

贸易政策不确定性如何影响异质性企业出口模式

——基于融资约束异质性视角的分析

刘 晴 李雨晴 张艳超

(合肥工业大学 经济学院,安徽 合肥 230601)

摘要: 基于拓展的异质性企业贸易模型,从融资约束的视角考察贸易政策不确定性对企业出口模式的影响机制,并利用中国加入WTO后获得美国授予的永久正常贸易关系地位这一准自然实验,构建倍差法模型进行估计,运用2000—2013年高度细化的中国微观贸易数据进行实证分析。研究表明:随着贸易政策不确定性的降低,企业从事一般贸易出口的比重将上升,通过加工贸易出口的比重将下降;考虑贸易政策不确定性与融资约束的交互效应后发现,与低融资约束部门内的企业相比,贸易政策不确定性下降对高融资约束部门内的企业从事一般贸易出口概率的影响更大。处理内生性问题后,实证研究结果依然稳健。因此,在外部不确定性环境下,中国应发挥“有为政府”的作用,优化外贸营商环境,推进金融改革向纵深发展,引导企业加快转型升级,从而实现向全球价值链高端环节攀升。

关键词: 贸易政策不确定性; 融资约束; 出口模式; 异质性企业; 贸易转型

中图分类号: F746.12; F752.62 **文献标志码:** A **文章编号:** 1672-6049(2022)01-0097-12

一、引言

20世纪80年代,为了促进企业融入“国际大循环”,中国政府为加工贸易提供了一系列支持政策,显著促进了对外贸易和就业的持续增长,并在国内资金和外汇短缺的情形下实现了资本积累。然而,“两头在外、外资主导”的加工贸易模式,一方面,导致中国制造业被锁定在全球价值链低端^[1],关键技术受制于人;另一方面,也使中国积累了较大的贸易顺差,对外部需求形成长期依赖。随着2008年全球金融危机的爆发,特别是近年来中美贸易摩擦不断升级与新冠肺炎疫情的不断蔓延,国际市场不确定性日益增强,我国外贸发展面临着更加严峻的风险和挑战。拓展对外贸易方式,逐步实现对外贸易转型升级,对构建双循环新发展格局具有十分重要的意义。

与加工贸易企业相比,一般贸易企业虽然没有“两头在外”的限制,但面临较高的贸易成本,更易受到融资约束的限制^[2-3],这会进一步使得不同贸易方式的企业在面临不确定性时产生不同的行为模式^[4]。本文尝试从贸易方式和融资约束的视角,通过拓展现有异质性企业贸易模型,探究贸易政策不确定性(Trade Policy Uncertainty, TPU)对企业外贸转型升级的影响机制。本文基于2000—2013年高度细化的中国微观贸易数据,构建倍差法模型进行估计,研究发现:随

收稿日期:2021-11-18;修回日期:2022-01-05

基金项目:国家自然科学基金项目“贸易政策不确定性、融资约束异质性与贸易福利效应”(71873044)

作者简介:刘晴(1981—),男,安徽合肥人,经济学博士,合肥工业大学经济学院教授,研究方向为国际贸易与国际金融;李雨晴(1998—),女,安徽阜阳人,合肥工业大学经济学院硕士研究生,研究方向为国际贸易与跨国投资;张艳超(1995—),女,河北石家庄人,合肥工业大学经济学院硕士研究生,研究方向为国际贸易理论与政策。

着贸易政策不确定性的降低,企业从事一般贸易出口的比重将上升,通过加工贸易出口的比重将下降,且这一效应对高融资约束部门的企业影响更为明显。

相关研究文献主要有两类。第一类文献主要关注企业贸易方式选择的影响因素,围绕生产率、交易成本、中间品贸易自由化、融资约束、产业集聚、贸易政策不确定性等单一因素展开^[2-9]。Manova and Yu^[2]从流动性约束的角度解释了企业的贸易方式选择行为,发现融资约束导致企业更有可能从事加工贸易出口。刘晴等^[3]基于银行信贷约束视角的研究发现,融资约束促进了企业出口参与,却迫使低效率企业从事出口导向型贸易,从而抑制了对外贸易转型升级。Brandt and Morrow^[7]研究发现,中间品贸易自由化通过降低一般贸易企业生产成本,促使出口企业从加工贸易转向一般贸易。Liu *et al.*^[4]研究发现,贸易政策不确定性下降有助于企业实现贸易方式转型升级。然而,这类文献大多从融资约束或贸易政策不确定性单一视角出发,简化或忽略了贸易政策不确定性与融资约束的交互作用可能产生的高阶效应。

第二类文献则聚焦于不确定性和融资约束的交互影响效应。Chor and Manova^[10]的研究指出,金融危机放大了金融脆弱性部门对外部资金成本的敏感性,这是导致金融危机时期贸易大崩溃的一个重要原因。Bricongne *et al.*^[11]进一步研究发现,巨大的需求冲击以及与信贷限制相关的产品特性构成了贸易大崩溃的主要原因。Aghion *et al.*^[12]、Aghion *et al.*^[13]认为,在完善的信贷市场中,在总体不确定性下降时,企业将减少长期投资,增加短期投资,但在足够严格的信贷约束下,在总体不确定性下降时,企业将增加长期投资,减少短期投资。Aghion *et al.*^[14]以及Choi *et al.*^[15]则证实,总体不确定性会显著抑制行业生产率的增长,而这一抑制作用在金融脆弱性部门相对更大。毛其淋和许家云^[16]、李敬子和刘月^[17]认为,贸易政策不确定性变动会对企业现金流、融资市场等产生影响,从而改变企业的融资约束状况。冯玉静和王晖^[18]从供给的角度指出,经济不确定性上升使得银行倾向于缩减审批额度或降低审批概率,导致企业面临更高的融资约束。可以发现,这类文献主要关注点在宏观经济领域或企业绩效方面,较少关注微观企业的贸易方式选择行为。

