

原产地规则与中韩自由贸易协定的贸易转移效应

吴小康 于津平

摘要：自由贸易协定的关税减让使区域内成员相对区域外成员获得了价格优势，导致贸易从区域内与区域外之间转移到区域内成员之间；但原产地规则提高了区域内成员利用优惠关税的成本，减少了区域内企业的优势，从而可能抑制自由贸易协定的贸易转移效应。本文以中韩自由贸易协定为例，利用产品的减税幅度差异和原产地规则差异，检验了原产地规则对贸易转移的抑制效应。基于2014—2017年中国产品—国家层面的进口数据，以日本相同产品的进口作为对照组，本文通过倍差估计发现中国对韩国的关税减让使中国从其他国家的进口相对日本从其他国家的进口减少，引起了贸易转移效应，并且原产地规则越严格的产品贸易转移效应越小。如果中韩所有产品都采用约束力最小的子目改变规则，2016年和2017年贸易转移效应将增加37%和43%。

关键词：原产地规则；贸易转移；中韩自由贸易协定

[中图分类号] F744 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4670 (2021) 10-0105-17

一、引言和文献综述

根据 Viner (1950)^[1] 的经典研究，自由贸易协定 (Free Trade Agreements, FTA) 同时表现出贸易创造和贸易转移效应。贸易创造效应已经得到大量实证研究的支持，但无论是基于单个还是多个 FTA 的研究，都未能发现系统的贸易转移效应。例如，Fukao 等 (2003)^[2] 以及 Yang 和 Martinez-Zarzoso (2014)^[3] 的研究显示，北美自由贸易协定 (NAFTA) 和中国—东盟自贸协定都没有明显的贸易转移效应。Soloaga 和 Alan Wintersb (2001)^[4] 基于 1980—1996 年 58 个国家的研究发现，在其样本涉及的 9 个 FTA 中，只有欧洲自由贸易联盟和欧盟存在贸易转移。Magee (2008)^[5] 基于 1980—1998 年 133 个国家的研究也发现，贸易创造效应平均比贸易转移效应大 7 倍。

[收稿日期] 2020-02-05

[基金项目] 教育部人文社会科学基金青年项目“提高 FTA 利用率的路径研究” (17YJC790167)；国家自然科学基金青年项目“GVC 视角下的最适 FTA 优惠原产地规则研究” (71703068)

[作者信息] 吴小康：南京理工大学经济管理学院副教授，南京大学亚太研究中心研究员，南京大学中美中心兼职教授，电子信箱：woxiaokang@163.com；于津平：南京大学经济学教授

贸易转移效应不显著的可能原因很多。例如 Dai 等 (2014)^[6] 认为, 将国内贸易包含在样本中对识别贸易转移效应很重要, 因为贸易不仅从协定成员国与非协定成员国之间转移到协定成员国之间, 也从成员国国内转移到成员国之间。Cheong 等 (2015)^[7] 发现, 将那些不太可能引起贸易转移的观测值 (在 FTA 签订前后成员国与非成员国之间都没有贸易往来的国家对) 剔除后, 贸易转移效应和贸易创造效应相当。Magee (2017)^[8] 则认为, 由于相对关税优惠随着各国签订的 FTA 数量增加正逐渐减小, 与此同时几乎所有国家的最惠国 (MFN) 关税都在下降, FTA 能够给与成员国相对非成员国的关税优惠正在迅速减小, 因而贸易转移效应也在逐渐减小。在这些文献的基础上, 本文提出一种新的可能原因, 即原产地规则对贸易转移的限制。

为遏制区域外非成员国的产品经区域内税率最低的国家搭便车进入其他成员国 (即所谓贸易偏转), FTA 通常会附加严格的原产地规则 (Rules of Origin, RoO) 限制, 要求享受关税优惠的产品必须原产于 FTA 成员国或 FTA 区域内, 或者区域内增加值达到一定程度。RoO 在遏制贸易偏转的同时, 也影响了贸易转移效应。这种影响究竟是正面还是负面, 主要取决于 FTA 运行时间的长短。短期来看, RoO 增加了区域内企业使用 FTA 优惠关税的成本, 可能弱化贸易转移效应。如果企业的产品满足 RoO, 它们需要向原产地签发单位证明其产品满足 RoO 并支付一定费用申请原产地证书; 如果企业的产品不满足 RoO, 短期又不能调整生产方式, 那就无法充分利用其相对区域外企业的关税优惠。无论如何, RoO 都会弱化区域内企业的相对优势, 抑制贸易转移效应。长期来看, RoO 则可能放大贸易转移效应, 因为一些企业为了满足 RoO, 可能会调整中间品进口安排, 将其与区域外之间的中间品贸易转移到区域内。由于中韩 FTA 签订时间较短, 因此我们认为 RoO 可能会弱化 FTA 的贸易转移效应。

在国际贸易研究中, RoO 向来不是一个主流问题, 一定程度上是因为其难以量化。早期有关 RoO 的研究主要集中在理论层面, 例如 Ju 和 Krishna (2005)^[9]。Estevadeordal (2000)^[10] 首次对不同产品的 RoO 进行了分类整理和量化, 此后相关实证研究得以陆续开展。现有文献大多研究的是 RoO 对贸易创造效应的影响。例如, Estevadeordal 和 Suominen (2008)^[11] 基于 1981—2001 年 155 个国家之间签订的近 100 个优惠贸易协定, 采用引力模型的估计发现, RoO 限制程度越大, 双边贸易越少。Cadot 和 Ing (2016)^[12] 采用相同方法, 但将样本限定在东盟国家, 并使用产品数据替代国家数据, 经估计发现东盟 RoO 对贸易创造的阻碍等价于 3.4% 的从量关税。韩剑等 (2018)^[13] 在企业层面研究了 RoO 对 FTA 利用率的影响, 发现 RoO 阻碍了企业利用 FTA。

很少有文献研究 RoO 对贸易转移效应的影响。Conconi 等 (2018)^[14] 是一个例外, 其考察了 RoO 对 NAFTA 贸易转移效应的影响, 发现最终产品的 RoO 限制导致美国、加拿大和墨西哥从 NAFTA 区域外进口的中间产品相对于其从区域内进口的中间产品减少近 45%, 也就是说 RoO 使生产链从区域外转移到区域内, 放大了贸易转移效应。与 Conconi 等 (2018) 的研究结论相反, 本文发现 RoO 反而弱化了贸

易转移效应，主要是因为本文考察的样本期限相对更短。在 Conconi 等（2018）的研究中，美加自贸协定和 NAFTA 都已实施了一段时间，企业有足够的时间来根据 RoO 调整采购安排。本文的样本年份在 2014—2017 年，距中韩贸易协定正式生效仅 2 年。在相对较短的时间内，企业还无法及时调整采购策略以适应 RoO 要求。因此，RoO 阻碍了中国企业从韩国的进口，弱化了贸易转移效应。

