

# 贸易限制指数的动态演变及增加值贸易效应

倪红福, 王晓星, 王欠欠

**[摘要]** 基于 Kee et al.(2008)的模型,本文扩展测算了包含反倾销税的贸易限制指数,利用 2001—2015 年 G20 经济体的进口贸易数据,分阶段测算了 G20 经济体进口需求弹性系数和贸易限制指数,在此基础上考察了贸易限制指数与增加值贸易的关系。结果表明:①2008 年国际金融危机后,G20 经济体进口需求弹性系数总体呈上升趋势。各经济体的进口需求弹性系数变化对贸易限制指数变化的贡献率存在差异,且发达经济体进口需求弹性系数的贡献率总体上高于中国、印度等发展中经济体。②从贸易限制指数变化趋势看,2000—2015 年大部分经济体贸易保护程度在波动中呈下降趋势,且中国下降幅度最大。但是国际金融危机后,欧盟、日本、韩国、美国等经济体的贸易保护呈一定程度的上升趋势,发达经济体逆全球化趋势明显。③在扩展考虑反倾销税后,各经济体贸易限制指数有所增加,发达经济体的增加程度尤为明显,说明现实中除关税外,发达经济体越来越多地采用非关税贸易保护措施。④贸易限制指数显著降低了出口国内增加值和国外增加值,表明贸易自由化总体上促进了增加值贸易。传统进口加权平均关税率低估了贸易保护程度,也低估了贸易自由化对增加值贸易的影响。

**[关键词]** 贸易限制指数; 进口需求弹性; 国内增加值; 国外增加值

**[中图分类号]**F740 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1006-480X(2020)12-0140-19

**DOI:**10.19581/j.cnki.ciejournal.2020.12.016

## 一、引言

过去三十多年来,全球价值链的兴起深刻地改变了国际贸易模式,全球经济一体化程度显著提高,国际贸易不再仅局限于最终产品,中间品贸易激增(Johnson and Noguera,2012)。随着全球价值链研究的深入,学者注意到传统总量贸易统计方法存在重复计算和高估贸易利得问题,有关增加值贸易的核算和影响因素成为研究热点(Koopman et al.,2014;Kee and Tang,2016)。然而,虽然不同经济体之间的联系日趋紧密,但当下国际和国内形势出现了新的特征。2008 年国际金融危机不仅造成了全球 GDP 和贸易总量的大幅下降,也刺激了贸易保护主义的抬头,许多国家通过关税和其他

**[收稿日期]** 2020-01-06

**[基金项目]** 国家自然科学基金面上项目“中国产业迈向价值链中高端:理论内涵、测度和路径分析”(批准号 71873142);国家自然科学基金面上项目“突发性公共卫生事件的全球价值链重构效应:基于生产网络结构一般均衡模型方法”(批准号 72073142);教育部人文社会科学基金项目“中美经贸摩擦对全球价值链重构的影响研究”(批准号 20YJC790140)。

**[作者简介]** 倪红福,中国社会科学院经济研究所副研究员,中国社会科学院大学经济学院副教授,经济学博士;王晓星,首都经济贸易大学经济学院讲师,经济学博士;王欠欠,北京工商大学国际经管学院讲师,管理学博士。通讯作者:王晓星,电子邮箱:wangxiaox1992@163.com。感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见,当然文责自负。

非关税措施来保护本国经济和贸易(Bems et al.,2011;倪红福和夏杰长,2016)。近年来,虽然全球经济已从金融危机中缓步复苏,但是经济前景不明朗,地区和国家间的贸易保护和纠纷从未停止,经济逆全球化趋势进一步加剧。2018年3月以来,中美经贸摩擦总体上会损害中美两国利益,威胁全球产业链、供应链安全,拖累国际贸易和世界经济的增长。虽然众多文献指出了金融危机后贸易保护主义的升温,但是很少有文献从定量的角度来测算分析贸易保护程度的变化,以及其对增加值贸易的影响。1929年美国斯穆特—霍利关税和随后20世纪30年代国际保护主义反应引发了人们的联想:2008年金融危机是否产生了类似的保护主义反应?尤其重要的是,党的十九届五中全会公报指出:坚持实施更大范围、更宽领域、更深层次对外开放,依托中国国内大市场优势,促进国际合作,实现互利共赢。要建设更高水平开放型经济新体制,全面提高对外开放水平,推动贸易和投资自由化便利化,推进贸易创新发展,推动共建“一带一路”高质量发展,积极参与全球经济治理体系改革。这些都要求正确科学的认识中国和世界的贸易保护程度及其变化趋势。因此,科学合理测度贸易保护程度及其对增加值贸易的影响具有重要的理论和现实意义。

长期以来,大量学者开展了贸易政策对经济增长(Frankel and Romer,1999)、贫穷(Dollar and Kraay,2004)和企业生产率(Melitz,2003)的影响研究,这些都离不开对贸易政策保护程度的准确测度。文献中利用了大量先验的缺乏理论基础的贸易保护测度指标,如贸易加权平均关税税率<sup>①</sup>、关税变异系数和非关税壁垒覆盖率等。在贸易自由化对贸易行为和经济增长的实证文献中,大部分文献都采用贸易加权平均关税衡量贸易自由化程度(贸易保护的相反指标)(Bas,2012;田巍和余淼杰,2013;毛其淋和盛斌,2013)。Rodríguez and Rodrik(2000)指出,许多研究所使用的衡量贸易保护程度的指标缺乏经济学含义,并不能精确地刻画贸易保护的全貌。用本身内涵模糊和缺乏理论基础的贸易保护衡量指标来分析其对经济社会的影响,可能得出似是而非的结论,影响政策的制定。

鉴此,Anderson and Neary(1994,2003)在一般均衡框架下提出了具有明显经济学含义的贸易限制指数(Trade Restrictiveness Indices,TRI),并可以科学地进行贸易政策的福利效应分析。虽然该指数在理论上有充分的科学性,但在实证计算上并不容易<sup>②</sup>。基于此,Feenstra(1995)提出了简化的局部均衡下的TRI计算方法,仅需知道进口需求弹性系数就可计算出TRI。Kee et al.(2008)在估计出进口需求弹性系数后,利用该方法计算了21世纪初全球88个国家的TRI。王晓星和倪红福(2019)将Kee et al.(2008)测算进口需求弹性系数的方法推广到双边层面,计算了中美双边进口需求弹性系数以及加征关税的福利效应。Kee et al.(2013)计算了包含反倾销税的全球各国金融危机前后TRI的变化。

此外,有关全球价值链的研究大多围绕全球价值链核算和全球价值链贸易问题展开。全球价值链核算文献大致可以分为两个维度:价值和位置。价值维度的测算文献有Hummels et al.(2001)、Wang et al.(2013)、Koopman et al.(2014)、倪红福和夏杰长(2016)等<sup>③</sup>。倪红福(2018)对这一领域的研究进行了总结和展望。位置维度的测算文献有:倪红福(2016)、Wang et al.(2017)等。有关增加

① Irwin(2007)具体总结了贸易加权平均关税率指标的几点不足之处:一是进口加权平均关税会低估一国的贸易保护强度;二是加权平均关税率会低估现有关税结构的福利成本,因为它忽略了进口关税在产品间的分配效应;三是加权平均关税率缺乏经济学含义,例如,50%的平均关税率不一定比25%的平均关税率的保护程度高。

② Anderson and Neary(2003)采用CGE模型对边际成本进行校准,并对部分国家的TRI进行了计算,但CGE模型计算复杂且对参数选取较为敏感。

③ 这些文献主要侧重于出口的增加值分解,如国内增加值、国外增加值等。这些指标可以衡量产业的全球价值链参与程度、贸易利得等。

值贸易的影响因素的研究文献与本文研究密切相关。如魏悦玲和张洪胜(2019)基于国家—部门层面总出口完整分解数据,采用中国加入WTO的“准自然实验”,从中观和宏观层面考察了进口自由化对中国出口增加值率(DVAR)的影响和作用机制,研究表明:降低进口关税特别是中间品和原材料关税有助于提升出口DVAR。陈虹和徐阳(2019)基于中国制造业的数据研究了贸易自由化对于出口DVAR的影响,发现中间品关税下降会使行业及企业出口DVAR上升,最终品关税下降会导致行业及企业出口DVAR的下降。这些研究均是以(加权)平均关税率表示贸易自由化,而其并非贸易自由化(贸易保护)很好的度量指标,因此可能误判贸易自由化对DVAR的影响程度。

本文基于Kee et al.(2008)的方法,考虑到2008年国际金融危机后贸易保护抬头的事实,分时间段测算了2001—2008年及2009—2015年间G20经济体的进口需求弹性系数,并根据不同的进口需求弹性系数计算了关税和包含反倾销税的贸易限制指数。之后,本文利用测算的贸易限制指数衡量贸易保护(贸易自由化)程度,考察了贸易保护对增加值贸易的影响。相对于已有文献,本文有以下几点边际贡献:①测算分阶段的进口需求弹性系数和贸易限制指数,以从量化角度考察贸易保护程度变化趋势或逆全球化。进口需求弹性系数的测算与进口数量和价格密切相关,2008年国际金融危机使得贸易量大幅下降,可能会对进口需求弹性系数产生影响。已有国内外文献均假设进口需求弹性系数在一段时间内为一个常数,未考虑其随外生冲击可能发生的变化,弹性的变化会直接影响到贸易限制指数的计算结果。因此,本文考虑金融危机对进口需求弹性系数的影响,分时间段测算了国际金融危机前后G20经济体的进口需求弹性系数。②拓展到包含反倾销税的贸易限制指数的测算。已有文献均基于关税数据计算贸易限制指数,而现实中越来越多的国家采用非关税措施作为替代性贸易保护政策(Bown and Kee,2011)。基于此,本文整理了G20经济体反倾销税数据,对贸易限制指数的计算进行了拓展,考虑了征收反倾销税的情形,使得贸易保护的衡量更为全面,这是对现有文献的一个补充,也使得本文的研究更具有现实意义。③使用贸易限制指数衡量贸易保护程度,考察了其对增加值贸易的影响程度和机制,突破了国内外文献一般以加权平均关税率衡量贸易保护的传统做法。本文研究发现传统的平均关税率低估了贸易保护对增加值贸易的影响。