本文可能的边际贡献体现在以下三个方面:第一,通过拓展异质性企业贸易模型,探究了贸易政策不确定性与企业贸易方式选择的关系,以及融资约束对二者关系的影响,这有助于从贸易政策不确定性和融资约束的交互视角解释中国工业企业贸易方式的动态演变;第二,基于中国加入WTO后获得美国授予的永久正常贸易关系地位这一准自然实验,构建倍差法模型进行估计,较好地缓解了回归中可能存在的内生性问题;第三,研究结论有助于理解不确定环境下对内金融体制改革与对外贸易方式转型升级之间的关系,为构建双循环新发展格局和提升中国在全球价值链中的地位提供了政策参考。

二、理论模型

本文将融资约束纳入 Liu *et al.*^[4]的异质性企业贸易模型分析框架,进而揭示贸易政策不确定性与融资约束的交互作用对企业出口模式选择的影响机制,以指导后续的经验分析。

(一) 基本框架

假定存在两个对称的国家,国家内部包括 N 个生产部门,部门内具有垄断竞争的市场结构;每个企业只生产一种产品,劳动是唯一的生产要素,并且在部门间自由流动,工资标准化为 1。

假定消费者的效用函数用 CES 形式来表示,代表性消费者对特定部门产品的支出份额保持不变,因此,其对特定部门内差异化产品的需求可以表示为:

$$q_i(\omega) = Y_i P^{\sigma-1} p_i(\omega)^{-\sigma} \quad (1)$$

其中 ω 表示差异化产品; σ 表示特定部门 i 内差异化产品间的替代弹性 $\sigma > 1$; Y_i 表示代表性消费者对特定部门 i 内产品的总支出; P 表示市场总体价格指数; $p_i(\omega)$ 表示差异化产品的国内市场价格。

此外,假定特定部门内企业 j 支付一笔市场进入成本 f_{ei} 后,从分布 $G(\varphi)$ 中随机抽取生产率水平 φ_{ij} 。为专注于不确定性和融资约束对企业出口的影响,同时简化分析,本模型不再考虑企业内销行为。企业可以选择通过一般贸易或加工贸易方式参与出口,并承担相同的每期出口固定成本 $f_i^{\text{①}}$ 。同时,每出口一单位商品还需支付冰山贸易成本 $\tau_i (\tau_i > 1)$ 。

(二) 融资约束和贸易政策不确定性

不同部门具有不同的流动性约束水平 r ,用来刻画由部门特征决定的融资需求水平,该水平对部门内每个企业来说是外生不变的。与陈波和荆然^[19]的研究一致,假定企业依赖利率为 $1+r$ 的外部融资支付其出口固定成本^②。

通常来说,不确定性环境下,企业在最初会选择以较低的出口水平尝试进入出口市场^[20],以熟悉国际环境,降低不确定性,之后会根据利润水平决定是否退出或者扩大出口^[21]。假定贸易政策不确定性仅通过出口固定成本渠道影响企业出口行为^③。与上述一般贸易出口商不同,加工贸易出口商通常强调全球化布局,追求全球利润最大化,受不确定性的影响较小。为简化分析,这里假设加工贸易出口商不受不确定性的影响。此外,加工贸易出口商的出口国内附加值和利润通常低于一般贸易出口商,可以获得的出口利润取决于其讨价还价的能力和利润分配率。

那么融资约束^④和不确定性环境下,一般贸易和加工贸易出口商的利润函数分别为^⑤:

$$\pi_o = (1 - \rho) A(\rho\varphi/\tau)^{\sigma-1} - (1+r)(1+\gamma)f \equiv B(\varphi/\tau)^{\sigma-1} - (1+r)(1+\gamma)f \quad (2)$$

$$\pi_p = \alpha(1 - \rho) A(\rho\varphi/\tau)^{\sigma-1} - (1+r)f \equiv \alpha B(\varphi/\tau)^{\sigma-1} - (1+r)f \quad (3)$$

其中 $A = YP^{\sigma-1}$, $B = (1 - \rho) A\rho^{\sigma-1}$, γf 用来刻画贸易政策不确定性导致的额外成本,不确定性 γ 上升,企业倾向于降低试探性出口规模或增加出口频率,这将导致企业出口遭受更为严重的扭曲。 $0 < \alpha < 1$ 表示加工贸易出口商与贸易伙伴共享利润时获得的利润分配率,用来刻画其议价能力,较小的 α 意味着较弱的议价能力和较低的利润水平。

(三) 企业出口贸易方式选择

基于上述假设,企业在不确定性和融资约束环境下面临权衡取舍:要么选择一般贸易,忍受不确定性,扭曲出口,但可能获得更高的收入;要么选择加工贸易,避免不确定性,但获得更低的利润。为了避免过多的分类模式,假设模型的外生参数满足条件 $1 + \gamma > 1/\alpha$,使得 $\varphi_p < \varphi_o$,即较低生产率的企业通过加工贸易出口,而较高生产率的企业通过一般贸易出口^[24]。

令(3)式等于0,得到加工贸易出口企业临界生产率水平为:

$$\varphi_p^* \sigma^{-1} = (\alpha B)^{-1} \tau^{\sigma-1} (1+r)f \quad (4)$$

令(2)式等于(3)式,得到一般贸易出口企业临界生产率水平为:

$$\varphi_o^* \sigma^{-1} = [(1 - \alpha) B]^{-1} \tau^{\sigma-1} (1+r)\gamma f \quad (5)$$

