

# 自贸区升级协定的贸易效应研究

——来自中国—东盟的证据

江涛<sup>1</sup>，覃琼霞<sup>2</sup>

(1. 中国计量大学 经济与管理学院, 浙江 杭州 310018;

2. 浙江理工大学 经济管理学院, 浙江 杭州 310018)

**摘要:** 立足于中国—东盟自贸区升级协定的现实背景, 本文梳理了升级协定影响域内外贸易的内在机理, 并利用1999—2018年面板数据对理论假说进行了实证检验。研究结果显示, 在总量贸易层面上, 升级协定会显著促进中国的域内出口, 但对域内进口影响不显著。异质性检验表明, 中国域内出口促进效应对小型、低收入、高贸易依存度的国家以及SITC目录下第4-9类产品影响更为显著。在域外进口效应上, 研究发现升级协定使中国的域外进口显著增加, 对东盟的域外进口影响不显著。中介效应检验结果显示, 贸易成本是影响中国域外出口的中介变量, 中国域内出口和收入水平则是影响中国域外进口的重要渠道。

**关键词:** 自贸区升级协定; 多重贸易效应; 异质性分析; 中介效应

[中图分类号] F752 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4034(2022)01-0001-17

## 引言

多边贸易协定是经济全球化的基石。然而, 进入21世纪10年代以来, 以世界贸易组织(World Trade Organization, WTO)为代表的多边贸易体系受到了贸易保护主义的冲击, WTO改革与升级随之陷于停滞。世界各国转而大力推进区域一体化。但是自贸协定(Free Trade Agreement, FTA)也存在一定的区域排他性, 即通过歧视性贸易政策对域外贸易产生挤出效应, 这也正是区域贸易一体化的缺陷所在(Bhagwati, 1993)。为此, 寻找既能扩大区域贸易规模, 又能减少域外排他性贸易效应的制度安排成为世界各国对外贸易制度创新的重要内容。在此背景下, 世界主

[收稿日期] 2021-02-25

[基金项目] 国家社会科学基金一般项目“多重异质性企业视角下技术壁垒对‘优进优出’战略的影响研究”(17BGJ018)

[作者简介] 江涛(1977—), 男, 浙江嘉善人, 中国计量大学经济与管理学院副教授, 博士, 研究方向: 国际贸易; 覃琼霞(1976—), 女, 湖北松滋人, 浙江理工大学经济管理学院教授, 博士, 研究方向: 数量经济

要国家开始推行超大型自由贸易区和 FTA 升级战略。中国作为世界贸易大国，在区域贸易协定升级方面也走在世界前列。截止到 2020 年 12 月，在中国对外签署的 19 个 FTA 中，已有 4 个达成了升级协定<sup>①</sup>。区域 FTA 升级协定通过优化原产地规则与贸易便利化措施等方式推进域内贸易深化与广化，巩固与提升区域经贸联盟属性，力求成为新的多边主义引擎（Kawai 和 Wignaraja，2008）。

FTA 升级战略是目前各国政府推行自由贸易的优先选项。在中国所签署的各类 FTA 中，中国—东盟 FTA 是最典型的一个。它是世界三大区域 FTA 之一。中国—东盟 FTA 占世界贸易总额的 13%，涵盖 19 亿人口，是世界人口最多、也是发展中国家间最大的自贸区。自 2002 年中国与东盟签署 FTA 开始，中国—东盟自贸区逐步将关税税率降至零，双边贸易规模随之不断扩大。但是原产地规则（Rule of Origin, ROO）及进出口管理措施中依旧存在符合性成本，不仅降低了原产地规则利用率，也抑制了域内外深度经贸合作（鲍晓华和朱达明，2015）。为进一步实现域内贸易便利化，减少原产地规则限制和区域排他性，降低域内贸易成本，推进自贸区建设的深度与广度，中国和东盟于 2015 年 11 月正式签署了自贸区升级议定书。那么，这一旨在优化原产地规则、推进贸易便利化的 FTA 升级机制是否带来了显著的贸易促进效应？具体表现如何？可否实现域内外贸易双增长？针对上述问题的回答，是在当前多边贸易机制改革停滞不前的前提下，确保国际贸易稳定增长的重要内容，也是对外贸易转型升级的助推器。本文拟以中国—东盟 FTA 为例，分析中国—东盟 FTA 升级协定的贸易影响，检验 FTA 升级带来的多重贸易效应，探究贸易促进效应的内在机制。本文的研究有助于从实证角度揭示 FTA 升级协定对域内外贸易的差异化影响，为实现域内外贸易双增长和区域经济深度一体化提供证据支持。

## 一、文献综述

贸易效应一直是 FTA 研究的核心内容。现有文献分别针对 FTA 的总量贸易效应、分类贸易效应以及细分条款的贸易效应等内容展开研究。

在 FTA 总量贸易效应研究方面，大部分文献采用数值模拟或实证方法考察 FTA 对域内外贸易的影响。Krueger（1999）运用引力模型对北美自贸区（North American Free Trade Agreement, NAFTA）的贸易效应进行分析，结果显示 NAFTA 促进了域内成员国间的进出口贸易。Roberts（2004）采用宏观引力模型分析了中国—东盟 FTA 的贸易效应，研究结果发现 FTA 使得中国与东盟之间的贸易流量显著增加。Park 和 Kang（2005）基于 GTAP 模型模拟分析了韩国—东盟自贸协定的贸易效应，结果显示自贸协定存在显著的贸易促进效应。Mitsuyo 和 Shujiro（2007）运用 CGE 模型模拟分析了东亚自贸区带来的贸易效应。林僖和鲍晓华（2018）基于 WTO 的区域服务贸易协定数据库分析了区域服务贸易协定对服务贸易流量的影

<sup>①</sup>资料来源：中华人民共和国商务部中国自由贸易区服务网。网址：<http://www.fta.mofcom.gov.cn>（访问时间 2021-01-26）。

响,结果表明区域服务贸易协定存在显著的贸易促进作用。Verevis 和 Ungor (2021) 运用合成控制法分析了中国—新西兰 FTA 对新西兰域内出口的影响,研究发现 FTA 存在显著的域内出口正效应。上述研究结果显示 FTA 具有显著的贸易促进效应。

