非关税壁垒对中国出口的影响研究

张瑜^{1,2}, 杨翠红^{1,2}

(1. 中国科学院数学与系统科学研究院, 北京 100190; 2. 中国科学院大学经济与管理学院, 北京 100190)

摘要 截至目前, 中国是世界上遭受非关税壁垒最多的国家, 在全球新一轮贸易保护主义浪潮以及“去全球化”浪潮愈演愈烈的大背景下, 深入探究非关税壁垒对中国出口的影响有助于前瞻性研判中国经贸未来的走势. 本文基于 HS6 产品层面的贸易数据构建了时间-国家-产品层面的三维面板模型, 研究了非关税壁垒对中国出口的影响. 此外, 本文从非关税壁垒视角探讨了中美经贸博弈以及 RCEP 协议签署给中国出口带来的损益. 实证结果表明, 金融危机爆发以后, 非关税壁垒开始显著地抑制中国出口, 且技术性贸易壁垒是抑制中国出口的主要非关税壁垒, 而技术密集型行业和劳动密集型行业则是中国遭受非关税壁垒影响的重灾区. 此外, 中国需要高度警惕美国对华施加的一系列技术性贸易壁垒, 其显著地降低了中国技术密集型行业和劳动密集型行业的对美出口. RCEP 协议的签署将通过大幅削减东盟国家对华实施的非关税壁垒, 来促进中国与东盟国家的贸易往来, 加快亚洲区域经济一体化的进程.

关键词 非关税壁垒; 出口; 中美经贸博弈; RCEP 协定

The Effects of Non-tariff Barriers on China's Export

ZHANG Yu^{1,2}, YANG Cuihong^{1,2}

(1. Academy of Mathematics and Systems Science, Chinese Academy of Sciences, Beijing 100190, China;
2. School of Economics and Management, University of Chinese Academy of Sciences, Beijing 100190, China)

Abstract Up to now, China is the country that suffers the most non-tariff barriers in the world. Under the background of a new round of global trade protectionism and “de-globalization” wave, an in-depth study of the effects of non-tariff barriers on China's exports is helpful for prospective study and judgement of China's future economic and trade trends. Based on HS6 product level trade data, this paper constructs a three-dimensional panel model at the time-country-product level to study

收稿日期: 2021-07-19

基金项目: 国家自然科学基金 (71988101, 71673269); 国家社科基金重大项目 (19ZDA062)

Supported by National Natural Science Foundation of China (71988101, 71673269); National Social Science Foundation of China (19ZDA062)

作者简介: 张瑜, 博士研究生, 研究方向: 国际贸易、全球价值链、投入产出技术, E-mail: zhangyu18@amss.ac.cn; 通信作者: 杨翠红, 研究员, 博士生导师, 研究方向: 宏观经济分析、全球价值链、投入产出技术, E-mail: chyang@iss.ac.cn.

the effects of non-tariff barriers on China's exports. Moreover, from the perspective of non-tariff barriers, this paper discusses the gains and losses of Sino-US economic and trade game and the signing of RCEP agreement on China's exports. The empirical results show that, after the outbreak of the financial crisis, non-tariff barriers began to significantly inhibit China's exports, and technical barriers to trade is the main non-tariff barriers to restrain China's exports, while technology-intensive industries and labor-intensive industries are the hardest hit areas of China affected by non-tariff barriers. In addition, China needs to be highly alert to a series of technical barriers to trade imposed by the US on China, which significantly reduce the exports of China's technology-intensive and labor-intensive industries to the US. The signing of RCEP agreement will greatly weaken the effects of non-tariff barriers implemented by ASEAN countries on China's exports, promote trade between China and ASEAN countries, and accelerate the process of Asian regional economic integration.

Keywords non-tariff barriers; exports; Sino-US economic and trade game; RCEP agreement

1 引言

近年来中美经贸博弈急剧升温, 美国不仅大幅提升了针对中国的关税贸易壁垒, 同时也显著增加了对中国的非关税贸易壁垒, “华为事件”便是美国通过实施非关税壁垒打压中国高科技行业的缩影. 此外, 新型冠状病毒感染(以下简称“疫情”)在全球范围内持续蔓延, 各国政府纷纷出台应对疫情的各类管控措施, 进一步增加了全球的贸易壁垒, 使得中国产品在海外遭受的贸易壁垒愈发严重, 中国的出口贸易随之也将迎来更多的挑战和困难. 出口作为拉动中国经济增长的重要引擎¹, 深入探究贸易壁垒对中国出口的影响是十分必要的. 关税贸易壁垒和非关税贸易壁垒是贸易壁垒的两种主要形式, 前者是指通过提高进口关税来抑制国外商品进入本国市场; 后者是指通过本国行政条例与规定来限制国外商品进入本国市场. 一般而言, 关税贸易壁垒具有数据易获取且方便量化的特点, 因此研究关税壁垒对中国出口影响的文献已有许多; 而非关税贸易壁垒则恰恰相反, 其形式多样、隐蔽性强且不易量化, 因此与其相关的文献相对较少. 然而, 自中国加入世界贸易组织(WTO)以来, 中国所受的非关税壁垒逐年上升, 成为了世界上遭受非关税壁垒最多的国家. 在全球新一轮贸易保护主义浪潮和“去全球化”浪潮(Zhu and Jiang (2019), Zhang et al. (2020), Duan and Jiang (2021))愈演愈烈的大背景下, 深入探究非关税壁垒对中国出口的影响有助于前瞻性研判中国经贸的未来走势.

目前大多数研究均表明非关税壁垒会显著地降低遭受国家或地区的出口. Chen et al. (2008) 研究发现技术性贸易壁垒不仅减少了发展中经济体的出口, 而且减少了它们向第三方市场出口的可能性. 鲍晓华和朱达明(2014) 研究发现技术性贸易壁垒主要通过提升贸易国的出口成本来降低其出口可能性和出口量. 王婉如(2018) 研究发现在两个经济体技术标准相差不大的前提下, 降低技术性贸易壁垒将显著提升中国的贸易量、国内生产总值以及福利水平. Lu et al. (2013) 研究了美国反倾销调查对中国出口的影响, 研究发现反倾销调查导致

¹中经网数据显示, 2019年中国出口额高达17.2万亿元, 位居世界第一, 占中国GDP的17%.

中国出口大幅下降,其主要原因是出口商数量的大幅减少.王孝松等(2017)的研究也表明,中国遭受的反倾销措施显著地抑制了中国出口增长的扩展边际和集约边际,且对前者的抑制作用更大.Vandenbussche and Viegelaahn (2013)发现,全球金融危机之后,印度对华反倾销的产品覆盖面变广,这对中国向印度的出口产生了严重的抑制作用.Chandra (2016)研究了美国临时性贸易壁垒对中国出口的影响,研究发现美国对华实施的临时性贸易壁垒并未导致中国总出口量的下降,而是增加了中国对其他国家的出口.李昭华和蒋冰冰(2009a, 2009b)研究发现欧盟对中国纺织服装行业 and 传统玩具制造业实施的一系列环境规则措施显著减少了中国相关行业对欧盟的出口量.李祎雯等(2018)研究发现日本和欧盟发起的绿色贸易壁垒显著地抑制了中国农产品的出口.以上研究均表明非关税壁垒会显著降低遭受国家或地区的出口,而张小蒂和李晓钟(2004)则表示技术性贸易壁垒对出口的影响具有双面性,首先,它会增加出口品的成本,削弱出口品的价格优势,进而减少贸易国的出口量;而后当出口品的质量达标以后,进口国消费者对这些产品的消费信心与信任度会显著增加,进而增加贸易国的出口量.

现有文献已对非关税壁垒对出口的影响进行了卓有成效的研究,但仍存在以下不足:第一,目前大多数文献仅研究某一产业或某一种类型的非关税壁垒对出口的影响,但现实中一种产品或行业可能遭受到多种非关税壁垒,因此非关税壁垒对出口的影响往往是多个非关税壁垒的共同作用的结果;第二,现有文献缺乏将非关税壁垒对出口的影响研究应用到当前全球经贸环境复杂多变的大背景中去,从非关税壁垒视角对现有的经贸摩擦或自贸协定对中国出口的影响作出前瞻性研判.本文提出了一种在HS6产品层面度量产品遭受非关税壁垒程度的指标.其次,基于详细的贸易数据(HS6位产品分类)构建了时间-国家-产品层面的三维面板模型,研究了非关税壁垒对中国出口的影响,并进一步区分了非关税壁垒种类异质性、经济体异质性以及行业异质性.再次,本文从非关税壁垒视角探讨了中美经贸博弈以及区域全面经济伙伴协定(RCEP)的签署对中国出口带来的损益.本文的其余结构安排如下:第2部分为实证建模与数据说明,主要介绍了度量非关税壁垒的方法、引力模型的构建,以及数据来源与处理;第3部分为实证结果,主要展示了基准模型的结果、稳健性检验、异质性分析,以及从非关税壁垒视角探讨了中美经贸博弈与RCEP协议的签署对中国出口的损益;第4部分为结论与政策建议.