基于 2014—2017 年产品层面的关税和 RoO 数据，本文利用产品层面的减税差异和 RoO 差异，估计了 RoO 对中韩 FTA 贸易转移的影响。为了减少遗漏变量偏差，我们参照 Romalis（2007）^[15] 及 Russ 和 Swenson（2019）^[16] 的倍差估计策略，选择日本从其他国家的进口作为对照组。日本在 2014—2017 年期间未签订新的 FTA，日本与韩国之间不是 FTA 伙伴，并且日本离韩国比中国离韩国的距离要近，因此日本是比较理想的对照组。

本文的主要发现如下：第一，中国对韩国产品进口优惠关税税率降低越多，中国从其他国家的进口减少得越多，贸易转移效应越大。第二，中国对韩国减税导致中国从其他国家进口减少幅度越小，RoO 限制越严格的产品，RoO 对贸易转移效应的抑制效应越明显。对于子目改变、品目改变和章改变三种最常见的 RoO，中国对韩国关税降低 1% 导致中国从其他国家进口相对参照国从其他国家进口分别减少 4.28%、1.94% 和 0.36%。第三，以 2015 年的 MFN 关税为基准，中韩 FTA 在 2016 年和 2017 年的贸易转移效应分别为 33.57 亿美元和 78.21 亿美元。如果所有产品都使用限制程度最低的子目改变规则，贸易转移效应将在此基础上增加 37.06% 和 43.32%。

二、中韩贸易协定

中韩两国分别是亚洲第一和第三大经济体，两国从 1992 年建交以来贸易往来就非常密切。从 2003 年开始中国成为韩国最大的出口目的国，从 2013 年开始韩国成为中国最大的进口来源国。早在 2004 年 9 月，中韩两国经贸部长就在“东盟 10+3”财长会议上就民间联合研究中韩 FTA 一事达成协议，但直到 2012 年 5 月谈判才正式启动。经过三年谈判，双方于 2015 年 2 月 25 日正式签署 FTA。经双方国内批准后，2015 年 12 月 20 日协定正式生效。

中韩 FTA 文本附件 2-B 规定了中国对韩国的关税减让计划，按 HS2012 版本 8 位数产品分类。根据协定，中国对 8 181 种产品减税，所有产品共涉及 15 种减税安排。最主要的安排包括立即免税、5 年内免税、10 年内免税、15 年内免税、20 年内免税及保持不变。协定生效时，中国将对 20% 的产品免税。协定生效起 10 年内，中国将把 71% 的产品关税降至零。协定生效起 20 年以内，中国将把 91% 的产品关税降至零。剩余产品中，部分暂不减税，部分分年度按一定比例减税。详细的减税安排见表 1。

大部分产品都以零关税为最终目标，但不同产品实现这一目标的速度不同。截至 2017 年，8 181 种产品的平均减税幅度是 3.27%。其中，6 502 种产品的降税小于 5%，只有 955 种产品的降税大于 5%。从行业分布来看，如图 1 所示，降税幅度最大的是海关编码第 11 类（纺织原料及纺织制品），其次是第 21 类（艺术品、收藏品及古物）；降税幅度最小的是第 10 类（木浆及其他纤维状纤维素浆；纸及纸

板的废碎品；纸、纸板及其制品），其次是第17类（车辆、航空器、船舶及有关运输设备）。

表1 《中韩贸易协定》的中方减税安排

减税安排	产品种类数（个）	占全部产品比例（%）
立即减至0	1 649	20.16
5年内等比例减至0	1 679	20.52
10年内等比例减至0	2 508	30.66
1-8年不变，第9年开始2年内等比例减至0	1	0.01
15年内等比例减至0	1 107	13.53
1-10年不变，第11年开始5年内等比例减至0	1	0.01
20年内等比例减至0	471	5.76
5年内等比例减至8%，此后不变	13	0.16
5年内等比例减至10%，此后不变	31	0.38
5年内等比例减至15%，此后不变	1	0.01
5年内等比例减至20%，此后不变	10	0.12
5年内等比例减至30%，此后不变	16	0.20
5年内等比例减至35%，此后不变	51	0.62
5年内等比例减至50%，此后不变	7	0.09
保持不变	636	7.77
总计	8 181	100.00

数据来源：根据《中韩贸易协定》附件2-B整理，产品按HS 2012版本8位数分类。

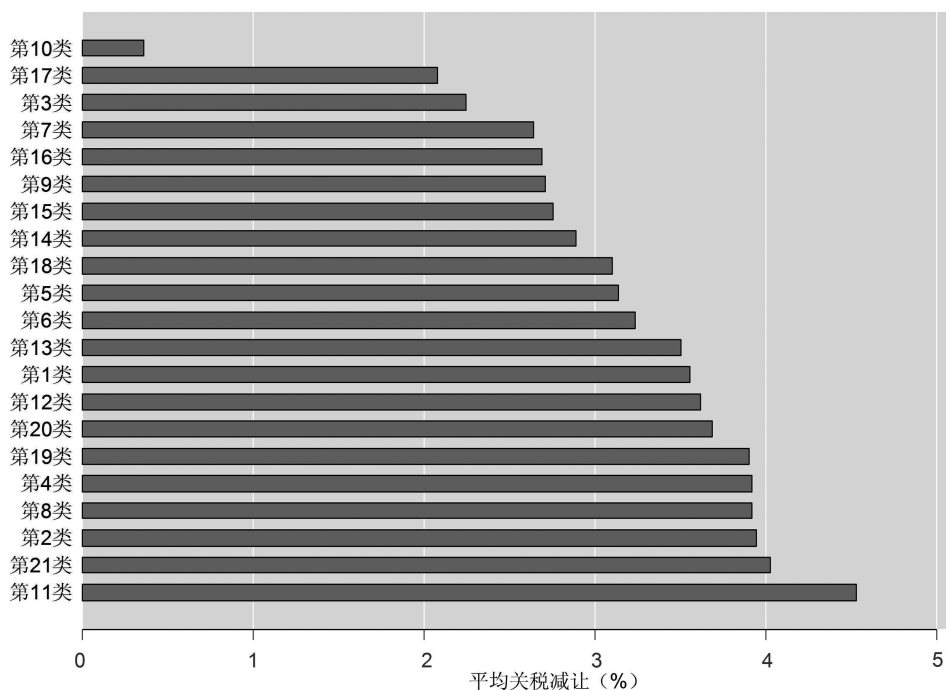


图1 中国对韩国产品的平均关税减让

数据来源：《中国—韩国自由贸易协定》附件2-B。

三、实证设计和基本模型

现有关于 FTA 贸易转移效应的估计大多使用国家加总数据和引力模型，例如前文提及的 Soloaga 和 Alan Wintersb (2001)、Magee (2008) 以及 Yang 和 Martinez-Zarzoso (2014) 等。这些文献主要利用 FTA 成员国在协定生效前后的时间差异，以及 FTA 成员国之间与非 FTA 成员国之间的截面差异，忽略了 FTA 内不同产品的减税差异。虽然近年来的 FTA 越来越强调非关税壁垒和边境后壁垒，但关税减让仍是不可忽视的内容。许多 FTA 都计划在若干年后尽可能实现双边零关税，但各种产品的初始关税和减税速度不同，并且附加的原产地规则也有很大差异。这些差异为我们识别 FTA 的贸易转移效应和原产地规则对贸易转移效应的影响提供了机会。