FTA 分类贸易效应则存在着更多的异质性特征。Lakatos 和 Nilsson (2017) 运用 8 位码 (CN8 分类) 细分数据分析了韩国—欧洲 FTA 在协议谈判、协议拟定和协议正式实施三个阶段上的域内分类贸易效应。研究发现,在扩展边际上所有类别的双边贸易效应均显著为正,在集约边际上欧盟对韩国的出口效应为正,而韩国对欧盟的部分出口效应为负。Sarath (2012) 分析了印度—东盟 FTA 对印度渔业部门进出口的影响,发现该协定可以有效保护印度渔业部门。Lee 和 Lim (2015) 运用平均诊断效应方法检验了韩国 FTA 对农产品贸易的影响,发现有效控制了选择偏误之后 FTA 的农产品贸易效应并不显著。也有文献从企业层面分析 FTA 的分类贸易效应,认为规模越大的企业越容易产生 FTA 出口促进效应 (Kazunobu, 2012)。

另外,也有大量文献针对 FTA 细分条款的 ROO 效应、累积 ROO 效应、特定条款效应、贸易便利化效应等展开研究 (Baldwin 和 Jaimovich, 2012; Bombarda 和 Gamberoni, 2019)。ROO 往往被看作是一种贸易阻力,减少了来自第三国的中间产品进口 (Das, 2010)。Hoekman 和 Inama (2017) 甚至将 ROO 视作一种非关税壁垒。因此,如何创新或改革 ROO 以减少贸易限制效应受到学者们的关注 (周华和贾秀秀, 2019)。Medalla 等 (2009) 提出应当简化 ROO 并改革管理流程。Bombarda 和 Gamberoni (2013) 探讨了累积原产地规则设置带来的异质性贸易效应。Bombarda 和 Gamberoni (2019) 认为,泛欧洲累积系统有助于提升欧盟的域外中间产品贸易。

近年来也有文献关注 FTA 升级和重新谈判问题。Park (2020) 讨论了韩国—欧盟 FTA 重新谈判中的地理标志系统及韩国的策略选择。孙玉红等 (2021) 分析了 FTA 深化对中国服务贸易出口的影响。然而,针对中国正在积极推行的 FTA 升级协定的理论与实证研究仍然缺乏。本文在以下方面较现有文献有所创新:(1) 在研究对象上,现有文献主要集中于 FTA 初始协定的贸易效应,本文不仅关注 FTA 升级协定的多重贸易效应,更注重 FTA 贸易效应背后的传导机制。(2) 在研究层次上,有别于传统的总量和分类贸易效应的研究视角,本文更注重从多重异质性角度揭示 FTA 贸易效应的差异性特征。(3) 在研究结论上,本文运用中国—东盟数据检验了 FTA 升级协定的多重贸易效应,这有助于我们全面理解 FTA 升级协定的差异化贸易影响,提高对 FTA 升级与优化的重要性认识。(4) 在作用机制上,本文不仅揭示了中国域内出口效应的贸易成本机制,也发现了中国域内出口和收入水平作为 FTA 影响中国域外进口的中介变量。

## 二、理论分析与相关假说

本文在 Chaney (2008) 的研究基础上,构建中国—东盟 FTA 升级协定的贸易效应理论模型。首先假设中国—东盟自贸区中的消费者拥有如下消费偏好:

$$U = q_0^{\mu_0} \prod_{h=1}^H \left( \int_{\Omega_h} q_h(\omega)^{(\sigma_h-1)/\sigma_h} d\omega \right)^{[\sigma_h/(\sigma_h-1)]\mu_h} \quad (1)$$

其中, 消费者消费  $q_0$  单位的产品 0 和  $H$  种  $q_h$  单位的产品  $h$ 。另外, 假设每个国家有  $L_i$  的劳动。国家  $i$  向国家  $j$  出口过程中存在两类不对称交易成本: 可变成本  $\tau_{ij}$  和固定成本  $f_{ij}$ 。由此,  $j$  国对  $i$  国第  $h$  种产品的需求为:

$$q_{ij}^h(\varphi) = \mu_h \frac{p_{ij}^h(\varphi)^{-\sigma_h}}{(P_j^h)^{1-\sigma_h}} Y_j \quad (2)$$

其中,  $p_{ij}^h(\varphi)$  表示单位劳动生产率为  $\varphi$  的产品价格;  $Y_j$  表示  $j$  国的实际收入, 反映  $j$  国的经济发展水平;  $P_j^h$  是 Dixit-Stiglitz 价格指数。出口国  $i$  的企业生产  $q$  单位的产品  $h$  时的成本函数为:

$$c_{ij}^h(q) = \frac{\tau_{ij}^h}{\varphi} q + f_{ij}^h \quad (3)$$

据此, 根据成本加成定价原则, 最优的出口产品价格为:

$$p_{ij}^h(\varphi) = \frac{\sigma_h}{\sigma_h - 1} \frac{\tau_{ij}^h}{\varphi} \quad (4)$$

另外, 由出口决策得到生产率阈限为:

$$\varphi_{ij}^h = \left( \frac{\sigma_h}{\mu_h} \right)^{\frac{1}{\sigma_h-1}} \frac{\sigma_h}{\sigma_h - 1} \left( \frac{f_{ij}^h}{Y_j} \right)^{\frac{1}{\sigma_h-1}} \frac{\tau_{ij}^h}{P_j^h} \quad (5)$$

$i$  国第  $h$  类产品出口总额由企业出口额加总而成:

$$X_{ij}^h = L_i \int_{\varphi_{ij}^h}^{\infty} x_{ij}^h dG_h(\varphi) \quad (6)$$

结合式 (2)、式 (4)、式 (5) 和式 (6), 得到  $i$  国国别加总出口为:

$$X_{ij} = \prod_{h=1}^H X_{ij}^h = \prod_{h=1}^H \left( \mu_h \times \frac{Y_i Y_j}{Y} \times \left( \frac{\tau_{ij}^h}{\theta_j^h} \right)^{-\gamma_h} \times (f_{ij}^h)^{-(\gamma_h/(\sigma_h-1) - 1)} \right) \quad (7)$$