2 实证建模与数据说明

2.1 度量非关税壁垒

准确估计非关税壁垒对中国出口影响的重要前提之一是准确量化非关税壁垒,然而由于非关税壁垒的多样性和不确定性,准确量化非关税壁垒是很困难的.从既有文献来看,量化非关税壁垒的方法主要有三类.第一类是存量法(inventory measures),最初由联合国贸易和发展会议提出,通过构造频率指数和覆盖率指数来刻画非关税壁垒;第二类是关税等价法,Hiau et al. (2009)提出该方法来度量一国实施非关税壁垒的程度,该方法是利用引力模型将非关税壁垒的影响转化为关税壁垒的影响;第三类方法是利用是否实施非关税壁垒、非关税壁垒数量和持续时间来量化非关税壁垒(王孝松等(2017),余振等(2018)),或利用事件分析法刻画某一种非关税壁垒对出口的影响(田开兰等(2016)).存量法是利用HS6或HS8位产品

层面的数据计算出 HS2 或 HS4 位产品层面上的指标, 由于非关税壁垒是对某一产品实施的, 因此从 HS6 或者 HS8 位产品层面刻画会更为准确. 关税等价法在测算非关税壁垒的等价关税时需要估计各产品的出口弹性, 操作起来较困难且工作量较大. 第三种方法在实证中经常使用, 但仅用非关税壁垒的数量只能反映非关税壁垒的实施频率, 而往往非关税壁垒的实施程度与相应产品的贸易量有很大关联.

因此, 为了更为准确、简洁地刻画 HS6 产品分类层面遭受非关税壁垒的程度, 本文提出一种新的度量非关税壁垒的方法, 该方法可以同时反映出非关税壁垒的实施频率和覆盖范围. 本文将国家或地区 j 对从中国进口的产品 h 在第 t 年施加的非关税壁垒程度为:

$$NTB_{jht} = (1 + ntb_{jht})^{(1 + \frac{EX_{jht}}{EX_{jt}} \times \frac{EX_{jt}}{EX_t})} = (1 + ntb_{jht})^{(1 + \frac{EX_{jht}}{EX_t})}, \quad (1)$$

其中, ntb_{jht} 为国家或地区 j 对从中国进口的产品 h 在第 t 年施加的非关税壁垒数量, EX_{jht} 为第 t 年中国向国家或地区 j 出口商品 h 的出口额. NTB_{jht} 的底数为非关税壁垒的数量加 1, 刻画了该产品遭受非关税壁垒的频率, 加 1 是为了在引力模型中取对数时有意义; 指数为中国对国家或地区 j 出口商品 h 的出口额占中国当年总出口额的比重加 1, 反映了非关税壁垒对该产品的覆盖率, 加 1 是为了避免在引力模型中取对数后出口额比重为 0 时非关税壁垒的影响为 0 的情形.

2.2 构建引力模型

引力模型被广泛用于估计贸易量. 一般认为, 双边贸易量 (或贸易额) 是由贸易国家的经济规模和多边阻力决定的, 其中多边阻力包括贸易政策、双边地理距离、共同边界、语言接近、自由贸易区成员资格等 (Anderson and Van Wincoop (2003)). 因此, 我们使用下面的引力模型来估计非关税壁垒对中国出口的影响.

$$\ln EX_{jht} = \beta_0 + \beta_1 \ln NTB_{jht} + \beta_2 \ln(1 + \text{tariff}_{jht}) + \gamma_1 \ln \text{gdp}_{jt} + \gamma_2 \ln \text{cgdp}_t + \gamma_3 \ln \text{RTA}_{jt} + \gamma_4 \ln \text{dist}_j + \gamma_5 \text{contig}_j + \gamma_6 \text{comlang}_j + \gamma_7 \text{smctry}_j + \epsilon_t + \sigma_{jh}, \quad (2)$$

其中, 被解释变量为 $\ln EX_{jht}$, 表示在第 t 年中国对 j 国/地区出口产品 h 的出口额取对数; 主要的解释变量为 $\ln NTB_{jht}$, 表示在第 t 年 j 国/地区对中国出口的产品 h 所施加的非关税壁垒程度取对数; 还有一系列控制变量, $\ln(1 + \text{tariff}_{jht})$ 表示第 t 年 j 国/地区对中国出口的产品 h 所施加的关税加 1 取对数; $\ln \text{gdp}_{jt}$ 和 $\ln \text{cgdp}_t$ 分别表示第 t 年 j 国/地区和中国的名义 GDP 取对数; $\ln \text{RTA}_{jt}$ 表示第 t 年 j 国/地区与中国签订的自由贸易协定个数取对数值; $\ln \text{dist}_j$ 表示 j 国/地区与中国的地理距离取对数; contig_j , comlang_j 和 smctry_j 均为虚拟变量, 分别表示 j 国/地区是否与中国存在共同边界, 官方语言是否相同以及是否属于中国; β_0 为截距项; ϵ_t 表示时间固定效应, σ_{jh} 表示国家和产品的固定效应.

为了进一步分析发达经济体与发展中经济体实施的非关税壁垒对中国出口影响的异质性, 本文在基准模型 (2) 中引入了非关税壁垒变量 $\ln NTB_{jht}$ 与经济体是否为发达经济体的虚拟变量 developed_j 的交互项, 具体回归方程如下:

$$\ln EX_{jht} = \beta_0 + \beta_1 \ln NTB_{jht} + \delta \ln NTB_{jht} \times \text{developed}_j + \gamma \text{control} + \epsilon_t + \sigma_{jh}, \quad (3)$$

其中, developed_j 为虚拟变量, 表示经济体 j 是否为发达经济体, 如果是则取 1, 否则取 0; control 表示其他控制变量, 与公式 (2) 中的控制变量一致. 交互项 δ 的估计系数如果显著为正, 则表示发达经济体实施的非关税壁垒对中国出口的抑制作用显著小于发展中经济体, 反之则反.

由于产品的异质性, 非关税壁垒对不同行业出口的影响也存在异质性, 为了捕捉到这种影响差异, 本文在基准模型 (2) 中引入了非关税壁垒变量 $\ln\text{NTB}_{jht}$ 与技术密集型行业虚拟变量 techni_h 和资本密集型行业虚拟变量 capital_h 的交互项, 具体回归方程如下:

$$\ln\text{EX}_{jht} = \beta_0 + \beta_1 \ln\text{NTB}_{jht} + \delta_1 \ln\text{NTB}_{jht} \times \text{techni}_h + \delta_2 \ln\text{NTB}_{jht} \times \text{capital}_h + \gamma \text{control} + \epsilon_t + \sigma_{jh}, \quad (4)$$

其中, techni_h 为虚拟变量, 表示产品 h 是否属于技术密集型行业, 如果属于则取 1, 否则取 0; capital_h 也为虚拟变量, 表示产品 h 是否属于资本密集型行业, 如果属于则取 1, 否则取 0; β_1 的估计系数表示非关税壁垒对中国劳动密集型行业出口的影响; 交互项 δ_1 的估计系数反映了非关税壁垒对技术和对劳动密集型行业出口影响的差异, 如果其显著为正, 则表示对技术密集型行业出口的抑制作用显著小于劳动密集型行业, 反之则反. 交互项 δ_2 的估计系数含义类似.

2.3 数据来源与处理

本文使用 2002–2017 年中国与 59 个贸易伙伴 (表 1) 在 HS6 产品分类层面的双边贸易数据, 建立时间-地区-产品三维面板模型来定量考察国外实施非关税壁垒对中国出口的影响. 之所以选取 2002–2017 年作为研究时间段, 是因为中国自 2001 年 12 月加入 WTO 以来, 出口额与被实施非关税壁垒的数量均增长较快. 贸易伙伴的选取标准是取 2002–2017 年间与中国的平均出口量最高的国家/地区, 和在这一时段对中国实施非关税壁垒最多的国家/地区的交集的前 59 个贸易伙伴. 出口贸易数据来自联合国商贸数据库 (UN Comtrade Database)², 该数据库提供了 HS6 产品分类层面的各国间双边贸易额; 非关税壁垒存量数据来自联合国贸易和发展会议提供的贸易分析和信息系统 (United Nations Conference on Trade and Development | Trade Analysis and Information Systems, UNCTAD | TRAINS)³, 该数据库包含全球非关税壁垒数据, 为绝大部分国家在 HS6 产品分类层面上提供了全面的非关税壁垒信息. 但该数据库仅记录了各国对其进口国产品实施不同类型非关税壁垒的起止时间 (开始时间为 t_0 , 终止时间为 t_1), 本文通过以下处理方式得到各国家或地区对中国的出口产品在 2002–2017 年间实施的非关税壁垒数量, 将满足 $t_0 \leq 2002$ 且 $t_1 \geq 2002$ 条件的各国家或地区对中国的每个出口产品实施的非关税壁垒计数累加, 进而得到 2002 年各国家或地区对中国各产品实施非关税壁垒的数量, 利用类似的方法得到以后年份各国家或地区对中国的各产品实施非关税壁垒的数量. 关税壁垒数据来自世界贸易组织 (World Trade Organization, WTO)⁴, 该数据库提供了各国在 HS2、HS4、HS6 产品分类层面上施加的从价

²联合国商贸数据库 (UN Comtrade): <https://comtrade.un.org/data/>.