Clausing (2001)^[17]最早用产品数据估计了 NAFTA 的贸易转移效应，其实证模型以美国从加拿大之外其他国家的进口为因变量，以美国对加拿大的进口关税为自变量。估计显示，美国对加拿大的进口关税并未显著影响美国从其他国家的进口，因此 NAFTA 不存在明显的贸易转移效应。Romalis (2007) 同样采用产品层面数据，但引入欧盟作为对比，以美国从其他国家的进口与欧盟从其他国家的进口之比作为因变量，其估计发现显著的贸易转移效应。Romalis (2007) 认为，新兴国家在 20 世纪 80 和 90 年代融入全球分工，大量出口其有比较优势的简单制造业产品，而 NAFTA 在这些产品上的优惠关税相对较低，贸易转移效应可能被新兴国家的出口增长掩盖。Russ 和 Swenson (2019) 用相同方法评估了美韩自贸协定的贸易转移效应。他们以加拿大从其他国家的进口作为对比，发现美国对韩国的减税使美国从其他国家的进口显著减少。Romalis (2007) 以及 Russ 和 Swenson (2019) 的估计方法实际上类似于双重差分估计。本文沿用这一方法，构建如下模型来识别中韩 FTA 的贸易转移效应：

$$\ln \frac{M_{jkt}^{China}}{M_{jkt}^R} = \beta_0 + \beta_1 \ln(1 + PRF_{kt}^{China, Korea}) + \gamma_1 \ln(1 + \tau_{jkt}^{China}) + \gamma_2 \ln(1 + \tau_{jkt}^R) + \gamma_3 \ln(Y_{kt}^{China}) + \gamma_4 \ln(Y_{kt}^R) + \lambda_k + \lambda_{jt} + \varepsilon_{jkt}$$

其中，下标 j 、 k 、 t 分别代表韩国之外的其他进口来源国、产品和年份；上标 $China$ 和 R 分别代表中国和参照国。 M 代表进口总额， $PRF_{kt}^{China, Korea}$ 是中国对韩国 k 产品的 FTA 优惠关税， τ_{jkt}^{China} 是中国对 j 国 k 产品的实际关税， τ_{jkt}^R 是参照国对 j 国 k 产品的实际关税^①。由于一些产品的关税为 0，我们对所有关税加 1 再取对数。 Y_{kt}^{China} 是中国 k 产品的总需求， Y_{kt}^R 是参照国 k 产品的总需求。在国家层面的数据中，通常用一国 GDP 表示总需求。由于我们没有细分产品层面的国内产出，因此用产品层面的进口总额表示总需求。 λ_k 和 λ_{jt} 是产品固定效应和进口来源国—年份固定效应，

^①Romalis (2007) 和 Russ and Swenson (2019) 使用 MFN 关税，但由于样本中包含其他 FTA 伙伴国和部分欠发达国家，我们认为使用实际关税更合理。

用来控制其他可能影响进口的因素。 λ_{jt} 可以完全吸收价格指数 P_{jt} (包括双边实际汇率),以及双边距离等不随时间变化的国家层面的贸易成本。对于其他可能随着产品—国家—年份变化的贸易成本,我们按 Romalis (2007) 及 Russ 和 Swenson (2019) 的方法,假设其可以分解为仅随产品变化的部分 λ_k ,仅随国家—年份变化的部分 λ_{jt} ,以及随机干扰项部分 ε_{jkt} 。在这个模型中, $\hat{\beta}_1 > 0$ 说明中国对韩国的优惠关税越低,中国从其他国家的进口越少,贸易转移效应越明显。

决定估计准确性的一个重要因素是参照国 R 的选择。Romalis (2007)以欧盟为参照国,Russ 和 Swenson (2019)以加拿大和澳大利亚为参照国。本文选择日本作为参照国,理由如下:其一,日韩两国、中日两国迄今为止都还没有签订自由贸易协定;其二,2014—2017年期间日本仅仅新增了两个FTA,分别是其与澳大利亚和蒙古人民共和国签订的FTA;其三,日本距离中国较近,因此日本从其他国家进口的运输成本与中国从其他国家进口的运输成本接近。其四,日本的进口规模大,在样本期间日本是全球仅次于美国、中国和德国的第四大进口国。我们的模型要求参照国在尽可能多的产品上进口。

为识别RoO对贸易转移效应的影响,我们在模型中加入RoO限制指数与优惠关税的交互项:

$$\ln \frac{M_{jkt}^{China}}{M_{jkt}^R} = \beta_0 + \beta_1 \ln(1 + PRF_{kt}^{China, Korea}) + \beta_2 \ln(1 + PRF_{kt}^{China, Korea}) \times RoO_k^{China, Korea} + \gamma_1 \ln(1 + \tau_{jkt}^{China}) + \gamma_2 \ln(1 + \tau_{jkt}^R) + \gamma_3 \ln(Y_{kt}^{China}) + \gamma_4 \ln(Y_{kt}^R) + \lambda_k + \lambda_{jt} + \varepsilon_{jkt}$$

其中, $RoO_k^{China, Korea}$ 代表 k 产品的原产地规则限制程度。由于RoO仅随产品变化,在加入产品固定效应 λ_k 的情况下,我们无需再将其单独作为解释变量放入模型。如果 $\hat{\beta}_2 < 0$,就说明RoO限制程度越高,中韩关税减让使中国从其他国家进口下降越少。也就是说,RoO越严格,贸易转移效应越小。

最后需要指出的是,Moulton (1990)^[18]认为,用个体变量对加总变量做回归时,普通标准误可能被高估。本文的因变量是产品—国家—年份层面的进口比例,关键自变量是产品—年份层面的关税,因此我们统一将标准误聚类在产品—年份层面^①。

四、变量和数据

(一) 进口额

中国和参照国HS 6位数产品—进口来源国层面的进口数据来自于CEPII的BACI数据库^②,产品分类采用HS 2012版本。另外,中国和参照国各年产品层面的需求水平用其进口总额度量,数据同样来自于BACI数据库。进口额的单位统一为当年美元。由于被解释变量是中国和参照国进口额之比,并且模型加入了国家—年份固定效应,因此无需对进口数据进行平减处理。

①将标准误聚类在产品层面,关键变量估计系数的显著程度没有明显变化。

②http://www.cepii.fr/CEPII/en/bdd_modele/presentation.asp?id=37。

（二）关税

根据协定，韩国产品从2016年开始享受中国给与的优惠关税，2016年之前与其他WTO成员一样使用MFN关税，但部分产品可享受《亚太贸易协定》的优惠关税。中韩FTA的优惠关税有两个来源：一是根据协定的附件2-B^①，按约定关税减让方法推算出2016年和2017年的优惠关税；二是World Integrated Trade Solution (WITS) 的Trade Analysis and Information System (TRAINS) 数据库^②。附件2-B中的减税计划使用HS 8位数产品分类，我们用简单平均方法得到HS 6位数的平均关税。将两个数据库合并后，87%的产品都能够1:1对应，12%的产品只出现在附件2-B，不到1%的产品仅出现在TRAINS。《亚太贸易协定》的优惠关税来自TRAINS数据库，2014年和2015年分别有1083种产品在该优惠范围。中国对FTA伙伴和其他欠发达国家的优惠关税、中国各年的MFN关税都来自TRAINS数据库。将优惠关税和MFN关税合并后，我们发现部分产品的优惠关税反而高于MFN关税。我们假设出现这种情况的主要原因是统计错误，因此用MFN关税替代优惠关税。另外，日本的MFN关税和优惠关税来自TRAINS数据库。

