

自由贸易区建立的农产品贸易及福利效应：理论与来自中国的证据*

曾华盛 谭砚文

摘要：自由贸易区的建立与发展对推动形成中国农业对外开放新格局、拓展农产品多元化进口渠道以及扩大优势农产品出口都具有重要战略意义。本文首先通过构建理论模型，阐释了自由贸易区建立的农产品贸易及福利效应的内在机理，然后运用PSM-渐进DID以及DDD等方法对中国自由贸易区建立后的农产品贸易效应进行了估计，并通过分解农产品贸易效应进一步分析自由贸易区的成员国福利效应。结果发现，自由贸易区的建立有效促进了中国与自由贸易区伙伴国农产品贸易的增长，其中进口的增长幅度大于出口。由于贸易创造效应发挥了主要作用，所以自由贸易区建立改善了中国和贸易伙伴国的福利。

关键词：自由贸易区 农产品贸易效应 贸易创造效应 贸易转移效应 福利效应

中图分类号：F744 F752 **文献标识码：**A

一、引言

随着经济全球化的不断深入，WTO“多哈回合”在农业问题上举步维艰，世界范围内掀起了一股自由贸易区（以下简称“自贸区”）的建立热潮。出于粮食安全等国家战略的考虑，无论是发达国家还是发展中国家，农业都具有高度的敏感性和重要性，是各国自贸区谈判中的关键领域。然而，国际金融危机之后，全球贸易摩擦不断加剧，贸易保护主义抬头，部分发达国家试图“遏制”中国的发展。在贸易保护主义和“单边主义”日益盛行的大背景下，研究中国自贸区建立带来的农产品贸易效应及其相应的福利效应^①，对于更好利用自贸区手段保障中国农产品有效供给、有效应对以美国为首的发达

*本项研究得到国家自然科学基金国际合作项目“东盟与中国的经济转型和区域农产品价值链发展研究”（项目编号：71961147002）的资助。本文通讯作者为：谭砚文。

^①本文中的贸易效应指的是自贸区建立之后，成员国间贸易流量的变化。按照Viner（1950）提出的理论分析框架，贸易效应主要来自于贸易创造效应和贸易转移效应两个渠道。而本文中的福利效应为Viner（1950）提出的静态福利效应，主要指的是成员国间贸易规模变化导致的福利效应，由贸易创造效应和贸易转移效应的相对大小所决定。若贸易创造效应大于贸易转移效应，则自贸区建立后成员国间贸易流量的增加会带来成员国福利的改进；反之，则带来成员国福利的损失。

国家的“围堵”以及推动农业稳妥有序对外开放都具有十分重要的意义。

自党的十七大报告将自贸区建立上升到国家战略之后，中国逐步把自贸区建立作为其农业对外开放水平进一步提升的重要手段^①。随着自贸区建立和发展步伐的加快，中国自贸区的“朋友圈”不断扩展。截至2018年6月底，中国已与24个国家（或地区）签订了16个自贸区协定，自贸区伙伴国遍及亚洲、大洋洲、南美洲和欧洲。中国与贸易伙伴国建立自贸区意味着中国农业对外贸易政策由WTO关税配额制逐渐转变为自贸区内零关税制。例如，中国—东盟自贸区建立后，除个别敏感产品外，其他农产品都已经实施了零关税；中国与澳大利亚99.4%的农产品贸易在自贸区协定生效后，实行零关税。在中国加速推进自贸区建立的同时，中国与自贸区伙伴国之间的农产品贸易快速增长。自2004年中国与东盟率先实施主要针对农产品的“早期收获计划”以来，中国与自贸区伙伴国农产品贸易额不断增长，从2004年的139.42亿美元增长到2017年的648.25亿美元，增长了3.65倍；同期，中国与非自贸区伙伴国之间的农产品贸易额仅增长了2.50倍。那么，自贸区的建立与中国对贸易伙伴国农产品贸易的快速增长是否有着必然联系？如果是，自贸区建立和发展对中国与贸易伙伴国的农产品贸易产生了哪些影响？除了农产品贸易规模变化之外，福利改进既是自贸区协定达成的重要基础，也是自贸区建立的首要目标。那么，自贸区建立对中国与自贸区伙伴国的福利产生了怎样的效应？其内在机制是什么？为解决上述问题，本文将聚焦于中国自贸区建立带来的农产品贸易和福利效应，以期为中国农业谈判、自贸区相关政策的调整提供理论和事实依据。

作为贸易自由化的重要手段，自贸区的建立通过取消或削减贸易壁垒可以促进成员国间的贸易增长，这已是学术界的共识。例如，Jayasinghe and Sarker（2008）、Herath（2014）和Mujahid（2016）分别研究了北美自贸区、东盟自贸区 and 世界主要自贸区对农产品贸易的影响，发现自贸区的建立显著促进了成员国间农产品贸易的发展。原瑞玲（2014）、谭丹（2018）和徐芬（2018）分别对中国—东盟自贸区、中国—秘鲁自贸区和中国—新西兰自贸区的农产品贸易效应进行考察，也得到了类似的研究结论。贸易效应来源和福利效应方面，Jin et al.（2006）发现自贸区成员国与世界其他国家之间存在很强的贸易转移效应，对成员国福利产生了不利的影响。Okabe and Urata（2014）关于东盟自贸区的研究发现，自贸区对农产品贸易产生了显著的贸易创造效应，从而带来成员国福利的改进。Pfaermayr（2020）和Darma and Hastiadi（2019）却研究发现，贸易创造效应和转移效应同时存在于多个自贸区之间。总的来说，现有研究主要就自贸区对贸易流量的影响进行了分析，但未能有效解决内生性问题（钱进，2017）。少有研究分析自贸区农产品贸易和福利效应的生成机制（李荣林、于明言，2014；周曙东、崔奇峰，2010），而且相关文献未达成一致结论。为此，本文通过构建自贸区建立与实际贸易和福利之间的内在机制模型，从理论上阐释自贸区建立对自贸区成员国农产品贸易及福利的影响，并以中国与相关国家自贸区协定生效作为“准自然”实验，使用1995~2017年中国与各国农产品贸易数据，利用PSM-渐进DID以及DDD等方法对中国自贸区建立产生的农产品贸易和福利效应进行评估。