本文其余结构安排如下:第二部分简要介绍测算贸易限制指数和进口需求弹性系数的方法和数据;第三部分是测算结果和国际比较;第四部分为贸易限制指数与增加值贸易的实证分析;第五部分为结论和政策建议。

## 二、测算方法和数据说明

### 1. 贸易限制指数和进口需求弹性系数的测算方法

Anderson and Neary(1994,2003)指出一个单独的指标是无法同时衡量贸易保护对福利和贸易量的影响。若考虑关税对于一国福利的影响时,需要回答以下问题:保持现有关税结构下的福利水平不变,是否存在一个统一的关税率?这个福利等价的统一关税率被称为贸易限制指数(TRI)。类似地,如果要研究关税对于其进口总量的影响,相应需要回答的问题是:保持现有关税结构下的进口量不变,是否存在统一关税率?这个保持进口量不变统一关税率,被定义为重商主义贸易限制指数或商业贸易限制指数(Mercantilist TRI,简称为MTRI)。在局部均衡设定下TRI以及MTRI的计算公式如下<sup>①</sup>:

$$TRI_c = \left[ \frac{\sum_n s_{nc} \varepsilon_{nc} T_{nc}^2}{\sum_n s_{nc} \varepsilon_{nc}} \right]^{1/2}, \quad MTRI_c = \frac{\sum_n s_{nc} \varepsilon_{nc} T_{nc}}{\sum_n s_{nc} \varepsilon_{nc}} \quad (1)$$

<sup>①</sup> 详细的推导可以参见Feenstra(1995)。

其中,  $T_{nc}$  是  $c$  国  $n$  产品进口关税,  $s_{nc}$  是  $n$  产品进口额所占 GDP 份额,  $\varepsilon_{nc}$  为  $n$  产品的进口需求弹性系数。进一步, Kee et al.(2008)表明 TRI 和 MTRI 可做如下分解<sup>①</sup>:

$$TRI_c = [\bar{T}_c^2 + \sigma_c^2 + \rho_c]^{1/2}, \quad MTRI_c = \bar{T}_c + \rho'_c \quad (2)$$

其中,  $\bar{T}_c$  表示进口加权平均关税,  $\sigma_c^2$  表示关税方差,  $\rho_c$  和  $\rho'_c$  分别表示进口需求弹性系数与  $T_{nc}^2$  及  $T_{nc}$  协方差。从分解公式中可以看出, 加权平均关税是 TRI 的分解项之一, 总是要小于 TRI。传统的加权关税指标由于忽略了不同产品间关税的差异以及关税与进口需求弹性系数的相互作用, 从而低估了贸易保护程度, 故贸易限制指数是一个更为科学合理地衡量贸易保护程度的指标。同时也可以发现 MTRI 总是要少于 TRI, 且当产品的关税方差较大时, MTRI 与 TRI 之间的差异会更大。

由(1)式、(2)式可知, 在已知关税和产品份额数据的基础之上, 只要能够估计出每种产品的进口需求弹性系数, 就可以计算出 TRI、MTRI 及其分解项。因此如下本文简要介绍进口需求弹性系数的估计方法。

## 2. 进口需求弹性系数估计模型和方法

本文对进口需求弹性系数的测算方法来自 Kee et al.(2008), 其基本思想在于将进口产品视为生产投入品, 利用 GDP 生产函数法实现对进口需求弹性系数的估计<sup>②</sup>。考虑  $t$  时刻, 在任一开放经济体中, 其净产出向量  $q^t = (q_1^t, q_2^t, \dots, q_N^t)$  与要素禀赋向量  $v^t = (v_1^t, v_2^t, \dots, v_M^t)$  构成了  $N+M$  维的严格凸生产集  $S^t$ , 并且按照国际贸易惯例, 在净产出向量中, 用正数表示产出, 负数表示投入, 其中将进口产品视为中间品投入生产。在完全竞争和希克斯中性生产率假定下, 一国 GDP 生产函数可表示如下:

$$G^t(p^t, v^t) \equiv \max_{q^t} \{p^t \cdot q^t : (q^t, v^t) \in S^t\} \quad (3)$$

由包络定理,  $G^t(p^t, v^t)$  对价格偏导数即为每种产品的净产出:

$$\frac{\partial G^t(p^t, v^t)}{\partial p_n^t} = q_n^t(q^t, v^t), \quad \forall n=1, \dots, N \quad (4)$$

为了便于利用产品的产出、商品价格、要素禀赋和要素价格数据, 对 GDP 函数进行实证估计需要选取 GDP 函数具体形式。Diewert(1974)提出采用如下对数函数:

$$\begin{aligned} \ln G^t(p^t, v^t) = & \alpha_0^t + \sum_{n=1}^N \alpha_n^t \ln p_n^t + \sum_{m=1}^M \beta_m^t \ln v_m^t + \frac{1}{2} \sum_{n=1}^N \sum_{k=1}^N \gamma_{nk}^t \ln p_n^t \ln p_k^t + \frac{1}{2} \sum_{m=1}^M \sum_{l=1}^M \delta_{ml}^t \ln v_m^t \ln v_l^t + \\ & \sum_{n=1}^N \sum_{m=1}^M \phi_{nm}^t \ln p_n^t \ln v_m^t \end{aligned} \quad (5)$$

其中,  $n, k$  表示产品;  $m, l$  为要素禀赋。(5) 式对  $\ln p_n^t$  求导, 可以得到  $t$  期  $n$  产品在均衡时所占 GDP 份额:

$$\begin{aligned} s_n^t(p^t, v^t) = & \frac{\partial \ln G^t(p^t, v^t)}{\partial \ln p_n^t} = \frac{p_n^t q_n^t(p^t, v^t)}{G^t(p^t, v^t)} = \alpha_n^t + \sum_{k=1}^N \gamma_{nk}^t \ln p_k^t + \sum_{m=1}^M \phi_{nm}^t \ln v_m^t \\ = & \alpha_n^t + \gamma_{nm}^t \ln p_n^t + \sum_{k \neq n}^N \gamma_{nk}^t \ln p_k^t + \sum_{m=1}^M \phi_{nm}^t \ln v_m^t, \quad \forall n=1, \dots, N \end{aligned} \quad (6)$$

① 详细的推导可以参见 Kee et al.(2008)。

② 本文省去了进口需求弹性估计模型的具体推导过程, Kee et al.(2008)对其有详细的说明。

进一步,根据(6)式,当  $n$  表示进口投入品时,可以求得进口需求弹性系数:

$$\varepsilon_n^t = \frac{\partial \ln q_n^t(p^t, v^t)}{\partial \ln p^t} = \frac{\partial \ln s_n^t / p_n^t}{\partial \ln p_n^t} = \frac{\gamma_{nn}^t}{s_n^t} + s_n^t - 1 \leq 0, \forall s_n^t < 0 \quad (7)$$

由(7)式可知,进口需求弹性由产品份额  $s_n^t$  与自价格效应系数  $\gamma_{nn}^t$  决定。因此根据(6)式估计出  $\gamma_{nn}^t$  后,便可利用(7)式求得每种产品的进口需求弹性系数。

在利用(6)式进行实证估计时,仍然存在困难。最大的难点在于所需估计的参数过多。Kee et al.(2008)在对(6)式中的参数施加一定约束后,用如下面板数据模型一致估计  $\gamma_{nm}^t$ :

$$s_n^t(p_{nc}^t, p_{-nc}^t) = \alpha_n + \gamma_{nm}^t \ln \frac{p_{nc}^t}{p_{-nc}^t} + \sum_{n \neq l, m=1}^M \phi_{nm}^t \ln \frac{v_{mc}^t}{v_{lc}^t} + a_{nc}^t + a_n^t + \mu_{nc}^t \quad (8)$$

其中,  $\ln p_{-nc}^t$  是除  $n$  外所有产品价格的加权平均。 $a_{nc}^t$  与  $a_n^t$  分别表示国家和年份固定效应,  $\mu_{nc}^t$  为误差项。

用  $\hat{\gamma}_{nm}$  表示  $\gamma_{nm}^t$  的一致估计值,由(8)式可求进口需求弹性系数  $\varepsilon_{nc}$  的一致估计值为:

$$\varepsilon_{nc} = \frac{\hat{\gamma}_{nm}}{\bar{s}_{nc}} + \bar{s}_{nc} - 1 \quad (9)$$

其中,(9)式中用产品份额平均值  $\bar{s}_{nc}$  替代了随时间发生变化的份额  $s_{nc}^t$ 。本文通过(9)式估计的进口需求弹性系数是样本期间的一致平均值。

陈勇兵等(2014)与顾振华和沈瑶(2016)分别基于 Kee et al.(2008)方法对中国进口需求弹性系数进行了估计。这些文献均假设进口需求弹性系数不随时间变化,但当贸易量和进口产品价格出现较大变化时(如2008年国际金融危机),可能会影响进口需求弹性系数。因此,本文在上述研究的基础上分别测算了2008年国际金融危机前后G20经济体的进口需求弹性系数和贸易限制指数,并进行分解和国际比较,这是对已有文献的补充。