³UNCTAD|TRAINS: <https://trains.unctad.org/>.

⁴世界贸易组织: <https://data.wto.org/>.

税; 各国 GDP 数据和人均 GDP 数据来自联合国的国民账户⁵; 不随时间变化的控制变量, 如两国间的距离、两国官方语言是否相同、两国是否接壤、两个经济体是否属于同一个国家的数据来自 CEPII 数据库⁶. 以上变量的描述性统计和变量间的相关性分别见表 2 和表 3.

表 1 本文选取的 59 个中国的贸易伙伴

国家/地区	ISO3	国家/地区	ISO3	国家/地区	ISO3	国家/地区	ISO3	国家/地区	ISO3
阿拉伯	ARE	阿尔及利亚	DZA	哈萨克斯坦	KAZ	尼泊尔	NPL	新加坡	SGP
阿根廷	ARG	厄瓜多尔	ECU	吉尔吉斯斯坦	KGZ	新西兰	NZL	萨尔多瓦	SLV
澳大利亚	AUS	欧盟	EUN	柬埔寨	KHM	阿曼	OMN	多哥	TGO
贝宁	BEN	加纳	GHA	科威特	KWT	巴基斯坦	PAK	泰国	THA
巴林	BHR	危地马拉	GTM	老挝	LAO	巴拿马	PAN	塔吉克斯坦	TJK
巴西	BRA	中国香港	HKG	利比亚	LBR	秘鲁	PER	突尼斯	TUN
加拿大	CAN	洪都拉斯	HND	斯里兰卡	LKA	菲律宾	PHL	土耳其	TUR
智利	CHL	印度尼西亚	IDN	摩洛哥	MAR	巴拉圭	PRY	乌拉圭	URY
喀麦隆	CMR	印度	IND	墨西哥	MEX	卡塔尔	QAT	美国	USA
哥伦比亚	COL	以色列	ISR	缅甸	MMR	俄罗斯	RUS	委内瑞拉	VEN
哥斯达黎加	CRI	约旦	JOR	马来西亚	MYS	沙特阿拉伯	SAU	越南	VNM
古巴	CUB	日本	JPN	尼日利亚	NGA	塞内加尔	SEN		

注: 字体加粗的国家为发达国家.

表 2 变量的描述性统计

变量	变量含义	样本量	均值	标准误	最小值	最大值
lnEX	中国对贸易伙伴某产品的出口额取对数 (美元)	2,487,456	9.38	5.73	0	24.84
lnNTB	贸易伙伴对中国某产品实施非关税壁垒程度取对数	2,487,456	0.41	0.76	0	4.44
ln(1 + tariff)	贸易伙伴对中国某产品实施的关税对数值 (%)	2,111,643	1.71	1.12	0	5.86
lngdp	贸易伙伴的名义 GDP 对数值 (十亿美元)	2,487,456	5.07	1.95	0.56	9.88
lncgdp	中国的名义 GDP 对数值 (十亿美元)	2,487,456	8.52	0.72	7.29	9.40
lnpgdp	贸易伙伴的人均名义 GDP 对数值 (美元)	2,487,456	8.73	1.43	5.14	11.39
lndist	中国与贸易伙伴的地理距离对数值 (千米)	2,487,456	8.91	0.65	7.59	9.87
contig	中国与贸易伙伴是否接壤 (接壤 = 1)	2,487,456	0.17	0.38	0	1
comlang	中国与贸易伙伴官方语言是否相同 (相同 = 1)	2,487,456	0.06	0.24	0	1
smctry	中国与贸易伙伴是否属于同一国家 (属于 = 1)	2,487,456	0.03	0.16	0	1

3 实证结果

3.1 基准结果

首先, 本文采用豪斯曼检验 (H -test) 来判断模型是固定效应还是随机效应, 检验得到的 P 值远小于 1% 的显著性水平, 表示拒绝原假设, 即应该选取固定效应面板模型. 因此, 本文采用固定效应面板模型来估计公式 (2), 表 4 展示了具体的估计结果. 其中, 列 (1) 是在全样

⁵联合国国民账户: <https://unstats.un.org/unsd/snaama/basic>.

⁶CEPII 数据库: http://www.cepii.fr/CEPII/en/bdd_modele/bdd.asp.

表3 变量间的相关性

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
(1) lnEX	1									
(2) lnNTB	-0.005	1								
(3) ln(1 + tariff)	-0.064	-0.005	1							
(4) lngdp	0.305	0.037	-0.195	1						
(5) lncgdp	0.188	0.010	-0.082	0.211	1					
(6) lnpgdp	0.218	0.033	-0.332	0.661	0.221	1				
(7) lndist	-0.102	-0.031	0.216	-0.060	-0.022	0.058	1			
(8) contig	0.036	0.010	-0.063	-0.155	0.046	-0.314	-0.573	1		
(9) comlang	0.095	0.022	-0.190	-0.033	0.001	0.082	-0.292	0.221	1	
(10) smctry	0.112	0.024	-0.269	0.024	0.001	0.195	-0.353	0.427	0.640	1

本下非关税壁垒对中国出口影响的估计结果, 其中 lnNTB 的估计系数不显著, 表明非关税壁垒并不会显著地影响中国出口, 这似乎与现有文献的结论不符, 本文认为导致该结果的原因可能是由于非关税壁垒在不同时期对中国出口的影响不同。

因此, 本文在公式 (2) 中添加了非关税壁垒变量 lnNTB 与时间虚拟变量的交互项, 来探究不同时期非关税壁垒对中国出口的影响 (见表 4 列 (2)), 其中 lnNTB 的估计系数在 10% 的显著性水平上为正, 表明在 2002 年非关税壁垒显著地促进了中国出口. $\lnNTB \times year_{2003}$ 的估计系数不显著, 表明在 2003 年非关税壁垒对中国出口的影响与在 2002 年的影响不存在显著差异, 即在 2003 年非关税壁垒也显著地促进了中国出口. $\lnNTB \times year_{2005}$ 的估计系数在 5% 的显著性水平上为负, 且其绝对值小于 lnNTB 的估计系数, 表明 2005 年非关税壁垒对中国出口的促进作用显著小于 2002 年. $\lnNTB \times year_{2008}$ 的估计系数在 5% 的显著性水平上为负, 且其绝对值大于 lnNTB 的估计系数, 表明 2008 年非关税壁垒对中国出口的促进作用显著小于 2002 年, 甚至在 2008 年非关税壁垒显著地抑制了中国出口, 具体来看, 非关税壁垒程度每增加 1%, 中国的出口将下降 0.07% ($= 0.1382\% - 0.2089\%$). 依次类推可以得出其他交互项估计系数的含义, 可以发现在爆发金融危机之前 (即 2008 年之前), 非关税壁垒对中国出口不存在显著的抑制作用, 或者说在这一时期各国实施的非关税壁垒对中国出口的抑制作用是无效的, 然而自金融危机爆发以来, 各国实施的非关税壁垒开始显著地抑制中国的出口. 本文认为出现这种现象的原因是金融危机爆发之前, 各国家或经济体外贸仍处于高速发展阶段, 他们沉浸在外贸或全球化带来的经济福利中而忽视了其存在的诸多风险以及对国内经济就业的潜在冲击, 进而忽视了对非关税壁垒等措施或制度的实际应用, 因此非关税壁垒对中国出口的抑制作用并不显著. 而金融危机爆发之后, 许多国家的经济金融遭受重创, 为了重振本国经济和规避外贸风险, 他们开始加大非关税壁垒措施的实施力度与强度, 因此非关税壁垒对中国出口的抑制作用开始显现. 郑宇真 (2010) 指出金融危机爆发以后, 各经济体更加频繁地通过非关税贸易壁垒来切断与国外市场的联系、保护本国市场、重振本国经济. 金则扬和靳玉英 (2020) 也指出金融危机引发的以美国为首的全球性贸易保护主义持续至今且不断加剧. 此外, 该结果也证实了本文之前的猜想, 即在全样本下非关税壁垒对中国出口的