本文的主要贡献在于：第一，区别于以往几何模型演绎自贸区贸易与福利效应，本文构建数理模

^①资料来源：<http://sannong.cctv.com/2018/11/12/ARTIRz9fQ5znjtbakRqD11m9181112.shtml>。

型分析了自贸区贸易和福利效应的生成机制，探讨了自贸区建立与农产品贸易和福利效应之间的内在机理；第二，本文将中国与相关国家生效的多个自贸区协定放在一个框架下进行研究，同时考察自贸区的建立和发展对农产品进口和出口的异质性影响；第三，在识别策略上，考虑到中国与不同国家自贸区协定生效的时点不同，本文先是使用 PSM 方法解决选择性偏差问题，然后采用渐进 DID 方法予以因果推断，最后利用安慰剂检验和 DDD 估计进行稳健性分析，有效解决了自贸区建立与实际贸易变化之间的内生性问题。

本文之后的结构安排如下：第二部分通过理论模型推演，分析自贸区建立产生农产品贸易和福利效应的内在机理，并提出理论假说；第三部分是计量模型的设定和数据说明；第四部分与第五部分对中国自贸区建立产生的农产品贸易效应进行估计，并通过贸易效应分解探讨贸易效应来源机制和福利效应，从而对理论假说进行验证；第六部分是结论和政策启示。

二、理论模型与研究假说

经济一体化理论认为，自贸区作为区域经济一体化的重要形式，通过关税削减和非关税壁垒的取消，将有效促进成员国间的产品贸易，即产生显著的贸易促进效应。Viner（1950）最先将贸易促进效应拆分为贸易创造效应和贸易转移效应，并从这两个维度来解释自贸区成员国间贸易增长的内在机制，进而分析自贸区成员国的福利效应。从理论上来说，贸易创造效应使一国的福利增加，而贸易转移效应使一国的福利降低（Suranovic，2010）。

（一）理论模型

为简化分析，本文构建一个三国模型来考察自贸区带来的农产品贸易促进效应（包括贸易创造效应和贸易转移效应）以及福利效应。参考 Brander and Krugman（1983）和 Krishna and Mitra（1998）的分析范式，本文假设有三个国家，分别为 A 、 B 和 C ，每个国家使用固定的规模报酬技术生产同一种农产品 q 。假设每个国家都只有一家公司在生产同质农产品，因此，可以把每个国家看作一家公司；再假设各国（或各公司）在细分市场上以古诺方式竞争。为了简化模型，假定国家 j ($j = A, B, C$) 公司平均生产成本 c_j 与产出水平无关，并忽略生产的固定成本和国家间的运输成本。通过上述设定，消费者对农产品的需求可以用反需求函数的形式表示：

$$P_j = M - \alpha Q_j \quad (1)$$

(1) 式中， P_j 是 j 国的均衡市场价格， Q_j 为 j 国的农产品销售量， α 衡量的是价格对销售量变化的反应程度。假设需求函数是线性的，则 M 和 α 是常数。定义 q_j^i 为国家 j 公司在 i 市场上的供给，且 $i, j = A, B, C$ 。在均衡状态下，可以得到 $Q_j = \sum_i q_j^i$ 。假设国家 j 从国家 i 进口农产品的关税为 t_j^i ，当 $i=j$ 时， $t_j^i = 0$ ；反之， $t_j^i = t$ 。定义 π_j^i 为国家 j 公司在 i 市场上的利润， π_j 为国家 j 公司在所有市场上的利润，从而可以得到 $\pi_j = \sum_i \pi_j^i$ 。 π_j^i 可以进一步表示为：

$$\pi_j^i = q_j^i [M - \alpha Q_i - (c_j + t_j^i)] \quad (2)$$

(2) 式中, c_j 为企业的平均生产成本。为了模型的简化, 假设国家间市场是完全分割的, 国家 j 公司在不同市场上遵循古诺数量竞争模式进行产量的选择。在考虑给定的固定关税税率和其他国家的产量的情况下, 对 (2) 式求极值, 得出国家 j 公司利润最大化 ($Max\pi_j^i$) 时, 国家 j 公司在 i 市场上分配的最优产量 q_j^i , 即相当于国家 i 对国家 j 的进口量, 其值为:

$$q_j^i = \frac{1}{4\alpha} (M - 3c_j + \sum_{k \neq j} c_k + \sum_k t_k^i) - \frac{t_j^i}{\alpha} \quad (3)$$