### 3. 数据来源与处理方法

测算贸易限制指数和进口需求弹性系数需要用到进口贸易和关税数据,为此,本文选取了2001—2015年G20经济体(以下简称“G20”)的贸易和关税数据<sup>①</sup>。目前G20的贸易额已经占到世界贸易总额的90%以上,基本上可以概括世界贸易的全貌,故G20的贸易限制指数具有一定的代表性意义。作为G20的一员,中国与其他G20经济体进行国际比较也有助于更好地认识中国贸易保护的现状。G20贸易数据来自联合国Comtrade数据库,进口产品为HS-6分位数层次,包括本文估计中所需的进口产品价值和数量。由于联合国的HS编码在2001—2015年经历了四次修正调整(分别为HS96、HS02、HS07与HS12),为了保持分类标准的一致性,本文通过联合国提供的匹配表将四种HS编码统一为HS02编码。

在对进口需求弹性系数进行估计的方程中,还要加入三种要素禀赋:劳动、资本存量和农业土地。劳动和农业土地的数据来自世界银行世界发展指数(WDI)数据库。资本存量的数据利用WDI中的实际投资数据通过永续盘存法获得。各国之间的地理距离用彼此国家首都之间的距离来度量,

<sup>①</sup> G20是指20个经济体,由美国、英国、德国、俄罗斯、中国、阿根廷、澳大利亚、巴西、加拿大、法国、印度、印度尼西亚、意大利、日本、韩国、墨西哥、沙特阿拉伯、南非、土耳其、欧盟组成。

数据来源于 CEPII 数据库。本文所使用的关税主要为来自 WTO 的最惠国关税(MFN), 缺失的数据由 TRAINS 数据库进行补充<sup>①</sup>。

### 三、测算结果分析

#### 1. 分阶段的进口需求弹性系数

表 1 显示了 G20 的进口需求弹性系数的描述性统计结果, 包括产品数目、平均值和标准差等指标<sup>②</sup>。平均看, G20 的进口产品总体上富有弹性, 从进口需求弹性平均值和方差排序情况看, 两个时间段中, 基本呈同方向的变化, 进口需求弹性平均值绝对值和方差都变大。这说明不同进口产品的需求弹性之间存在较大差异, 弹性平均值的绝对值越小, 进口产品需求弹性之间的差异会缩小。最为重要的是, 金融危机前后, G20 的进口需求弹性发生了不同程度的变化, 总体呈上升趋势。如 2000—2008 年间中国的进口需求弹性系数平均值约为 -1.82, 而在 2009—2015 年间平均值约为 -2.29。其他经济体的进口需求弹性系数平均值均有所改变, 且大部分绝对值变大。这说明金融危机后, 全球经济结构发生了深刻变化, 可能影响了进口需求弹性系数。在计算贸易限制指数时, 不仅需要考虑到贸易政策的变化, 还要考虑到进口需求弹性系数的变化。因此, 本文使用不同的进口需求弹性系数计算贸易限制指数, 同时考察进口需求弹性系数对贸易限制指数变化的贡献。

表 1 G20 进口需求弹性系数分阶段比较

经济体	保留产品数	弹性平均值		弹性标准差	
		2000—2008	2009—2015	2000—2008	2009—2015
中国	3576	-1.8171	-2.2894	3.3223	4.3792
巴西	3506	-2.2637	-2.3792	4.0346	4.6728
印度	3703	-2.2033	-2.1073	4.1622	4.2190
日本	3671	-2.1133	-2.0346	3.8822	3.8849
阿根廷	3592	-1.9333	-2.1271	3.4817	4.2285
美国	3810	-1.9245	-1.8827	3.4772	3.5734
俄罗斯	3960	-1.6653	-1.7913	3.0755	3.5797
澳大利亚	3873	-1.6299	-1.9923	2.9539	4.0872
土耳其	4021	-1.5930	-1.5674	2.9597	2.9259
墨西哥	4042	-1.5300	-1.5144	2.7242	2.5086
韩国	4070	-1.4623	-1.4669	2.5998	2.5946
欧盟	3938	-1.4548	-1.5855	2.1776	2.6872
印度尼西亚	4094	-1.4472	-1.5678	2.2989	2.5678
沙特阿拉伯	4048	-1.3919	-1.5470	2.2747	2.8807
南非	4220	-1.3782	-1.4544	2.1223	2.5143
加拿大	4057	-1.3563	-1.5343	2.1239	2.7479

注: 经济体顺序除中国外, 其余按照进口需求弹性系数绝对值做了降序排列。

#### 2. 关税贸易限制指数的测算结果分析

(1) 中国关税贸易限制指数。表 2 显示了中国关税贸易限制指数计算结果, 并列示了传统衡量贸易保护程度的简单平均关税率和进口加权平均关税率。可以看出, 2001—2015 年, 中国 TRI 与

① 参见 <http://tariffdata.wto.org/default.aspx> 和 <http://wits.worldbank.org/WITS/Restricted/Login.aspx>。

② 本文没有分别计算每个欧盟国家的进口需求弹性系数, 而是将欧盟 28 个成员国作为一个整体进行国际比较, 主要原因在于: 一方面, WTO 和 TRAINS 数据库中仅公布了欧盟作为整体的最惠国关税数据; 另一方面, 如此比较也更具现实意义。为了消除离群值的影响, 本文对测算的弹性值做了 1% 的截尾处理。

MTRI 均呈现出先下降后上升再下降的趋势,呈反 N 型。TRI(MTRI)从 2001 年的 22.94%(15.17%)骤降到 2002 年的 12.80%(8.36%),一定程度上说明中国在加入 WTO 后积极履行“入世”承诺,进口关税大幅度下调,国内市场进一步开放,使得 TRI 有了明显下降。2002—2005 年,中国 TRI 逐步下降。受 2008 年金融危机和关税调整影响,中国 TRI 从 2008 年的 7.58%上升到 2012 年的 10.43%,之后再下降到 2015 年的 8.80%。也就是说,2008 年金融危机后,中国的贸易保护程度加深,面临着逆全球化趋势;2012 年后,中国坚定不移扩大对外开放,不断创造更全面、更深入、更多元的对外开放格局,实施更加积极的进口政策,主动扩大进口,实施自贸区政策、负面清单制度,以推动形成全面开放新格局。MTRI 与 TRI 的变化趋势相似,但 TRI 值均比 MTRI 值要大。例如,2001 年 TRI 为 22.94%、MTRI 为 15.17%,而 2015 年 TRI 为 8.80%、MTRI 为 5.23%。这与模型推导结论相符,即以福利为基准来考察贸易保护程度比以进口量为基准来考察贸易保护程度大。进口加权平均关税率均比 TRI 要小,表明传统的用进口产品加权关税所衡量的贸易限制程度低估了贸易保护的程度。值得一提的是,本文发现除个别年份外,MTRI 的值基本上介于简单平均关税和进口加权平均关税之间,说明传统的平均关税指标更接近于刻画关税对产品进口量的影响<sup>①</sup>。

表 2 2001—2015 年中国贸易限制指数和平均关税率 单位:%

年份	TRI	MTRI	简单平均关税率	进口加权平均关税率
2001	22.9377	15.1664	15.4065	14.6087
2002	12.7993	8.3630	11.9717	8.0075
2003	11.0650	7.0232	10.9097	6.7652
2004	11.4426	6.6047	10.0641	6.1227
2005	8.1184	5.4085	9.4343	5.1439
2006	8.2723	4.8957	9.4141	4.6504
2007	8.2086	5.3811	9.5131	5.1646
2008	7.5834	4.5799	9.2048	4.3488
2009	8.2837	4.8368	9.0607	4.2439
2010	8.4804	4.8793	9.1295	4.3104
2011	8.6802	4.4223	8.6091	3.7958
2012	10.4254	5.4667	9.4381	4.6757
2013	9.8677	5.0954	9.4460	4.3629
2014	8.3936	4.9222	8.8265	4.2358
2015	8.7999	5.2267	8.8404	4.4063

为了考察 TRI 与 MTRI 具体受哪些因素影响以及其之间差异的主要来源,根据(2)式对 TRI 进行了分解,表 3 显示了分解结果。从表 3 可以看出,传统进口加权平均关税低估了贸易保护程度,进口加权平均关税对中国 TRI 的贡献率低于关税方差的贡献率。从 TRI 的结构分解看,2001—2015 年,进口加权平均关税的平均贡献率为 28.76%,关税方差的贡献率为 54.63%,关税平方与弹性系数协方差的贡献率为 16.60%。MTRI 与进口加权平均关税率非常接近。从 MTRI 的结构分解看,2001—2015 年,进口加权平均关税率的贡献为 91.95%,关税和弹性系数的协方差对 MTRI 的贡献率仅为 8.05%。关税方差是造成 TRI 与 MTRI 差异的主要原因。关税方差是 TRI 的重要组成部分,贡献率达 50%以上。由于 MTRI 结构分解项中没有关税方差项,其不会对 MTRI 产生影响,正如 Anderson and Neary(2003)指出,当不同产品之间的关税差异越大时,TRI 与 MTRI 之间的差异也会越大。

<sup>①</sup> 就简单平均关税率的测算而言,由于本文只选取了能估算弹性系数的产品种类进行计算,故本文测算的简单平均关税率与其他文献中简单关税率可能会有所不同。