表 4 非关税壁垒对中国出口的影响

	(1) lnEX	(2) lnEX	(3) lnEX year < 2008	(4) lnEX year $\geq$ 2008
lnNTB	0.0001 (0.0040)	0.1382* (0.0818)	0.0066 (0.0091)	-0.0074** (0.0033)
ln(1 + tariff)	-0.4967*** (0.1830)	-0.4948*** (0.1826)	-0.1794 (0.1595)	-0.3516*** (0.1219)
lngdp	1.6592*** (0.5947)	1.6537*** (0.5929)	2.9721*** (1.1195)	1.0207 (0.6607)
lncgdp	0.6556 (0.5060)	0.6937 (0.5061)	- -	-0.4578 (0.6554)
lnRTA	-1.3047 (0.9443)	-1.2993 (0.9419)	-0.3985 (0.2771)	1.2853*** (0.4883)
lnNTB $\times$ year ₂₀₀₃		-0.0034 (0.0193)		
lnNTB $\times$ year ₂₀₀₄		-0.0472 (0.0325)		
lnNTB $\times$ year ₂₀₀₅		-0.0990** (0.0492)		
lnNTB $\times$ year ₂₀₀₆		-0.1333** (0.0563)		
lnNTB $\times$ year ₂₀₀₇		-0.1062 (0.0944)		
lnNTB $\times$ year ₂₀₀₈		-0.2089** (0.0927)		
lnNTB $\times$ year ₂₀₀₉		-0.1898** (0.0923)		
lnNTB $\times$ year ₂₀₁₀		-0.2135** (0.1026)		
lnNTB $\times$ year ₂₀₁₁		-0.2157* (0.1108)		
lnNTB $\times$ year ₂₀₁₂		-0.2606** (0.1051)		
lnNTB $\times$ year ₂₀₁₃		-0.1420 (0.1357)		
lnNTB $\times$ year ₂₀₁₄		-0.1771 (0.1386)		
lnNTB $\times$ year ₂₀₁₅		-0.1511 (0.1327)		
lnNTB $\times$ year ₂₀₁₆		-0.0772 (0.1513)		
lnNTB $\times$ year ₂₀₁₇		-0.1780 (0.1302)		
常数项	-4.2918 (2.7145)	-4.6065* (2.7834)	-5.9419 (4.7830)	8.7065 (5.3198)
时间固定效应	是	是	是	是
产品 $\times$ 国家固定效应	是	是	是	是
样本量	2,111,643	2,111,643	807,866	1,303,777
R ²	0.0920	0.0922	0.1070	0.0110

注: 由于采用的是固定效应面板模型估计, 因此公式 (2) 中与时间无关的变量, 即 $\ln\text{dist}$, contig , comlang , 以及 smctry , 均由于共线性而被模型移除. 括号中的数值表示聚类国家与行业的标准误. year_j ($j = 2003, 2004, \dots, 2017$) 为示性变量, 如果 $\text{year} = j$ 则取 1, 否则取 0. ***, **, * 分别表示 1%、5% 与 10% 的显著性水平.

影响不显著主要是由于 2008 年之前非关税壁垒对中国出口的抑制作用无效, 而 2008 年之后其抑制作用才开始逐渐显现.

本文进一步以 2008 年为节点将样本划分为金融危机之前的样本和之后的样本, 来估计不同时期非关税壁垒对中国出口的影响. 表 4 中列 (3) 是使用金融危机之前样本的估计结果, 其中 $\ln\text{NTB}$ 的估计系数不显著, 表明金融危机之前非关税壁垒没有显著地影响中国出口. 表 4 中列 (4) 是使用金融危机之后样本的估计结果, 其中 $\ln\text{NTB}$ 的估计系数在 5% 的显著性水平上为负, 表明金融危机之后非关税壁垒显著地抑制了中国出口, 从数值上来看, 非关税壁垒程度每增长 1%, 中国的出口将下降 0.0074%. 因此, 在下文中进一步讨论非关税壁垒对中国出口的影响时, 本文采用 2008 年之后的样本进行研究, 表 4 中列 (4) 的估计结果为非关税壁垒对中国出口影响的基准结果.

3.2 稳健性检验

为保证表 4 中列 (4) 基准模型估计结果的稳健性, 本文分别考虑了内生性问题以及其他的稳健性检验.

3.2.1 考虑内生性问题

由于非关税壁垒变量 $\ln\text{NTB}$ 与出口变量 $\ln\text{EX}$ 可能存在反向因果关系, 即中国某产品的出口越多, 该产品遭受的非关税壁垒程度越高, 这将使得 $\ln\text{NTB}$ 与模型中的误差项存在相关关系 (即 $\ln\text{NTB}$ 可能为内生变量), 导致 OLS 估计量不再是一致估计. 解决内生性问题一般可以采用面板工具变量 (IV) 法进行估计, 具体操作是选取一个与 $\ln\text{NTB}$ 高度相关但与误差项不相关的 IV 进行两阶段最小二乘估计 (2SLS). 但是采用面板 IV 的前提是确定非关税壁垒变量 $\ln\text{NTB}$ 为内生变量, 本文采用 H -test 来检验变量是否内生, 其原假设为所有解释变量均为外生变量, 具体操作是找到有效的工具变量, 并借助该工具变量来检验解释变量是否存在内生性. 本文选取滞后一阶的 $\ln\text{NTB}$ (即 $L1.\ln\text{NTB}$) 作为工具变量, 检验结果显示 P 值为 0.5852 大于显著性水平, 因此无法拒绝原假设, 即 $\ln\text{NTB}$ 是外生变量. 此外, 本文还采用异方差稳健的杜宾-吴-豪斯曼检验 (DWH-test), 得到 P 值为 0.5585 大于显著性水平, 同样无法拒绝原假设, 即 $\ln\text{NTB}$ 是外生变量. 以上内生性检验结果均表明无法拒绝非关税壁垒变量 $\ln\text{NTB}$ 是外生变量, 因此本文基准模型的估计结果不受到内生性问题的干扰.

3.2.2 其他稳健性检验

表 5 展示了本文对基准模型进行的一系列稳健性检验结果. 首先, 为检验非关税壁垒对中国出口影响符号的正确性, 将公式 (2) 中的主要解释变量 $\ln\text{NTB}_{jht}$ 替换为虚拟变量 dummyNTB_{jht} , 表示如果 j 经济体在第 t 年对中国的产品 h 施加非关税壁垒则取 1, 否则取 0, 估计结果如列 (1) 所示. 其中, dummyNTB_{jht} 的估计系数显著为负, 表明经济体对中国施加非关税壁垒会显著降低中国对其的出口, 这与表 4 中列 (4) 的估计结果是一致的. 其次, 本文从样本选取的角度进行了稳健性检验. 列 (2) 是剔除了中美贸易和中欧贸易样本的估计结果, 因为考虑到美国和欧盟是中国的主要出口经济体, 其样本可能将在很大程度上影响基准模型的估计结果. 估计结果显示, $\ln\text{NTB}$ 的估计系数为 -0.0089 且在 1% 的显著性水平上显著, 这与基准模型中 $\ln\text{NTB}$ 估计系数 -0.0074 无论在显著性水平还是数值上均相差不大,

表5 非关税壁垒对中国出口的影响 (稳健性检验)

	(1) lnEX	(2) lnEX	(3) lnEX	(4) lnEX	(5) lnEX
lnNTB		-0.0089*** (0.0028)	-0.0081** (0.0032)	-0.0070** (0.0033)	-0.0077** (0.0035)
dummyNTB	-0.0083* (0.0048)				
L1.lnEX				0.2531*** (0.0446)	
L1.lnNTB					-0.0025 (0.0049)
ln(1 + tariff)	-0.3516*** (0.1219)	-0.2974** (0.1175)	-0.3486*** (0.1211)	-0.2929*** (0.1039)	-0.3516*** (0.1219)
lngdp	1.0207 (0.6607)	0.6596 (0.6447)	1.0113 (0.6664)	0.8964* (0.5215)	1.0207 (0.6607)
lncgdp	-0.4578 (0.6554)	0.2496 (0.3903)	-0.3923 (0.6125)	-0.6001 (0.6390)	-0.4578 (0.6554)
lnRTA	1.2854*** (0.4883)	0.9795** (0.4278)	1.2592*** (0.4742)	1.2298*** (0.4230)	1.2853*** (0.4883)
常数项	8.7060 (5.3196)	4.5052 (3.8558)	8.1121 (0.2763)	8.0787 (5.1533)	8.7078 (5.3207)
时间固定效应	是	是	是	是	是
产品 × 国家固定效应	是	是	是	是	是
样本量	1,303,777	1,303,777	1,287,092	1,303,777	1,303,777
R ²	0.0110	0.0110	0.0104	0.0809	0.0110

注: 括号中的数值表示国家与行业层面的聚类标准误; ***, **, * 分别表示 1%、5% 与 10% 的显著性水平。

因此本文基准模型的估计结果并非主要由中美贸易和中欧贸易决定。列 (3) 是对被解释变量 lnEX 进行 1% 和 99% 的缩尾处理后的估计结果, 因为考虑到中国对不同经济体出口的差异较大, 计量结果显示, lnNTB 的估计系数为 -0.0081 且在 1% 的显著性水平上显著, 这与基准模型中 lnNTB 估计系数 -0.0074 无论在显著性水平还是数值上均相差不大, 因此本文基准模型的估计结果并不受到异常值的干扰。列 (4) 和列 (5) 是在公式 (2) 中分别添加了被解释变量 lnEX 和主要解释变量 lnNTB 的一阶滞后项的估计结果, 得到的 lnNTB 的估计系数与表 4 中列 (4) 的估计结果相差不大。综上所述, 本文基准模型的估计结果是十分稳健的。