（三）原产地规则

FTA中的RoO通常非常繁琐，不同FTA对RoO有不同的规定，同一FTA不同产品的RoO也有较大差异。根据Estevadeordal (2000)的整理，RoO可拆解为判定标准和实施程序两个部分（图2），前者进一步分为产品特定规则和制度性管理规则。产品特定规则是整个RoO规则中最关键的，用来判定一种产品是否为原产。制度性管理规则是对产品特定标准的补充说明。RoO实施程序则规定了取得原产地资格的程序、需要提交的文件以及相关管理机构等。

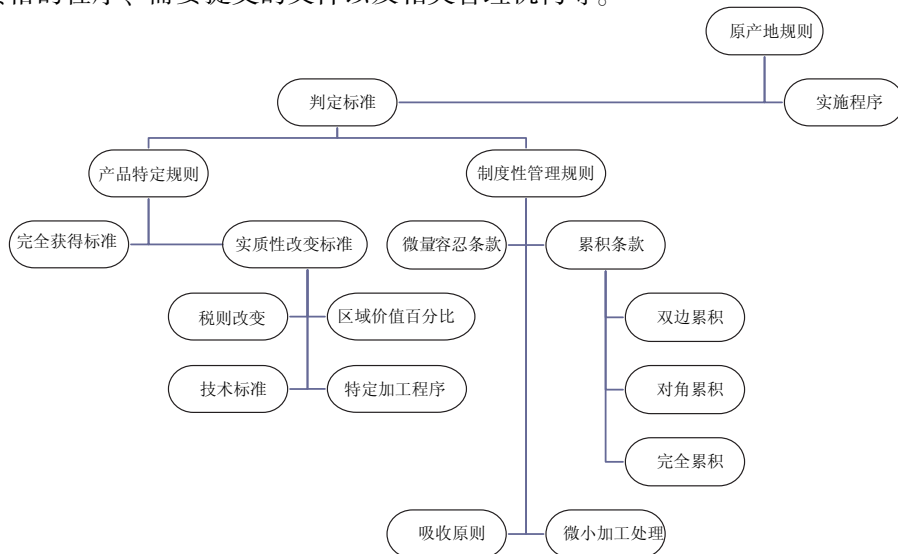


图2 原产地规则的分类

①http://fta.mofcom.gov.cn/korea/korea_special.shtml。

②<https://wits.worldbank.org/tariff/trains/country-byhs6product.aspx?lang=en>。

同一 FTA 不同产品的原产地实施程序没有区别, 判定标准中的制度性管理规则也基本相似, 主要差别是产品特定规则。产品特定规则通常分为完全获得标准和实质性改变标准, 完全获得要求生产过程不使用任何其他国家的原材料和零部件, 是最严格的标准。实质性改变是指产品在区域内发生实质转变, 通常包括产品归类改变、最低区域价值或附加值百分比、技术标准和特定制造加工程序。产品归类改变是指产品从 FTA 区域外进口到出口发生了海关编码税则变化, 通常分为章 (HS 2 位数) 改变、目 (HS 4 位数) 改变、子目 (HS 6 位数) 改变、税则 (HS 8-10 位数) 改变。最低区域价值或附加值百分比对产品区域内增值比例进行了限定, 常见比例有 40% 和 60% 等。技术标准和特定制造加工程序要求产品生产必须包括某个具体程序。产品归类改变和最低区域价值百分比是最常用的两种实质改变标准。

中韩 FTA 对 RoO 的说明集中在第三章、附件 3-A 和附件 3-B, 第三章介绍了制度性管理规则和实施程序。附件 3-A 列明了 5 204 种产品的特定规则, 主要包括完全获得、实质性转变以及两种方式的组合。实质性转变包括产品归类改变和最低区域价值成分。产品归类改变分为子目改变、品目改变、章改变, 最低区域价值成分有 40%、45%、50% 和 60% 共 4 种比例。产品归类改变和区域价值成分还会组合成新的标准。例如, 一些产品要求“品目改变且最低区域价值成分不低于 45%”、一些产品要求“品目改变或最低区域价值成分不低于 40%”。此外, 个别产品会有例外规定, 例如柑桔属水果 (子目 200830) 的 RoO 为“章改变, 但从子目 080520、080590 转变来的除外”; 自印复写纸 (子目 481620) 的 RoO 为“品目改变, 但从品目 48.09 转变来的除外”。附件 3-B 是与“第 3.3 条特定货物处理有关”的产品列表。第 3.3 条主要是对境外加工区的相关说明, 是韩国 FTA 的一大特色, 普遍存在于韩国签订的 FTA 中。该条款规定, 只要“非原产材料的总价值不超过申明获得原产资格最终货物 FOB 价格的 40%, 以及货物生产中使用的缔约方出口的原产材料价值不低于全部材料价值的 60%”“缔约方的出口材料在缔约方领土之外的地域上完成加工, 并在完成加工后再复出口至该缔约方用于向另一缔约方出口的货物”可以被视为原产。这里的境外加工区仅指韩国在朝鲜半岛设立的加工区。对于境外加工的产品, 国际通行规定是将其视为非原产, 因此该条例实际上在一定程度上降低了境外加工区出口到中国的难度。根据附件 3-B, 一共有 310 种产品适用于境外加工条款。

我们参照 Estevadeordal (2000) 的方法, 使用 RoO 限制指数来度量 RoO 的限制或严格程度。该指数的基本设定原则是: RoO 按严格程度由高到低依次为完全获得、章改变、品目改变、子目改变。沿用 Estevadeordal (2000) 的基本方法, 我们对子目改变、品目改变、章改变和完全获得分别赋值为 2、4、6、7。同时, 我们将最低区域价值成分 40%、45%、50%、60% 分别赋值 4、4.5、5、6, 将最低区域价值成分 45% 且品目改变、最低区域价值成分 50% 且品目改变、最低区域价值成分 60% 且品目改变分别赋值为 5、5.5、6.5。除此之外, 有四点需要说明: 第一, 如果一个产品有两种不同的 RoO 可选, 我们假设企业选取限制程度更小的原产地规则, 取其最小值。例如 RoO 为最低区域价值成分 50% 或章改变的产品, 认