表3 2001—2015年中国TRI分解

年份	TRI 分解			MTRI 分解	
	进口加权平均 关税 (%)	关税方差 (‰)	关税平方与弹性协 方差 (‰)	进口加权平均 关税 (%)	关税与弹性协 方差 (%)
2001	14.6087 (40.5624)	257.7677 (48.9923)	54.9570 (10.4453)	14.6087 (96.3228)	0.5577 (3.6772)
2002	8.0075 (39.1398)	84.7056 (51.7055)	14.9975 (9.1547)	8.0075 (95.7491)	0.3555 (4.2509)
2003	6.7652 (37.3814)	68.6038 (56.0328)	8.0633 (6.5858)	6.7652 (96.3265)	0.2580 (3.6735)
2004	6.1227 (28.6313)	70.0210 (53.4790)	23.4234 (17.8898)	6.1227 (92.7036)	0.4819 (7.2964)
2005	5.1439 (40.1464)	34.2046 (51.8974)	5.2438 (7.9562)	5.1439 (95.1077)	0.2646 (4.8923)
2006	4.6504 (31.6029)	41.1119 (60.0779)	5.6929 (8.3192)	4.6504 (94.9895)	0.2453 (5.0105)
2007	5.1646 (39.5858)	36.7135 (54.4869)	3.9938 (5.9272)	5.1646 (95.9767)	0.2165 (4.0233)
2008	4.3488 (32.8860)	34.6748 (60.2958)	3.9210 (6.8182)	4.3488 (94.9540)	0.2311 (5.0460)
2009	4.2439 (26.2472)	32.9534 (48.0233)	17.6555 (25.7295)	4.2439 (87.7419)	0.5929 (12.2581)
2010	4.3104 (25.8344)	36.2603 (50.4191)	17.0779 (23.7464)	4.3104 (88.3405)	0.5689 (11.6595)
2011	3.7958 (19.1228)	40.7886 (54.1356)	20.1486 (26.7417)	3.7958 (85.8332)	0.6265 (14.1668)
2012	4.6757 (20.1144)	53.4697 (49.1950)	33.3574 (30.6906)	4.6757 (85.5306)	0.7910 (14.4694)
2013	4.3629 (19.5486)	47.5160 (48.7983)	30.8214 (31.6532)	4.3629 (85.6243)	0.7325 (14.3757)
2014	4.2358 (25.4664)	36.6058 (51.9574)	15.9057 (22.5762)	4.2358 (86.0533)	0.6865 (13.9467)
2015	4.4063 (25.0720)	36.2238 (46.7773)	21.7996 (28.1507)	4.4063 (84.3037)	0.8204 (15.6963)
均值	5.6562 (28.7605)	60.7747 (54.6349)	18.4706 (16.6046)	5.6562 (91.9483)	0.4953 (8.0517)

注:括号内数据表示各分解项对 TRI 贡献率,单位为%。 $TRI^2 = \text{进口加权平均关税率}^2 + \text{关税方差} + \text{关税平方与弹性协方差}$ 。定义进口加权平均关税率的贡献率为:  $\text{进口加权平均关税率}^2 / TRI^2$ ; 关税方差的贡献率为:  $\text{关税方差} / TRI^2$ ; 关税平方与弹性协方差/ $TRI^2$ 。

(2)国际比较。与计算中国关税贸易限制指数类似,本文运用各经济体进口需求弹性和最惠国关税数据计算了其他 G20 经济体的关税贸易限制指数。表 4 显示了 2001 年、2004 年、2008 年、2012 年、2015 年的测算结果<sup>①</sup>。

<sup>①</sup> 完整计算结果请参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。



经济体/年份	2001	2004	2008	2012	2015
阿根廷	15.7108	15.7128	12.6393	11.6737	11.7280
澳大利亚	6.4939	6.6657	4.7375	3.8502	3.5007
巴西	13.4441	12.0098	12.4903	10.9669	11.4542
加拿大	11.1524	10.8938	10.6169	10.4751	5.0080
中国	22.9377	11.4426	7.5834	10.4254	8.7999
欧盟	7.0533	7.7536	4.8053	4.1078	4.8966
印度尼西亚	8.5963	9.7323	8.4220	7.1974	10.0304
印度	35.1625	33.6094	9.5882	15.2921	16.0879
日本	6.3603	5.6058	4.5390	4.4251	4.7015
韩国	40.3489	45.7677	39.2411	35.3143	41.3909
墨西哥	21.0088	21.2962	23.2761	18.6102	11.7473
俄罗斯	13.2344	—	12.4394	10.8868	6.1723
沙特阿拉伯	11.8681	10.3620	4.3405	4.6131	5.6448
土耳其	7.8789	8.5107	8.4335	—	16.6683
美国	5.8249	5.3150	4.8998	4.7417	5.1803
南非	10.8847	11.4912	9.6231	9.9820	11.3500

注:“—”表示 WTO 或者 TRAINS 未公布当年最惠国关税数据。

2001—2015 年,韩国一直是 G20 中 TRI 最大的国家。2001 年韩国 TRI 高达 40.35%,比第 2 名的印度(35.16%)高 5.19 个百分点,并且在整个期间内其 TRI 一直维持较高数值。韩国 TRI 过高与其部分农产品关税过高密切相关,如其他谷物(HS6:100890)和菊粉(HS6:110820)的关税均为 803.86%。总体来看,发达经济体的贸易保护程度较低,且数值差异和波动幅度都很小,如美国在整个样本期间内变化不大。从 2015 年各经济体 TRI 看,贸易保护程度最深的五个经济体依次为:韩国(41.39%)、土耳其(16.67%)、印度(16.09%)、墨西哥(11.75%)和阿根廷(11.73%);贸易保护程度最低的五个经济体依次为:澳大利亚(3.50%)、日本(4.70%)、欧盟(4.90%)、加拿大(5.01%)和美国(5.18%)。值得一提的是,到 2015 年中国 TRI 已经较为接近发达经济体水平。从变化趋势看,2000—2015 年,总体上 G20 中大部分经济体的贸易保护程度在波动中呈下降趋势,且中国下降幅度最大,如中国和墨西哥 TRI 分别从 2001 年的 22.94%和 21.01%下降到 2015 年的 8.80%和 11.75%,分别下降了 14.14 个和 9.26 个百分点。但是,2008 年国际金融危机后,尤其是 2012 年后,欧盟、日本、韩国、美国等经济体的贸易保护程度上升,表明国际金融危机后,发达经济体的贸易保护程度上升,逆全球化趋势明显。

### 3. 进口需求弹性系数变化的贡献分析——反事实模拟分析

进口需求弹性系数是测算 TRI 的关键参数。然而现有测算文献都假设进口需求弹性系数在整个时段无变化。如上述分阶段测算的进口需求弹性系数,本文发现在 2008 年国际金融危机前后时期进口需求弹性系数变化较大,因此,本文进一步利用反事实模拟方法从结构上分析进口需求弹性系数对 TRI 变化的贡献。

本文分别考察了 2009 年相比于 2001 年以及 2015 年相比于 2008 年进口弹性系数对 TRI 变化的贡献。如对于 2001 年和 2009 年,本文分别以 2001 年和 2009 年作为参考标准,假设弹性不发生变化,仅关税发生变化,分别计算 TRI,并取变化值的算术平均值,其与真实变化值的偏离即可视为进口需求弹性系数变化产生的平均贡献。具体来说,令  $TRI_{ic}^{BLN}$  表示  $i$  年  $c$  国 TRI 真实值,  $TRI_{jc}^{CFI_i}$  表示以  $i$  年弹性作为参照标准的  $j$  年 TRI 反事实模拟值。那么  $c$  国 2001—2009 年 TRI 的真实变化为:

$$\Delta TRI_c^{BLN} = TRI_{2009,c}^{BLN} - TRI_{2001,c}^{BLN} = \left[ \frac{\sum_n s_{nc}^{2009} \varepsilon_{nc}^{2009} (T_{nc}^{2009})^2}{\sum_n s_{nc}^{2009} \varepsilon_{nc}^{2009}} \right]^{1/2} - \left[ \frac{\sum_n s_{nc}^{2001} \varepsilon_{nc}^{2001} (T_{nc}^{2001})^2}{\sum_n s_{nc}^{2001} \varepsilon_{nc}^{2001}} \right]^{1/2} \quad (10)$$

以 2001 年作为参考标准,保持进口需求弹性系数不变,那么 2001—2009 年 TRI 的反事实变化为:

$$\Delta TRI_c^{CFL_{2001}} = TRI_{2009,c}^{CFL_{2001}} - TRI_{2001,c}^{BLN} = \left[ \frac{\sum_n s_{nc}^{2009} \varepsilon_{nc}^{2001} (T_{nc}^{2009})^2}{\sum_n s_{nc}^{2001} \varepsilon_{nc}^{2001}} \right]^{1/2} - \left[ \frac{\sum_n s_{nc}^{2001} \varepsilon_{nc}^{2001} (T_{nc}^{2001})^2}{\sum_n s_{nc}^{2001} \varepsilon_{nc}^{2001}} \right]^{1/2} \quad (11)$$

同理,以 2009 年作为参考标准,保持进口需求弹性系数不变,此时 2001—2009 年 TRI 的反事实变化为:

$$\Delta TRI_c^{CFL_{2009}} = TRI_{2009,c}^{BLN} - TRI_{2001,c}^{CFL_{2009}} = \left[ \frac{\sum_n s_{nc}^{2009} \varepsilon_{nc}^{2009} (T_{nc}^{2009})^2}{\sum_n s_{nc}^{2009} \varepsilon_{nc}^{2009}} \right]^{1/2} - \left[ \frac{\sum_n s_{nc}^{2001} \varepsilon_{nc}^{2009} (T_{nc}^{2001})^2}{\sum_n s_{nc}^{2001} \varepsilon_{nc}^{2009}} \right]^{1/2} \quad (12)$$