(3) 式中, $k = A, B, C$ 。假定最初每个国家都对来自其他国家的进口产品征收相同的非歧视性最惠国关税 (MFN), 即当 $i \neq j$ 时, $t_j^i = t_A > 0$; 随后, A 国和 B 国自贸区协定生效, 将彼此的关税降低为零, 同时保持对 C 国的关税, 即 $t_B^A = 0$, 而 $t_C^A = t_A > 0$ 。

以 FTA_{AB} 表示 A 国和 B 国自贸区协定生效, 定义 q_{AB}^1 和 q_{AB}^2 分别为 FTA_{AB} 前后 A 国从 B 国进口量。基于公式 (3), q_{AB}^1 可以表示为:

$$q_{AB}^1 = \frac{M - 3c_B + c_A + c_C - 2t_A}{4\alpha} \quad (4)$$

由于自贸区建立之前 A 国与 B 国就产生了农产品贸易, 所以 $q_{AB}^1 > 0$, 即 $M - 3c_B + c_A + c_C - 2t_A > 0$ 。在 FTA_{AB} 实施之后, 从公式 (3) 可以得出 q_{AB}^2 为:

$$q_{AB}^2 = \frac{M - 3c_B + c_A + c_C + t_A}{4\alpha} \quad (5)$$

同样, 定义 q_{AC}^1 和 q_{AC}^2 分别为 FTA_{AB} 前后 A 国从 C 国的进口量。基于公式 (3), q_{AC}^1 和 q_{AC}^2 分别表示为:

$$q_{AC}^1 = \frac{M - 3c_C + c_A + c_B - 2t_A}{4\alpha} \quad (6)$$

$$q_{AC}^2 = \frac{M - 3c_C + c_A + c_B - 3t_A}{4\alpha} \quad (7)$$

本文定义: ①贸易促进效应 (TP) 为自贸区协定生效后成员国 (A 国与 B 国) 间的贸易变化, 用自贸区建立前后成员国间贸易规模的百分比变化衡量; ②贸易转移效应 (TD) 为自贸区建立后, 一国降低从生产成本较低的非成员国进口, 转而向生产成本较高的成员国进口, 即来自非成员国的低成本产品被来自成员国的高成本产品所取代 (Viner, 1950)^①。该变量用自贸区建立后成员国与非成员国间的贸易规模相对于自贸区建立前相同国家间农产品贸易规模的百分比变化衡量; ③贸易创造效应 (TC) 为自贸区建立后, 由于贸易壁垒削减而在原有从成员国进口的基础上增加的进口, 用贸易促进效应与贸易转移效应绝对值之差衡量。

从公式 (4) ~ (7) 以及 $M - 3c_B + c_A + c_C - 2t_A > 0$ 的条件, 可以得出 TP 、 TD 和 TC 分别为:

^①贸易转移效应生效的前提是成员国的生产成本要高于非成员国的生产成本加贸易成本。当成员国的生产成本低于非成员国的生产成本加贸易成本时, 无论自贸区是否建立, 自贸区成员国自己生产该类农产品, 而不会从非成员国进口。

$$TP = \frac{q_{AB}^2 - q_{AB}^1}{q_{AB}^1} = \frac{3t_A}{M - 3c_B + c_A + c_C - 2t_A} > 0 \quad (8)$$

$$TD = \frac{q_{AC}^2 - q_{AC}^1}{q_{AC}^1} = \frac{-t_A}{M - 3c_B + c_A + c_C - 2t_A} < 0 \quad (9)$$

$$TC = |TP| - |TD| = \frac{2t_A}{M - 3c_B + c_A + c_C - 2t_A} > 0 \quad (10)$$

本文定义 W 为自贸区建立后某国的福利效应。从 A 国的角度来说, W 可以表示为:

$$W = TC + TD = \frac{t_A}{M - 3c_B + c_A + c_C - 2t_A} > 0 \quad (11)$$

从公式 (8) ~ (10) 来看, TP 和 TC 都大于 0, 而 TD 小于 0。因此, 自贸区建立后, 成员国间贸易的增长, 来源于贸易创造效应和贸易转移效应。从 (11) 式来看, 贸易创造效应会导致 A 国的福利上涨, 而贸易转移效应会导致 A 国的福利下降。从长期来看, 自贸区建立后, 最终成员国的福利会上升, 否则自贸区就失去了存在的基础。

(二) 分析框架与研究假说

上述理论推导, 是建立在三国模型的基础上, 主要考察的是静态贸易效应。从公式 (8) ~ (11) 可以看出, 自贸区建立的贸易促进效应 (包括贸易转移效应和贸易创造效应) 和福利效应取决于成员国间贸易壁垒的水平以及各国农产品的生产成本, 与国家数量无关, 因此, 在多国模型下, 本文的推导结论仍然成立。若放宽规模报酬不变和产品同质的假设, 按照新贸易理论, 自贸区建立后, 成员国的农产品种类总和将超过贸易前任何单个国家的农产品种类数, 消费者可以消费到更多差异化产品, 因此, 将进一步提升成员国的贸易和福利效应 (Krugman, 1980)。若放宽国家间市场是完全分割的假设, 自贸区的建立能通过改善成员国的贸易条件而产生以邻为壑效应^①, 从而获得更大的贸易效应和福利效应 (Goto and Hamada, 1999)。总的来说, 在动态贸易效应框架下, 在规模经济等渠道作用下, 自贸区成员国的贸易和福利效应将进一步增加。