为其 RoO 限制指数为 5。第二，部分产品的 RoO 存在一定例外情况，理论上，这一般会提升 RoO 的严格程度，但例外情况过于复杂，有的是对某些子目例外，有的是对某些品目例外，因此在基本分析中我们暂不对其进行处理，稳健分析中再将那些有例外规定的产品剔除。第三，对于完全获得标准可能存在一定争议。虽然完全获得在理论上是最严格的标准，但采用该标准的主要是全球生产分割程度更低且进口投入比例更小的农产品，因此 Cadot 等（2006）^[19] 建议对该标准赋值 1 而非 7。稳健性分析部分会充分考虑这一问题。第四，对于适用于境外加工条款的 310 种产品，稳健分析中会将其剔除。

根据我们的统计，如果不考虑例外情况，中韩 FTA 一共对 5 205 种产品设置了 16 种 RoO，详见表 2。在所有规则中，品目改变最常用，近一半产品使用了该规则；其次是完全获得标准，一共有 15.49% 的产品使用了该规则。

表 2 中韩 FTA 的原产地规则

类型	产品数	产品比例	RoO 限制指数
子目改变 (HS6 位数)	344	6.61%	2
子目改变或最低区域价值成分 40%	34	0.65%	2
品目改变 (HS4 位数)	2 538	48.76%	4
最低区域价值成分 40%	74	1.42%	4
最低区域价值成分 40% 或品目改变	578	11.10%	4
最低区域价值成分 40% 或章改变	442	8.49%	4
最低区域价值成分 45% 或品目改变	7	0.13%	4
最低区域价值成分 45%	55	1.06%	4.5
最低区域价值成分 50%	32	0.61%	5
最低区域价值成分 50% 或章改变	5	0.10%	5
最低区域价值成分 45% 且品目改变	4	0.08%	5
最低区域价值成分 50% 且品目改变	34	0.65%	5.5
最低区域价值成分 60% 且品目改变	9	0.17%	6.5
章改变 (HS2 位数)	225	4.32%	6
章改变或最低区域价值成分 60%	18	0.35%	6
完全获得	806	15.49%	7

数据来源：作者根据《中韩贸易协定》附件 3-A 整理。

五、基本估计结果和稳健分析

（一）基本估计结果

表 3 列出了基本回归结果。第 (1)、(2) 列未考虑 *RoO*，第 (3)、(4) 列加入 *RoO* 与优惠关税的交互项。第 (1)、(3) 列控制了产品固定效应、出口国固定效应和年份固定效应，第 (2)、(4) 列使用出口国一年份固定效应替代出口国固定效应和年份固定效应^①。所有模型都加入了中国对各国的实际关税、日本对各国

^①我们一共能估计出 605 个来源国一年份虚拟变量的估计系数，大部分估计系数都显著，说明即便我们用日本作为进口参照国，中国的进口仍然存在明显的时间趋势。

的实际关税、中国各产品的进口总额、日本各产品的进口总额作为控制变量。2014—2017年除日本和韩国外，中国从195个国家进口5161种产品，构成440302个观测值；但日本只从其中175个国家进口5001种产品，加入日本作为对照组使得样本观测值减少到262698个。由于部分产品的关税缺失，样本观测值进一步减少到261669个。当我们使用产品固定效应、出口国固定效应和年份固定效应时，估计使用的观测值减少到262281个；当我们使用产品固定效应和出口国—年份固定效应时，估计使用的观测值减少到261231个。

表3 基本估计结果

项目	(1)	(2)	(3)	(4)
$\ln(1+PRF)$	1.603*** (0.254)	1.603*** (0.259)	4.552*** (0.943)	4.571*** (0.958)
$\ln(1+PRF) \times RoO$			-0.708*** (0.223)	-0.712*** (0.226)
$\ln(1+t^{China})$	-2.199*** (0.247)	-2.253*** (0.253)	-2.201*** (0.247)	-2.256*** (0.253)
$\ln(1+t^{Japan})$	-0.202 (0.150)	-0.202 (0.150)	-0.194 (0.150)	-0.195 (0.151)
$\ln(Y^{China})$	0.426*** (0.012)	0.425*** (0.012)	0.425*** (0.012)	0.424*** (0.012)
$\ln(Y^{Japan})$	-0.387*** (0.015)	-0.385*** (0.015)	-0.387*** (0.015)	-0.386*** (0.015)
年份固定效应	是	否	是	否
产品固定效应	是	是	是	是
国家固定效应	是	否	是	否
国家—年份固定效应	否	是	否	是
国家数	169	163	169	163
产品数	4901	4901	4901	4901
R ²	0.263	0.264	0.263	0.264
样本规模	261281	261231	261281	261231

注：***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平下显著，括号中是按产品—年份聚类的稳健标准误，下表同。

第(1)、(2)列显示，当我们不考虑RoO的作用时，优惠关税的系数都在1%水平上显著为正，并且两种固定效应下得到的估计系数几乎相同。这说明，中国对韩国的优惠关税越高，中国从其他国家的进口越少。以第(2)列的估计系数为准，中国对韩国的优惠关税降低1%，中国从其他国家的进口相对日本从相同国家的进口平均减少1.60%。这一估计结果与Romalis(2007)及Russ和Swenson(2019)的研究结果相近^①。第(3)、(4)列显示，考虑RoO的限制作用后，优惠关税的系数仍显著为正，并且优惠关税与RoO限制指数的交互项显著为负。这说

^①Romalis(2007)对NAFTA的评估发现，美国对加拿大和墨西哥的关税每降低1%，美国从其他国家的进口减少0.06%—1.38%；Russ和Swenson(2019)对美韩FTA的评估发现，美国对韩国的关税每降低1%，美国从其他国家的进口减少0.78%—1.17%。

明, RoO 限制指数越高, 中国对韩国降税导致中国从其他国家的进口下降越少, 中韩关税降低引致的贸易转移效应越小。 RoO 限制指数每增加 1 个单位, 优惠关税的贸易转移效应减少 0.71%。

其他控制变量的估计系数基本与我们的预期一致。 τ_{jkt}^{China} 的估计系数显著为负, 说明中国对其他国家的实际税率越高, 中国从其他国家的进口越少。 Y_{kt}^{China} 的估计系数显著为正, Y_{kt}^R 的估计系数显著为负, 说明中国和日本的需求水平与两国从各国的进口成正比。唯一例外的是, τ_{jkt}^{Japan} 的估计系数为负并且不显著。理论上, 其估计系数应该显著为正, 这很可能是因为日本的实际关税税率已经处于较低的水平, 并且在产品、国家和年份层面上差异不大, 以至于我们没有足够信息来识别日本关税税率变化对其进口的影响。

RoO 对贸易转移效应的抑制作用不仅在统计上显著, 在经济上也是重要的。以第 (4) 列的估计系数为准, 当 RoO 限制指数分别取 2、4、4.5、5、6、6.5、7 时, 中国对韩国优惠税率降低 1%, 中国从其他国家进口相对于日本从其他国家进口减少 3.15% (0.54)、1.72% (0.26)、1.37% (0.28)、1.01% (0.33)、0.30% (0.51)、-0.06% (0.61)、-0.41% (0.71)^①。可见, 当 RoO 限制指数为 6、6.5 或 7 时, 中国对韩国的关税减让几乎对贸易转移效应没有影响。