由式 (7) 可以看出,  $i$  国向  $j$  国的出口与出口国产出水平  $Y_i$ 、进口国产出水平  $Y_j$ 、出口可变成本  $\tau_{ij}^h$ 、出口固定成本  $f_{ij}^h$ 、贸易成本权重  $\theta_j^h$  以及相应的参数  $\mu_h > 0$ 、 $\gamma_h > \sigma_h - 1$ 、 $\sigma_h > 1$  有关。容易得到<sup>①</sup>:

$$\begin{aligned} \ln X_{ij} &= \sum_{h=1}^H \ln \mu_h + H \ln Y_i + H \ln Y_j - H \ln Y - \sum_{h=1}^H \gamma_h (\ln \tau_{ij}^h - \ln \theta_j^h) - \\ &\quad \sum_{h=1}^H (\gamma_h / (\sigma_h - 1) - 1) \ln f_{ij}^h \end{aligned} \quad (8)$$

由此, 经由式 (8) 得到:

$$\frac{\partial \ln X_{ij}}{\partial \ln \tau_{ij}^h} = -\gamma_h < 0 \quad (9)$$

<sup>①</sup>针对式 (8) 中的贸易成本权重, Anderson 和 Van Wincoop (2004) 曾采用国家或地区的固定效应模型进行处理, 计量结果依然可以获得无偏估计。

$$\frac{\partial \ln X_{ij}}{\partial \ln f_{ij}^h} = -(\gamma_h / (\sigma_h - 1) - 1) < 0 \quad (10)$$

进一步地，我们不妨假设两类出口成本均受到  $i$  国和  $j$  国之间的初始协定  $FTA_1$ 、升级协定  $FTA_2$  以及其他因素  $Z_{ij}$  的共同作用，即：

$$\tau_{ij}^h = f(FTA_1, FTA_2, Z_{ij}) \quad (11)$$

$$f_{ij}^h = f(FTA_1, FTA_2, Z_{ij}) \quad (12)$$

按照本文所讨论的情形，受到 FTA 初始协定和升级协定的影响，域内国家间的两类贸易成本  $\tau_{ij}^h$  和  $f_{ij}^h$  都将下降，即  $d \ln \tau_{ij}^h |_{FTA_m=1} < 0$ ， $d \ln f_{ij}^h |_{FTA_m=1} < 0$ ， $m = 1, 2$ 。由此，本文得到 FTA 协定对  $i$  国域内出口的影响：

$$d \ln X_{ij} |_{FTA_m=1} = \sum_{h=1}^H \frac{\partial \ln X_{ij}}{\partial \ln \tau_{ij}^h} d(\ln \tau_{ij}^h |_{FTA_m=1}) + \sum_{h=1}^H \frac{\partial \ln X_{ij}}{\partial \ln f_{ij}^h} d(\ln f_{ij}^h |_{FTA_m=1}) > 0 \quad (13)$$

进而，给出本文的假说 1：

假说 1 中国—东盟 FTA 升级协定在国别总量层面对域内出口产生显著的促进效应。

此外，由式 (7) 可以看出，在产品类别上存在着如  $\gamma_h$  和  $\sigma_h$  的类别异质性特征；由式 (11) 和式 (12) 可以发现，在产品类别和国别层面上， $\tau_{ij}^h$  和  $f_{ij}^h$  存在着相应的异质性特征。综上所述，FTA 升级协定所带来的贸易效应在细分类别上存在多重异质性。由此，本文给出假说 2：

假说 2 中国—东盟 FTA 升级协定在分类层面上产生多重异质性域内贸易效应。

进一步地，从域外国家  $k$  对域内国家  $i$  的出口（下文简称域外国家出口）角度考察，域外国家出口由域内自发进口需求和域内出口引致需求两部分构成，即：

$$X_{ki} = \underbrace{\prod_{h=1}^H \left( \mu_h \times \frac{Y_k Y_i}{Y} \times \left( \frac{\tau_{ki}^h}{\theta_i^h} \right)^{-\gamma_h} \times (f_{ki}^h)^{-(\gamma_h / (\sigma_h - 1) - 1)} \right)}_{\text{域内自发进口需求}} + \underbrace{\varphi(X_{ij})}_{\text{域内出口引致需求}} \quad (14)$$

其中，域内自发进口需求  $X_{ki}$  是域内国家  $i$  对域外国家  $k$  产品的自发进口需求，而域内出口引致需求是指域内出口引致了域外进口，这一引致需求主要来自出口产品生产过程中的进口中间投入品增长，部分受到升级协定中的原产地标准放松和原产地规则利用率提升的影响。进而，当域内出口  $X_{ij}$  增加时，会带来域外国家出口  $X_{ki}$  的增加，即：

$$\frac{\partial X_{ki}}{\partial X_{ij}} = \varphi'(X_{ij}) \geq 0 \quad (15)$$

式 (15) 意味着域内出口增长所引致的域外进口中间产品的需求为正。由式 (8) 得到，域内出口  $X_{ij}$  的增加也会进一步引致国内收入  $Y_i$  的增加，即：

$$\frac{\partial Y_i}{\partial X_{ij}} \geq 0 \quad (16)$$

国内收入  $Y_i$  的增加进一步产生了域内自发进口需求。据此，结合式 (15) 和

式(16)容易得到式(17):

$$dX_{ki}(Y_i, X_{ij})|_{FTA_m=1} = \underbrace{\frac{\partial X_{ki}(\cdot)}{\partial Y_i} \frac{\partial Y_i}{\partial X_{ij}} dX_{ij}|_{FTA_m=1}}_{\text{收入引致的间接效应}} + \underbrace{\frac{\partial X_{ki}(\cdot)}{\partial X_{ij}} dX_{ij}|_{FTA_m=1}}_{\text{域内出口引致的直接效应}} \geq 0 \quad (17)$$

由此,本文给出如下假说3:

假说3 FTA升级协定对域内国家的域外进口产生促进效应,同时国别层面的异质性导致域外进口促进效应存在国别差异性。

另外,由式(13)可知中国—东盟FTA升级协定实现出口贸易促进的传导路径,即:FTA升级协定→贸易成本下降→出口贸易增加。由此,本文给出假说4:

假说4 FTA升级协定产生的域内出口正效应经由贸易成本渠道实现。

最后,由式(17)可以看出,FTA的域外进口效应的传导路径如图1所示:

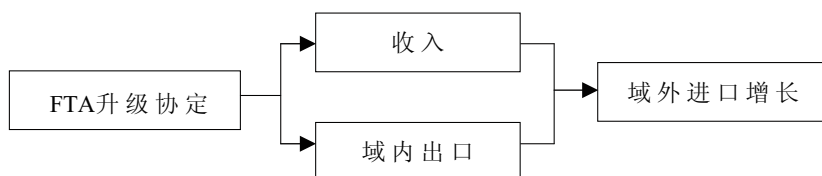


图1 域外进口效应的传导路径

由此,本文给出假说5:

假说5 FTA升级协定产生的域外进口正效应由收入和域内出口双重传导机制共同推进。

### 三、实证策略与数据描述

#### (一) 实证策略

考虑到贸易的变化还可能来自于其他因素的影响,并非单一源自FTA升级本身。因此,本文在实证模型中设计了国别层面的多个控制变量,如国别GDP、汇率、通胀率、经济危机冲击等,来控制其他因素对贸易的影响。具体采用以下多元回归模型:

$$\ln V_{it} = a_0 + \sum_{j=1}^k a_j dum_{ijt} + \sum_{m=1}^n b_m X_{imt} + \sum_{l=1}^w v_{il} + \varepsilon_{it} \quad (18)$$

其中, $i$ 、 $t$ 、 $j$ 、 $m$ 和 $l$ 分别代表国别、年份、虚拟变量个数、控制变量个数和固定效应个数。 $\ln V$ 为贸易额、 $dum$ 是一组中国—东盟FTA的虚拟变量集、 $X$ 是一组控制变量集。 $a_0$ 是截距项, $a_j$ 和 $b_m$ 是估计系数,其中, $a_j$ 是本文关注的参数集,反映了中国—东盟自贸区初始协定和升级协定对贸易的影响。 $v_{il}$ 是一组个体固定效应,包括了国别个体效应和SITC分类个体效应, $\varepsilon_{it}$ 是扰动项。

#### (二) 变量定义

本文分别使用中国域内出口额、中国域内进口额以及中国域内进出口总额作为被解释变量,并根据研究需要将全样本进一步分为国别和多维度细分类别。另外,



为了揭示 FTA 升级协定对域外贸易的影响,本文还选择域外进口总额(进口总额扣除域内进口总额)作为另一个被解释变量。

本文还使用时间节点虚拟变量分别作为中国—东盟自贸区初始协定和升级协定实施与否的代理变量。因此,实证研究中存在两个核心解释变量:其一是 FTA 初始协定虚拟变量,考察初始协定的贸易效应( $dum_1$ );其二是 FTA 升级协定虚拟变量,考察升级协定的贸易效应( $dum_2$ )。

相关控制变量有:(1)国别 GDP ( $lngdpi$  和  $lndgdp$ )。根据式(8)所示,进出口国别收入水平是影响域内贸易的重要因素,本文采用国别 GDP 作为国别收入水平的代理变量。考虑到中国 GDP 年度数据为一阶平稳序列,本文选择中国年度 GDP 的一阶差分项作为控制变量( $lndgdp$ )。在机制分析中, $lndgdp$  也作为中国域外进口的一个中介变量。(2)汇率 ( $exchc$  和  $exchi$ )。汇率波动是构成贸易成本的重要内容,为此本文选择进出口国别汇率作为一类控制变量。(3)国别价格水平 ( $inflationc$  和  $inflationi$ )。价格是影响贸易额的一个重要变量,本文选择国别价格水平作为贸易价格波动的另一类代理变量。(4)全面与进步跨太平洋伙伴关系协定 (Comprehensive and Progressive Agreement for Trans-Pacific Partnership, CPTPP)。东盟多个国家属于 CPTPP 成员国,CPTPP 的签订可能会对中国—东盟自贸区的贸易产生冲击。(5)2008 年金融危机 ( $crisis$ )。2008 年金融危机可能会对中国—东盟自贸区的贸易产生冲击。

### (三) 数据来源

贸易数据来自于 UN Comtrade 数据库,分别选用中国及东盟 10 国国别总量贸易数据和 SITC 分类贸易数据(1999—2018 年)。GDP、通胀率和汇率数据均来自于世界银行数据库(1999—2018 年)。FTA 初始协定变量、升级协定变量、CPTPP 变量和  $crisis$  变量均采用虚拟变量设置。

表 1 变量定义和基本描述统计

变量	含义	样本量	均值	标准差	最大值	最小值
$\ln Ve$	中国域内出口总额	200	22.063	2.079	25.154	15.905
$\ln Vm$	中国域内进口总额	199	21.702	2.422	24.884	15.675
$dum1$	FTA 初始协定	200	0.850	0.358	1.000	0.000
$dum2$	FTA 升级协定	200	0.200	0.401	1.000	0.000
$lndgdp$	中国 GDP 增量	190	26.784	0.428	27.257	25.886
$lngdpi$	东盟各国 GDP	200	25.071	1.591	27.768	21.943
$exchc$	中国汇率	200	7.267	0.846	6.143	8.279
$exchi$	东盟各国汇率	200	4 163.376	6 064.988	2 2602.050	1.250
$inflationc$	中国价格	200	3.289	2.805	8.076	-1.268
$inflationi$	东盟各国价格	200	6.224	11.237	127.974	-22.091
$CPTPP$	全面与进步跨太平洋伙伴关系协定	200	0.050	0.218	1.000	0.000
$crisis$	2008 年金融危机	200	0.550	0.499	1.000	0.000

## 四、经验结果及分析

## (一) 基准回归及假说1的检验

基准回归结果见表2。第(1)列和第(2)列是中国域内出口的回归结果,结果显示初始协定和升级协定均促进了中国的域内出口贸易。在控制其他变量的情况下,升级协定的出口促进效应比初始协定高出0.238。第(3)列和第(4)列显示在中国域内进口层面上,在控制其他影响因素之后,两类协定效应均不再显著。第(5)列和第(6)列显示,FTA初始协定和升级协定对中国的域内进出口总额均有显著正向影响。在控制其他变量的情况下,初始协定对贸易总额的影响为0.335,而升级协定的影响仅为0.190,且仅在10%的统计水平上显著。上述实证分析表明,升级协定对中国的域内出口贸易有着重要的促进作用,但是对中国的域内进口影响不显著。