基于此, 本文提出自贸区建立的农产品贸易和福利效应理论分析框架, 见图 1。

^①以邻为壑效应指一国采取的政策行动尽管对本国有利, 却会损害别国。

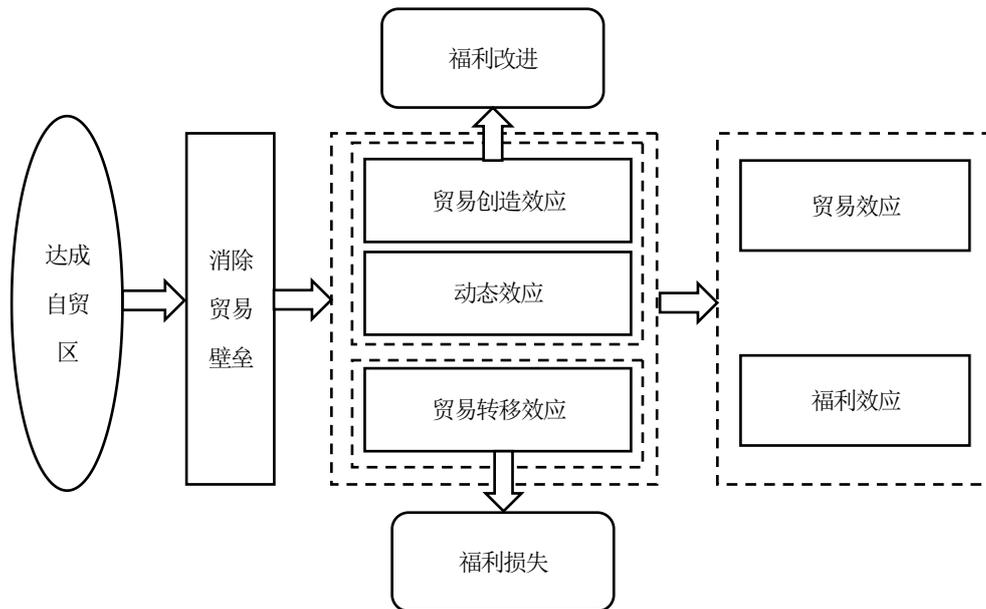


图1 自贸区建立的农产品贸易和福利效应的理论分析框架

综合上述分析，本文提出如下假说：

假说 1：中国与自贸区伙伴国在贸易创造效应和贸易转移效应等机制作用下，彼此间的农产品贸易将增长。

假说 2：中国与自贸区伙伴国由于农产品贸易扩张而产生福利改进。

三、计量模型设定与数据说明

（一）研究方法的选择

1. 内生性问题的考虑。学者们普遍对自贸区的贸易效应存在内生性问题达成了共识（Baier and Bergstrand, 2002; Baier and Bergstrand, 2007; Magee, 2008; Magee, 2003; Mansfield and Pevehouse, 2000），即国与国之间建立自贸区并非偶然事件。例如，Krugman（1989）和 Krugman（1991）认为初始贸易量较大、地理位置接近和贸易互补性较强的国家之间更易达成自贸区协定，而且更容易产生贸易创造效应，更有可能改善彼此之间的经济福利。在进行政策评估之前，若不解决由于处理组和对照组的初始条件不完全相同而导致的内生性问题，模型估计结果将不仅包括贸易效应，还混杂着自贸区的“自选择效应”^①，从而导致模型估计产生较大的偏差。在现有研究中，工具变量估计、Heckman 两阶段估计、固定效应模型和匹配方法是解决内生性问题主要的方法（Baier and Bergstrand, 2002; Baier and Bergstrand, 2004; Magee, 2003）。然而，由于工具变量估计难以确定理想的工具变量，Heckman 两阶段估计难以正确指定选择方程和结果方程，固定效应模型只能控制时间、产品和地区层面的固定效应而难以处理选择性偏误带来的内生性问题，所以匹配方法逐步受到学者们关注，其中应用最为广

^①贸易伙伴国间的贸易量决定了自贸区建立的概率，而自贸区建立又决定了贸易伙伴国间的贸易量。

泛的是倾向得分匹配 (PSM) 方法 (Foster et al., 2011; Lee and Lim, 2015)。

运用倾向得分匹配方法最为关键的是选择合适的协变量作为处理组以找到最相近的对照组。由于中国自贸区建立的主要方针是立足周边、辐射“一带一路”，所以“地理距离”是中国与其他国家建立自贸区的重要影响因素。另外，经济规模、要素禀赋等因素也是两国之间建立自贸区的关键 (Baier and Bergstrand, 2007; Baier and Bergstrand, 2004; Cole and Guillin, 2015)。因此，本文将地理距离、经济规模、要素禀赋等指标作为重要的协变量进行匹配处理。

2. 多时点冲击的处理。传统 DID 模型与渐进 DID 模型的主要区别在于政策实施的时点是否统一，若是统一时点实施的政策，则传统 DID 模型就可以估计出政策效果；若不同地区政策实施的时点不一致，则需要使用渐进 DID 模型才能进行准确估计，因此，渐进 DID 模型被誉为渐进性政策的“良药”^①。由于中国与贸易伙伴国自贸区协定的生效时点不同，而且采取的是逐步削减贸易壁垒的方式，所以本文按照 Bertrand et al. (2004) 和 Hansen (2007) 的 DID 模型一般分析框架，采用扩展后的渐进 DID 模型 (Almond et al., 2019; Li et al., 2019; 任胜钢等, 2019) 评估中国自贸区建立产生的农产品贸易效应，即将所有不同时点下中国与相关国家生效的自贸区协定纳入同一个模型当中，将中国与某国自贸协定生效之前作为对照组，协定生效之后作为处理组。