(四) 比较静态分析

为简化分析,这里基于局部均衡进行比较静态分析。根据上述理论推导可以得到出口企业参与一般贸易出口的概率为 $Pr(\varphi^* > \varphi_o^*) = (1 - G(\varphi_o^*)) / (1 - G(\varphi_p^*))$,对其关于 γ 求偏导可得:

$$\frac{\partial Pr(\varphi^* > \varphi_o^*)}{\partial \gamma} = \frac{1}{1 - G(\varphi_p^*)} \frac{\partial(1 - G(\varphi_o^*))}{\partial \gamma} = - \frac{1}{1 - G(\varphi_p^*)} G'(\varphi_o^*) \frac{\partial(\varphi_o^*)}{\partial \gamma} \quad (6)$$

其中 $1 - G(\varphi_p^*) > 0$ 并且随着 φ_o^* 的增大,企业抽取的生产率低于 φ_o^* 的概率 $G(\varphi_o^*)$ 随之增加,

① 出口商以加工贸易方式参与出口时,通常面临比一般贸易更低的出口固定成本,但这并不会改变本文的主要结论。
 ② 若假设融资约束同时影响出口可变成本的情形,本文的主要结论依然成立。
 ③ 这是因为已有文献^[22]指出,贸易政策不确定性主要通过出口扩展边际而非集约边际影响企业出口行为。并且假定不确定性同时通过出口可变成本影响企业出口行为,本文的主要结论依然成立。
 ④ 与一般贸易出口相比,加工贸易出口通常面临更低的融资约束水平^[23],但这并不会对本文的结论产生实质性影响。
 ⑤ 接下来,本文专注于分析特定部门 i 内企业 j 的出口行为。为了简化表达,将不再标出部门的下标 i 和企业的下标 j 。

即 $G(\varphi_o^*) > 0$ 。因此 $\partial Pr(\varphi^* > \varphi_o^*) / \partial \gamma$ 与 $\partial(\varphi_o^*) / \partial \gamma$ 的符号相反。对(5)式关于贸易政策不确定性 γ 求偏导可得:

$$\partial(\varphi_o^{\sigma-1}) / \partial \gamma = [(1-\alpha)B]^{-1} \tau^{\sigma-1} (1+r)f > 0 \quad (7)$$

(7)式表明随着不确定性的降低,一般贸易出口企业临界生产率水平也随之降低。将(7)式代入(6)式,可知 $\partial Pr(\varphi^* > \varphi_o^*) / \partial \gamma < 0$ 。基于此,提出理论假说1。

假说1:当贸易政策不确定性降低时,企业从事纯一般贸易出口的概率将增大。

进一步对(6)式关于 r 求偏导可得:

$$\frac{\partial^2 Pr(\varphi^* > \varphi_o^*)}{\partial \gamma \partial r} = \frac{\partial(1-G(\varphi_p^*))^{-1}}{\partial r} \frac{\partial(1-G(\varphi_o^*))}{\partial \gamma} + \frac{1}{1-G(\varphi_p^*)} \left[-\frac{\partial G(\varphi_o^*)}{\partial r} \frac{\partial \varphi_o^*}{\partial \gamma} - G(\varphi_o^*) \frac{\partial^2(\varphi_o^{\sigma-1})}{\partial \gamma \partial r} \right] \quad (8)$$

对(7)式关于 r 求偏导可得:

$$\partial^2(\varphi_o^{\sigma-1}) / \partial \gamma \partial r = [(1-\alpha)B]^{-1} \tau^{\sigma-1} (1/\sigma)f > 0 \quad (9)$$

(9)式表明与低融资约束部门相比,不确定性下降导致的高融资约束部门内一般贸易出口企业临界生产率水平下降更多。将(9)式代入(8)式,并假设 $G(\varphi)$ 服从帕累托分布,可得 $\partial^2 Pr(\varphi^* > \varphi_o^*) / \partial \gamma \partial r < 0$ 。基于此,提出理论假说2。

假说2:与低融资约束部门内的企业相比,贸易政策不确定性下降对高融资约束部门内企业从事纯一般贸易出口概率的影响更大。

三、计量模型设定和数据

(一) 模型设定

为验证前文理论模型的预测,本文基于中国加入WTO后获得美国授予的永久正常贸易关系地位这一准自然实验,构建倍差法模型^①:

$$Export_Mode_{fpt} = \alpha_0 + \alpha_1 TPU_p \times Post_t + \alpha_2 TPU_p \times Post_t \times Cons_p + \alpha_3 Cons_p \times Post_t + \alpha_4 TPU_p \times Cons_p + \alpha_5 TPU_p + \alpha_6 Cons_p + \alpha_7 Post_t + \alpha_8 X + \delta + \varepsilon \quad (10)$$

其中 f 表示企业, p 表示 HS6 位数行业, t 表示年份; $Export_Mode_{fpt}$ 表示企业 f 在 t 年对美出口 HS6 位数行业 p 的出口贸易方式; TPU_p 表示入世前中国企业对美国出口时面临的贸易政策不确定性; $Post_t$ 表示时间虚拟变量,2002年及之后的年份取值为1,其他年份取值为0; $Cons_p$ 表示 HS6 位数行业面临的融资约束水平; X 表示一系列的控制变量; δ 表示企业-年份固定效应和 HS6 位数行业固定效应,以避免遗漏变量的影响; ε 表示误差项。

(二) 变量设定

1. 被解释变量 ($Export_Mode_{fpt}$)

$Export_Mode_{fpt}$ 表示企业出口贸易方式,用 OT_Share_{fpt} 和 OT_{fpt} 衡量,计算公式如下:

$$OT_Share_{fpt} = Ordinary_{fpt} / (Ordinary_{fpt} + Process_{fpt}) \quad (11)$$

OT_Share_{fpt} 表示企业 f 在 t 年行业 p 中的一般贸易出口份额, $Ordinary_{fpt}$ 、 $Process_{fpt}$ 分别表示企业 f 在 t 年行业 p 中的一般贸易出口规模和加工贸易出口规模。