(二) 稳健分析

1. 更多的控制变量

我们进一步考虑基本估计中可能存在的遗漏变量问题, 尤其是那些与 RoO 相关的因素。首先, 参照 Russ 和 Swenson (2019), 我们考虑中间品和消费品对关税减让的反应差异。中间品贸易关系通常比消费品的贸易关系更稳定, 前者对关税减让的反应可能更慢或更小, 因为中间品通常比消费品的专用化程度更高, 企业若要更换供应商通常需要更大的调整成本。如果中韩 FTA 对中间品设置更严格的原产地规则, 那我们可能错误地估计原产地规则对贸易转移的限制作用。为避免这一可能的遗漏变量偏误, 我们在模型中加入了中间品与 PRF 的交互项。我们采用 Broad Economic Categories (BEC) 的方法来识别中间产品, 也就是将 BEC 代码为 111、121、21、22、31、322、42 的产品认定为中间产品, 同时我们使用联合国统计部门的对应方法将 BEC 分类转换为 HS2012 分类。表 4 第 (1) 列的估计结果显示, PRF 和中间品分类交互项的估计系数在统计上并不显著。这与 Russ 和 Swenson (2019) 的估计结果不同, 后者发现中间品的贸易转移效应更小。重要的是, $PRF \times RoO$ 的估计系数并没有明显变化。

基于类似的逻辑, 第 (2) 列进一步考虑了全球价值链分工对于估计结果的可能影响。对于那些密集进口中间投入的产品, 即使 RoO 限制指数很低, 原产地规则的实际约束力可能很大; 对于那些非密集进口中间投入的产品, 即使 RoO 限制指数很高, RoO 的实际约束力可能很小。考虑到这一问题, 我们在模型中加入了 PRF 、 RoO 与韩国产品进口中间投入密集程度的交互项。我们用韩国各产品的国内

^①括号中的数字表示标准误。

增加值出口占出口总额的比例来衡量进口中间投入密集程度，数据来源于世界投入产出数据库（World Input-Output Database）的 WIOT 2016 版本^①，以 2014 年为准。使用该数据，我们计算了 2014 年韩国国际标准产业分类（ISIC）Rev 4 所有两位数行业的增加值出口比例^②，然后使用联合国的 ISIC-CPCv2 对接表和 CPCv2-HS2007 对接表将 ISIC 行业对接到 HS2012^③。理论上，韩国国内增加值出口比例越高，受到的 *RoO* 实际约束越小，*RoO* 的贸易转移效应越大，但第（2）列的估计显示， $PRF \times RoO \times va$ 的估计系数虽然大于 0，但并不显著。

表 4 稳健检验：更多的控制变量

项目	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	加入中间产品	加入增加值	加入 <i>HHI</i>	加入差异化产品	加入 <i>RCA</i>
$\ln(1+PRF)$	3.965 *** (1.019)	4.332 *** (1.004)	4.925 *** (1.036)	3.874 *** (1.220)	4.227 *** (1.013)
$\ln(1+PRF) \times RoO$	-0.579 ** (0.242)	-0.741 ** (0.304)	-0.470 * (0.243)	-0.550 ** (0.251)	-0.478 * (0.251)
$\ln(1+PRF) \times intermediate$	0.493 (0.444)				
$\ln(1+PRF) \times \ln(RoO) \times va$		0.480 (0.668)			
$\ln(1+PRF) \times HHI$			-4.352 *** (1.480)		
$\ln(1+PRF) \times diff$				0.263 (0.525)	
$\ln(1+PRF) \times RCA$					0.218 * (0.132)
R ²	0.258	0.258	0.257	0.258	0.258
样本规模	240 153	240 993	240 980	240 993	240 993

注：所有模型都加入了产品固定效应和国家—年份固定效应，以及中国对各国的实际关税、日本对各国的实际关税、中国各产品的进口总额、日本各产品的进口总额作为控制变量，下表同。

不同产品有不同的市场竞争程度，竞争越激烈的产品对减税的反应越大。当中国对韩国产品减税后，在那些竞争激烈的市场中，贸易转移效应可能更明显。表 4 第（3）列使用赫芬达尔指数 ($HHI_k = \sum_k (M_{jk}/M_k)^2$) 来度量市场竞争程度，赫芬达尔指数用 2014 年中国的进口数据来计算。如第（3）列所示，*PRF* 和 *HHI* 的交互项仅在 1% 水平上显著为负，说明 *HHI* 越小（竞争越激烈）的产品市场中，中国对韩国减税所引起的贸易转移效应越大。第（4）列使用 Rauch 的差异化产品分类来度量竞争程度，我们以保守分类为准，*diff* = 1 表示差异化产品，*diff* = 0 表示同质化产品（即在有组织的商品交易所交易的产品以及价格定期在某个专业贸易出版物上发布的产品）。通常来说，同质化产品的市场竞争更激烈，但第（4）列显示，

① <http://www.wiod.org/home>。

② 我们用韩国对中国出口的国内增加值比例也得到类似的结果。

③ <https://unstats.un.org/unsd/classifications/Econ>。

PRF 与 *diff* 交互项的估计系数并不显著。

考虑到中韩两国进行 FTA 谈判时,中国可能对韩国有比较优势的产品设置更严格的原产地规则^①,而减税之后韩国有比较优势的产品可能在中国市场有更大的竞争力,因此韩国产品的比较优势也可能是潜在的遗漏变量。第(5)列加入 *RoO* 与韩国产品比较优势指数的交互项,其估计系数在 10% 水平上显著。重要的是,在我们加入不同控制变量后,优惠关税及其和 *RoO* 交互项的估计系数都没有显著变化,说明估计结果稳健。

2. 变量度量问题

首先要讨论的是实际税率的度量问题。根据中国海关要求,国外产品进入中国不仅要缴纳关税,还要缴纳进口增值税。虽然进口增值税可以抵扣,但进口产品在中国市场销售仍要缴纳增值税。海关代征的进口增值税实际上可以近似度量进口产品在中国市场销售时实际缴纳的增值税。在度量实际进口税率时,有必要在进口关税的基础上加上进口增值税率。各年《中华人民共和国海关进出口税则》提供了 HS 10 位数的进口增值税率,我们使用简单平均得到 HS 6 位数的进口增值税率。绝大部分产品的进口增值税率为 17%,少部分产品的进口增值税率为 13% 或 0,并且基本不随年份变化。我们按照《中华人民共和国海关进出口税则》的方法计算实际税率(进口关税税率+增值税率+进口关税税率×增值税率)。表 5 的第(1)列显示,当我们使用实际税率作为解释变量时,实际税率的估计系数仍然显著为正,实际税率与原产地规则的交互项依然显著为负。第(2)列考虑到中国对一些非 WTO 成员征收普通关税而非 MFN 关税,这可能导致双边实际关税度量有误,因此将这些国家从样本中剔除。样本期间中国一共从 29 个非 WTO 成员国进口,剔除这些国家后,关键变量的估计系数没有明显变化。