3.3 异质性分析

3.3.1 非关税壁垒种类异质性

联合国贸易和发展会议 (UNCTAD) 进一步将非关税贸易壁垒划分为技术性贸易壁垒 (technical barriers to trade, TBT) 和非技术性贸易壁垒 (non-technical barriers to trade, nonTBT)。其中, 技术性壁垒主要指进口国对进口品在产品质量、制造工艺、安全卫生、环境保护等方面提出的要求, 如卫生与植物检验措施、装运前检查措施等; 非技术性壁垒则一般

指进口国为保护本国产业直接对进口品进行限制,如临时性贸易壁垒、数量限制、价格限制措施等。

为了刻画不同种类非关税壁垒对中国出口影响的异质性,本文将公式(2)中的主要解释变量 $\ln\text{NTB}_{jht}$ 替换为 $\ln\text{TBT}_{jht}$ 或 $\ln\text{nonTBT}_{jht}$, 具体回归结果见表6。其中, $\ln\text{TBT}$ 的估计系数为在1%的显著性水平上为负,表明技术性贸易壁垒显著地抑制了中国产品的出口。从数值来看,技术性壁垒程度每增加1%,中国出口将减少0.0097%。然而, $\ln\text{nonTBT}$ 的估计系数不显著为负,表明非技术性贸易壁垒对中国出口的抑制作用并不显著。综上所述,在非关税贸易壁垒中技术性贸易壁垒是抑制中国出口的重要手段,因此中国需要重视其他经济体对中国采取的技术性贸易壁垒。

表6 不同非关税壁垒对中国出口的影响

	(1) $\ln\text{EX}$	(2) $\ln\text{EX}$	(3) $\ln\text{EX}$	(4) $\ln\text{EX}$
$\ln\text{TBT}$	-0.0091** (0.0040)	-0.0097*** (0.0037)		
$\ln\text{nonTBT}$			-0.0047 (0.0088)	-0.0053 (0.0082)
其他控制变量	是	是	是	是
时间固定效应	否	是	否	是
产品 × 国家固定效应	是	是	是	是
样本量	1,303,777	1,303,777	1,303,777	1,303,777
R^2	0.0051	0.0110	0.0051	0.0110

注: 固定效应面板模型估计; 括号中的数值表示国家与行业层面的聚类标准误; ***, **, * 分别表示1%、5%与10%的显著性水平。

3.3.2 贸易伙伴异质性

将公式(3)中的主要解释变量 $\ln\text{NTB}_{jht}$ 分别替换为 $\ln\text{TBT}_{jht}$ 和 $\ln\text{nonTBT}_{jht}$, 得到发达经济体和发展中经济体实施不同种类非关税壁垒对中国出口的影响(表7)。表7中列(1)和列(2)展示了发达经济体和发展中经济体实施技术性贸易壁垒对中国出口的影响。其中 $\ln\text{TBT}$ 的估计系数在1%的显著性水平上为负,表明发展中经济体实施的技术性贸易壁垒显著地抑制了中国对其的出口。从数值来看,发展中经济体实施的技术性贸易壁垒程度每增加1%,中国对其出口将减少0.0125%; $\ln\text{TBT} \times \text{developed}$ 的估计系数不显著,表明发达经济体实施的技术性贸易壁垒与发展中经济体实施的技术性贸易壁垒对中国出口的抑制作用不存在显著差异,即无论是发达经济体还是发展中经济体,其实施的技术性贸易壁垒均会显著地降低中国对其出口,且在影响程度方面没有显著差异。因此,中国需要同等程度地重视发达经济体和发展中经济体实施的技术性贸易壁垒。

表7中列(3)和列(4)展示了发达经济体和发展中经济体实施非技术性贸易壁垒对中国出口的影响。其中 $\ln\text{nonTBT}$ 的估计系数不显著为负,表明发展中经济体实施的非技术性贸易壁垒不会显著地抑制中国对其出口; $\ln\text{nonTBT} \times \text{developed}$ 的估计系数也不显著,表明发达经济体实施的技术性贸易壁垒与发展中经济体实施的非技术性贸易壁垒对中国出口的抑制作用不存在显著差异,即发达经济体实施的非技术性贸易壁垒也不会显著地抑制中国对其

表 7 不同贸易伙伴实施不同非关税壁垒对中国出口的影响

	(1) lnEX	(2) lnEX	(3) lnEX	(4) lnEX
lnTBT	-0.0121*** (0.0028)	-0.0125*** (0.0027)		
lnTBT × developed	0.0137 (0.0110)	0.0127 (0.0104)		
lnnonTBT			-0.0095 (0.0086)	-0.0098 (0.0086)
lnnonTBT × developed			0.0225 (0.0266)	0.0211 (0.0255)
其他控制变量	是	是	是	是
时间固定效应	否	是	否	是
产品 × 国家固定效应	是	是	是	是
样本量	1,303,777	1,303,777	1,303,777	1,303,777
R ²	0.0051	0.0110	0.0051	0.0110

注: 固定效应面板模型估计; 括号中的数值表示国家与行业层面的聚类标准误;

***, **, * 分别表示 1%、5% 与 10% 的显著性水平。

出口。因此, 无论是发达经济体实施的非技术性贸易壁垒还是发展中经济体实施的非技术性贸易壁垒均不会显著地抑制中国出口。

3.3.3 行业异质性

将公式 (4) 中的主要解释变量 $\ln\text{NTB}_{jht}$ 分别替换为 $\ln\text{TBT}_{jht}$ 和 $\ln\text{nonTBT}_{jht}$, 可以得到技术性贸易壁垒和非技术性贸易壁垒对中国不同行业出口的影响如表 8 所示。表 8 中列 (1) 和列 (2) 展示了技术性贸易壁垒对中国不同行业出口的影响。其中 $\ln\text{TBT}$ 的估计系数在 1% 的显著性水平上为负, 表明技术性贸易壁垒显著地抑制了中国劳动密集型行业的出口。具体来看, 技术性贸易壁垒强度每增加 1%, 中国劳动密集型行业的出口将减少 0.0233%。 $\ln\text{TBT} \times \text{techni}$ 的估计系数在 1% 的显著性水平上为正, 表明技术性贸易壁垒对中国技术密集型行业出口的抑制作用显著小于对劳动密集型行业出口的影响。将 $\ln\text{TBT}$ 的估计系数与 $\ln\text{TBT} \times \text{techni}$ 的估计系数加总便可以得到技术性贸易壁垒对中国技术密集型行业的出口。具体来看, 技术性贸易壁垒强度每增加 1%, 中国技术密集型行业的出口将减少 0.0045% ($= 0.0188\% - 0.0233\%$)。 $\ln\text{TBT} \times \text{capital}$ 的估计系数同样在 1% 显著性水平上为正, 且该系数的绝对值大于 $\ln\text{TBT}$ 估计系数的绝对值, 表明技术性贸易壁垒对中国资本密集型行业出口的抑制作用显著小于对劳动密集型行业出口的影响, 且技术性贸易壁垒显著地促进了中国资本密集型行业的出口。具体来看, 技术性贸易壁垒强度每增加 1%, 中国资本密集型行业的出口将增加 0.0065% ($= 0.0298\% - 0.0233\%$)。

表 8 中列 (3) 和列 (4) 展示了非技术性贸易壁垒对中国不同行业出口的影响。其中 $\ln\text{nonTBT}$ 的估计系数在 1% 的显著性水平上为负, 表明非技术性贸易壁垒显著地抑制了中国劳动密集型行业的出口。具体来看, 非技术性贸易壁垒强度每增加 1%, 中国劳动密集型行业的出口将减少 0.0211%。 $\ln\text{nonTBT} \times \text{techni}$ 的估计系数不显著, 表明非技术性贸易壁垒对

表 8 不同种类非关税壁垒对中国不同出口的影响

	(1) lnEX	(2) lnEX	(3) lnEX	(4) lnEX
lnTBT	-0.0233*** (0.0048)	-0.0233*** (0.0048)		
lnTBT × techni	0.0188*** (0.0062)	0.0177*** (0.0069)		
lnTBT × capital	0.0298*** (0.0087)	0.0290*** (0.0087)		
lnnonTBT			-0.0209*** (0.0058)	-0.0211*** (0.0067)
lnnonTBT × techni			0.0169 (0.0136)	0.0159 (0.0127)
lnnonTBT × capital			0.0460*** (0.0152)	0.0456*** (0.0150)
其他控制变量	是	是	是	是
时间固定效应	否	是	否	是
产品 × 国家固定效应	是	是	是	是
样本量	1,303,777	1,303,777	1,303,777	1,303,777
R ²	0.0051	0.0110	0.0051	0.0110

注: 固定效应面板模型估计; 括号中的数值表示国家与行业层面的聚类标准误; 由于共线性问题, 列 (1)~(4) 中 lnTBT 和 lnnonTBT 的估计系数分别表示技术性贸易壁垒和非技术性贸易壁垒对中国劳动密集型行业出口的影响; ***, **, * 分别表示 1%、5% 与 10% 的显著性水平。

中国技术和劳动密集型行业出口的抑制作用没有显著差异, 即非技术性贸易壁垒也显著地抑制了中国技术密集型行业的出口. lnnonTBT × capital 的估计系数在 1% 显著性水平上为正, 且该系数的绝对值大于 lnnonTBT 估计系数的绝对值, 表明非技术性贸易壁垒对中国资本密集型行业出口的抑制作用显著小于对劳动密集型行业出口的影响, 且显著地促进了资本密集型行业的出口. 具体来看, 非技术性贸易壁垒强度每增加 1%, 中国资本密集型行业的出口将增加 0.0245% (= 0.0456% - 0.0211%).