OT_{fpt} 表示企业 f 在 t 年行业 p 中是否选择一般贸易出口,是一个虚拟变量。若企业仅选择一般贸易参与出口,则 OT_{fpt} 取值为1;若企业仅选择加工贸易参与出口,则 OT_{fpt} 取值为0。考虑到企业出口贸易方式存在明显的双峰分布,这里认为当 $OT_Share_{fpt} \geq 0.8$ 时,企业从事纯一般贸易出口, OT_{fpt} 取1;当 $OT_Share_{fpt} \leq 0.2$ 时,企业从事纯加工贸易出口, OT_{fpt} 取值为0。

2. 核心解释变量 (TPU_p)

本文参考 Pierce and Schott^[25]、Liu and Ma^[26] 以及 Handley and Limao^[22] 的做法,使用1999年美国

^①中国加入WTO后,贸易政策不确定性的下降主要来自美国对中国出口产品征收的最差关税由入世前的“斯姆特-霍利”关税下降为WTO规定的约束关税,并且关税发生变化的可能性也随之降低。

进口关税数据测算 HS6 位数行业层面的贸易政策不确定性指标,具体计算公式如下:

$$TPU1_p = Col_{2p} - MFN_p \tag{12}$$

$$TPU2_p = \log [(1 + Col_{2p}) / (1 + MFN_p)] \tag{13}$$

$$TPU3_p = 1 - [(1 + Col_{2p}) / (1 + MFN_p)]^{-\sigma} \tag{14}$$

其中 Col_{2p} 表示美国向非正常贸易关系国征收的“斯姆特-霍利”关税, MFN_p 表示美国向正常贸易关系国征收的 MFN 关税。 TPU_p 越大,表明出口企业在中国加入 WTO 前后所面临贸易政策不确定性下降幅度也越大。

3. 核心解释变量($Cons_p$)

本文借鉴 Chen *et al.* [27]、Manova and Yu [21] 以及 Fan *et al.* [28] 的做法,直接使用 Kroszner *et al.* [29] 利用 1980—1999 年美国上市公司数据测算的流动性约束指标作为融资约束的代理变量。首先,将 1980—1999 年美国上市公司按行业归入 ISIC3 位数部门;然后,计算各公司年度的流动性约束指标(存货/企业销售额),得到 1980—1999 年间平均流动性约束水平;最后,计算各个 ISIC3 位数部门内企业流动性约束水平的中位数,并将其作为该部门的流动性约束水平。

4. 控制变量(X)

参考 Liu *et al.* [4] 的研究,引入中国进口关税的降低(DTA_China_p)和美国进口关税的降低(DTA_Us_p)两个控制变量,采用中国和美国 2006 年与 2001 年进口关税的差值来衡量^①。此外,企业出口贸易方式也可能受到行业层面供需水平的影响,因此本文还加入 HS6 位数行业层面的中国出口供给水平(EXP_Supply_{pt})和美国进口需求水平(IMP_Demand_{pt}),分别用中国 HS6 位数行业出口额与中国 GDP 的比值和美国 HS6 位数行业进口额与美国 GDP 的比值来衡量。

(三) 数据来源

本文使用的数据有三套。第一套是中华人民共和国海关总署公布的 2000—2013 年企业贸易数据。第二套是 Feenstra *et al.* [30] 整理的 1989—2001 年美国进口关税数据^②,用于计算 HS6 位数行业^③的贸易政策不确定性。第三套是部门金融脆弱性数据。该数据来自 Kroszner *et al.* [29] 计算的 24 个 ISIC3 位数和 9 个 ISIC4 位数部门的金融脆弱性指标。主要变量的描述性统计如表 1 所示。

表 1 主要变量的描述性统计

变量类型	变量符号	变量说明	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	OT	纯一般贸易出口份额	4 480 831	0.753	0.431	0	1
	OT_Share	一般贸易出口份额	4 605 464	0.746	0.426	0	1
解释变量	TPU	贸易政策不确定性指数	4 605 468	0.434	0.189	0	1.867
	$Post$	时间虚拟变量	4 605 468	0.948	0.223	0	1
控制变量	$Cons$	融资约束水平	4 605 468	0.183	0.041	0.07	0.27
	EXP_Supply	中国出口供给水平	4 605 468	3.160	7.639	0	156.621
	IMP_Demand	美国进口需求水平	4 605 468	0.813	1.835	0	56.711
	DTA_China	中国进口关税差值	4 605 468	7.195	5.503	-2	52
	DTA_Us	美国进口关税差值	4 605 468	0.401	0.698	-6.3	7.5

①考虑到进口关税减免在中国加入 WTO 前后对企业出口贸易方式的影响效应可能不同,本文将中国或美国进口关税降低和政策虚拟变量的交互项形式($DTA_China_p \times Post$ 和 $DTA_Us_p \times Post$)引入计量回归模型中。

②数据来源: <http://www.johnromalis.com/publications/>。

③与 Gilligan *et al.* [31] 的研究一致,本文将产品定义在 HS8 位数层面,因此将 HS6 位数视作行业。

表 2 列示了高贸易政策不确定性和低贸易政策不确定性两个子样本关键变量的统计特征^①。其中,高 TPU 子样本中一般贸易出口份额较大,面临的行业平均融资约束水平也相对较高,说明中国加入 WTO 后,贸易政策不确定性的降低对企业出口贸易方式的影响可能存在差异性。

四、经验分析结果

(一) 基准回归结果

本文首先实证检验了贸易政策不确定性对企业贸易方式的影响,并控制企业-年份固定效应和 HS6 位数行业固定效应,回归结果如表 3 所示。

表 2 子样本关键变量的描述性统计

变量	低 TPU		高 TPU	
	观测值	均值	观测值	均值
<i>OT</i>	2 245 436	0.748	2 235 395	0.759
<i>OT_Share</i>	2 305 750	0.741	2 299 714	0.751
<i>TPU</i>	2 305 754	0.291	2 299 714	0.577
<i>Post</i>	2 305 754	0.944	2 299 714	0.952
<i>Cons</i>	2 305 754	0.171	2 299 714	0.178