表2 基准回归模型

项目	被解释变量: 出口总额		被解释变量: 进口总额		被解释变量: 进出口总额	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>dum</i> <sub>1</sub>	2.024 *** (0.123)	0.395 *** (0.131)	1.727 *** (0.155)	0.097 (0.223)	1.889 *** (0.102)	0.335 ** (0.104)
<i>dum</i> <sub>2</sub>	1.172 *** (0.102)	0.633 *** (0.115)	1.164 *** (0.170)	-0.146 (0.199)	1.071 *** (0.158)	0.190 * (0.118)
<i>lndgdpc</i>	—	0.657 *** (0.215)	—	-0.150 (0.340)	—	0.246 (0.207)
<i>lndgpi</i>	—	-0.311 (0.252)	—	3.075 *** (0.364)	—	1.228 *** (0.219)
<i>lnflation<sub>i</sub></i>	—	-0.004 *** (0.006)	—	-0.009 (0.009)	—	-0.006 (0.005)
<i>lnflation<sub>c</sub></i>	—	0.003 *** (0.011)	—	0.030 (0.020)	—	0.015 (0.011)
<i>exhc</i>	—	-1.299 *** (0.184)	—	-0.202 (0.276)	—	-0.766 *** (0.167)
<i>exhi</i>	—	0.000 * (0.000)	—	-0.000 (0.000)	—	0.000 (0.000)
<i>CPTTP</i>	—	0.136 (0.144)	—	-0.046 (0.226)	—	-0.083 (0.148)
<i>crisis</i>	—	-0.741 *** (0.204)	—	-0.136 (0.332)	—	-0.465 *** (0.201)
- <i>cons</i>	17.066 (0.298)	18.137 * (7.930)	17.461 *** (0.225)	-47.067 *** (12.888)	18.276 (0.191)	-9.647 (7.738)
固定效应	是	是	是	是	是	是
R <sup>2</sup>	0.844	0.975	0.856	0.952	0.783	0.976
N	200	190	199	190	199	190

注: \*、\*\*和\*\*\*分别表示在10%、5%和1%的统计水平上显著;括号内是稳健标准误。下表同。



## （二）内生性分析<sup>①</sup>

为减轻内生性对研究结论的干扰，本文将 FTA 升级协定虚拟变量滞后一期作为工具变量，处理可能存在的内生性问题。回归结果显示，Anderson canon. Corr. LM 统计量的 P 值均小于 0.1，拒绝工具变量识别不足的原假设；Cragg-Donald Wald F 统计量均大于相应的 Stock-Yogo 临界值，拒绝弱工具变量的假设，说明工具变量的选取是适宜的。回归模型估计系数与基准模型相一致，说明了本文研究结论的可靠性。

## （三）稳健性分析

### 1. 滞后解释变量作为代理变量

在稳健性检验中，本文首先采用与核心解释变量  $dum_2$  高度相关的 2017 年滞后期虚拟变量作为升级协定的代理变量进行分析。在中国域内出口模型、中国域内进口模型和中国域内进出口模型的稳健性检验中，结果均显示两类协定效应的参数估计结果与前文基本保持一致。

### 2. 细分产品类别样本

本文采用 SITC 分类目录下的细分贸易产品数据进行稳健性检验。SITC 细分数据扩大了国别贸易层面下的贸易数据样本量，进而可以弱化因加总过程内生性产生的内生偏误。回归结果也与基准模型结果相一致。这说明研究结论是稳健的。

### 3. 删除 2008 年金融危机期间的样本

为了确保样本选取具有随机性和代表性，本文进一步剔除了 2008 年金融危机期间的样本进行稳健性检验。检验回归结果显示，在剔除了 2008 年金融危机时期的样本之后，两类协定效应的系数估计依然是稳健的。

## 五、异质性分析

### （一）东盟国别 GDP 规模异质性

为考察东盟国别 GDP 规模异质性地 FTA 升级协定的贸易影响，本文以 1 000 亿美元年度 GDP 为临界值将东盟 10 国划分为规模较大组和规模较小组，分别进行回归。<sup>②</sup> 从表 3 的回归结果可以看出，在中国域内出口层面上，规模较小组的两类 FTA 协定效应均显著为正，而规模较大组只在初始协定效应上显著为正。在域内进口效应上，规模较大组表现出显著的正效应，而规模较小组则不显著。在进出口总量模型上，规模较小组表现出显著的正效应。上述结果表明，升级协定的贸易效应在国别 GDP 规模上存在着显著的差异性。以上结论支持理论假说 2。

<sup>①</sup>限于篇幅，文中省略了稳健性分析和内生性分析的具体回归结果，备索。凡备索资料均可登录对外经济贸易大学学术刊物编辑部网站“刊文补充数据查阅”栏目查询、下载。

<sup>②</sup>鉴于越南 GDP 在统计期内多数情况下都高于 1000 亿美元，为此本文将越南归入规模较大组。

表3 东盟国别 GDP 规模异质性下的贸易效应分类检验

项目	被解释变量： 域内国别出口总额		被解释变量： 域内国别进口总额		被解释变量： 域内国别进出口总额	
	规模较大组	规模较小组	规模较大组	规模较小组	规模较大组	规模较小组
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$dum_1$	0.220 ** (0.195)	0.601 *** (0.203)	0.321 ** (0.135)	0.189 (0.462)	0.262 ** (0.109)	0.608 *** (0.225)
$dum_2$	0.070 (0.051)	1.008 *** (0.213)	0.017 *** (0.179)	0.440 (0.299)	-0.008 (0.138)	0.613 *** (0.186)
控制变量	是	是	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是	是	是
R <sup>2</sup>	0.970	0.967	0.928	0.877	0.960	0.959
N	114	76	114	76	114	76

## (二) 人均收入水平异质性

为了探究不同的人均收入水平下 FTA 升级协定的异质性贸易效应, 本文将东盟 10 国按照人均收入水平进行分组检验。参照联合国在 2021 年界定的最不发达国家名单, 本文将缅甸、老挝和柬埔寨三国作为低收入组, 新加坡和文莱作为高收入组, 其他东盟国家作为中等收入组。从表 4 的回归结果可以看出, 低收入组在域内出口、域内进口和域内进出口三个维度上的升级效应均显著为正, 中等收入组在三个维度上的升级效应均不显著, 高收入组的升级效应仅在域内出口层面 10% 的显著性水平上拒绝原假设。上述结果表明, FTA 升级协定在不同人均收入水平的国家间产生了显著的异质性贸易效应。以上结果也支持理论假说 2。