其次是 *RoO* 的度量问题。第四部分曾指出,部分产品的 *RoO* 存在例外,忽略例外情况可能会低估原产地规则限制程度。由于不同产品例外说明差异很大,因此很难直接对 *RoO* 进行修正。在所有产品中,共有 488 种产品包含例外情况,所占比例并不高,因此我们将这些产品从样本中全部剔除,以解决度量偏差问题。如表 5 第(3)列所示,剔除这些产品后,优惠关税及其和 *RoO* 交互项的估计系数仍然没有明显变化。基于同样的考虑,第(4)列则剔除了附件 3-B 中满足境外加工条款的 310 种产品,第(5)列剔除了原产地规则为完全获得的产品,估计结果同样没有明显差异。

表 5 第(6)列和第(7)列在第(2) — (5)列的基础上,即剔除非 WTO 成员,以及原产地规则有例外情况的、附件 3-B 包含的、完全获得型的产品,同时进一步仅保留 *RoO* 为子目改变、品目改变或章改变的产品。对于其他更复杂类型的 *RoO*,我们的赋值可能存在偏差,但以上 3 种 *RoO* 的限制程度相对明确。第(5)列仍采用赋值方法来度量 *RoO*,估计结果显示优惠关税及其与 *RoO* 的交互项仍显著为负。第(6)列则直接以子目改变为基准,加入品目改变和章改变两个虚

^①与关税优惠的非对称性不同,原产地规则对 FTA 双方完全一样,因此如果考虑比较优势,原产地规则应该是双方基于对方产品的比较优势进行博弈的结果。

拟变量与优惠关税的交互项，估计结果显示品目改变与优惠关税的交互项、章改变与优惠关税的交互项都显著为负，并依次减小，与我们的预期完全一致。根据估计系数大小，当原产地规则分别是子目改变、品目改变和章改变时，优惠关税增加1%导致中国从其他国家进口额相对日本从其他国家进口额减少4.28%、1.94%和0.36%。

表5 稳健检验：变量度量

项目	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	考虑 增值税	剔除非 WTO 成员	剔除有例外 情况的 RoO	剔除附件 3-B	剔除完全 获得	仅保留产品 归类改变型 RoO	仅保留产品 归类改变型 RoO
$\ln(1+PRF)$	0.866*** (0.192)	4.668*** (0.992)	4.192*** (0.967)	4.907*** (1.016)	4.974*** (1.312)	6.086*** (1.389)	4.281*** (0.877)
$\ln(1+PRF) \times RoO$	-0.124*** (0.045)	-0.748*** (0.236)	-0.682*** (0.227)	-0.760*** (0.236)	-0.823** (0.329)	-1.021*** (0.341)	
$\ln(1+PRF) \times CTH$							-2.343*** (0.897)
$\ln(1+PRF) \times CC$							-3.918*** (1.413)
R ²	0.264	0.265	0.266	0.256	0.256	0.204	0.204
样本规模	261 096	252 652	243 588	221 651	244 970	126 851	126 851

3. 其他稳健分析

表6对估计中可能存在的其他问题进行了更多的稳健分析。第(1)列和第(2)列考虑了进口数据为0的问题，也就是关税和原产地规则对进口扩展边际的影响。关税变化可能不仅影响已进口产品的进口额，也会促进未进口产品开始进口或导致已进口产品停止进口。由于被解释变量是进口额之比的对数，前面的估计将中国进口为0或日本进口为0的观测值全部剔除。第(1)列以 $\ln[(1 + M_{jkt}^{China})/M_{jkt}^R]$ 为被解释变量，也就是将中国进口额为0的观测值放入样本，这使得样本观测值个数相对表3第(4)列增加了20%左右。第(2)列则以 $\ln[(1 + M_{jkt}^{China})/(1 + M_{jkt}^R)]$ 作为被解释变量，也就是将中国进口为0或日本进口额为0的观测值全部放入样本，这使得观测值个数大幅增加近5倍。估计结果显示，与表3第(4)列的结果相比，考虑零贸易并没有明显改变估计结果。

第(3)列将2014—2017年与中国或日本签订FTA的国家从样本中剔除，包括澳大利亚、蒙古共和国、智利、哥斯达黎加、柬埔寨和秘鲁。第(3)列显示，剔除这些国家对估计结果并没有明显影响。第(4)列则考虑了2016年末爆发的萨德事件对中韩贸易可能的冲击。2016年9月30日，韩国国防部将乐天集团的星州高尔夫球场定为萨德防御系统的最终部署地点，对中国国防安全造成威胁，引发中国政府和民众不满，中韩经贸关系有所波动。考虑到萨德事件可能导致中国从韩国进口减少，我们将2017年数据从样本中剔除。剔除之后，PRF和PRF × RoO的交互项估计系数仍然没有明显变化。第(5)列则使用产品—出口国固定效应取代产品固定效应，这也没有对估计结果造成实质影响。

表6 稳健检验：其他问题

项目	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	仅考虑中国的零进口	同时考虑中国和日本的零进口	剔除其他FTA伙伴	剔除2017年	加入产品—出口国固定效应
$\ln(1+PRF)$	3.657*** (0.811)	2.437*** (0.767)	4.701*** (0.967)	4.546*** (1.183)	3.172*** (0.936)
$\ln(1+PRF) \times RoO$	-0.514*** (0.181)	-0.383** (0.177)	-0.701*** (0.226)	-0.646** (0.278)	-0.508** (0.213)
R ²	0.465	0.415	0.267	0.269	0.808
样本规模	357 506	534 237	246 085	197 827	241 298

注：(1) — (4) 列加入了产品固定效应，第(5)列加入了产品—出口国固定效应。

六、原产地规则与贸易转移效应的实际大小

为了计算中韩 FTA 的实际贸易转移效应，我们参照 Russ 和 Swenson (2019)，将 M_{jkt}^R 放在回归模型的右边，估计如下模型：

$$\ln M_{jkt}^{China} = \beta_0 + \beta_1 \ln(1 + PRF_{kt}^{China, Korea}) + \gamma_1 \ln(1 + \tau_{jkt}^{China}) + \gamma_2 \ln(1 + \tau_{jkt}^R) + \gamma_3 \ln(Y_{kt}^{China}) + \gamma_4 \ln(Y_{kt}^R) + \gamma_5 \ln M_{jkt}^R + \lambda_k + \lambda_{jt} + \varepsilon_{jkt}$$

表7列出了估计结果，与表3的估计结果相差不大。根据估计结果，我们以2015年的MFN关税为基准，可以计算2016年和2017年贸易转移效应的实际大小。在其他变量不变的情况下，2016年和2017年中国从其他国家的进口与日本从其他国家的进口之比相对2015年的变化为：

$$\ln \frac{M_{jkt}^{China}}{M_{jk, 2015}^{China}} = \hat{\beta}_1 \ln \frac{1 + PRF_{kt}^{China, Korea}}{1 + PRF_{k, 2015}^{China, Korea}}$$

根据上式，我们可以进一步计算产品—出口国—年份层面的实际贸易转移效应：

$$TD_{jkt}^{China} = \left[\left(\frac{1 + PRF_{kt}^{China, Korea}}{1 + PRF_{k, 2015}^{China, Korea}} \right)^{\hat{\beta}_1} - 1 \right] M_{jk, 2015}^{China}$$