表 3 基准回归结果

变量	<i>OT</i>			<i>OT_Share</i>		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>TPU</i> × <i>Post</i>	0.020*** (6.77)	0.020*** (6.73)	0.020*** (6.77)	0.020*** (6.55)	0.020*** (6.52)	0.020*** (6.59)
<i>EXP_Supply</i>		-0.001*** (-7.46)	-0.001*** (-7.50)		-0.001*** (-6.93)	-0.001*** (-6.96)
<i>IMP_Demand</i>		-0.001*** (-2.85)	-0.001*** (-2.80)		-0.002*** (-3.84)	-0.002*** (-3.79)
<i>DTA_China</i> × <i>Post</i>			0.000*** (3.61)			0.000*** (3.52)
<i>DTA_Us</i> × <i>Post</i>			-0.003*** (-3.27)			-0.003*** (-3.54)
常数项	0.747*** (597.96)	0.750*** (575.96)	0.749*** (524.30)	0.741*** (585.82)	0.744*** (566.23)	0.743*** (514.95)
企业-年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
HS6 位数行业固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
观测值	4 172 010	4 172 010	4 172 010	4 295 542	4 295 542	4 295 542
R ²	0.187	0.187	0.187	0.186	0.186	0.186

注:***、**和* 分别表示在 1%、5%和 10%的显著性水平下显著,括号内为 *t* 值。

由表 3 可知,第(1)列和第(4)列中,*TPU* × *Post* 的系数均显著为正,这初步表明中国加入 WTO 后,*TPU* 的降低使得企业更愿意通过一般贸易向美国出口,进而增加了企业一般贸易出口份额,这验证了本文的理论假说 1。*TPU* × *Post* 的系数均为 0.020,这意味着 HS6 位数行业 *TPU* 下降幅度从第 25 百分位移动到第 75 百分位,企业通过一般贸易向美国出口的可能性和出口份额将同时增加 0.438%^②。在第(1)列和第(4)列的基础上,将第(2)列、第(3)列、第(5)列以及第(6)列加入其他控制变量。结果显示,核心解释变量 *TPU* × *Post* 的系数仍显著为正,大小无明显变化。

其次,本文采用三重差分法实证检验了融资约束在贸易政策不确定性影响企业贸易方式中

①这里按照贸易政策不确定性 50%分位数将全体样本分为高 TPU 和低 TPU 两个子样本。

②该值由 $0.020 \times (\text{第 75 百分位 } TPU - \text{第 25 百分位 } TPU) = 0.020 \times (0.542 - 0.323)$ 计算得到。

的调节作用。回归结果如表 4 所示。表 4 各列回归中的被解释变量、控制变量和固定效应与表 3 各列对应相同。 $TPU \times Post \times Cons$ 的系数均显著为正,表明 TPU 的下降对高融资约束部门内的企业从事一般贸易出口的可能性和出口份额的促进作用更加明显,从而验证了本文的理论假说 2。

总之,贸易政策不确定性下降将增加企业从事纯一般贸易出口的可能性,也会使得同时参与一般贸易和加工贸易出口的企业增加其一般贸易出口的相对份额,进一步地,融资约束将增强贸易政策不确定性下降对企业以一般贸易方式参与出口的可能性和相对份额的促进作用^①。上述实证分析结果与理论模型的预测结果保持一致。

表 4 融资约束的调节效应分析

变量	OT			OT_Share		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$TPU \times Post$	-0.069*** (-4.83)	-0.072*** (-5.04)	-0.078*** (-5.49)	-0.074*** (-5.20)	-0.077*** (-5.39)	-0.084*** (-5.85)
$Cons \times Post$	0.221*** (6.14)	0.216*** (6.00)	0.222*** (6.15)	0.244*** (6.77)	0.238*** (6.62)	0.244*** (6.75)
$TPU \times Post \times Cons$	0.507*** (5.83)	0.524*** (6.02)	0.557*** (6.41)	0.536*** (6.14)	0.551*** (6.32)	0.586*** (6.72)
Control	NO	YES	YES	NO	YES	YES
企业-年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
HS6 位数行业固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
观测值	4 172 010	4 172 010	4 172 010	4 295 542	4 295 542	4 295 542
R ²	0.187	0.188	0.188	0.187	0.187	0.187

注:***、**和* 分别表示在 1%、5%和 10%的显著性水平下显著,括号内为 t 值,Control 表示控制变量。限于篇幅,不再汇报控制变量和常数项的估计结果。

(二) 模型设定的有效性检验

首先,参考李胜旗和毛其淋^[32]的研究,检验是否存在预期效应。在表 3 第(3)列和第(6)列的基础上,加入交互项 $TPU \times Year01$ ^②,在表 4 第(3)列和第(6)列的基础上,加入交互项 $TPU \times Year01 \times Cons$ 进行重新回归。结果如表 5 第(1)列至第(4)列所示。核心解释变量的系数没有发生显著性变化,但 $TPU \times Year01$ 和 $TPU \times Year01 \times Cons$ 均具有负向但不显著的系数,这表明预期效应不存在。

其次,检验平行趋势假设是否成立。将 TPU 和 $TPU \times Cons$ 与年份虚拟变量的交互项分别替代 $TPU \times Post$ 和 $TPU \times Post \times Cons$ 对企业出口贸易方式进行回归。回归结果如表 5 第(5)列至第(8)列所示。 $TPU \times Year$ 的系数在 2004 年之前不显著,但在 2004 年之后显著为正, $TPU \times Year \times Cons$ 的系数在 2002 年之前不显著,但在 2002 年之后显著为正。这表明中国加入 WTO 之前,处理组和对照组之间存在大致相同的趋势,但在加入 WTO 之后, TPU 或 TPU 与融资约束的交互作用对处理组企业的出口贸易方式具有更大的影响。

