2 筛选工具变量的 LASSO 残差回归

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	关税		美元计价出口价格		GDP 加权地理距离	
	<i>rTPU</i>	<i>rTPU</i> ²	<i>rTPU</i>	<i>rTPU</i> ²	<i>rTPU</i>	<i>rTPU</i> ²
<i>rtariff</i>	0.2351*** (4.378)	-0.1278* (-1.701)				
<i>rtariff</i> ²	0.8922*** (4.953)	0.6694*** (3.359)				
<i>rprice</i>			-0.0017** (-2.082)	0.0007 (1.087)		
<i>rprice</i> ²			-0.0001* (-1.782)	-0.0001 (-1.485)		
<i>rec_dis</i>					-0.0017 (-0.631)	-0.0045* (-1.671)
<i>rec_dis</i> ²					0.0001 (0.486)	0.0003* (1.742)
控制变量	是	是	是	是	是	是
年份效应	是	是	是	是	是	是
企业效应	是	是	是	是	是	是
国家效应	是	是	是	是	是	是
观测值	188408	188396	188408	188396	169487	169475
F	93.0989	3.8843	24.9888	0.5703	17.0148	0.6333
Prob > F	0.0000	0.0001	0.0000	0.8226	0.0000	0.7696

再以关税和关税平方作 IV 进行 2SLS 检验与估计。根据表 3,时间区间全部为 2000—2009 年,第(1)列是关税为工具变量(IV)组,第(2)列在第(1)列基础上添加与表 2 一致的控制变量。第(3)列是关税和关税平方为 IV 组,第(4)列在第(3)列基础上添加与第(2)列相同控制变量。前 4 列全部控制了时间、进口国和企业固定效应。第(5)列以关税和关税滞后一期作 IV。机器学习筛选出关税作 IV 的 2SLS 估计,不论从数量累计还是时间滞后角度,都未接受且绝大部分拒绝系数不显著的原假设,即不确定性下降(TPU 上升)对加成率产生显著的“U 型”曲线效应,第(6)列在第(5)列基础上添加时间固定效应,TPU 系数转为负向显著,TPU 滞后一期显著正向作用有所减弱,其他反应系数

与第(5)列类似。2SLS 回归系数与基准回归系数的大小有异,原因在于第 1 阶段回归时,根据外生变量回归预测值筛选剔除内生因素影响。表 3 汇报了工具变量有效性检验:Anderson LM 统计量均在 1%的水平上拒绝了“IV 识别不足”原假设;Cragg-Donald Wald F 统计量都大于 Stock-Yogo 弱识别检验临界值在 10%的水平,拒绝原假设,即不存在弱 IV。

表 3 两阶段最小二乘法(2SLS)检验与估计

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>TPU</i>	-0.5633*** (-12.2941)	-0.5255*** (-11.4856)	-0.0464*** (-6.6505)	-0.0411*** (-5.9385)	-0.4473 (-1.5162)	-0.5551*** (-3.3961)
<i>TPU</i> ²			0.1784*** (7.8530)	0.1716*** (7.7709)		
<i>L.TPU</i>					1.1298*** (3.3030)	1.0825*** (3.2671)
控制变量	否	是	否	是	是	是
年份效应	是	是	是	是	否	是
企业效应	是	是	是	是	是	是
国家效应	是	是	是	是	是	是
Anderson LM	5063.994***	5038.435***	127.513***	128.896***	286.764***	75.406***
Cragg-Donald Wald F	4494.968	4471.754	55.476	56.078	117.171	30.764
观测值	250492	250492	250492	250492	146152	146152
F	151.1449	273.0011	80.7447	125.1592	35.2582	31.6132
Prob > F	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

七、影响路径的机制检验

1. 技术创新效应

为识别技术创新在贸易政策不确定性对加成率的影响过程中发挥的调节效应,构建如下方程:

$$Markup_{it} = a_0 + a_1 TPU_{it} + a_2 TPU_{it}^2 + a_3 L.TPU_{it} + a_4 TPU_{it} \times innov_{it} + a_5 TPU_{it}^2 \times innov_{it} + L.TPU_{it} \times L.innov_{it} + a_7 innov_{it} + a_8 L.innov_{it} + a_9 X_{it} + u_i + u_j + u_t + \varepsilon_{ijt} \quad (21)$$