那么进口需求弹性系数变化对 TRI 变化的平均贡献可表示如下:

$$Con\_rate = \frac{|\overline{\Delta TRI}_c^{CFL}| - |\Delta TRI_c^{BLN}|}{|\Delta TRI_c^{BLN}|} = \frac{|\overline{(\Delta TRI_c^{CFL_{2009}} + \Delta TRI_c^{CFL_{2001}})}| - |\Delta TRI_c^{BLN}|}{|\Delta TRI_c^{BLN}|} \quad (13)$$

其中,  $\overline{\Delta TRI}_c^{CFL}$  表示反事实变化的算术平均值,即  $\overline{\Delta TRI}_c^{CFL} = (\Delta TRI_c^{CFL_{2009}} + \Delta TRI_c^{CFL_{2001}}) / 2$ 。

对于 2008 年和 2015 年也可进行类似计算。表 5 显示了反事实模拟结果。从表中可以看出,弹性系数变化对 TRI 变化有不同的贡献率,如果在计算 TRI 忽略弹性系数的时变特征,便可能造成 TRI 的错估。对中国而言,2001—2009 年,进口需求弹性系数变化对 TRI 变化的平均贡献率为 3.55%;2008—2015 年,进口需求弹性系数变化对 TRI 变化的平均贡献率为 64.46%。此外,发达经济体的进口需求弹性系数变化对 TRI 变化的贡献率总体上要高于中国和印度等发展中经济体。如对于印度,2001—2009 年和 2008—2015 年两个时段内的进口需求弹性系数变化平均贡献率仅为 6.07%和 5.40%;而对于美国,进口需求弹性系数平均贡献率分别为 33.44%和 82.99%。究其原因可能是,对于发达国家来说,其关税在整个期间内已经降至较低水平,关税水平几乎没有大的变化,进口需求弹性系数变化是其 TRI 变化的主要因素。发展中国家关税水平一般高于发达国家,关税及其结构变化幅度较大,关税变化的贡献较大,进口需求弹性系数变化的贡献则相对较低。

#### 4. TRI 的扩展:包含反倾销税的情形

上述仅使用了关税数据计算 TRI 和 MTRI,故其衡量的是关税带来的贸易保护程度,即关税贸易限制指数。当今越来越多国家开始使用非关税措施作为替代性贸易保护政策。与关税不同,非关税措施涵盖的范围较广,分类也较为多样。非关税措施大致可以分为 A—P 十大类,包括如技术壁垒(TBT)、卫生和植物检疫(SPS)措施、出口限制、反倾销和反补贴等很多工具。本部分对前述测算做简单扩展,将 G20 在 2001—2015 年间采取的反倾销税这一非关税措施纳入 TRI 的测算当中,更为全面地衡量各国贸易保护程度。

之所以仅考虑反倾销这一非关税壁垒,主要基于两点原因:首先,根据 Bown and Kee(2011),反倾销税是现实中 G20 最为经常使用的非关税壁垒措施之一,而且在 2008 年金融危机爆发之前就有很长的使用历史;其次,由于各经济体反倾销大多是以征税的形式进行,这可以直接与关税进行合并加总,其他非关税壁垒如配额、进口许可无法直接与关税进行加总,相关的方法处理超出了本文可讨论的范围。Kee et al.(2013)计算了仅包含反倾销税的全球各国金融危机前后贸易限制指数变化情况。本文与之类似,考虑 2001—2015 年 G20 实施的反倾销案例,本文对 G20 反倾销数据进

表 5 主要经济体 TRI 变化的弹性贡献率比较 单位: %

经济体	2001—2009 (2008—2015)年 TRI 实际变化	期初年份为参照的 变化	期末年份为参照的 变化	变化平均值	弹性变化平均贡献
中国	-14.6540 (1.2165)	-15.3331 (-0.1031)	-15.0153 (0.9679)	-15.1742 (0.4324)	3.5499 (64.4554)
欧盟	-2.7069 (0.0913)	-2.8247 (0.0471)	-1.6651 (0.0979)	-2.2449 (0.0725)	17.0675 (20.5915)
美国	-1.0567 (0.2805)	-1.4661 (-0.0690)	-1.3541 (0.1644)	-1.4101 (0.0477)	33.4437 (82.9947)
印度	-19.0784 (6.4997)	-17.0572 (6.6350)	-18.7844 (7.0657)	-17.9208 (6.8504)	6.0676 (5.3956)
日本	-1.4446 (0.1625)	-1.2491 (0.0514)	-1.5747 (-0.0138)	-1.4119 (0.0188)	2.2636 (88.4308)
韩国	0.1476 (2.1498)	-5.6722 (-3.9053)	-2.0176 (0.7051)	-3.8449 (-1.6001)	2702.9458 (174.4302)

注:括号内数据表示 2008—2015 年的对应数值。

行整理<sup>①</sup>,并与关税数据合并后,重新计算得到了 G20 的 2001—2015 年的包含反倾销税的 TRI。Bown and Kee(2011)指出,日本、俄罗斯和沙特阿拉伯在此段期间内并未对他国实际征收反倾销税,因此他们仅对其中 13 个经济体进行了分析(欧盟为一个整体),将日本、俄罗斯和沙特别除在外。本文与之类似,在考虑反倾销税后,表 6 显示了 2001—2015 年 13 个经济体包含反倾销税 TRI<sup>②</sup>。

在考虑反倾销税后,各经济体每年 TRI 数值较表 4 中的数值均有所增加,这表明现有文献中仅考虑关税会低估各国贸易保护程度。具体到各国情况看,发达经济体如加拿大和美国的贸易保护程度增加尤为明显:加拿大从之前的每年约 9.63% 增加到每年约 19.63% 左右的水平,美国从每年 5.19% 左右的水平增加到 26.32% 左右的数值。由此可见,美国和加拿大等发达经济体受制于 WTO 的规则,利用关税施加贸易保护的空间较小,转而越来越多的使用如反倾销税等非关税壁垒作为替代性贸易保护政策。欧盟、墨西哥等 TRI 也有较明显的增加,其他经济体 TRI 虽都有增加,但增加的幅度要小于上述几个经济体。

#### 四、贸易限制指数与增加值贸易的实证分析

目前,大量文献对增加值贸易做了很深入的研究,但主要集中在增加值贸易核算和影响因素两个方面。在核算方面,Koopman et al.(2014)对出口中增加值进行了详细分解和测算,构建了出口统一的完整分解框架。在此基础上,Wang et al.(2013)将 Koopman et al.(2014)的方法拓展到双边以及部门层面,总出口被详细分解为 4 个大部分、16 个小部分,实现了对贸易流向和贸易所得的全面考察。本文也根据 Wang et al.(2013)的 16 项分解方法测算了 G20 出口中的国内(国外)增加值(DVA, Domestic Value-added; FVA, Foreign Value-added)。在影响因素方面,部分文献集中考察了贸易自由化对于中国国内增加值的影响(魏悦玲和张洪胜,2019;毛其淋和许家云,2019)。他们发现贸易自由化有助于提升中国出口的国内增加值。本文测算的贸易限制指数作为更为科学合理的贸

① G20 反倾销税数据来自临时性贸易壁垒数据库(Temporary Trade Barriers Database, TTBD)。TTBD 数据库网址为 <http://datacatalog.worldbank.org/dataset/temporary-trade-barriers-database-including-global-antidumping-database>。

② 完整计算结果请参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

表 6 2001—2015 年 G20 的 TRI(包含反倾销税) 单位: %

经济体/年份	2001	2004	2008	2012	2015
阿根廷	17.8261	19.2371	15.9086	15.6892	13.5206
澳大利亚	6.5468	7.2941	5.6069	4.4756	5.1444
巴西	18.7117	13.6728	14.4984	12.3084	12.2131
加拿大	19.6687	19.0897	19.6638	23.8330	15.8829
中国	23.6854	11.9893	8.7136	10.7878	10.6015
欧盟	12.5563	13.5884	8.8977	7.5352	8.1697
印度尼西亚	8.8650	9.9499	8.5273	7.4657	10.4124
印度	39.0263	37.4932	14.8504	18.2802	18.1972
韩国	42.8954	49.5200	42.0118	37.6610	45.5354
墨西哥	60.5608	60.6004	59.5897	21.5201	13.5939
土耳其	7.6328	10.0893	9.4210	—	17.1838
美国	22.9409	27.5077	26.8087	27.2355	27.1169
南非	12.3816	13.5543	11.1487	12.0864	12.5903

注:日本、俄罗斯和沙特阿拉伯在此段期间内未实际使用反倾销税,其 TRI 维持表 4 数值不变,故未列入表 6 中。

易保护衡量指标,是否也会对出口增加值产生影响呢?