①限于篇幅,本文从考虑上期企业出口贸易方式、考虑短期影响、排除金融危机的影响、排除出口退税政策的影响以及变换聚类层面等多个方面考察核心结论稳健性的估计结果备案。

②Year01 是 2001 年的虚拟变量,若 Year 为 2001 年,则取值为 1,反之则为 0。

表 5 模型设定有效性检验

变量	预期效应检验				平行趋势检验			
	OT		OT_Share		OT		OT_Share	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>TPU</i> × <i>Post</i>	0.019 *** (4.90)	-0.076 *** (-4.10)	0.017 *** (4.50)	-0.082 *** (-4.43)				
<i>TPU</i> × <i>Year01</i>	-0.003 (-0.66)	0.004 (0.20)	-0.005 (-1.20)	0.004 (0.18)	-0.003 (-0.65)		-0.005 (-1.19)	
<i>TPU</i> × <i>Post</i> × <i>Cons</i>		0.534 *** (4.70)		0.558 *** (4.94)				
<i>TPU</i> × <i>Year01</i> × <i>Cons</i>		-0.043 (-0.33)		-0.053 (-0.43)		-0.015 (-0.62)		-0.025 (-1.04)
<i>TPU</i> × <i>Year02</i>					0.001 (0.14)		-0.002 (-0.40)	
<i>TPU</i> × <i>Year03</i>					0.006 (1.44)		0.003 (0.79)	
<i>TPU</i> × <i>Year04</i>					0.013 *** (3.18)		0.011 *** (2.79)	
<i>TPU</i> × <i>Year02</i> × <i>Cons</i>						0.056 ** (2.36)		0.047 ** (2.01)
<i>TPU</i> × <i>Year03</i> × <i>Cons</i>						0.106 *** (4.62)		0.096 *** (4.20)
<i>TPU</i> × <i>Year04</i> × <i>Cons</i>						0.142 *** (6.29)		0.142 *** (6.27)
<i>Control</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
企业-年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
HS6 位数行业固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
观测值	4 172 010	4 172 010	4 295 542	4 295 542	4 172 010	4 172 010	4 295 542	4 295 542
R ²	0.187	0.188	0.186	0.187	0.187	0.188	0.187	0.187

注:***、**和* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著性水平下显著,括号内为 *t* 值。第(2)列和第(4)列省略了 *Cons* × *Post*、*Cons* × *Year01* 的估计结果,第(5)列和第(7)列省略了 *TPU* × *Year05*、*TPU* × *Year06*、*TPU* × *Year07*、*TPU* × *Year08*、*TPU* × *Year09*、*TPU* × *Year10*、*TPU* × *Year11*、*TPU* × *Year12*、*TPU* × *Year13* 的估计结果,第(6)列和第(8)列省略了 *TPU* × *Year05* × *Cons*、*TPU* × *Year06* × *Cons*、*TPU* × *Year07* × *Cons*、*TPU* × *Year08* × *Cons*、*TPU* × *Year09* × *Cons*、*TPU* × *Year10* × *Cons*、*TPU* × *Year11* × *Cons*、*TPU* × *Year12* × *Cons*、*TPU* × *Year13* × *Cons* 的估计结果。

(三) 内生性问题

内生性问题的存在可能导致估计结果有偏,从而使得文章结论有失偏颇。这里首先考虑测量误差问题。具体来说,利用 2001 年美国进口关税数据重新计算(12)式得到 *TPU1*,以及根据前文(13)式、(14)式计算得到 *TPU2* 和 *TPU3*^①。本文参考 Kroszner *et al.*^[29] 的研究,使用 1980—1989 年美国上市公司数据,并参考 Choi *et al.*^[15] 的做法,将融资约束序数化,重新测算融资约束指标,得到 *Cons1* 和 *Cons2*。相关回归结果如表 6 所示,在替换贸易政策不确定性和融资约束的测度方法后,核心解释变量的符号与基准回归结果保持一致,本文的研究结论具有一定稳健性。

① *TPU3* 是使用 Handley and Limao^[22] 的方法并取 $\sigma=3$ 计算而来,限于篇幅,取 $\sigma=2$ 和 $\sigma=4$ 进行稳健性检验的回归结果不在此展示,备索。

表6 内生性问题(1)

变量	TPU1	TPU2	TPU3	TPU1	TPU2	TPU3	Cons1	Cons2
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Panel A: 被解释变量为 OT								
TPU × Post	0.020 ^{***} (6.74)	0.020 ^{***} (4.42)	0.024 ^{***} (6.55)	-0.079 ^{***} (-5.56)	-0.086 ^{***} (-4.08)	-0.065 ^{***} (-4.18)	-0.048 ^{***} (-3.57)	-0.010 (-1.59)
TPU × Post × Cons				0.563 ^{***} (6.46)	0.595 ^{***} (4.58)	0.489 ^{***} (4.98)	0.397 ^{***} (4.96)	0.001 ^{***} (4.58)
Control	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
企业 - 年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
HS6 位数行业固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
观测值	4 171 921	4 172 010	4 172 010	4 171 921	4 172 010	4 172 010	4 172 010	4 172 010
R ²	0.187	0.187	0.187	0.188	0.188	0.188	0.188	0.188
Panel B: 被解释变量为 OT_Share								
TPU × Post	0.020 ^{***} (6.56)	0.018 ^{***} (3.99)	0.022 ^{***} (5.98)	-0.085 ^{***} (-5.93)	-0.092 ^{***} (-4.37)	-0.070 ^{***} (-4.52)	-0.052 ^{***} (-3.82)	-0.012 [*] (-1.81)
TPU × Post × Cons				0.593 ^{***} (6.79)	0.620 ^{***} (4.76)	0.506 ^{***} (5.15)	0.417 ^{***} (5.18)	0.002 ^{***} (4.74)
Control	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
企业 - 年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
HS6 位数行业固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
观测值	4 295 454	4 295 542	4 295 542	4 295 454	4 295 542	4 295 542	4 295 542	4 295 542
R ²	0.187	0.186	0.186	0.187	0.187	0.187	0.187	0.187