3. “零贸易流量”问题的解决。在既有自贸区贸易创造效应和贸易转移效应的实证文献中，一般采用传统的 OLS 方法估计参数，但该方法无法有效解决“零贸易流量”问题。在现实中，由于贸易成本过大，“零贸易流量”问题普遍存在。OLS 方法往往会将“零贸易流量”数据从模型估计中剔除，从而产生较为严重的估计偏误 (Eichengreen and Irwin, 1998)，特别是当“零贸易流量”数据是非随机分布的情形 (Burger et al., 2009)。为此，Silva and Tenreyro (2006) 提出了泊松伪最大似然估计方法以有效处理上述问题。由于本文的农产品贸易创造效应和贸易转移效应识别模型中包含了国家、产品以及年份层面的固定效应，为具有多个高维固定效应 (HDFE) 的泊松伪回归模型，所以本文使用 Correia et al. (2020) 提出的 Stata 估计方法来提高模型的精度。

(二) 计量模型的设定

为研究自贸区建立对中国农产品贸易是否有影响，可以比较自贸区协定生效前后的中国农产品贸易额。由于中国与自贸区成员国和非成员国的不同特征会导致内生性问题，所以在进行因果推断之前，需要利用倾向得分匹配方法进行数据处理，再利用渐进 DID 方法进行政策评估。

1. 对样本进行倾向得分匹配处理。为克服样本选择问题，本文使用 PSM 方法来对原始样本进行筛选和匹配，以使样本满足“平行趋势”假设。该方法实际上利用样本的特征变量进行降维处理，用倾向得分来匹配对照组和处理组中相似的样本 (Rosenbaum and Rubin, 1983)，具体处理方法为：

$$p(X) = Pr[FTZ_{it} = 1 | X] = E[FTZ_{it} | X] = F\{f(X_i)\} \quad (12)$$

^①如果只针对 2004 年中国实施农产品贸易壁垒的削减进行标准的 DID 模型估计，“一刀切”的做法可能会造成估计偏差；而渐进 DID 模型能体现中国自由贸易区建立的现状，较为准确地估计出中国自贸区建立的贸易效应。

(12) 式中, X 是协变量集, 由于地理位置、要素禀赋和经济规模等因素是中国与相关国家建立自贸区的主要条件, 本文将中国与各国的经济规模之和 ($RGDP$)、中国与各国的要素禀赋差异 (DKL)、中国与各国最大城市之间的距离的倒数 ($NATURAL$)、中国与各国距世界其他国家的平均距离 ($REMOTE$) 等作为协变量^①。 $Pr[FTZ_{it} = 1|X]$ 是倾向匹配得分, 反映的是中国与具有特征变量 X 的国家建立自贸区的可能性。 $f(X_i)$ 为线性函数, $F\{\cdot\}$ 为 Probit 函数。在具体计算过程中, 本文先根据协变量利用 Probit 模型估计中国与各国建立自贸区的概率, 其次根据 Probit 模型的结果计算每个样本的倾向得分, 最后根据倾向得分采用最邻近匹配法逐年对处理组和对照组进行一对一匹配^②。

2. 运用渐进 DID 方法估计农产品贸易效应。在解决样本选择性偏误问题之后, 本文进一步运用渐进 DID 方法进行因果推断, 评估自贸区建立产生的贸易效应。使用国家层面样本和产品层面样本时, 渐进 DID 模型可以分别设定为:

$$Ari_Trade_{it} = \beta_0 + \beta_1 FTZ_i \times time_{it} + \lambda X + \gamma_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (13)$$

$$Ari_Trade_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 FTZ_i \times time_{it} + \lambda X + \gamma_t + \mu_i + \eta_j + \varepsilon_{ijt} \quad (14)$$

其中, Ari_Trade_{it} 和 Ari_Trade_{ijt} 是本文感兴趣的结果变量, Ari_Trade_{it} 表示中国与 i 国在 t 年的农产品贸易额; Ari_Trade_{ijt} 表示中国与 i 国在 t 年的 j 类农产品贸易额。 $time_{it}$ 和 FTZ_i 为虚拟变量, 当 i 国与中国的自贸区协定生效, 则协定生效前 $time_{it}$ 取值为 0, 协定生效后 $time_{it}$ 取值为 1; 若 i 国与中国自贸区协定始终未生效, 则 $time_{it}$ 取值始终为 0。若 i 国是自贸区伙伴国, 则 FTZ_i 取值为 1; 反之, 则 FTZ_i 取值为 0。 β_1 为本文研究的自贸区的农产品贸易效应。 X 为控制变量, 主要包括 $RGDP$ 、 DKL 、 $SQDKL$ 、 $NATURAL$ 、 $REMOTE$ 和 $BORDER$ 等 (变量含义见表 1)。另外, μ_i 、 η_j 和 γ_t 分别为国家层面固定效应、产品层面固定效应和年份层面固定效应, ε 为随机误差项。为减弱模型中的异方差问题, 除虚拟变量之外, 所有变量皆采用对数形式。