其中,调节变量 *innov* 代表技术创新,用新产品产值作技术创新代理变量。回归结果见表 4。

除第(3)列,表 4 其他列中 *TPU* 对加成率有显著负向影响,第(1)、(2)列 *TPU*² 系数显著为正。第(3)、(5)列的 *TPU* 滞后项对加成率有显著正向影响;第(4)、(6)列的 *TPU* 滞后项系数为负,后者显著;第(4)列、第(6)列增加时间固定效应,*TPU* 滞后项作用被吸收,所以总体不能拒绝贸易政策不确定性下降对加成率影响的“U 型”曲线效应。除第(5)、(6)列,其余 4 列技术创新 *innov* 对加成率有显著正向影响。第(3)—(6)列显示技术创新滞后 *L.innov* 对加成率有显著正向影响。所有列的 *TPU* × *innov* 系数为负,而第(1)、(5)、(6)列的系数不显著。第(1)、(2)列的 *TPU*² × *innov* 系数为正,后者显著。第(3)、(5)列的 *L.TPU* × *L.innov* 对加成率有显著正向影响;第(4)、(6)列的 *L.TPU* × *L.innov* 系数为负且均不显著;第(4)、(6)列增加了时间固定效应,*L.TPU* × *L.innov* 的作用被吸收。故基本证实假设 2,即技术创新在不确定性对加成率的影响过程中发挥调节效应,并揭示了技术创新和不确定性影响加成率的非线性特征。

本文进一步引入创新的代理变量:专利申请、专利授权虚拟变量,并进行分样本检验。根据专利数据库分类标准将专利分为发明申请、发明授权、实用新型申请、实用新型授权、外观设计申请、外

表 4 企业技术创新效应

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>TPU</i>	-0.1175*** (-11.1453)	-0.0428*** (-4.9125)	0.0036 (0.4418)	-0.0786*** (-5.1537)	-0.0226** (-2.4778)	-0.0194*** (-2.6350)
<i>TPU</i> ²	0.0475*** (5.7103)	0.0180*** (3.2105)				
<i>L.TPU</i>			0.1439*** (10.1928)	-0.0120 (-0.8854)	0.0557*** (7.3302)	-0.0200** (-2.5013)
<i>TPU</i> × <i>innov</i>	-0.0009 (-0.7048)	-0.0029** (-2.3691)	-0.0062*** (-3.2341)	-0.0040* (-1.7837)	-0.0019 (-0.8718)	-0.0019 (-0.9816)
<i>TPU</i> ² × <i>innov</i>	0.0014 (1.3278)	0.0019** (2.4236)				
<i>L.TPU</i> × <i>L.innov</i>			0.0053*** (3.1186)	-0.0028 (-1.5975)	0.0072*** (3.8919)	-0.0005 (-0.3422)
<i>innov</i>	0.0191*** (16.9974)	0.0075*** (8.9488)	0.0063*** (6.6812)	0.0131*** (10.3671)	-0.0015** (-2.2620)	0.0001 (0.1018)
<i>L.innov</i>			0.0063*** (8.3693)	0.0117*** (10.5275)	0.0055*** (8.9977)	0.0039*** (4.4537)
控制变量	否	是	否	否	是	是
年份效应	是	是	否	是	否	是
企业效应	是	是	是	是	是	是
国家效应	是	是	是	是	是	是
观测值	188394	188394	134072	134072	134072	134072
adj. R ²	0.3659	0.5548	0.3805	0.3887	0.6048	0.6089
F	86.2466	775.0216	24.9438	41.3067	832.7359	854.6145
Prob > F	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