注: ***、**和* 分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著,括号内为t值。

其次是遗漏变量问题。本文在基准回归中控制了企业-年份层面和HS6位数行业层面固定效应,但企业-HS6位数行业层面的遗漏变量可能影响本文结论的可靠性。为此,本文进一步控制企业-年份层面和企业-HS6位数行业层面的固定效应,回归结果如表7所示。在控制了更细层面的固定效应后,TPU × Post和TPU × Post × Cons的系数仍然为正且显著,表明本文的回归结果比较稳健。

表7 内生性问题(2)

变量	OT		OT_Share	
	(1)	(2)	(3)	(4)
TPU × Post	0.010 ^{**} (2.28)	-0.038 [*] (-1.83)	0.009 ^{***} (1.97)	-0.037 [*] (-1.77)
TPU × Post × Cons		0.279 ^{**} (2.20)		0.264 ^{**} (2.08)
Control	YES	YES	YES	YES
企业 - 年份固定效应	YES	YES	YES	YES
企业 - HS6 位数行业固定效应	YES	YES	YES	YES
观测值	2 522 943	2 522 943	2 650 153	2 650 153
R ²	0.212	0.212	0.210	0.210

注: ***、**和* 分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著,括号内为t值。

最后是模型误设问题。由于我国加工贸易出口呈现典型的“双峰”分布特征,即绝大部分企业要不选择纯加工贸易出口,要不选择纯一般贸易出口,且被解释变量OT为二元变量,OT_Share为受限

变量,使用最小二乘法可能导致估计结果产生偏误。为了进一步验证基准回归结果的稳健性,这里分别使用 Logit 模型和 Probit 模型对 OT 进行回归,使用“上限为 1,下限为 0”的双限制 Tobit 模型对 OT_Share 进行回归。回归结果如表 8 所示。回归结果表明,无论是 Logit 模型、Probit 模型,还是 Tobit 模型,核心解释变量的系数符号和显著性均未发生实质性变化,这表明改变估计模型后的估计结果是稳健的,模型误设问题并不会对本文结论产生实质性影响。

表 8 内生性问题(3)

变量	Logit 模型		Probit 模型		Tobit 模型	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$TPU \times Post$	0.255*** (6.99)	-0.190 (-0.89)	0.144*** (7.12)	-0.062 (-0.56)	0.614*** (6.66)	-0.028 (-0.06)
$TPU \times Post \times Cons$		2.906** (2.39)		1.346** (2.13)		4.471* (1.76)
Control	YES	YES	YES	YES	YES	YES
观测值	811 795	811 795	811 795	811 795	827 866	827 866

注:***、**和* 分别表示在 1%、5%和 10%的显著性水平下显著,括号内为 t 值。

五、结论与政策建议

本文从贸易方式和融资约束的视角,拓展现有异质性企业贸易模型,揭示了贸易政策不确定性对企业出口模式的影响机制。理论模型表明,贸易政策不确定性下降通过降低企业试探出口时面临的价值损失,提高了一般贸易企业预期利润,从而促使企业更倾向于选择一般贸易出口,企业从事一般贸易出口的比重将上升,进行加工贸易出口的比重将下降,并且融资约束实质上增加了企业出口固定成本,这使得企业出口行为对贸易政策不确定性的变化更为敏感,因此融资约束通过出口固定成本的加成作用放大了贸易政策不确定性对企业外贸转型升级的影响。本文利用 2000—2013 年中国微观企业贸易数据,以中国加入 WTO 作为外生政策冲击,构建倍差法模型进行实证研究,结果与理论预测基本一致。解决内生性问题以及进行一系列稳健性检验后,本文结论依然成立。

基于本文的研究结论,提出以下三个方面的政策建议:

第一,深化贸易自由化。逆全球化浪潮兴起,贸易保护主义抬头,中国政府应努力为企业营造一个长期稳定的贸易环境,加快与“一带一路”沿线国家之间的贸易谈判,同时继续加强与美国政府的贸易磋商,创造稳定的贸易环境,降低出口企业面临的不确定性。

第二,积极推进金融改革向纵深发展。中国出口企业长期处于融资难、融资贵的困境,应适度加快金融体制创新,完善金融市场,优化信贷结构,使金融机构更好地服务实体经济,为企业提供更多的信贷渠道,降低企业融资成本。

第三,积极引导外贸企业转型升级。在从“国际大循环”向“国际国内双循环”转变的重要战略时期,应逐渐放开对加工贸易企业的保护,实施相对中性无偏的贸易政策,激发经济主体内生动力,倒逼企业转型升级,优化我国贸易结构,从而实现向全球价值链高端环节攀升。

参考文献:

- [1]符大海,鲁成浩.服务业开放促进贸易方式转型——企业层面的理论和中国经济[J].中国工业经济,2021(7):156-174.
- [2]MANOVA K,YU Z H.How firms export: processing vs. ordinary trade with financial frictions[J].Journal of international economics,2016,100(3):120-137.
- [3]刘晴,程玲,邵智,等.融资约束、出口模式与外贸转型升级[J].经济研究,2017(5):75-88.