### 1. 计量模型设定和数据来源

(1)模型设定。为了定量研究关税贸易限制指数对增加值出口的影响,本文建立如下计量模型:

$$\ln va_{it} = \alpha + \alpha_1 tri_{it} + \beta controls + u_i + u_t + \varepsilon_{it} \quad (14)$$

其中,下标  $i$ 、 $t$  分别表示国家和年份,被解释变量  $va_{it}$  表示  $i$  国第  $t$  年的出口中的增加值,本文主要分析出口中国内增加值( $dva$ )和国外增加值( $fva$ );核心解释变量  $tri_{it}$  表示 G20 关税贸易限制指数,或者商业贸易限制指数( $mtri_{it}$ ); $u_i$  和  $u_t$  分别表示国家和时间固定效应; $\varepsilon_{it}$  为误差项; $controls$  为国家层面选取的表示经济体特征的控制变量,主要包括:①国内生产总值( $gdp$ )。②劳动生产率。劳动生产率较高的国家通常会外包劳动密集型产业,因此通常劳动生产率更高的国家可能会有更高的国内增加值出口。在国家层面,通常使用人均国民生产总值( $gnp$ )来度量一国劳动生产率(张金昌,2002)。③外商投资占比。跨国公司和外商投资会使得贸易在两国跨境流通更为便捷,有利于提高国内增加值出口。使用外商直接投资( $fdi$ )占  $gdp$  比重来衡量。④实际汇率指数。汇率通常也是衡量一国出口相对竞争力的重要指标。此外,为减少异方差,除关税贸易限制指数和外商直接投资占比外,其他指标均取对数。

(2)内生性问题及其处理。内生性问题是影响本文回归结果准确性的重要问题。 $tri$  与出口增加值之间可能存在反向因果关系,带来内生性问题。同时,虽然本文在(14)式中控制了一些重要变量,但还是可能存在同时影响贸易限制指数和出口增加值的遗漏变量,也会带来内生性问题。为了最大程度地缓解内生性问题,本文在回归时同时控制了年份和国家固定效应,在一定程度上控制了不同年份和国家间不可观测变量带来的影响,但是该做法并不能完全排除存在内生性的可能。为了进一步加强基准回归的可信性,本文考虑使用工具变量法以克服可能存在的反向因果关系。参考刘斌等(2018),本文选择使用 G20 经济体 1960 年人口死亡率(制度环境变量)的倒数作为  $tri$  的工具变量。刘斌等(2018)指出,制度环境变量反映一国的“软环境”水平,与贸易便利化水平高度相关。作为反映贸易保护的指标, $tri$  与贸易便利化程度显然具有一定联系,因此从某种程度上来说,制度环境变量也与  $tri$  相关。同时人口死亡率作为历史数据,与当前的国内(外)增加值不存在直接相关性,满足了工具变量的选取要求。

(3)数据来源。本文被解释变量包括出口中的国内增加值和国外增加值,原始数据来源于2016版全球43个经济体56个部门的投入产出数据库(WIOD),时间范围为2000—2014年。本文根据Wang et al.(2013)提供的16项分解方法,测算出了各经济体每一年的国内增加值(*dva*)和国外增加值(*fva*)。注意到样本经济体为G20,为此本文将WIOD与G20进行了匹配,最终构成了13个经济体(欧盟为一个整体)2001—2014年面板数据集<sup>①</sup>。控制变量中国内生产总值、人均国民生产总值和外商直接投资占比均来自于世界银行的世界发展指数(WDI)数据库,实际汇率指数来自国际货币基金组织(IMF),1960年G20人口死亡率数据来自WDI。

## 2. 实证结果分析

(1)基准回归结果。表7显示了TRI对国内(外)增加值的估计结果,其中前两列的被解释变量为*dva*,后两列被解释变量为*fva*。第(1)列为*tri*对*dva*的结果,*tri*系数显著为负,表明*tri*的降低可以提高出口国内增加值,即贸易自由化有助于提高*dva*,这与预期相符。从系数大小可知,*tri*每下降1%,*dva*对数约增加1.52%,这在经济和统计上都是显著的。类似地,*mtri*对于*dva*的影响也是负向的,说明降低*mtri*也能够提高*dva*,且*mtri*每下降1%,*dva*对数增加1.29%。从表7的后两列可以看出,*tri*和*mtri*对*fva*也有显著的负向影响,且*tri*每降低1%,*fva*对数约增加2.48%;*mtri*每降低1%,*fva*对数约增加2.06%。同时,比较前两列和后两列的影响系数会发现,*tri*和*mtri*对*fva*的影响要大于*dva*。总而言之,本文测算的*tri*、*mtri*对出口国内增加值和国外增加值总体上均有较为显著的负影响,贸易自由化总体上促进了增加值贸易。

表7 关税贸易限制指数对国内(外)增加值的回归结果

被解释变量	<i>dva</i>	<i>dva</i>	<i>fva</i>	<i>fva</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>tri</i>	-1.5161*** (0.3094)		-2.4845*** (0.5973)	
<i>mtri</i>		-1.2904*** (0.3372)		-2.0615* (1.0496)
控制变量	控制	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值	174	174	174	174
组内 R <sup>2</sup>	0.9765	0.9733	0.9277	0.9204

注:括号内为异方差稳健标准误;固定效应包括经济体和年份固定效应;\*、\*\*、\*\*\*分别表示10%、5%和1%的显著性水平。表中省略了控制变量及常数项的回归结果。以下各表同。完整回归结果请参见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.ajcass.org>)附件。

为了比较关税贸易限制指数与平均关税对增加值贸易的影响差异,本文在上述回归中同时加入关税贸易限制指数和加权平均关税率进行回归,结果如表8。当单独用加权平均关税率对增加值回归时,其对*dva*和*fva*的影响显著为负。当同时加入*tri*和加权平均关税率时,*tri*系数仍然十分显著,而加权平均关税率的系数不再显著。更为重要的是,对比表8中*tri*和表7中加权平均关税率系数大小可以发现,*tri*系数的绝对值(1.52)大于平均关税系数的绝对值(1.31),这说明用平均关税指标衡量贸易自由化,可能低估了贸易自由化对增加值贸易的影响。由于加权平均关税率本身是*tri*的一项组成项,忽略了不同产品间关税的差异以及关税与进口需求弹性系数的相互作用。相比之下

<sup>①</sup> 阿根廷、沙特阿拉伯和南非未在WIOD统计国家范围内,无法测算国内外增加值。

*tri* 是一个更为科学合理地衡量贸易保护程度指标,可以更为科学全面地评估贸易保护对于增加值所施加的影响。

表 8 关税贸易限制指数和平均关税对国内(外)增加值的回归结果

被解释变量	<i>dva</i>	<i>dva</i>	<i>fva</i>	<i>fva</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>tri</i>		-1.6726*** (0.5303)		-2.9164** (1.2172)
<i>weight_tairff</i>	-1.3105*** (0.3349)	0.2003 (0.4276)	-2.0817* (1.0388)	0.5524 (1.8386)
控制变量	控制	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值	174	174	174	174
组内 R <sup>2</sup>	0.9734	0.9765	0.9204	0.9280

(2)工具变量法结果。本文使用 1960 年 G20 人口死亡率的倒数作为 *tri* 的工具变量,以克服可能存在的内生性问题。工具变量法的估计结果与基准回归类似,*tri* 对于 *dva* 和 *fva* 均有十分显著的负向影响。同时工具变量检验的 K-P rk Wald F 统计量为 29.89,基本可拒绝弱工具变量的假设,可认为本文的工具变量选取具有一定的合理性<sup>①</sup>。

(3)稳健性检验。为了增强对基准回归的信心,本文对于基准回归结果做了如下四个方面的稳健性检验:①更换被解释变量的衡量方式。在基准回归中,本文使用的是贸易限制指数对增加值的水平值(取了对数)进行回归,因此在稳健性检验中,本文考虑更换增加值的衡量指标,分别使用出口中的国内(国外)增加值占总增加值的份额(*dvas* 和 *fvas*)作为被解释变量进行回归。②使用国内增加值率作为被解释变量。本文考虑使用出口中的国内增加值率(*dva*/出口,*dvar*)作为被解释变量进行回归。由基准回归结果可知,*tri* 和 *mtri* 对 *fva* 的负向影响要大于 *dva*,因此若使用 *dvar*,本文预期 *tri* 和 *mtri* 对 *dvar* 的影响方向是正向的。③剔除欧盟样本。欧盟是包含 28 个成员国的整体,本文是在一定假设条件下(自价格系数与他国相同)估计出其进口需求弹性系数,这可能会对 *tri* 的计算造成一定偏差,影响估计结果,因此本文考虑剔除欧盟样本重新进行回归。④剔除金融危机发生的年份。本文样本区间涵盖了 2008 年金融危机爆发时期,危机发生后各国贸易政策可能会发生一定的变化。基于此,本文将 2008—2010 年作为危机爆发期和缓和期予以剔除,仅考虑正常年份下的估计结果。稳健性检验的回归结果与预期相符,仍然支持基准回归结果结论,表明 *tri* 对于增加值仍有负向影响<sup>②</sup>。

(4)机制分析与检验。如果 *tri* 降低出口中的增加值,那么其可能的作用机制和渠道是什么? *tri* 衡量了一国对于国内市场的保护程度,与一国关税率的高低直接相关。关税越高,*tri* 越大,用来生产最终品的中间品价格也会越高。中间品价格的提高无疑会降低出口中的国内增加值。因此,在理论上贸易限制带来的生产价格的提高可能是其影响增加值的重要渠道(Lu and Yu,2015)。

本文通过数据验证该理论机制是否成立,在(14)式中引入了 *tri* 与中间产品价格指数的交互项。本文用 WIOD 公布的社会经济账户中的中间品价格指数作为产品价格的衡量指标。由于 WIOD 公布的是各行业中间品价格指数,而本文的分析是在国家层面上,为此,本文在将服务行业价格指

① 工具变量回归结果请参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

② 稳健性回归结果请参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

数剔除后(本文使用的关税数据不含服务业),对其他行业价格指数做了简单平均得到 G20 各年的中间品价格指数(Intermediate Price, IP)。之后对其取对数并与 *tri* 进行交互。本文主要关心的是价格指数与 *tri* 交互项的符号和显著性,回归结果显示,中间品价格指数与 *tri* 交互项显著为正,虽然当被解释变量为 *fva* 时,交互项在 10%的水平上不具有统计显著性,但是符号为正。这至少说明 *tri* 与中间品价格之间存在正向促进作用,*tri* 通过提高中间品价格这一渠道,降低了出口中所含国内(外)增加值<sup>①</sup>。