外观设计授权六类。从专利申请组和专利授权组整体对比看,后者整体显著性不如前者,可能是专利授权数量少的原因,中国出口企业专利质量有待提高^①。外观设计申请组 *TPU* 和 *TPU*² 系数是前负后正且都显著,外观设计授权组 *TPU* 滞后项系数显著为正,即贸易政策不确定性下降对加成率的“U型”曲线效应大致存在;而其他组列也不显著拒绝技术创新和不确定性影响加成率的非线性特征;或许技术创新的驱动作用还不充分,还有继续挖掘的空间。

2. 中间品进口效应

为识别中间品进口在贸易政策不确定性对加成率的影响过程中的调节效应,构建如下方程:

$$Markup_{it} = a_0 + a_1 TPU_{it} + a_2 TPU_{it}^2 + a_3 L.TPU_{it} + a_4 TPU_{it} \times iminm_{it} + a_5 TPU_{it}^2 \times iminm_{it} + a_6 L.TPU_{it} \times L.iminm_{it} + a_7 iminm_{it} + a_8 L.iminm_{it} + a_9 X_{it} + u_i + u_j + u_t + \varepsilon_{ijt} \quad (22)$$

其中,调节变量 *iminm* 代表中间品进口,用中间品进口数量的对数值衡量。回归结果见表 5。表 5 前 2 列 *TPU* 系数为负,后 4 列 *TPU* 系数为正,第(3)、(5)列 *TPU* 系数显著。第(1)、(2)列 *TPU*² 系数显著为正。第(3)、(4)列 *L.TPU* 系数为负,第(5)、(6)列 *L.TPU* 系数为正,但都不显著。所以总体不能拒绝不确定性下降对加成率的“U型”曲线效应。所有列表明中间品进口对加成率有显著正向影响。第(3)—(6)列显示中间品进口滞后项对加成率有显著正向影响。所有列的 *TPU*×*iminm* 系数都为负,但只有列(1)的系数显著。第(1)、(2)列的 *TPU*²×*iminm* 对加成率有显著正向影响,第(3)—(6)列的 *L.TPU*×*L.iminm* 的系数为正,但都不显著。第(1)列证实,后 5 列不能拒绝假设 3,即中间品

① 具体识别系数及其显著性详见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

进口在不确定性对加成率的影响过程中可能发挥调节效应,也可能存在中间品进口和不确定性影响加成率的非线性特征。随着不确定性下降的累计,增加中间品进口有助于加成率提高,这也意味着中间品进口对加成率的促进作用会受到不确定性及其延迟和约束的多重影响。

表 5 中间品进口效应

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>TPU</i>	-0.0259 (-0.7388)	-0.0066 (-0.2012)	0.1158* (1.7711)	0.0222 (0.2791)	0.0924** (2.2441)	0.0477 (1.3786)
<i>TPU</i> ²	0.1244*** (3.6471)	0.0600*** (3.0981)				
<i>L.TPU</i>			-0.0790 (-1.4778)	-0.0308 (-0.5728)	0.0078 (0.1648)	0.0236 (0.5892)
<i>TPU</i> × <i>iminm</i>	-0.0095*** (-3.1557)	-0.0041 (-1.3358)	-0.0119 (-1.4741)	-0.0065 (-0.7045)	-0.0102 (-1.5803)	-0.0070 (-1.2971)
<i>TPU</i> ² × <i>iminm</i>	0.0074*** (3.5114)	0.0041*** (2.7178)				
<i>L.TPU</i> × <i>L.iminm</i>			0.0023 (0.4719)	0.0077 (1.3021)	0.0015 (0.2624)	0.0015 (0.3545)
<i>iminm</i>	0.0275*** (13.5144)	0.0158*** (12.1791)	0.0290*** (13.2489)	0.0247*** (10.8488)	0.0098*** (6.9091)	0.0064*** (4.6367)
<i>L.iminm</i>			0.0097*** (4.6285)	0.0133*** (6.0963)	0.0052*** (3.5943)	0.0075*** (5.3808)
控制变量	否	是	否	否	是	是
年份效应	是	是	否	是	否	是
企业效应	是	是	是	是	是	是
国家效应	是	是	是	是	是	是
观测值	96626	96626	61317	61317	61317	61317
adj. R ²	0.3522	0.5560	0.3732	0.3783	0.6288	0.6339
F	46.0406	490.9626	29.9809	24.1207	494.7293	529.1236
Prob > F	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