3.4 一些讨论

3.4.1 讨论美国实施的非关税壁垒对中国出口的影响

在中美贸易摩擦升级的大背景下, 美国不仅大幅提升了对中国的关税贸易壁垒, 同时也显著增加了对中国的非关税贸易壁垒, 特别是技术性贸易壁垒. 如 2019 年 5 月 15 日, 中国的华为与其子公司被美国列入了出口管制的“实体清单”, 任何使用美国技术和设备公司向华为提供技术和产品都需要得到美国商务部的批准; 2019 年 9 月 26 日, 美国国际贸易委员会 (ITC) 对半导体设备及其相关产品发起知识产权侵权调查, 中国海信集团、TCL 集团、联想集团和深圳万普拉斯科技有限公司等企业涉案; 2020 年 4 月 28 日, 为防止中国企业通过供应链获取可用于发展武器或监视等军事方面的技术, 美国商务部宣布了新的出口管制条例 (EAR). 目前, 已有大量文献研究了美国大幅提升关税贸易壁垒对中国出口的影响 (Amiti et

al. (2019), Tu et al. (2021), Shen et al. (2020), 田开兰等 (2021)), 但关于美国实施的非关税贸易壁垒对中国出口的影响相对较少, 特别是技术性贸易壁垒. 因此, 本文进一步讨论了美国实施非关税贸易壁垒对中国出口的影响, 且区分了非关税贸易壁垒种类以及行业异质性 (见表 9).

表 9 中列 (1) 展示了美国实施非关税壁垒对中国出口的影响. 其中, $\ln\text{NTB}$ 的估计系数显著为负, 表明美国实施的非关税壁垒会显著地降低中国的出口. 具体来看, 美国实施的非关税壁垒程度每增加 1%, 中国对美出口将降低 0.0269%. 列 (2) 和列 (3) 分别展示了美国实施技术性贸易壁垒和非技术性贸易壁垒对中国出口的影响. 其中, $\ln\text{TBT}$ 的估计系数显著为负, 表明美国实施的技术性贸易壁垒显著地抑制了中国对美出口. 具体来看, 美国实施的非技术性贸易壁垒每增加 1%, 中国对美出口将下降 0.0595%. 而 $\ln\text{nonTBT}$ 的估计系数则显著为正, 表明美国实施的非技术性贸易壁垒不仅没有显著地抑制中国对美出口, 反而促进了中国对美出口. 本文认为产生该结果可能的原因是美国作为发达经济体的代表, 其对进口品在产品质量、制造工艺、安全卫生、环境保护等方面具有更加严苛的要求和标准, 因此美国更倾向于使用技术性贸易壁垒来抑制中国对美出口, 故美国实施的非技术性贸易壁垒对中国对美出口的抑制作用不显著, 甚至出现美国对华实施的非技术性贸易壁垒程度虽然在增加, 但控

表 9 美国实施的非关税壁垒对中国不同行业出口的影响

	(1) $\ln\text{EX}$	(2) $\ln\text{EX}$	(3) $\ln\text{EX}$	(4) $\ln\text{EX}$	(5) $\ln\text{EX}$
$\ln\text{NTB}$	-0.0269*** (0.0000)				
$\ln\text{TBT}$		-0.0595*** (0.0000)		-0.0672*** (0.0000)	
$\ln\text{TBT} \times \text{techni}$				-0.0969*** (0.0000)	
$\ln\text{TBT} \times \text{capital}$				0.1148*** (0.0000)	
$\ln\text{nonTBT}$			0.0308*** (0.0000)		0.0259*** (0.0000)
$\ln\text{nonTBT} \times \text{techni}$					-0.0376*** (0.0000)
$\ln\text{nonTBT} \times \text{capital}$					0.0768*** (0.0000)
其他控制变量	是	是	是	是	是
时间固定效应	否	是	否	是	是
产品 $\times$ 国家固定效应	是	是	是	是	是
样本量	36,134	36,134	36,134	36,134	36,134
R^2	0.7618	0.7618	0.7618	0.7619	0.7618

注: 固定效应面板模型估计; 括号中的数值表示国家与行业层面的聚类标准误; 由于共线性问题, 列 (4) 和列 (5) 中 $\ln\text{TBT}$ 和 $\ln\text{nonTBT}$ 的估计系数分别表示美国实施的技术性贸易壁垒和非技术性贸易壁垒对中国劳动密集型行业出口的影响; ***, **, * 分别表示 1%、5% 与 10% 的显著性水平.

制其他变量以后中国对美出口没有显著下降,进而表现出美国对华实施的非技术性贸易壁垒反而促进了中国对美出口。

列(4)和列(5)分别展示了美国实施技术性贸易壁垒和非技术性贸易壁垒对中国不同行业出口的影响。列(4)中 $\ln TBT$ 的估计系数显著为负,表明美国实施的技术性贸易壁垒显著地降低了中国劳动密集型行业的出口。具体来看,美国实施的非技术性贸易壁垒每增加 1%,中国劳动密集型行业对美出口将下降 0.0672%。 $\ln TBT \times \text{techni}$ 的估计系数也显著为负,表明美国实施的技术性贸易壁垒对中国技术密集型行业对美出口的抑制作用较劳动密集型行业对美出口的抑制作用大,美国实施的非技术性贸易壁垒每增加 1%,中国技术密集型行业对美出口将减少 0.1641% ($= -0.0672\% - 0.0969\%$)。 $\ln TBT \times \text{capital}$ 的估计系数显著为正,且其大于 $\ln TBT$ 估计系数的绝对值,这表明美国实施的技术性贸易壁垒对中国资本密集型行业对美出口的抑制作用显著小于对劳动密集型行业对美出口的影响,且美国实施的技术性贸易壁垒显著地促进了中国资本密集型行业的对美出口。列(5)中 $\ln \text{nonTBT}$ 的估计系数显著为正,表明美国实施的非技术性贸易壁垒不仅没有显著降低中国劳动密集型行业的对美出口,反而促进了其对美出口。 $\ln \text{nonTBT} \times \text{techni}$ 的估计系数则显著为负,且其绝对值大于 $\ln \text{nonTBT}$ 的估计系数,表明美国实施的非技术性贸易壁垒也显著地降低了中国技术密集型行业的对美出口,降幅为 0.0117% ($= 0.0259\% - 0.0376\%$)。 $\ln \text{nonTBT} \times \text{capital}$ 的估计系数则显著为正,表明美国实施的非技术性贸易壁垒也显著地促进了中国资本密集型行业的对美出口,且该促进作用显著高于对劳动密集型行业对美出口的影响。

综上,美国对华实施的非关税壁垒会显著地降低了中国对美出口,特别是技术性贸易壁垒。技术性贸易壁垒显著地降低了中国技术密集型行业和劳动密集型行业的对美出口,因此中国需要高度警惕美国对华的技术性贸易壁垒。

3.4.2 从非关税壁垒视角讨论 RCEP 协议签署对中国出口的影响

2020年11月15日,中国、日本、韩国、澳大利亚、新西兰以及东盟十国共同签署了 RCEP 协定,这是迄今为止参与人口最多(约 23 亿人)、成员最多样化、发展规模最大(约占全球贸易总额的 30%) 的自由贸易协定 (Mahadevan and Nugroho (2019))。许多研究预计, RCEP 将是后疫情时期拉动亚洲乃至世界经济复苏的重要引擎⁷。RCEP 协议中与贸易直接相关的条文与 WTO 等传统多边贸易协议类似,重点逐步减免关税及非关税壁垒,计划在 10 年取消 92% 商品的所有关税⁸。现有文献已经研究了 RCEP 协议中减免关税对贸易的影响,但对于 RCEP 协议中非关税壁垒减免对贸易的影响研究却相对较少, Li and Li (2021) 仅通过将 RCEP 协议中非关税壁垒的减少转化成通关时间减少来量化其影响。本文中使用了大量的中国与主要经济体之间贸易和非关税壁垒数据(数据量达到 2,111,643),其中更是涵盖了中国与 12 个 RCEP 成员国⁹之间的贸易往来,这为本文讨论 RCEP 成员国实施非关税壁垒对中国出口的影响提供了便利。

表 10 展示了 RCEP 成员国实施的非关税贸易壁垒对中国出口的影响。其中,列(1)展

⁷南财快评: RCEP 核准与生效的新进展及趋势: <https://m.21jingji.com/article/20210324/herald/02e ea4116f9dee92daceeda189f62bfe.html>.