## 五、结论与政策建议

### 1. 主要结论

本文基于 Kee et al.(2008)的测算方法模型,分阶段测算并比较了 G20 经济体的进口需求弹性系数和贸易限制指数,进一步拓展测算了包含反倾销税的贸易限制指数和商业贸易限制指数。测算结果表明,受国际金融危机影响,G20 经济体的进口需求弹性系数的均值总体呈上升趋势。进口需求弹性系数时序变化意味着在计算贸易限制指数时,不仅需要考虑到贸易政策的变化,还要考虑到进口需求弹性系数的变化。

对于中国而言,2001—2015 年期间,贸易限制指数 TRI 与 MTRI 均呈现出先下降后上升再下降的趋势,呈反 N 型。中国贸易限制指数的这一变化趋势与国内外经济环境变化及中国贸易政策的调整密切相关。中国在加入 WTO 后积极履行“入世”承诺,大幅下调进口关税,进一步开放国内市场,从而使得贸易限制指数有了明显下降。2008 年国际金融危机后,全球贸易保护主义大有抬头之势,中国采取了相应的调整措施来应对危机的影响,贸易限制指数有所增加。而在 2012 年后,中国坚定不移地扩大对外开放,主动增加进口,诸如负面清单、自贸区等政策的推行降低了进口关税水平和贸易限制指数,推动形成全面开放新格局。

除中国外,对 G20 其他经济体而言,2000—2015 年大部分经济体贸易限制指数呈下降趋势,但是,2008 年金融危机后,发达经济体贸易限制指数有所增加。国际金融危机的确掀起了“逆全球化”的浪潮,刺激了发达经济体贸易保护主义的抬头。此外,本文的反事实模拟表明,进口需求弹性系数的变化对贸易限制指数变化有着不同程度的贡献率,发达经济体进口需求弹性系数变化贡献率总体上要高于中国和印度等发展中经济体。在拓展考虑反倾销税的非关税壁垒后,各经济体贸易限制指数有所提高,发达经济体贸易限制指数提高尤为明显。这充分表明,现实中发达经济体受制于 WTO 的关税规则,关税政策的可操作空间较窄,转而越来越多地采用非关税贸易保护措施,仅考虑关税会低估贸易保护程度。

在测算了贸易限制指数后,本文还评估了贸易限制指数的增加值贸易效应。关税贸易限制指数对出口中所含国内增加值和国外增加值总体上均有较为显著的负向影响,并且这一影响要大于使用进口加权平均关税的估计结果。这表明,传统的进口加权平均关税衡量贸易保护(贸易自由化),可能低估了其对增加值贸易的影响。贸易限制指数是一个相对科学合理的贸易保护衡量指标,因而可更为科学合理地评估贸易保护对增加值贸易的影响。

### 2. 政策建议

基于本文的结论,可以得到如下政策建议:

(1) 实施多元化战略和全方位对外开放,积极应对全球贸易保护主义抬头和“逆全球化”趋势。“逆全球化”趋势主要由美国、欧盟等发达经济体所发起和主导,可能造成未来贸易自由化受到严重

<sup>①</sup> 机制检验估计结果请参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

阻碍,尤其是2008年国际金融危机后发达经济体的贸易保护程度上升,呈现出明显的逆全球化趋势。经济全球化遭遇逆流,单边主义、保护主义抬头,中国绝不能被逆风和回头浪所阻,要站在历史正确的一边,坚定不移扩大对外开放,增强国内国际经济联动效应,从商品和要素流动性开放走向制度型开放,不断改善营商环境,吸引国际投资、人才等资源要素。积极实施“一带一路”倡议,促进资金、技术、人才、管理等生产要素与发展中国家以及西方发达国家的交融合作。贸易保护永远不会消失,应对贸易保护主义抬头,中国不能局限于一个领域、一部分国家,应实施多元化战略,降低和防范风险,提高竞争力。

(2)加快构建以国内大循环为主体、国内国际双循环相互促进的新发展格局。加快构建以国内大循环为主体、国内国际双循环相互促进的新发展格局,是根据中国发展阶段、环境、条件变化作出的战略决策,是事关全局的系统性深层次变革。一是加快建设统一开放有序的国内大市场。构建国内市场大循环,急需破除阻碍要素自由流动的各方面限制,加快建设统一开放有序的国内大市场。加快要素价格市场化改革,健全要素市场运行机制。凡是能由市场形成价格的都要交给市场,政府不进行不当干预,通过市场竞争形成价格,进而调节供求关系,优化资源配置。稳步落实区域发展战略。基于中国地域广大、人口众多、区域差别大的基本国情,推进国内大循环必须要建立在统筹国内区域发展的基础之上。长期来看,打通国内大循环,需要审慎地解决供给集中问题,促进区域协调发展,着重推进西部地区形成区域性甚至全国性的供给中心,以形成东中西东北联动的国内大循环格局;需要优化产业布局,东部、中部、西部与东北地区基于自身优势形成一批具有全国甚至全球竞争力的产业链集群。二是加强供给侧结构性改革,补中国服务业供给不足的短板,特别是加强品牌建设,提升中国高端服务业的供给水平。促进产业结构调整和产业内部的升级,提升劳动生产率,提升产业链现代化水平。中国消费升级主要体现人们对高端教育、文化娱乐、医疗、旅游以及体验性消费的需求,需要加大对此类市场供给的扶持,注重品牌建设。鼓励地方政府针对地区消费升级特点出台差异化支持政策,特别是鼓励更多民营企业进入这些领域。继续降低关税,建设更多消费特区把更多的消费留在国内市场,建设更多类似海南免税区的消费特区以满足人民对于高端消费品升级的需求。三是实施产业基础再造和产业链提升工程,巩固传统产业优势,强化优势产业领先地位,保持制造业合理规模。抓紧布局战略性新兴产业、未来产业,提升产业基础高级化、产业链现代化水平。“双循环”新发展格局是在积极拓展和保持国际循环的流量增长的前提下,通过深化供给侧结构性改革、挖掘国内巨大消费潜力、提高经济供给质量,从而形成以国内经济循环为主,国内国际经济相互促进的新发展格局。要实现这样的国内循环为主“双循环”新发展格局,在继续坚持对外开放、进一步拓展外资外贸工作前提下,在提高中国国内自我经济循环量的同时,提升国外产业对中国供应链和产业链的依赖程度,提高中国产业基础能力和产业链现代化水平。

(3)抓住全球价值链重构机遇,积极培育国内产业链和发展区域价值链。国际贸易保护主义抬头,中美经贸摩擦以及突如其来的疫情冲击,不但对双方的福利产生较大损失,而且对增加值贸易产生较大影响,进而加速催化重塑全球价值链。中国要积极参与到全球产业链重构进程中,发挥国内超大规模市场优势,充分利用自身的资金和产业链优势,优化产业链供应链结构,积极参与布局全球产业链供应链调整进程,不断强化中国在全球产业链中的地位,提升中国企业的国际竞争力。世界产品的产业链主要以美国、德国、日本和中国等大国为核心,边缘国家主动嵌入这些核心产业链,并逐渐形成了北美、欧洲和亚洲的区域价值链。近年来,美国单边主义和贸易保护主义抬头,全球价值链分工格局被迫调整,疫情进一步加速中美之间的经济脱钩。全球价值链呈缩短趋势,而区域价值链则在加强。中国也应顺应这一趋势,实施“一带一路”倡议,主动加强与周边国家的经济合



作,形成区域价值链。积极培育本土企业成为价值链的“链主”,成为国内产业转移的组织者和治理者。东部沿海地区主要从事研发、营销等价值链的高端环节,低附加值的劳动密集型环节向中西部内陆地区转移和配置,这既有利于东部沿海地区实现产业升级,又为中西部地区腾出了产业发展的市场和增长空间。以现代化产业集群为载体,实现产业链与创新链的融合发展。在全球价值链内向化的演变趋势下,发挥中国的新型举国体制优势和国内超大市场规模优势,围绕重点产业链布局若干产业集群与国家创新体系形成对接,使之成为实现产业链与创新链融合发展最重要的空间载体。畅通产学研之间的联通,打通中国创新的市场障碍,构建自主可控的创新链。以国内价值链为依托,培育本土的“链主”企业和“隐形冠军”企业。高度重视基础研究、共性技术、关键技术、前瞻技术和战略性新兴产业的研究。进一步深化科研体制改革,加大对基础研究的投入,构建开放、协同、高效的共性技术研发平台,健全需求为导向、企业为主体的产学研一体化创新机制。加强国际供应链的协调与合作,搭建国家供应链平台,切实推进供应链上下游企业的复工复产,减低疫情对全球的冲击,积极加强宏观政策的协调,保持全球经济金融的基本稳定。

(4)统筹经济发展与安全,保障重要产业链安全。从“十四五”时期开始,中国既要考虑到发展,又要考虑到安全。构建新发展格局需要统筹发展与安全,不仅要聚焦于规模、增速,而且要聚焦于质量、效益,更要在统筹发展安全基础上实现规模、速度、质量和效益的协调统一。全球新冠肺炎疫情大流行进一步加剧全球价值链重塑,各国将更加关注产业链的安全,贸易保护程度将有可能进一步加深,全球价值链的本土化和区域化将更加明显。为了应对国际贸易保护主义,提升中国产业链的安全性、稳定性和竞争力,一是要深化供给侧结构性改革,充分发挥中国超大规模市场优势和内需潜力,构建国内国际双循环相互促进的新发展格局。二是要实施产业基础再造和产业链提升工程,巩固传统产业优势,强化优势产业领先地位,抓紧布局战略性新兴产业、未来产业,提升产业基础高级化、产业链现代化水平。三是要发挥新型举国体制优势,加强科技创新和技术攻关,强化关键环节、关键领域、关键产品保障能力。四是要加强国际协调合作,共同维护国际产业链供应链安全稳定。推动供应链安全领域国际合作,与主要贸易伙伴形成供应链安全联合声明,建立多渠道、多层次供应链安全体系,探索“供应链反恐伙伴计划”“供应链自然灾害应对计划”等合作形式,协作处理潜在供应链中断风险。五是鼓励中国企业加快“走出去”步伐,在全球范围布局供应链不同环节,高效配置全球资源,实现全球化的原料采购、加工生产和运输分销。支持行业协会、供应链核心企业及上下游企业共享供应链风险信息,通过建立后备供应商信息库、提高关键零部件标准化程度等措施,协同增强供应链弹性,提升应对供应链中断风险能力。