3. 产品质量效应

为识别产品质量在贸易政策不确定性对加成率的影响过程的调节效应,构建如下方程:

$$Markup_{it} = a_0 + a_1 TPU_{it} + a_2 TPU_{it}^2 + a_3 L.TPU_{it} + a_4 TPU_{it} \times quality_{it} + a_5 TPU_{it}^2 \times quality_{it} + a_6 L.TPU_{it} \times L.quality_{it} + a_7 quality_{it} + a_8 L.quality_{it} + a_9 X_{it} + u_i + u_j + u_t + \varepsilon_{ijt} \quad (23)$$

其中,调节变量 *quality* 代表产品质量,用企业层面出口产品质量衡量。回归结果见表 6。所有列 *TPU* 对加成率的影响为负,只有第(3)列 *TPU* 系数不显著。第(1)、(2)列 *TPU*² 对加成率有显著正向影响。第(3)、(4)、(6)列 *TPU* 滞后项系数为正,但不显著。第(5)列 *TPU* 滞后项系数显著为负。总体不能拒绝贸易政策不确定性下降对加成率的“U 型”曲线效应。大部分列表明产品质量(*quality*)对加成率有正向或显著正向影响,但产品质量滞后项对加成率却都呈显著负向影响,这意味着产品质量只对当期加成率有促进作用。几乎所有列的 *TPU*×*quality* 都对加成率有显著负向影响。第(3)—(6)列 *L.TPU*×*L.quality* 的系数显著为正。前 2 列不能拒绝,后四列证实假设 4,即产品质量在不确定性对加成率的影响过程中发挥调节效应,也会存在中间品进口和不确定性影响加成率的非线性特征。随着不确定性下降的不断累计,产品质量提升有助于企业加成率提高。总体证实了产品质量对加成率的促进作用会受到不确定性及其延迟和约束的多重影响。

表 6 产品质量效应

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>TPU</i>	-0.0795*** (-4.8470)	-0.0756*** (-5.5843)	-0.0015 (-0.0776)	-0.0931*** (-3.9815)	-0.0581*** (-3.0196)	-0.0385** (-2.1662)
<i>TPU</i> ²	0.0928** (2.4468)	0.0721*** (2.7929)				
<i>L.TPU</i>			0.0001 (0.0057)	0.0126 (0.6035)	-0.0572*** (-3.0045)	0.0030 (0.1961)
<i>TPU</i> × <i>quality</i>	-0.0171 (-0.5471)	-0.0901*** (-3.4822)	-0.2265*** (-3.3882)	-0.2770*** (-5.0461)	-0.2591*** (-5.1733)	-0.2201*** (-4.0294)
<i>TPU</i> ² × <i>quality</i>	-0.1132 (-0.8372)	0.0742 (1.4279)				
<i>L.TPU</i> × <i>L.quality</i>			0.1177** (2.1855)	0.1772*** (3.5763)	0.0920** (2.2505)	0.0839** (1.9877)
<i>quality</i>	0.0942*** (4.8459)	-0.0071 (-0.5313)	0.1565*** (7.0061)	0.1751*** (7.8287)	0.0264 (1.5739)	0.0202 (1.2045)
<i>L.quality</i>			-0.0873*** (-4.0845)	-0.1008*** (-4.8047)	-0.0610*** (-3.6957)	-0.0396** (-2.3924)
控制变量	否	是	否	否	是	是
年份效应	是	是	否	是	否	是
企业效应	是	是	是	是	是	是
国家效应	是	是	是	是	是	是
观测值	188363	188363	134046	134046	134046	134046
adj. R ²	0.3631	0.5544	0.3795	0.3852	0.6016	0.6087
F	35.6764	775.9847	20.8852	24.3229	822.1367	842.3626
Prob > F	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