将产品—出口国—年份层面的贸易转移效应加总到年份层面，就可以得到2016年和2017年的总贸易转移效应：

$$TD_t = \sum_{jk} \left[\left(\frac{1 + PRF_{kt}^{China, Korea}}{1 + PRF_{k, 2015}^{China, Korea}} \right)^{\hat{\beta}_1} - 1 \right] M_{jk, 2015}^{China}$$

以表7第(1)列优惠关税的估计系数2.430为准，可以计算出总贸易转移效应分别为33.57亿美元和78.21亿美元。同时，根据第(2)列的估计系数，可以计算RoO指数取不同值时的贸易转移效应。当所有产品的RoO限制指数都为4时， $\hat{\beta}_1 = 2.54$ ，2016年和2017年的总贸易转移效应分别为34.84亿美元和81.47亿美元。

元。当所有产品的 RoO 限制指数都为 2 时，即都采用约束最小的子目改变规则时， $\hat{\beta}_1 = 3.79$ ，2016 年和 2017 年的总贸易转移效应分别为 47.75 亿美元和 116.76 亿美元。也就是说，当 RoO 指数从 4 减小到 2，2016 年和 2017 年中韩 FTA 的贸易转移效应将分别增加 37.06% 和 43.32%。

表 7 以中国进口额为被解释变量的估计结果

项目	(1)	(2)
$\ln(1+PRF)$	2.430*** (0.241)	5.048*** (0.858)
$\ln(1+PRF) \times RoO$		-0.628*** (0.201)
N	261 241	261 241
R ²	0.563	0.563

七、结 论

本文以中韩 FTA 为例研究了原产地规则在短期内对贸易转移效应的影响。我们的研究发现，中国对韩国的关税减让提高了韩国产品在中国市场的竞争力，但原产地规则增加了韩国企业利用优惠关税的成本，减小了中韩 FTA 的贸易转移效应。这一发现有助于解释学术界对贸易转移效应的争论。之所以现有研究未能发现显著的贸易转移效应，可能是因为它们忽视了原产地规则限制。当然，我们的发现有待使用其他 FTA 进行更多的验证。

[参考文献]

- [1] VINER J. The Customs Union Issue [M]. New York: Carnegie Endowment for International Peace, 1950: 43.
- [2] FUKAO K, OKUBO T, STERN R M. An Econometric Analysis of Trade Diversion Under NAFTA [J]. The North American Journal of Economics and Finance, 2003, 14 (1): 3-24.
- [3] YANG S P, MARTINEZ-ZARZOSO I. A Panel Data Analysis of Trade Creation and Trade Diversion Effects: The Case of ASEAN-China Free Trade Area [J]. China Economic Review, 2014, 29: 138-151.
- [4] SOLOAGA I, WINTERSB L A. Regionalism in the Nineties: What Effect on Trade? [J]. The North American Journal of Economics and Finance, 2001, 12 (1): 1-29.
- [5] MAGEE C S P. New Measures of Trade Creation and Trade Diversion [J]. Journal of International Economics, 2008, 75 (2): 349-362.
- [6] DAI M, YOTOV Y V, ZYLKIN T. On the Trade-Diversion Effects of Free Trade Agreements [J]. Economics Letters, 2014, 122 (2): 321-325.
- [7] CHEONG J, KWAK D W, TANG K K. It is Much Bigger than What we Thought: New Estimate of Trade Diversion [J]. The World Economy, 2015, 38 (11): 1795-1808.
- [8] MAGEE C S P. The Increasing Irrelevance of Trade Diversion [J]. Kyklos, 2017, 70 (2): 278-305.
- [9] JU J, KRISHNA K. Firm Behavior and Market Access in a Free Trade Area with Rules of Origin [J]. Canadian Journal of Economics, 2005, 38 (1): 290-308.

- [10] ESTEVADEORDAL A. Negotiating Preferential Market Access [J]. *Journal of World Trade*, 2000, 34 (1) .
- [11] ESTEVADEORDAL A, SUOMINEN K. What are the Trade Effects of Rules of Origin? [C] // ESTEVADEORDAL A, SUOMINEN K ed. *Gatekeepers of Global Commerce Rules of Origin and International Economic Integration*. Washington, D. C.: Inter-American Development Bank, 2008; 161-219.
- [12] CADOT O, ING L Y. How Restrictive are ASEAN's Rules of Origin? [J]. *Asian Economic Papers*, 2016, 15 (3): 115-134.
- [13] 韩剑, 岳文, 刘硕. 异质性企业、使用成本与自贸协定利用率 [J]. *经济研究*, 2018 (11): 165-181.
- [14] CONCONI P, GARCÍA-SANTANA M, PUCCIO L, et al. From Final Goods to Inputs: The Protectionist Effect of Rules of Origin [J]. *American Economic Review*, 2018, 108 (8): 2335-2365.
- [15] ROMALIS, NAFTA's J, CUSFTA's. Impact on International Trade [J]. *The Review of Economics and Statistics*, 2007, 89 (3): 416-435.
- [16] RUSS K N, SWENSON D L. Trade Diversion and Trade Deficits: The Case of the Korea-US Free Trade Agreement [J]. *Journal of the Japanese and International Economies*, 2019, 52: 22-31.
- [17] CLAUSING K A. Trade Creation and Trade Diversion in the Canada-United States Free Trade Agreement [J]. *Canadian Journal of Economics*, 2001, 34 (3): 677-696.
- [18] MOULTON B R. An Illustration of a Pitfall in Estimating the Effects of Aggregate Variables on Micro Units [J]. *Review of Economics and Statistics*, 1990, 72 (2): 334-338.
- [19] CADOT O, CARRERE C, DE MELO J, et al. Product-specific Rules of Origin in EU and US Preferential Trading Arrangements: An Assessment [J]. *World Trade Review*, 2006, 5 (2): 199-224.

(责任编辑 白光)

Rules of Origin and Trade Diversion Effect of China-Korea FTA

WU Xiaokang YU Jinping

Abstract: Tariff concession of FTA makes inside members enjoy price advantage compare to outside members, which causes trade between inside members and outside members to shift to inside member trade, however, the rules of origin increases the cost of tariff concession and reduces the advantage of enterprises inside FTA, so that constraining the trade diversion effect. Taking the China-Korea FTA as an example and making use of the differences of tariff concessions and rules of origin among products, this paper quantitatively examined the inhibition of the rules of origin on trade diversion effect. Based on China's product-country level import data from 2014 to 2017, with Japan's import of the same product as control group, the estimation indicates that China's tariff reduction to South Korea caused China's imports from other countries to decrease relative to Japan's imports from other countries, i. e. the trade diversion, and this effect is smaller among the products of which the rules of origin is more stringent. If China-Korea FTA has adopted CTHC (Change from any subheading) for all products, the trade diversion effect would increase by 37% and 43% in 2016 and 2017.

Keywords: Rules of Origin; Trade Diversion; China-Korea FTA