3. 农产品贸易效应的分解与福利效应的识别。由于本文研究对象为中国与相关国家建立的所有自贸区, 所以采用 1 (中国) \times N (世界各国) 的非对称单国模式, 借鉴 Urata and Okabe (2014)、Yang and Martinez-Zarzoso (2014) 和 Jagdambe (2020) 的做法, 按照自贸区区域内外农产品贸易的变化, 对贸易创造效应和贸易转移效应进行分解, 计量模型设定如下:

$$Ari_Import_{ijt} = \alpha_0 + \alpha_1 FTZ_{it}^1 + \alpha_2 FTZ_{it}^2 + \lambda X + \gamma_t + \mu_i + \eta_j + \varepsilon_{ijt} \quad (15)$$

$$Ari_Export_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 FTZ_{it}^1 + \beta_2 FTZ_{it}^2 + \lambda X + \gamma_t + \mu_i + \eta_j + \varepsilon_{ijt} \quad (16)$$

^①两国贸易额对其建立自贸区会产生较大的影响, 即贸易规模变化与自由贸易区建立之间存在着内生性问题。然而, 在 PSM 处理中, 贸易额是结果变量, 不能同时引入到协变量中, 现有重要文献也都未将其纳入匹配的协变量 (Baier and Bergstrand, 2009; Cole and Guillin, 2015)。

^②最邻近匹配法是最常用的一种匹配方法, 主要有一对一匹配和一对多匹配两种方式, 一对一匹配优势在于每个干预组个体寻找到的匹配都是最近的, 因而偏差比较小。匹配方式的有效性检验可以通过平衡性和共同趋势检验来完成, 下文的检验结果也充分证明了一对一匹配有效性。

其中, Ari_Import_{it} 和 Ari_Export_{it} 为结果变量, 分别代表中国与 i 国在 t 年的 j 类农产品的进口额和出口额。 FTZ_{it}^1 表示自贸区建立后中国与伙伴国之间农产品贸易变动, 即自贸区建立的农产品贸易促进效应。若出口国 (进口国) 为中国, 进口国 (出口国) 是自贸区伙伴国, 在自贸区协定生效后, FTZ_{it}^1 取值为 1; 反之, 则取值为 0。 FTZ_{it}^2 表示的是自贸区建立后中国与非伙伴国之间农产品贸易变动。由于 2004 年中国开始实施自贸区相关政策, 如中国与东盟的“早期收获计划”, 所以若在 2004 年及之后, 出口国 (进口国) 为中国, 进口国 (出口国) 是非自贸区伙伴国, 则 FTZ_{it}^2 取值为 1, 其他情况取值为 0。据 FTZ_{it}^1 和 FTZ_{it}^2 的系数, 可以判断贸易创造效应和贸易转移效应的大小, 详细判断标准见表 10。

(三) 变量说明与描述性统计

1. 变量选取与测量。由于本文研究的是自贸区建立的农产品贸易和福利效应, 所以因变量为中国与各国的农产品贸易额、出口额和进口额。其中, 估计模型 (13) 使用的是中国与各国总体的农产品贸易数据 (将分产品数据按照国别和年份进行加总), 估计模型 (14) ~ (16) 使用的是中国与各国 HS1992 六位代码的分产品数据^①。本文的农产品范围参考 Regmi et al. (2005) 的标准, 除此之外还涵盖了水产品^②。按照“自然贸易伙伴国”假说, 本文将经济规模、要素禀赋、地理距离等控制变量纳入到模型中 (Baier and Bergstrand, 2007; Baier and Bergstrand, 2004; Cole and Guillin, 2015)。其中, 经济规模用中国与各国的经济规模之和测量; 要素禀赋用人均 GDP 来衡量, 并将其平方项同时引入模型, 以体现贸易随要素禀赋差异呈现 U 型变化的特征; 地理距离用中国与各国最大城市之间的距离的倒数、中国与各国距世界其他国家的平均距离、中国与各国是否相互接壤虚拟变量来综合度量。

2. 变量来源及其说明。本文中使用的数据主要包括 1995~2017 年中国与各国农产品贸易规模、经济规模、要素禀赋以及地理距离等数据, 其主要来自于 CEPII-BACI、Penn World Tables 和 CEPII 等数据库。由于各个指标来自于不同的数据库, 本文按照国家 and 年份对数据进行合并, 并去掉缺失数据较为严重的样本, 最终保留了中国与 162 个国家的农产品贸易数据和国家特征变量, 其中包含了 19 个自贸区伙伴国。由于本文考察期为 1995~2017 年, 所以并未纳入中国与格鲁吉亚 (2018 年 1 月 1 日生效)

^①本文使用的是 CEPII-BACI 数据库 (1995~2017 年), 数据源是联合国商品贸易统计数据库 (UN Comtrade)。考虑到不同年份的代码损失部分产品数据, CEPII-BACI 数据库对 UN Comtrade 数据库不同年份 HS 代码统计的差异进行了相应处理, 处理后的数据在不同年份代码下贸易总额和产品数几乎一致。 http://www.cepii.fr/DATA_DOWNLOAD/baci/doc/DescriptionBACI.html。

^②主要包括初级农产品、半加工农产品、园艺农产品和加工农产品。其中, 初级产品包括咖啡原料、茶叶、小麦、黑麦、大麦等, 其对应 HS 四位 (或五位) 编码范围是: 09011、0902-0903、1001-1008、1201-1202 等; 半加工产品包括活体动物、猪油、水产品、动物毛发、动物产品、干豆壳等, 其对应 HS 四位 (或五位) 编码范围是: 0101-0106、0209、0301-0304、0306-0307、0501-0511 等; 园艺产品包括栽植材料、插花、蔬菜、块茎、椰子等, 其对应 HS 四位 (或五位) 编码范围是: 0601-0604、0701-0709、0714、08011-08013; 加工产品包括冷冻肉、加工肉、水产品制品、禽蛋和奶制品等, 其对应 HS 四位 (或五位) 编码范围是: 0201-0208、0210、0305、0401-0410、0710-0712 等。