- [4] LIU Q ,PEI F ,WU H ,et al. Trade policy uncertainty ,firm heterogeneity and export mode [J]. *Emerging markets finance and trade* 2020: 1-31.
- [5] DAI M ,MAITRA M ,YU M. Unexceptional exporter performance in China? The role of processing trade [J]. *Journal of development economic* 2016 ,121: 177-189.
- [6] 彭冬冬 ,杜运苏. 中间品贸易自由化、融资约束与贸易方式转型 [J]. *国际贸易问题* 2016(12) : 52-63.
- [7] BRANDT L ,MORROW P M. Tariffs and the organization of trade in China [J]. *Journal of international economics* 2017 , 104: 85-103.
- [8] 沈鸿 ,顾乃华. 产业政策、集聚经济与异质性企业贸易方式升级 [J]. *国际贸易问题* 2017(3) : 120-130.
- [9] 许和连 ,金友森 ,王海成. 银企距离与出口贸易转型升级 [J]. *经济研究* 2020(11) : 174-190.
- [10] CHOR D ,MANOVA K. Off the cliff and back? Credit conditions and international trade during the global financial crisis [J]. *Journal of international economics* 2012 ,87(1) : 117-133.
- [11] BRICONGNE J ,FONTAGNÉ L ,GAULIER G ,et al. Firms and the global crisis: French exports in the turmoil [J]. *Journal of international economics* 2012 ,87(1) : 134-146.
- [12] AGHION P ,ANGELETOS G ,BANERJEE A ,et al. Volatility and growth: credit constraints and the composition of investment [J]. *Journal of monetary economics* 2010 ,57(3) : 246-265.
- [13] AGHION P ,ASKENAZY P ,BERMAN N ,et al. Credit constraints and the cyclicality of R&D investment: evidence from France [J]. *Journal of the European economic association* 2012 ,10(5) : 1001-1024.
- [14] AGHION P ,HEMOUS D ,KHARROUBI E. Cyclical fiscal policy ,credit constraints ,and industry growth [J]. *Journal of monetary economics* 2014 ,62: 41-58.
- [15] CHOI S ,FURCERI D ,HUANG Y ,et al. Aggregate uncertainty and sectoral productivity growth: the role of credit constraints [J]. *Journal of international money and finance* 2018 ,88: 314-330.
- [16] 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.
- [17] 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.
- [18] 冯玉静 ,王晖. 经济政策不确定性对制造业企业服务化的影响 [J]. *南京财经大学学报* 2021(4) : 97-108.
- [19] 陈波 ,荆然. 金融危机、融资成本与我国出口贸易变动 [J]. *经济研究* 2013(2) : 30-41 + 160.
- [20] EATON B ,ESLAVA M ,KRIZAN C J ,et al. A search and learning model of export dynamics [J]. Unpublished manuscript , 2014: 1453-1498.
- [21] FERNANDES A P ,TANG H. Scale ,scope ,and trade dynamics of export processing plants [J]. *Economics letters* 2015 , 133: 68-72.
- [22] HANDLEY K ,LIMAO N. Policy uncertainty ,trade ,and welfare: theory and evidence for China and the United States [J]. *American economic review* 2017 ,107(9) : 2731-2783.
- [23] 陈丽丽 ,郭少宇. 多产品出口企业的融资约束与企业内资源配置 [J]. *南京财经大学学报* 2020(2) : 97-108.
- [24] 刘晴 ,郑基超. 我国出口产业转移中的贸易成本效应——基于异质性企业贸易模型的分析 [J]. *产业经济研究* , 2013(1) : 52-59 + 110.
- [25] PIERCE J R ,SCHOTT P K. The surprisingly swift decline of US manufacturing employment [J]. *American economic review* 2016 ,106(7) : 1632-1662.
- [26] 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.
- [27] CHEN Z ,HONG J ,SUN X. Exchange rate risk and trade mode choice in processing trade: evidence from Chinese data [J]. *Review of international economics* 2020 ,28(2) : 537-564.
- [28] FAN H ,LAI E L ,LI Y A. Credit constraints ,quality ,and export prices: theory and evidence from China [J]. *Journal of*

- comparative economics 2015 43(2) : 390-416.
- [29]KROSZNER R S ,LAEVEN L ,KLINGEBIEL D. Banking crises ,financial dependence and growth [J]. Journal of financial economics 2006 84(1) : 187-228.
- [30]FEENSTRA R C ,ROMALIS J ,SCHOTT P K. US imports ,exports and tariff data ,1989—2001 [J]. NBER working paper , No. 9387 2002.
- [31]GILLIGAN T ,SMIRLOCK M ,MARSHALL W. Scale and scope economies in the multi-product banking firm [J]. Journal of monetary economics ,1984 13(3) : 393-405.
- [32]李胜旗 毛其淋. 关税政策不确定性如何影响就业与工资 [J]. 世界经济 2018(6) : 28-52.

(责任编辑:王顺善;英文校对:葛秋颖)

How Does Trade Policy Uncertainty Influence Export Mode of Heterogeneous Enterprises? Based on the Perspective of Financing Constraints Heterogeneity

LIU Qing , LI Yuqing , ZHANG Yanchao

(School of Economics , Hefei University of Technology , Hefei 230601 , China)

Abstract: Based on the expanded standard heterogeneous enterprise trade model , this paper examines the impact mechanism of trade policy uncertainty on enterprise export mode from the perspective of financing constraints , constructs a DID model based on the quasi natural experiment that China has won the permanent normal trade relations status granted by the United States after China's entry into WTO , and makes an empirical analysis by using the highly detailed China's Micro-trade data from 2000 to 2013. The results show that with a reduction of trade policy uncertainty , the proportion of enterprises engaged in general trade exports will increase , and the proportion of exports through processing trade will decrease. Considering the interaction between trade policy uncertainty and financing constraints , it is found that the decline of trade policy uncertainty has a greater impact on the probability of pure general trade export of enterprises in high financing constraints than those in low financing constraints. After dealing with endogenous problems , the empirical results remain stable. Therefore , in the external uncertainty environment , China should give full play to the advantages of the competent government , accelerate the optimization of the foreign trade business environment , promote the in-depth development of financial reform , and guide the orderly transformation of enterprises , so as to realize the climb to the high-end of the global value chain and industrial chain.

Key words: trade policy uncertainty; finance constraints; export mode; heterogeneous enterprises; trade transformation