八、异质性分析

贸易政策不确定性对出口企业加成率的影响可能因贸易方式、技术水平、地区、所有制类型不同而呈现异质性,因此按不同贸易类型、技术水平、地区和所有制类型分别回归。

1. 不同贸易方式

将企业贸易方式分为一般贸易、加工贸易和混合贸易进行回归。根据表 7 回归结果,一般贸易、加工贸易、混合贸易企业都未显著拒绝贸易政策不确定性下降对加成率的“U 型”曲线效应。

2. 不同技术水平

依据 Lall(2000)标准将企业分为高技术、中等技术、低技术三类,并分别进行回归。根据表 8 回归结果,低技术和中等技术企业未拒绝贸易政策不确定性下降(*TPU* 指数上升)对加成率的“U 型”曲线效应,高技术企业显著证实了这种“U 型”曲线效应。高技术企业进入出口市场的沉没成本更高,对贸易政策不确定性的延迟反应更敏感,中等技术企业次之,低技术企业最弱。

3. 不同地区企业

根据企业所在地区分为东部、中部、西部、沿海和非沿海地区五类。东部和沿海企业加成率对不确定性下降的影响呈典型“U 型”曲线特征^①。在 *TPU* 和 *TPU*² 回归组,中部企业加成率对不确定性下降呈典型“U 型”曲线效应特征。在 *TPU* 和 *L.TPU* 回归组,中部企业加成率影响系数显示出负向缩

① 具体回归结果详见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

表 7 不同贸易方式企业回归结果

	(1)一般贸易	(2)一般贸易	(3)加工贸易	(4)加工贸易	(5)混合贸易	(6)混合贸易
<i>TPU</i>	-0.0286*** (-2.6739)	-0.0444*** (-3.7982)	0.0046 (0.1715)	-0.0349 (-1.1774)	-0.0642*** (-5.8885)	-0.0281*** (-3.4338)
<i>TPU</i> ²	0.0048 (1.0538)		0.0272* (1.6588)		0.0322*** (5.8003)	
<i>L.TPU</i>		0.0417*** (3.6203)		0.0358* (1.7810)		0.0002 (0.0205)
控制变量	是	是	是	是	是	是
年份效应	是	否	是	否	是	否
企业效应	是	是	是	是	是	是
国家效应	是	是	是	是	是	是
观测值	70552	46893	9469	5186	95548	72058
adj. R ²	0.5909	0.6652	0.5949	0.7248	0.5402	0.5801
F	390.3700	647.5152	88.6148	116.1207	544.8411	701.5516
Prob > F	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

表 8 不同技术水平企业回归结果

	(1)低技术	(2)低技术	(3)中等技术	(4)中等技术	(5)高技术	(6)高技术
<i>TPU</i>	-0.0498*** (-4.2667)	-0.0526*** (-4.1065)	-0.0133 (-1.5051)	-0.0208** (-2.1552)	-0.0502* (-1.7735)	-0.0628* (-1.7422)
<i>TPU</i> ²	0.0031 (0.2635)		0.0219*** (3.7001)		0.0635* (1.9293)	
<i>L.TPU</i>		0.0082 (0.7938)		0.0263*** (2.9091)		0.0747* (1.8150)
控制变量	是	是	是	是	是	是
年份效应	是	否	是	否	是	否
企业效应	是	是	是	是	是	是
国家效应	是	是	是	是	是	是
观测值	73754	52439	63275	44215	12800	8936
adj. R ²	0.5643	0.6067	0.5662	0.6206	0.5700	0.5981
F	452.6767	525.3214	335.1587	488.3729	31.7657	42.9695
Prob > F	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

小或向正向转换的趋势;可能在滞后 1 期延迟阶段,关税削减引起的不确定性下降累计,还未达到加成率所受影响方向逆转所需要的不确定性下降累计量。中部地区 2 组回归的 *TPU* 系数显著性有异的原因在于含滞后项的估计丢失部分样本信息。非沿海地区企业影响系数跟中部地区类似。西部企业加成率对不确定性下降的影响与中部企业相似,但相应系数绝对值大一些。