和毛里求斯（2021年1月1日生效）自贸区。各变量含义及说明见表1。

表1 变量含义及数据来源

变量类型	变量	变量含义	数据来源	说明
被解释变量	<i>Ari_Trade</i>	中国与各国农产品贸易额	CEPII-BACI数据库	模型（1）中为农产品总体贸易额，模型（2）中为HS1992六位代码数据
	<i>Ari_Export</i>	中国与各国农产品出口额	CEPII-BACI数据库	模型（1）中为农产品总体出口额，模型（2）中为HS1992六位代码数据
	<i>Ari_Import</i>	中国与各国农产品进口额	CEPII-BACI数据库	模型（1）中为农产品总体进口额，模型（2）中为HS1992六位代码数据
政策变量	<i>FTZ</i>	中国与其自贸区协定是否生效	中国自由贸易服务网	当中国与该国自贸区协定生效时及之后年份取值为1，其他年份取值为0
控制变量	<i>RGDP</i>	中国与各国的经济规模之和	Penn World Tables 9.1	指标选取参考Cao（2015），用购买力平价进行调整。
	<i>DKL</i>	中国与各国要素禀赋差异	Penn World Tables 9.1	参考曹吉云和佟家栋（2011）、王开和靳玉英（2013）与Cao（2015）的做法，使用人均GDP来衡量 ^① ，用购买力平价进行调整。
	<i>SQDKL</i>	DKL 的平方项	Penn World Tables 9.1	参考Cao（2015）的做法，体现中国与各国农产品贸易随要素禀赋差异呈现U型特征 ^②
	<i>NATURAL</i>	中国与各国最大城市之间的距离的倒数	CEPII数据库	该数值越大，表示中国与该国距离越近
	<i>REMOTE</i> ^③	中国与各国距世界其他国家的平均距离	CEPII数据库	具体计算方法参考Baier and Bergstrand（2004）
	<i>BORDER</i>	中国与各国是否相互接壤	CEPII数据库	相互接壤时BORDER 取值为1，反之则为0。

注：除虚拟变量外，全部变量都做取对数处理。

3. 描述性统计。表2给出了自贸区成员国和非成员国国家层面控制变量以及结果变量的描述性统计，表3为成员国和非成员国主要变量之间差异的显著性程度。从表2和表3可以看出，无论是结果变量（*Ari_Trade*、*Ari_Export*和*Ari_Import*），还是控制变量（*RGDP*、*DKL*、*SQDKL*、*NATURAL*、*REMOTE*和*BORDER*），在自贸区成员国和非成员国的样本中都存在显著差异，而且这种差异在5%的显著性水平上都通过了统计检验。数据显示，与非成员国相比，中国与自贸区成员

^①Jayathilaka and Keembiyahetti（2009）认为，更高的人均GDP，表示少数人口有着更大的产出，从而说明该国主要以资本密集型生产为主；反之，则是以劳动密集型生产为主。

^②Márquez-Ramos and Martínez-Zarzoso（2009）和曹吉云、佟家栋（2011）认为，两经济体要素禀赋差异越小，自贸区协定生效的可能性就越大。

^③ $Remote_y = dcont_y \times \left\{ \left[\log\left(\sum_{k=1, k \neq j}^N d_k / (N-1) \right) + \log\left(\sum_{k=1, k \neq j}^N d_k / (N-1) \right) \right] / 2 \right\}$ 。

国的农产品贸易总额、进口额和出口额普遍较高。同时，自贸区成员国在经济规模（*RGDP*）、地理距离（*NATURAL*、*REMOTE* 和 *BORDER*）等方面都不同程度地低于非成员国，而在要素禀赋（*DKL* 和 *SQDKL*）方面高于非成员国。由此说明，自贸区成员国具有一定区别于非成员国的特征，在回归之前需要进行匹配处理，从而降低样本的选择性偏误问题。

表2 主要变量描述性统计

	变量	样本量	均值	标准差	最大值	最小值
非成员国 样本	<i>Ari_Trade</i>	3256	21.178	2.072	24.986	13.520
	<i>Ari_Export</i>	3256	20.021	2.927	24.139	11.032
	<i>Ari_Import</i>	3255	19.404	2.821	24.579	9.493
	<i>FTZ</i>	3256	0.000	0.000	0.000	0.000
	<i>RGDP</i>	3256	26.815	2.117	32.673	20.258
	<i>DKL</i>	3256	1.065	0.695	3.121	0.002
	<i>SQDKL</i>	3256	1.618	1.734	9.742	0.000
	<i>NATURAL</i>	3256	-9.025	0.529	-6.862	-9.868
	<i>REMOTE</i>	3256	2.280	3.931	9.199	0.000
	<i>BORDER</i>	3256	0.080	0.271	1.000	0.000
自贸区成 员国样本	<i>Ari_Trade</i>	225	20.826	1.322	23.375	17.278
	<i>Ari_Export</i>	225	19.223	2.277	22.977	11.380
	<i>Ari_Import</i>	225	20.128	1.967	22.963	9.623
	<i>FTZ</i>	225	1.000	0.000	1.000	1.000
	<i>RGDP</i>	225	28.489	1.639	31.595	24.710
	<i>DKL</i>	225	0.858	0.578	2.439	0.012
	<i>SQDKL</i>	225	1.069	1.320	5.948	0.000
	<i>NATURAL</i>	225	-8.480	0.616	-6.862	-9.856
	<i>REMOTE</i>	225	7.184	3.750	9.199	0.000
	<i>BORDER</i>	225	0.236	0.425	1.000	0.000