⁸去全球化下的创举: <https://mp.weixin.qq.com/s/gfMCzNnd4MpZ218XVxk9kA>.

⁹由于缺乏非关税壁垒的相关数据,因此没有包括 RCEP 成员国中的文莱和韩国。

表 10 RCEP 成员国实施的非关税壁垒对中国不同行业出口的影响

	(1) lnEX	(2) lnEX		(3) lnEX	(4) lnEX
lnTBT	-0.0054*** (0.0006)	-0.0143*** (0.0006)	lnnonTBT	-0.0250*** (0.0024)	0.0156 (0.0168)
lnTBT × techni		-0.0098** (0.0004)	lnnonTBT × techni		-0.0529** (0.0208)
lnTBT × capital		0.0176*** (0.0008)	lnnonTBT × capital		-0.0168 (0.0236)
lnTBT × IDN	-0.0374*** (0.0019)		lnnonTBT × IDN	-0.0165*** (0.0047)	
lnTBT × JPN	0.0157*** (0.0011)		lnnonTBT × JPN	0.0474*** (0.0021)	
lnTBT × KHM	-0.0535*** (0.0032)		lnnonTBT × KHM	-0.0111 (0.0070)	
lnTBT × LAO	-0.1450*** (0.0130)		lnnonTBT × LAO	-0.0818*** (0.0227)	
lnTBT × MMR	-0.0043 (0.0080)		lnnonTBT × MMR	0.0679*** (0.0107)	
lnTBT × MYS	-0.0035 (0.0042)		lnnonTBT × MYS	0.0569*** (0.0057)	
lnTBT × NZL	0.0069*** (0.0019)		lnnonTBT × NZL	-0.0048*** (0.0019)	
lnTBT × PHL	0.0107*** (0.0025)		lnnonTBT × PHL	-0.0132*** (0.0034)	
lnTBT × SGP	-0.0370*** (0.0068)		lnnonTBT × SGP	-0.0335*** (0.0022)	
lnTBT × THA	0.0246*** (0.0016)		lnnonTBT × THA	0.0825*** (0.0019)	
lnTBT × VNM	-0.0115*** (0.0043)		lnnonTBT × VNM	0.0204 (0.0140)	
其他控制变量	是	是	其他控制变量	是	是
时间固定效应	是	是	时间固定效应	是	是
产品 × 国家固定效应	是	是	产品 × 国家固定效应	是	是
样本量	335,492	335,492	样本量	335,492	335,492
R ²	0.0171	0.0170	R ²	0.0171	0.0171

注: 固定效应面板模型估计; 括号中的数值表示国家与行业层面的聚类标准误; IDN 表示印度尼西亚的虚拟变量, 其他变量也类似; 由于共线性问题, 列 (1) 和列 (3) 中 lnTBT 和 lnnonTBT 的估计系数分别表示澳大利亚实施的技术性贸易壁垒和非技术性贸易壁垒对中国对澳出口的影响; 列 (2) 和列 (4) 中 lnTBT 和 lnnonTBT 的估计系数分别表示 RCEP 成员国实施的技术性贸易壁垒和非技术性贸易壁垒对中国劳动密集型行业出口的影响; ***, **, * 分别表示 1%、5% 与 10% 的显著性水平。

示了不同 RCEP 成员国实施技术性贸易壁垒对中国出口的影响, lnTBT 的估计系数显著为负, 表明澳大利亚实施的技术性贸易壁垒显著地抑制了中国对澳出口。根据交互项的估计系

数可以看出,绝大多数东盟国际实施的技术性贸易壁垒均显著地抑制了中国对相应国家的出口。列(2)展示了RCEP成员国实施的技术性贸易壁垒对中国不同行业出口的影响, $\ln TBT$ 的估计系数显著为负,表明RCEP成员国实施的技术性贸易壁垒显著地抑制了中国劳动密集型行业的出口。 $\ln TBT \times \text{techni}$ 的估计系数也显著为负,表明RCEP成员国实施的技术性贸易壁垒对中国技术密集型行业出口的抑制作用更大; $\ln TBT \times \text{capital}$ 的估计系数则显著为正,且该数值大于 $\ln TBT$ 估计系数的绝对值,表明RCEP成员国实施的技术性贸易壁垒并未显著地抑制中国对其资本密集型行业的出口。列(3)展示了不同RCEP成员国实施非技术性贸易壁垒对中国出口的影响, $\ln \text{nonTBT}$ 的估计系数显著为负,表明澳大利亚实施的非技术性贸易壁垒显著地抑制了中国对澳出口。根据交互项的估计系数可以看出,印度尼西亚、柬埔寨、老挝、新西兰、菲律宾、新加坡和越南等绝大多数东盟国际实施的非技术性贸易壁垒均显著地抑制了中国对相应国家的出口。对比美国实施的非技术性贸易壁垒对中国对美出口不抑制反促进的结论,该结论与美国非技术性贸易壁垒结论不一致可能的原因是,东盟经济体以发展中经济体为主,其在技术性贸易壁垒方面没有发达经济体那么成熟和完善的体系,因此其通过实施非技术性贸易壁垒和技术性贸易壁垒来共同保护本国产业,抑制中国对本国的出口,进而其实施的两类非关税壁垒均显著地抑制了中国对本国的出口。列(4)展示了RCEP成员国实施的非技术性贸易壁垒对中国不同行业出口的影响, $\ln \text{nonTBT}$ 的估计系数不显著,表明RCEP成员国实施的非技术性贸易壁垒并未显著地抑制中国劳动密集型行业的出口; $\ln \text{nonTBT} \times \text{techni}$ 的估计系数显著为负,表明RCEP成员国实施的非技术性贸易壁垒显著地抑制了中国技术密集型行业的出口; $\ln \text{nonTBT} \times \text{capital}$ 的估计系数也不显著,表明非技术性贸易壁垒中国资本密集型行业出口的抑制作用不显著。

综上,绝大多数RCEP成员国,特别是东盟国家,无论是实施技术性贸易壁垒还是非技术性贸易壁垒均会显著地抑制中国出口,且主要侧重于对中国技术密集型行业以及劳动密集型行业出口的抑制。因此,RCEP协议的签署将大幅降低了东盟国家对中国的非关税壁垒,进而促进中国与东盟国家的贸易往来,加快亚洲区域经济一体化进程。

4 结论与政策建议

截至目前,中国是世界上遭受非关税壁垒最多的国家,在全球新一轮贸易保护主义浪潮以及“去全球化”浪潮愈演愈烈的大背景下,深入探究非关税壁垒对中国出口的影响有助于前瞻性研判中国未来的经贸走势。本文基于详细的贸易数据(HS6层面产品分类)构建时间-国家-产品层面的三维面板模型,研究了非关税壁垒对中国出口的影响,并进一步区分了非关税壁垒种类异质性、经济体异质性以及行业异质性。此外,本文将该研究应用到当前全球经贸环境的变化中,从非关税壁垒视角探讨了中美经贸博弈以及RCEP的签署对中国出口带来的损益。

实证结果表明,非关税壁垒会显著地抑制中国出口,但这种抑制作用并非一直存在的。在金融危机爆发之前(即2008年之前),非关税壁垒对中国出口没有显著的抑制作用,而金融危机以后,非关税壁垒开始显著地抑制中国出口,非关税壁垒程度每增长1%,中国的出口将下降0.0074%。区分异质性来看,技术性贸易壁垒是抑制中国出口的重要非关税壁垒,且无论是发达经济体还是发展中经济体实施的技术性贸易壁垒都需要重点关注;技术和劳动密集型行

业是非关税壁垒的重灾区。此外,美国对华实施的非关税壁垒会显著地降低了中国对美出口,特别是技术性贸易壁垒,其显著地降低了中国技术和劳动密集型行业的对美出口,因此中国需要高度警惕美国对华施加的一系列技术性贸易壁垒。绝大多数 RCEP 成员国,特别是东盟国家,无论是实施技术性贸易壁垒还是非技术性贸易壁垒均会显著地抑制中国出口,同样主要侧重于对中国技术和劳动密集型行业出口的抑制。因此,RCEP 协议的签署将大幅降低了东盟国家对中国的非关税壁垒,进而促进中国与东盟国家的贸易往来,加快亚洲区域经济一体化进程。

在全球经贸环境复杂多变的情景下,为保障中国对外贸易的健康高效发展,最大程度地畅通我国国际大循环体系,根据以上的实证结果,本文提出以下政策建议:

1) 面对复杂多变的全球经贸环境,中国应坚定不移地深化改革、扩大开放,维护经贸的健康平稳发展。一方面,中国应积极推进 RCEP 协议的尽快实施,并以 RCEP 协议为契机主动带头建立亚洲经济共同体,来应对中美经贸博弈以及其他一系列“去中国化”的行径;另一方面,中国也要继续积极主动地与亚洲以外的经济体建立良好的贸易关系,如继续推进“一带一路”的建设,实现与沿线国家的协同发展。以上举措有助于从源头上遏制和减少其他经济体对中国实施的非关税壁垒。