4. 不同所有制

按所有制将企业分为国有、民营、外资和合资四类,并进行回归。只有合资企业加成率对不确定性下降的影响呈显著的“U 型”曲线特征。贸易政策不确定性变动未对国有企业影响显著^①。

九、结论与启示

本文将关税、约束和延迟三种不确定性类型纳入异质性企业模型,并进一步融合技术创新、中

① 具体回归结果详见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

间品进口和产品质量等因素,从而为经验研究提供了更为一般化理论基础,也形成影响路径的机制分析框架。在此基础上,利用中国企业和关税等数据就贸易政策不确定性对中国出口企业加成率的影响进行实证检验、稳健性检验、机制检验和异质性分析。延迟反应和关税约束可被认为是由关税变化所引发的不确定性,而实证检验亦发现其在大部分时间段的影响超过关税变化影响。

本文的研究结论如下:①在关税削减引起的贸易政策不确定性下降的初期,由于前景不明,谨慎延迟进入会使得中国出口企业加成率不能呈现上升态势,而随着贸易政策不确定下降在数量或时间上的不断累计,中国出口企业加成率才能呈现上升态势。②贸易政策不确定性下降对中国出口企业加成率产生显著的“U型”曲线效应。③加入WTO的后9年,中国出口企业加成率对贸易政策不确定性表现出了普遍的反应延迟。④关税减让伴随更大约束减让使得中国出口企业加成率在中国加入WTO后少许年份呈现整体显著上升态势。⑤机制检验发现,产品质量、中间品进口是更为有效的影响路径,二者发挥了积极的调节作用。⑥异质性分析表明,贸易政策不确定性下降对高技术企业、东部和沿海企业加成率产生更明显的“U型”曲线效应;一般贸易、低技术、中等技术等并未显著拒绝不确定性下降对加成率的“U型”曲线效应,加工贸易受合同限制较多,对贸易政策不确定性变化不敏感;西部企业加成率对贸易政策不确定性下降的影响与中部企业相似,但西部出口企业加成率对关税削减触发的不确定性下降的延迟,及其逆转的反应边际效应更大,这或许与东部企业因成本上升而向西部转移出口加工产能有关。⑦基于机器学习筛选工具变量的2SLS估计、多期DID模型等一系列检验证实了经验研究的稳健性。

本文的启示在于:①加强全球磋商会在降低贸易政策不确定性的延迟方面发挥重要作用,WTO等国际机构、国家或地区间在监督和执行多边、双边约束承诺时有义务降低贸易政策不确定性,以稳定和再度重启经济;在面临不确定性上升局面时,由于存在延迟反应,一方面,中国企业要利用好这一窗口期,灵活调整经营活动,降低经营风险;另一方面,中国企业应通过WTO贸易规则等条款切实保障自身的利益,降低各类贸易摩擦的风险。②中国应积极改善与世界各国的双边与多边贸易关系,通过积极参加“区域全面经济伙伴关系协定(RCEP)”“全面与进步跨太平洋伙伴关系协定(CPTPP)”等区域贸易协定,建立起多样化的国际贸易网络,加强与贸易伙伴的信息共享,从而对冲中国企业可能面临的贸易政策不确定性上升风险,为中国外向型企业的发展提供更为稳定的外部营商环境。③各级政府应大力贯彻落实创新驱动发展战略,加强知识产权保护与国际合作,提升中国企业的价格加成能力;中国企业在参与国际竞争过程中,应充分学习和吸收先进技术和管理模式,不断加强技术创新能力,提升产品质量,从而有效增强其在贸易政策不确定性环境下的价格加成能力。④各级政府应帮助外贸企业积极开拓超大规模的内需市场,努力实施市场多元化战略以降低本土企业对国际市场的风险敏感度;在新进口战略指导下,中国企业需要不断强化质量意识以完善中间品管理,优化中间品进口结构,在开放合作中不断增强自主创新能力。⑤政府、企业和行业协会应全面梳理产业链上下游核心产品的对外依存度,开展关键技术攻关,在产业链各个关键环节形成处于国际前沿的创新力,维护供应链稳定,从而培育大量具有抗风险能力、创新意识和国际竞争力的优质企业,开创国内与国际循环相互促进的新发展格局。