贸易限制指数一定程度上优于传统的加权平均关税率,相对客观地衡量了一国贸易保护程度,具有较好理论基础和经济学含义。进口需求弹性系数、非关税贸易壁垒、关税结构等都对贸易限制指数产生较大的影响,故在利用贸易限制指数衡量贸易保护程度时,需要考虑这些因素。与此同时,在现实中征收关税时,应该考虑到关税结构之间的差异性。关税方差是贸易限制指数的重要构成项之一,这样可以保证在不降低平均关税的基础上,通过调整不同行业 and 不同产品的关税结构来缩小关税间的差异,从而达到降低贸易限制指数的目的。本文研究仍存在一些不足,同时也是待深入研究之处:①本文关税数据是国家层面的最惠国关税,而实际上由于区域贸易协定和双边贸易协定的兴起,可利用双边国家(地区)的协定关税数据来估计贸易限制指数;②本文的进口需求弹性系数的估计方法是国家总体层面,且是从GDP函数出发,对于弹性的估计方法可以进一步改进;③本文仅考虑包含反倾销税在内的贸易限制指数,未来可以进一步扩展到包含更多非关税措施的贸易限制指数的测算研究。

## 〔参考文献〕

- [1]陈虹,徐阳. 贸易自由化对出口国内增加值的影响研究——来自中国制造业的证据[J]. 国际经贸探索, 2019,(6):33-48.
- [2]陈勇兵,陈小鸿,曹亮,李兵. 中国进口需求弹性的估算[J]. 世界经济, 2014,(2):28-49.
- [3]顾振华,沈瑶. 中国进口需求弹性的再计算[J]. 国际贸易问题, 2016,(4):50-61.
- [4]倪红福. 全球价值链测度理论及应用研究新进展[J]. 中南财经政法大学学报, 2018,(3):115-126.
- [5]倪红福. 全球价值链中产业“微笑曲线”存在吗?——基于增加值平均传递步长方法[J]. 数量经济技术经济研究, 2016,(11):111-126.
- [6]倪红福,夏杰长. 垂直专业化与危机中的贸易下滑[J]. 世界经济, 2016,(4):95-119.
- [7]田巍,余淼杰. 企业出口强度与进口中间品贸易自由化:来自中国企业的实证研究[J]. 管理世界, 2013,(1):28-44.
- [8]毛其淋,盛斌. 贸易自由化、企业异质性与出口动态——来自中国微观企业数据的证据[J]. 管理世界, 2013,(3):48-65.
- [9]毛其淋,许家云. 贸易自由化与中国企业出口的国内附加值[J]. 世界经济, 2019,(1):3-25.
- [10]刘斌,王乃嘉,屠新泉. 贸易便利化是否提高了出口中的返回增加值[J]. 世界经济, 2018,(8):103-128.
- [11]王晓星,倪红福. 基于双边进口需求弹性的中美经贸摩擦福利损失测算[J]. 世界经济, 2019,(11):27-50.
- [12]魏悦羚,张洪胜. 进口自由化会提升中国出口国内增加值率吗?——基于总出口核算框架的重新估计[J]. 中国工业经济, 2019,(3):24-42.
- [13]张金昌. 中国的劳动生产率:是高还是低?——兼论劳动生产率的计算方法[J]. 中国工业经济, 2002,(4):34-40.
- [14]Anderson, J. A., and J. P. Neary. Measuring the Restrictiveness of Trade Policy [J]. *World Bank Economic Review*, 1994,8(2):151-169.
- [15]Anderson, J. A., and J. P. Neary. The Mercantilist Index of Trade Policy [J]. *International Economic Review*, 2003,44(2):627-649.
- [16]Bas, M. Input-Trade Liberalization and Firm Export Decisions: Evidence from Argentina [J]. *Journal of Development Economics*, 2012,97(2):481-493.
- [17]Bems, R., R. C. Johnson, and K. M. Yi. Vertical Linkages and the Collapse of Global Trade [J]. *American Economic Review*, 2011,101(3):308-312.
- [18]Bown, C. P., and H. L. Kee. Developing Countries, New Trade Barriers, and the Global Economic Crisis[A]. Haddad, M., and B. Shepherd. *Managing Openness: Trade and Outward-oriented Growth after the Crisis*[C]. World Bank, Washington, D. C., 2011.
- [19]Diewert, W. E. Duality Approaches to Microeconomic Theory [J]. *Handbook of Mathematical Economics*, 1974, 2(4):535-599.
- [20]Dollar, D., and A. Kraay. Trade, Growth, and Poverty[J]. *Economic Journal*, 2004,114(493):22-49.
- [21]Frankel, J. A., and D. Romer. Does Trade Cause Growth[J]. *American Economic Review*, 1999,89(3):379-399.
- [22]Feenstra, R. C. Estimating the Effects of Trade Policy [J]. *Handbook of International Economics*, 1995,3(5): 1553-1595.
- [23]Hummels, D., J. Ishii, and K. M. Yi. The Nature and Growth of Vertical Specialization in World Trade[J]. *Journal of International Economics*, 2001,54(1):75-96.
- [24]Irwin, D. A. Trade Restrictiveness and Deadweight Losses from U.S. Tariffs, 1859—1961 [R]. NBER Working Paper, 2007.
- [25]Johnson, R. C., and G. Noguera. Accounting for Intermediates: Production Sharing and Trade in Value Added[J]. *Journal of International Economics*, 2012,86(2):224-236.
- [26]Kee, H. L., A. Nicita, and M. Olarreaga. Import Demand Elasticities and Trade Distortions [J]. *Review of Economics and Statistics*, 2008,90(4):666-682.
- [27]Kee, H. L., C. Neagu, and A. Nicita. Is Protectionism on the Rise? Assessing National Trade Policies During the Crisis of 2008[J]. *Review of Economics and Statistics*, 2013,95(1):342-346.

- [28]Kee, H. L., and H. Tang. Domestic Value Added in Exports: Theory and Firm Evidence from China [J]. American Economic Review, 2016,106(6):1402–1436.
- [29]Koopman, R., Z., Wang, and S. J. Wei. Tracing Value –added and Double Counting in Gross Exports [J]. American Economic Review, 2014,104(2):459–494.
- [30]Lu, Y., and L. Yu. Trade Liberalization and Markup Dispersion: Evidence from China’s WTO Accession[J]. American Economic Journal: Applied Economics, 2015,7(4):221–53.
- [31]Melitz, M. J. The Impact of Trade on Intra–Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity [J]. Econometrica, 2003,71(6):1695–1725.
- [32]Rodríguez, F., and D. Rodrik. Trade Policy and Economic Growth: A Skeptic’s Guide to the Cross National Evidence[J]. NBER Macroeconomics Annual, 2000,(15):261–325.
- [33]Wang, Z., S. J. Wei, and K. Zhu. Quantifying International Production Sharing at the Bilateral and Sector Levels[R]. NBER Working Paper, 2013.
- [34]Wang, Z., S. J., Wei, X. Yu, and K. Zhu. Characterizing Global Value Chains: Production Length and Upstreamness[R]. NBER Working Paper, 2017.

## The Dynamic Evolution of Trade Restrictiveness Indices and the Impact on Value-added Trade

NI Hong-fu<sup>1</sup>, WANG Xiao-xing<sup>2</sup>, WANG Qian-qian<sup>3</sup>

(1. Institute of Economics, Chinese Academy of Social Sciences, Beijing 100836, China;

2. School of Economics, Capital University of Economics and Business, Beijing 100070, China;

3. School of International Economics and Management BTBU, Beijing 100048, China)

**Abstract:** Based on the model of Kee et al. (2008), this paper extends the measurement of trade restrictiveness indices (TRI) including anti-dumping duties and calculates the import demand elasticities and trade restrictiveness indices of G20 group using the import trade data from 2001 to 2015. Then we focus on the relationship between TRIs and value-added trade. The results show that: ①After the 2008 financial crisis, the import demand elasticities of G20 generally show an upward trend. The contribution of the change of import elasticities to the change of TRIs is different, and in developed economies the contribution rate is generally higher than that in developing economies such as China and India. ②From the perspective of the change trend of TRIs, the degree of trade protection for most economies shows a downward trend from 2000 to 2015, and China’s decline is the largest. However, after the financial crisis, the degree of trade protection in the EU, Japan, South Korea, the United States and other developed economies show a certain degree of upward trend, which indicates that the trend of anti-globalization in developed economies is obvious. ③After considering anti-dumping duties, the TRI of G20 have increased, especially in developed economies, indicating that in reality, developed economies are increasingly adopting non-tariff measures to protect their own trade. ④The TRI significantly reduce the domestic value-added and foreign value-added in exports, indicating that trade liberalization on the whole promotes the value-added trade. The traditional weighted average tariff rate of imports underestimates the degree of trade protection and the impact of trade liberalization on value-added trade.

**Key Words:** trade restrictiveness indices; import demand elasticities; domestic value-added; foreign value-added

**JEL Classification:** F51 C68 F13

[责任编辑:许明]