2) 在中美经贸博弈方面,由于美国实施的一系列技术性贸易壁垒严重地影响了中国技术和劳动密集型行业的经贸发展,因此中国必须高度重视且沉着应对美国实施的一系列技术性贸易壁垒。在做好中美经贸“脱钩”底线思维设计的同时,不遗余力地推进高科技行业的发展,特别是一些“卡脖子”行业的发展;另一方面,中国应该积极掌握美国对中国依赖度高的“卡脖子”资源和产业,通过反向牵制来抑制美国对中国贸易壁垒的滋生。

3) 劳动和技术密集型行业是中国遭受非关税壁垒影响的重灾区,而劳动密集型行业是承载就业的关键行业,技术密集型行业则是提升价值链地位、促进产业转型升级的重要引擎。在这些行业在提高自身产品质量和标准化管理的同时,中国政府及有关部门也需要积极统计和掌握受非关税壁垒影响严重的相关产品、企业和行业,帮助他们建立和完善产品损害预警系统和快速反应机制,来有效地应对非关税壁垒带来的冲击。

参 考 文 献

- 鲍晓华,朱达明,(2014). 技术性贸易壁垒与出口的边际效应——基于产业贸易流量的检验[J]. 经济学(季刊),13(4): 1393-1414.
- Bao X H, Zhu D M, (2014). The Impact of Technical Barriers to Trade on the Export Margins: Evidence from Industry Level Trade[J]. China Economic Quarterly, 13(4): 1393-1414.
- 金则杨,靳玉英,(2020). 限制性贸易壁垒有助于促进产品出口目的地多样化吗——基于我国企业出口产品的目的地行为研究[J]. 国际贸易问题,(5): 146-160.
- Jin Z Y, Jin Y Y, (2020). Can Restrictive Trade Barriers Help to Diversity the Export Destinations — An Analysis on the Export Destination-diversification of Chinese Firms[J]. Journal of International Trade, (5): 146-160.
- 李昭华,蒋冰冰,(2009a). 欧盟环境规制对中国纺织品与服装出口的绿色壁垒效应——基于中国四种纺织品与服装出口欧盟 11 国的面板数据分析: 1990-2006[J]. 中国工业经济,(6): 132-142.

- Li S H, Jiang B B, (2009a). The Green Barrier of Trade Effect of EU's Environmental Regulations on Textile and Clothing Exported from China — Based on Panel Data Analysis on China's Four Types of Textile and Clothing Exported to Eleven of the EU Member Countries: 1990–2006[J]. *China Industrial Economics*, (6): 132–142.
- 李昭华, 蒋冰冰, (2009b). 欧盟玩具业环境规制对中国玩具出口的绿色壁垒效应 —— 基于中国四类玩具出口欧盟十国的面板数据分析: 1990–2006[J]. *经济学 (季刊)*, (3): 813–828.
- Li S H, Jiang B B, (2009b). The Effects of EU's Green Barriers on China's Toy Exports: Based on Panel Data from Ten EU Countries (1990–2006)[J]. *China Economic Quarterly*, (3): 813–828.
- 李炜雯, 张兵, 金颖, (2018). 主要国家非关税贸易壁垒对我国农产品出口的影响分析 [J]. *价格月刊*, (1): 52–59.
- Li Y W, Zhang B, Jin Y, (2018). An Analysis of the Impact of Non-tariff Trade Barrier of Major Nations on the Agricultural Export of China[J]. *Prices Monthly*, (1): 52–59.
- 田开兰, 杨翠红, 祝坤福, 陈锡康, 孔亦舒, 等, (2021). 两败俱伤: 美中贸易关税战对经济和就业的冲击 [J]. *管理科学学报*, 24(2): 14–27.
- Tian K L, Yang C H, Zhu K F, Chen X K, Kong Y S, et al. (2021). Lose-lose Consequence: Shock of Sino-US Trade War on Bilateral Economy and Labor Market[J]. *Journal of Management Sciences in China*, 24(2): 14–27.
- 田开兰, 杨翠红, (2016). 中欧光伏贸易争端对双方经济损益的影响分析 [J]. *系统工程理论与实践*, 36(7): 1652–1660.
- Tian K L, Yang C H, (2016). Gain and Loss: The Dispute of Photovoltaic Trade Between EU and China[J]. *Systems Engineering — Theory & Practice*, 36(7): 1652–1660.
- 王婉如, (2018). 技术标准, 贸易壁垒与国际经济效应研究 —— 基于“一带一路”沿线国家的实证分析 [J]. *国际贸易问题*, (9): 80–94.
- Wang W R, (2018). Effect and Empirical Analysis of Technical Standards, Trade Barrier and Economy Effect on China and “Belt and Road” Countries[J]. *Journal of International Trade*, (9): 80–94.
- 王孝松, 吕越, 赵春明, (2017). 贸易壁垒与全球价值链嵌入 —— 以中国遭遇反倾销为例 [J]. *中国社会科学*, (1): 108–124.
- Wang X S, Lü Y, Zhao C M, (2017). Trade Barriers and Embedment in the Global Value Chain: Taking Antidumping Actions Against China as an Example[J]. *Social Sciences in China*, (1): 108–124.
- 余振, 周冰惠, 谢旭斌, 王梓楠, (2018). 参与全球价值链重构与中美贸易摩擦 [J]. *中国工业经济*, (7): 24–42.
- Yu Z, Zhou B H, Xie X B, Wang Z N, (2018). Participation in the Reconstruction of the GVCs and Sino-US Trade Frictions[J]. *China Industrial Economics*, (7): 24–42.
- 张小蒂, 李晓钟, (2004). 论技术性贸易壁垒对我国农产品出口贸易的双重影响 [J]. *管理世界*, (6): 26–32.
- Zhang X D, Li X Z, (2004). On the Double Effect of Technical Trade Barrier on the Export of China's Farm Produce[J]. *Management World*, (6): 26–32.
- 郑宇真, (2010). 金融危机下非关税壁垒的对策研究 [J]. *中国科技纵横*, (3): 193–193.
- Zheng Y Z, (2010). Research on the Countermeasures of Non-tariff Barriers under the Financial Crisis[J]. *China Science and Technology*, (3): 193–193.
- Amiti M, Redding S J, Weinstein D E, (2019). The Impact of the 2018 Tariffs on Prices and Welfare[J]. *Journal of Economic Perspectives*, 33: 187–210.
- Anderson J E, Van Wincoop E, (2003). Gravity with Gravitas: A Solution to the Border Puzzle[J]. *American Economic Review*, 93(1): 170–192.
- Chandra P, (2016). Impact of Temporary Trade Barriers: Evidence from China[J]. *China Economic*

- Review, (38): 24–48.
- Chen M X, Otsuki T, Wilson J S, (2008). Standards and Export Decisions: Firm-level Evidence from Developing Countries[J]. *Journal of International Trade and Economic Development*, 17(4): 501–523.
- Duan Y, Jiang X, (2021). Pollution Haven or Pollution Halo? A Re-evaluation on the Role of Multinational Enterprises in Global CO₂ Emissions[J]. *Energy Economics*, 97: 105181.
- Hiau L K, Alessandro N, Marcelo O, (2009). Estimating Trade Restrictiveness Indices[J]. *The Economic Journal*, 119: 172–199.
- Li C D, Li D L, (2022). When Regional Comprehensive Economic Partnership Agreement (RCEP) Meets Comprehensive and Progressive Trans-pacific Partnership Agreement (CPTPP): Considering the “Spaghetti Bowl” Effect[J]. *Emerging Markets Finance and Trade*, 58(7): 1988–2003.
- Lu Y, Tao Z G, Zhang Y, (2013). How do Exporters Respond to Antidumping Investigations?[J]. *Journal of International Economics*, (91): 290–300.
- Mahadevan R, Nugroho A, (2019). Can the Regional Comprehensive Economic Partnership Minimize the Harm from the United States-China Trade War?[J]. *The World Economy*, 42(11): 3148–3167.
- Shen G, Wang P, Xu Y, (2021). Trade Destruction and Deflection Effects of US-China Trade Frictions on China’s Tariff-targeted Products[J]. *The World Economy*, 44(7): 2076–2106.
- Tu X Q, Du Y X, Lu Y, Lou C R, (2020). US-China Trade Wars: Is Winter Coming for Global Trade?[J]. *Journal of Chinese Political Science*, 25: 199–240.
- Vandenbussche H, Viegelaahn C, (2013). The Trade Impact of Indian Antidumping Measures Against China: Evidence from Monthly Data[J]. *Foreign Trade Review*, 48(1): 1–21.
- Zhang Z, Meng J, Zheng H, Zhu K, Du H, et al. (2020). Production Globalization Makes China’s Exports Cleaner[J]. *One Earth*, 2: 468–478.
- Zhu K, Jiang X, (2019). Slowing down of Globalization and Global CO₂ Emissions — A Causal or Casual Association?[J]. *Energy Economics*, 84: 104483.