[参考文献]

- [1]陈勇兵,仇荣,曹亮.中间品进口会促进企业生产率增长吗——基于中国企业微观数据的分析[J].财贸经济,2012,(3):78-88.
- [2]龚联梅,钱学锋.贸易政策不确定性理论与经验研究进展[J].经济学动态,2018,(6):106-116.
- [3]黄先海,诸竹君,宋学印.中国出口企业阶段性低加成率陷阱[J].世界经济,2016,(3):95-117.

- [4]李兵,岳云嵩,陈婷. 出口与企业自主技术创新:来自企业专利数据的经验研究[J]. 世界经济, 2016,(12):72-94.
- [5]马述忠,吴国杰. 中间品进口、贸易类型与企业出口产品质量——基于中国企业微观数据的研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2016,(11):77-93.
- [6]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.
- [7]施炳展,邵文波. 中国企业出口产品质量测算及其决定因素——培育出口竞争新优势的微观视角[J]. 管理世界, 2014,(9):90-106.
- [8]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.
- [9]许家云,毛其淋,胡鞍钢. 中间品进口与企业出口产品质量升级:基于中国证据的研究[J]. 世界经济, 2017,(3):54-77.
- [10]许明,邓敏. 产品质量与中国出口企业加成率——来自中国制造业企业的证据[J]. 国际贸易问题, 2016,(10):26-37.
- [11]徐卫章,李胜旗. 贸易政策不确定性与中国出口企业加成率——基于企业异质性视角的分析[J]. 商业研究, 2016,(12):150-160.
- [12]余淼杰. 加工贸易、企业生产率和关税减免——来自中国产品面的证据[J]. 经济学(季刊), 2011,(4):1251-1280.
- [13]余淼杰,张睿. 中国制造业出口质量的准确衡量:挑战与解决方法[J]. 经济学(季刊), 2017,(2):463-484.
- [14]Antoniades, A. Heterogeneous Firms, Quality, and Trade [J]. *Journal of International Economics*, 2015,95(2):263-273.
- [15]Baker, S. R., N. Bloom, and S. J. Davis. Measuring Economic Policy Uncertainty [J]. *Quarterly Journal of Economics*, 2016,131(1):1593-1636.
- [16]Belloni, A., D. Chen, V. Chernozhukov, and C. Hansen. Sparse Models and Methods for Optimal Instruments With an Application to Eminent Domain[J]. *Econometrica*, 2012,80(6):2369-2429.
- [17]Brandt, L., J. Van Biesebroeck, L. Wang, and Y. Zhang. WTO Accession and Performance of Chinese Manufacturing Firms[J]. *American Economic Review*, 2017,107(9):2784-2820.
- [18]Bustos, P. Trade Liberalization, Exports, and Technology Upgrading: Evidence on the Impact of MERCOSUR on Argentinian Firms[J]. *American Economic Review*, 2011,101(1):304-340.
- [19]Coelli, F. Trade Policy Uncertainty and Innovation: Evidence from China[R]. Dropbox Working Paper, 2018.
- [20]De Loecker, J., and F. Warzynski. Markups and Firm-Level Export Status [J]. *American Economic Review*, 2012,102(6):2437-2471.
- [21]Dixit, A. Entry and Exit Decisions under Uncertainty[J]. *Journal of Political Economy*, 1989, 97(3):620-638.
- [22]Feenstra, R. C., and J. Romalis. International Prices and Endogenous Quality [J]. *Quarterly Journal of Economics*, 2014,129(2):477-527.
- [23]Feng, L., Z. Li, and D. L. Swenson. The Connection between Imported Intermediate Inputs and Exports: Evidence from Chinese Firms[J]. *Journal of International Economics*, 2017,(10):86-101.
- [24]Francois, J. F., and W. Martin. Commercial Policy Variability, Bindings, and Market Access [J]. *European Economic Review*. 2004,48(3):665-679.
- [25]Handley, K., and N. Limão. Policy Uncertainty, Trade and Welfare: Theory and Evidence for China and the United States[R]. NBER Working Papers, 2013.
- [26]Handley, K. Exporting under Trade Policy Uncertainty: Theory and Evidence [J]. *Journal of International Economics*, 2014,94(1):50-66.
- [27]Lall, S. The Technological Structure and Performance of Developing Country Manufactured Exports, 1985—1998[J]. *Oxford Development Studies*, 2000,28(3):337-369.
- [28]Limão, N. Preferential Trade Agreements as Stumbling Blocks for Multilateral Trade Liberalization: Evidence