表4 人均收入水平异质性下的贸易效应分类检验

项目	被解释变量： 域内国别出口总额			被解释变量： 域内国别进口总额			被解释变量： 域内国别进出口总额		
	低收入	中等收入	高收入	低收入	中等收入	高收入	低收入	中等收入	高收入
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
$dum_1$	0.505 ** (0.222)	0.221 ** (0.093)	0.511 * (0.291)	0.355 (0.540)	0.290 * (0.150)	0.479 (0.327)	0.512 * (0.278)	0.246 ** (0.039)	0.683 ** (0.317)
$dum_2$	0.679 *** (0.222)	-0.032 (0.140)	0.583 * (0.301)	1.496 *** (0.467)	-0.051 (0.217)	-0.111 (0.252)	0.793 *** (0.269)	-0.094 (0.161)	0.262 (0.246)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
R <sup>2</sup>	0.979	0.981	0.987	0.929	0.929	0.998	0.971	0.964	0.984
N	57	95	38	57	95	38	57	95	38

### (三) 贸易依存度异质性

为研究不同贸易依存度下 FTA 升级协定的贸易效应差异性, 本文以 50% 贸易依存度为界将东盟国家分为低贸易依存度和高贸易依存度两组进行回归。从表 5 的回归结果可以看出, 仅在高贸易依存度组别上, FTA 升级协定对中国的域内出口产生了显著的促进效应, 在其他组别上的影响均不显著。这一结果表明, FTA 升级协定对域内贸易的影响在不同的贸易依存度国家间存在着显著的差异性。以上结果也支持理论假说 2。

表 5 贸易依存度异质性下的贸易效应分类检验

变量	被解释变量: 域内国别出口总额		被解释变量: 域内国别进口总额		被解释变量: 域内国别进出口总额	
	低贸易依存度	高贸易依存度	低贸易依存度	高贸易依存度	低贸易依存度	高贸易依存度
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$dum_1$	0.256** (0.104)	0.410*** (0.131)	0.202 (0.170)	0.175 (0.226)	0.240** (0.111)	0.366*** (0.127)
$dum_2$	-0.071 (0.140)	0.514*** (0.166)	-0.356 (0.398)	0.034 (0.204)	-0.138 (0.183)	0.210 (0.132)
控制变量	是	是	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是	是	是
R <sup>2</sup>	0.998	0.971	0.963	0.965	0.992	0.980
N	39	129	39	38	39	129

### (四) 产品类别异质性

本文进一步利用 SITC 分类中的一级分类目录进行产品类别异质性检验。第 0 类产品的样本量仅有 25 个, 不足以支持计量分析。表 6 对余下的 9 个细分类别分别进行检验, 第 (1) 列至第 (9) 列依次对应为第 1 类到第 9 类细分产品模型回归结果。首先, 在第 1 类至第 3 类估计中, 两类协定效应均不显著。这表明, 在加工程度较低的饮料、烟草、非食用原料 (燃料除外) 以及矿物燃料、润滑剂和原料类别上, 中国的域内出口贸易并未受到两类协定的显著影响。其次, 在加工程度较高的第 4 类至第 9 类的分类检验中, 中国的域内出口受到升级协定的显著正向影响。在第 6 类至第 8 类中, 初始协定对出口额有显著的正向影响。产生这一结果可能有两方面原因: 一是从贸易结构来看, 中国在工业制成品领域具有比较优势, 升级协定更有助于发挥这一优势; 二是升级协定中的原产地规则优化和贸易便利化措施改进更有利于依赖进口中间产品的中国工业制成品出口。

表6 中国域内出口效应分类检验

变量	被解释变量：分类出口额								
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
$dum_1$	0.117 (0.212)	-0.343 (0.252)	-0.078 (0.383)	0.234 (0.372)	0.195 (0.141)	0.325** (0.139)	0.359** (0.166)	0.341* (0.205)	-0.582** (0.913)
$dum_2$	0.239 (0.190)	0.095 (0.184)	0.181 (0.269)	1.067*** (0.311)	0.858*** (0.153)	0.702*** (0.127)	0.506*** (0.137)	0.423** (0.176)	3.391*** (0.846)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
R <sup>2</sup>	0.944	0.956	0.943	0.914	0.984	0.972	0.972	0.951	0.540
N	180	190	189	159	190	190	190	190	174

另外,本文也依据 SITC 分类目录分样本估计两类协定对中国域内进口贸易的差异性影响,估计结果见表7。在升级协定效应的参数检验上,第2类和第5类的参数估计在5%统计水平上对进口有显著的正向影响;而第3类和第6类的估计参数对进口有显著的负向影响。这一结果表明,即便在总量结构上无显著性影响的前提下,细分数据结构中的 FTA 升级效应受到细分产品类别异质性的影响依然存在着显著的差异性。上述分析结果也验证了假说2。

表7 中国域内进口效应分类检验

变量	被解释变量：分类进口额								
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
$dum_1$	-1.450* (0.654)	-0.052 (0.324)	-0.365 (0.580)	0.649 (0.530)	0.048 (0.756)	-0.869 (0.676)	-0.242 (0.513)	0.232 (0.531)	-0.912 (0.906)
$dum_2$	-0.054 (0.855)	0.413** (0.207)	-1.843*** (0.506)	0.979 (0.649)	1.592** (0.672)	-0.990** (0.472)	0.017 (0.582)	-0.359 (0.412)	-0.120 (1.013)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
R <sup>2</sup>	0.864	0.943	0.912	0.906	0.868	0.897	0.937	0.933	0.585
N	151	186	169	139	182	189	186	190	160

## 六、进一步分析

### (一) 域外进口效应分析

针对假说3,本文在式(17)的基础上进一步构建中国和东盟的域外进口计量模型进行检验。相应的检验结果如表8所示。第(1)列和第(2)列的检验结果显示,FTA 初始协定和升级协定对中国的域外进口均有显著正向影响。第(3)列和第(4)列的检验结果显示,在控制了其他变量的情况下,初始协定和升级协定对东盟域外进口的影响并不显著。上述结果说明,FTA 域外进口效应存在显著的国别

异质性，FTA 升级协定对中国的域外进口产生了显著的促进效应，而对东盟的域外进口影响不显著。上述结果使假说 3 得以验证。

表 8 域外进口效应估计检验

变量	被解释变量：中国域外进口总额		被解释变量：东盟各国域外进口总额	
	(1)	(2)	(3)	(4)
$dum_1$	1.564*** (0.060)	0.289*** (0.046)	0.679*** (0.093)	0.038 (0.105)
$dum_2$	0.602*** (0.056)	0.091*** (0.029)	0.466*** (0.075)	0.117 (0.105)
控制变量	—	是	—	是
固定效应	是	是	是	是
R <sup>2</sup>	0.614	0.985	0.957	0.987
N	199	190	154	150

## (二) 中介效应分析

针对假说 4，本文构建中介效应模型来检验 FTA 升级协定的多重贸易效应的作用机制。在检验域内出口效应的作用机制之前，需要先测度域内贸易成本。本文基于王晨钟和施炳展（2012）的“事后推断”法构建贸易成本（*cost*）。

中介效应模型回归结果分别如表 9 所示。第（1）列中  $dum_2$  的系数显著为正，表明升级协定促进了中国域内出口贸易。第（2）列中  $dum_2$  的系数显著为负，意味着域内贸易成本受到升级协定的负向影响。第（3）列中  $dum_2$  的系数显著为正，*cost* 的系数显著为负，这说明贸易成本的降低促进了中国域内出口贸易并且发挥了部分中介效应。至此，假说 4 得以验证。

表 9 中国域内出口效应影响机制分析

变量	被解释变量： 中国域内出口额	被解释变量： 贸易成本	被解释变量： 中国域内出口额
	(1)	(2)	(3)
$dum_1$	0.363*** (0.131)	-0.367*** (0.027)	0.289*** (0.070)
$dum_2$	0.710** (0.121)	-0.151*** (0.040)	0.638*** (0.102)
<i>cost</i>	—	—	-1.506*** (0.300)
控制变量	是	是	是
固定效应	是	是	是
R <sup>2</sup>	0.974	0.743	0.986
N	146	151	146

接着,针对升级协定所产生的中国域外进口正效应的作用机制进行分析。本文依据假说5将域内出口( $\ln Ve$ )和中国GDP增长率( $\ln dgdpc$ )作为中国的域外进口( $\ln im$ )的中介变量。回归结果如表10所示。表10的第(1)列至第(3)列中 $dum_2$ 的系数均显著为正,第(4)列中 $dum_2$ 的系数不显著,第(4)列中 $\ln Ve$ 的系数和 $\ln dgdpc$ 的系数均显著为正。这说明域内出口和收入作为双重中介变量共同促进了中国的域外进口,且域内出口和收入在FTA升级层面上发挥了完全中介效应。至此,假说5得以验证。

表10 中国域外进口效应影响机制分析

变量	被解释变量: 中国域外进口额	被解释变量: 中国域内出口额	被解释变量: 中国GDP增长率	被解释变量: 中国域外进口额
	(1)	(2)	(3)	(4)
$dum_1$	0.289*** (0.005)	0.395*** (0.104)	0.429*** (0.014)	0.249*** (0.012)
$dum_2$	0.091*** (0.021)	0.633** (0.205)	0.265*** (0.032)	0.026 (0.018)
$\ln Ve$	—	—	—	0.101*** (0.015)
$\ln dgdpc$	—	—	—	0.602*** (0.021)
控制变量	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是
$R^2$	0.927	0.975	0.658	0.763
N	190	190	190	190

另外,本文进一步采用Bootstrap方法对中国域外进口效应中的双重中介机制进行稳健性检验。检验结果再一次显示,中国域内的出口和收入构成双重中介机制共同促进了中国的域外进口。

### (三) 贸易效应的结构分析

在实践中,我们更关注的是在不同的贸易规模水平下,FTA升级协定的边际影响是否存在显著的结构变化?为此,本文利用面板分位数回归模型探究不同的国别贸易规模水平下FTA升级协定边际效应的演化轨迹。基本的面板分位数回归模型如式(19)所示:

$$Q_{\delta}(\ln Ve | dum_{jt}) = \gamma_{\delta 0} + \sum_{j=1}^k \gamma_{\delta j} dum_{jt} + \sum_{m=1}^n \gamma_{\delta m} X_{imt} + \sum_{l=1}^w v_{il} + \varepsilon_{it} \quad (19)$$

其中, $Q_{\delta}(\ln Ve | dum_{jt})$ 为给定FTA协定变量( $dum_{jt}$ )的情况下,中国域内出口贸易在第 $\delta$ 分位数上的值; $\gamma_{\delta j}$ 为FTA协定在第 $\delta$ 分位数上的回归系数。

表11报告了相应的回归结果。第(1)列至第(5)列分别为0.1、0.25、



0.5、0.75 和 0.9 分位点的回归结果。结果表明，随着中国域内出口贸易规模的持续扩大，FTA 升级协定对中国的域内出口促进效应呈现出单调递增趋势。

表 11 FTA 升级协定的中国域内出口效应：面板分位数模型回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$dum_1$	0.316 (0.234)	0.340* (0.189)	0.392*** (0.137)	0.448** (0.191)	0.489* (0.271)
$dum_2$	0.553* (0.232)	0.578*** (0.187)	0.631*** (0.136)	0.686*** (0.188)	0.728*** (0.268)
控制变量	是	是	是	是	是
N	190	190	190	190	190

## 七、结论与启示

### (一) 结论

本文考察了中国—东盟 FTA 升级协定所带来的域内外贸易效应。研究发现：(1) 在总量贸易层面上，升级协定显著促进了中国域内出口，对域内进口的影响不显著。(2) 在多重细分数据模型中，升级协定对中国向小型、低收入和高贸易依存度的域内国家的出口促进效应更显著；在 SITC 细分类别下，升级协定对加工程度更高的第 4 类至第 9 类产品的中国域内出口促进效应更明显。(3) 在域外效应方面，研究发现升级协定促进了中国域外进口，但对东盟各国的域外进口影响不显著。(4) 贸易成本作为升级协定贸易效应的中介变量促进了中国的域内出口，而域内出口和收入水平则作为双重中介变量共同促进了中国的域外进口贸易。(5) 随着域内出口规模的不断扩大，FTA 协定对中国的域内出口促进效应呈现单调递增趋势。

### (二) 启示

本文的研究结论对于中国加快升级区域 FTA，构建开放型经济新体制，实现对外贸易稳定增长具有一定的启示：一是在多边贸易体系改革与发展陷入停滞的背景下，揭示升级协定的多重贸易效应及其作用机制对于坚定推进区域 FTA 升级战略具有重要的参考意义，为区域 FTA 升级的重点领域选择和关键条款制订提供理论参考。二是揭示了细分数据层面上的多重异质性贸易效应，为构建精准化的 FTA 升级战略，优化分类产品层面上的贸易促进效应提供数据支撑。三是域内外多重贸易效应的研究有助于全面认识 FTA 升级协定对区域经济体域内外贸易的影响，为坚定推进域内外贸易双增长提供经验证据。四是纠正了 FTA 域外贸易限制效应的传统观点，进而为减少 FTA 推进阻力，加速 FTA 升级谈判，实现区域经济深度一体化提供信心支持。