- for the United States[J]. *American Economic Review*, 2006,96(3):896–914.
- [29]Limão, N. Preferential Trade Agreements[R]. NBER Working Papers, 2016.
- [30]Melitz, M. J. The Impact of Trade on Intra–industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity[J]. *Econometrica*, 2003,71(6):1695–1725.
- [31]Melitz, M. J., and G. Ottaviano. Market Size, Trade, and Productivity[J]. *Review of Economic Studies*, 2008, 75(1):295–316.
- [32]Sala, D., P. J. H. Schröder, and E. Yalcin. Market Access through Bound Tariffs [J]. *Scottish Journal of Political Economy*, 2010, 57(3):272–289.
- [33]Shepotylo, O., and J. Stuckatz. Political Uncertainty, FDI, and Trade in Intermediate Goods: Evidence From Ukrainian Firms[R]. SSRN Electronic Journal, 2018.

Trade Policy Uncertainty and Export Firms' Markups: Theoretical Mechanism and China's Experiences

XIE Jie¹, CHEN Feng¹, CHEN Ke-jie², DAI Zhao-qiong³

- (1. School of Economics, Zhejiang Gongshang University, Hangzhou 310018, China;
 2. School of Economics, Zhejiang University of Technology, Hangzhou 310014, China;
 3. Institute of International Business, Zhejiang Gongshang University, Hangzhou 310018, China)

Abstract: Trade policy uncertainty is an important factor that affects export firms' markups, and trade policy uncertainty is usually considered to be caused by tariff changes, which ignores two important facts: firms may delay their response to tariff reduction, and the changes of WTO binding commitment are also a type of trade policy uncertainty. Based on these, firstly, this article incorporated tariffs' binding commitments and firm's delayed response into the expanded and heterogeneous model of firms' trade policy uncertainty, so as to study the impact of trade policy uncertainty on the markups of Chinese export firms, which innovatively build a bridge between theory and evidence. Secondly, after quantitative demonstration to the theoretical hypothesis by using the data of China Industrial Enterprise Database and Customs Database, this article found: in the nine years after China's entry to WTO, Chinese export firm's markup show a general response of delay to trade policy uncertainty. In few years after China's entry to WTO, tariff cuts accompanied by the reduction of equal or greater binding commitments made the overall markups of Chinese firms increased. Further in this article, technological innovation and other factors were incorporated into the mechanism test, and it is found that quality of export products and import of intermediate products are more effective factors. Finally, the heterogeneity analysis shows: the decline of trade policy uncertainty has a more obvious nonlinear effect on the markups of high-tech firms, joint ventures, firms in the eastern and coastal areas. One of the implicit policy implications of this article is: the increase in trade policy uncertainty generally does not lead a decrease to the markups of export firms at the beginning, which provides a time window for export firms to adjust their operations, and for WTO and countries in the world to improve the supervision and implementation of multilateral and bilateral binding commitments.

Key Words: trade policy uncertainty; tariff cuts; firm's delayed response; binding commitments; export firms' markups

JEL Classification: F13 F14 F18

[责任编辑:许明]