## [参考文献]

- [1] 鲍晓华, 朱达明. 技术性贸易壁垒的差异化效应: 国际经验及对中国的启示[J]. 世界经济, 2015(11): 71-89.
- [2] 林僖, 鲍晓华. 区域服务贸易协定如何影响服务贸易流量——基于增加值贸易的研究视角[J]. 经济研究, 2018(1): 169-182.
- [3] 孙玉红, 赵玲玉, 周双燕. 自由贸易协定深度对中国服务贸易出口的影响研究 [J]. 国际商务——对外经济贸易大学学报, 2021(2): 59-76.
- [4] 王晨钟, 施炳展. 基于改进的引力模型解析我国外贸发展的动因变化[J]. 世界经济研究, 2012(3): 53-57.
- [5] 周华, 贾秀秀. 不同类型积累规则对 FTA 感染效应的影响[J]. 经济学(季刊), 2019, 19(1): 281-308.
- [6] ANDERSON J E, VAN WINCOOP E. Trade Costs[J]. Journal of Economic Literature, 2004, 42(3): 691-751.
- [7] BALDWIN R, JAIMOVICH D. Are Free Trade Agreements Contagious[J]. Journal of International Economics, 2012, 88(1): 1-16.
- [8] BHAGWATI J. Regionalism and Multilateralism: An Overview[M]. JAIME D M, ARVIND P. New Dimensions in Regional Integration. London: Cambridge University Press, 1993: 22-51.
- [9] BOMBARDA P, GAMBERONI E. Firm Heterogeneity, Rules of Origin and Rules of Cumulation[J]. Journal of International Economics, 2013, 54(1): 307-328.
- [10] BOMBARDA P, GAMBERONI E. Diagonal Cumulation and Sourcing Decisions[R]. The World Bank Policy Research Working Papers, No. 8848, 2019.
- [11] CHANEY T. Distorted Gravity: The Intensive and Extensive Margins of International Trade[J]. American Economic Review, 2008, 98(4): 1707-1721.
- [12] DAS R U. Rules of Origin under Regional Trade Agreements[R]. EABER Trade Working Papers, No. 22791, 2010.
- [13] HOEKMAN B, INAMA S. Rules of Origin as Non-Tariff Measures: Towards Greater Regulatory Convergence[R]. RSCAS Working Papers, No. 45, 2017.
- [14] KAWAI M, WIGNARAJA G. Regionalism as an Engine of Multilateralism: A Case for a Single East Asian FTA [R]. ADB Working Papers, No. 14, 2008.
- [15] KAZUNOBU H. Firm' Use of FTA Schemes in Exporting and Importing: Is There a Two-Way Relationship[R]. IDE Discussion Papers, No. 363, 2012.
- [16] KRUEGER A O. Trade Creation and Trade Diversion under NAFTA[R]. NBER Working Paper, No. 7429, 1999.
- [17] LAKATOS C, NILSSON L. The EU-Korea FTA: Anticipation, Trade Policy Uncertainty and Impact[J]. Review of World Economics, 2017, 153(1): 179-198.
- [18] LEE G, LIM S S. FTA Effects on Agricultural Trade with Matching Approaches [R]. Kiel Discussion Papers, No. 25, 2015.
- [19] MEDALLA E M, BALBOA J. ASEAN Rules of Origin: Lessons and Recommendations for Best Practice[R]. ERIA Discussion Papers, No. 17, 2009.
- [20] MITSUYO A, SHUJIRO U. The Impacts of East Asia FTA: A CGE Model Simulation Study[J]. East Asian Economic Review, 2007, 11(2): 3-73.
- [21] PARK S C, KANG M. An Analysis of Trade Liberalization in Services: A Korea-ASEAN FTA[J]. East Asian Economic Review, 2005, 9(1): 131-149.
- [22] PARK S H. Taking Cultural Goods Seriously: Geographical Indications and the Renegotiation Strategies for the Korea-EU FTA[J]. Global Policy, 2020, 11(S2): 23-30.

- [23] ROBERTS B. A Gravity Study of the Proposed China-ASEAN Free Trade Area[J]. *The International Trade Journal*, 2004, 18(4): 335-353.
- [24] SARATH C B P. Implications of India-Asian FTA on India's Fisheries Sector [R]. MPRA Paper, No. 38712, 2012.
- [25] VEREVIS S, UNGOR M. What Has New Zealand Gained from the FTA with China? Two Counterfactual Analyses [J]. *Scottish Journal of Political Economy*, 2021, 68(1): 20-50.

## The Trade Effect of Regional Free Trade Upgrading Agreement — Evidence from China-ASEAN

JIANG Tao<sup>1</sup>, QIN Qionxia<sup>2</sup>

(1. School of Economics and Management, China Jiliang University, Hangzhou, Zhejiang, 310018;  
2. School of Economics and Management, Zhejiang Sci-Tech University, Hangzhou, Zhejiang, 310018)

**Abstract:** Based on the trade data of China-ASEAN FTA from 1999 to 2018, this article investigated the mechanism and the multiple trade effects of the CAFTA upgrading agreement. The results show that, the upgrading agreement can significantly promote China's intra-regional exports at the aggregated level, but the impact on intra-regional imports is not significant. Heterogeneity tests show that the export promotion effect of the upgrading agreement is more apparent for China's export to countries that are small, low-income and high-trade dependent, and also on the higher-processing categories in SITC 4-9. In terms of extraterritorial effects, the study finds that the upgrading agreement resulted in a significant increase in China's extraterritorial imports while the impact on ASEAN's extraterritorial imports is not critical. The intermediary effect analysis shows that trade cost is an important channel to affect China's extraterritorial exports while China's intra-regional export and income levels are two intermediary variables that can affect China's extraterritorial imports. This paper provides evidence support and policy reference for accelerating the negotiation process of FTA upgrading and the deep integration of regional economy.

**Keywords:** FTA Upgrading Agreement; Multi-Trade Effects; Heterogeneity Analysis; Intermediary Effect

(责任编辑 武 齐)