表3 成员国和非成员国主要变量之间差异的显著性程度

变量	<i>Ari_Trade</i>	<i>Ari_Export</i>	<i>Ari_Import</i>	<i>RGDP</i>	<i>DKL</i>
均值t检验	2.510**	4.011***	-3.789***	-11.619***	4.383***
变量	<i>SQDKL</i>	<i>NATURAL</i>	<i>REMOTE</i>	<i>BORDER</i>	—
均值t检验	4.659***	-14.781***	-18.154***	-7.966***	—

四、中国自贸区农产品贸易效应的估计

（一）倾向得分匹配结果与分析

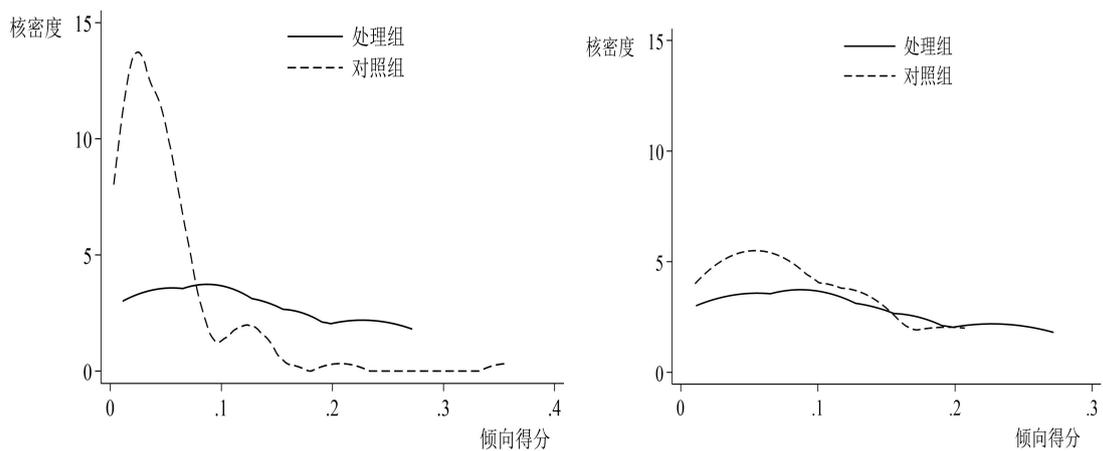
由于中国与相关国家自贸区协定生效的时点不同，本文借鉴 Blundell and Dias（2009）和 Heyman et al.（2007）的相关研究，采用逐年匹配方式为处理组找到合适的对照组。本文使用的是一对一不重

复最邻近匹配法，即先计算出中国与各国自贸区协定生效的预测概率值，然后为每个自贸区成员国找到唯一一个对照组中的非成员国。为了验证匹配结果的可靠性，本文对匹配前后的样本进行了平衡性检验。从表 4 可以看出，对样本实施最邻近匹配之后，绝大多数协变量标准偏差有较大幅度的缩小，协变量匹配后的不平稳性均显著降低，符合预期。根据 Rosenbaum and Rubin (1985) 的研究，若匹配后的样本标准偏差的绝对值小于 20%，则匹配处理为有效处理。由于此次匹配后样本标准偏差的绝对值都小于 20%，可以认为匹配有效。另外，从 P 值可以看出，经过倾向得分匹配处理之后，处理组和对照组样本在经济规模、要素禀赋和地理距离等方面均无显著差异，即中国与该国自贸区协定是否生效独立于匹配变量，从而满足了因果推断中“平行趋势”的假设。

图 2 为匹配前后处理组和对照组倾向得分值的核密度函数分布图，左侧为未匹配时的结果，右侧为匹配后的结果。可以看出，与匹配前相比，匹配后处理组和对照组倾向得分值的核密度函数较为接近，说明倾向得分匹配有效降低了样本的选择性偏误问题。

表 4 平衡性检验

协变量	样本	处理组	控制组	偏差	t值	P值
RGDP	匹配前	27.860	26.815	58.900	3.680	0.000
	匹配后	27.860	27.745	6.900	0.370	0.715
DKL	匹配前	1.031	1.066	-5.000	-0.370	0.711
	匹配后	1.031	0.942	12.700	0.670	0.505
SQDKL	匹配前	-8.803	-9.025	36.800	3.100	0.002
	匹配后	-8.803	-8.818	2.300	0.120	0.902
NATURAL	匹配前	5.218	2.280	69.000	5.530	0.000
	匹配后	5.218	5.166	1.100	0.060	0.952



(a) 匹配处理前样本倾向得分的核密度分布

(b) 匹配处理后样本倾向得分的核密度分布

图 2 匹配前后样本倾向得分的核密度

(二) 渐进 DID 模型回归结果与分析

表 5 报告了使用国家层面数据对 (13) 式进行回归所得结果。第 (1) 列、第 (2) 列和第 (3) 列

分别表示中国自贸区建立对农产品贸易总额、农产品出口总额和农产品进口总额的影响，回归中都已控制了国家和年份层面的固定效应。交乘项 ($FTZ \times time$) 为本文关心的政策效果变量。从回归结果可以看出，第(1)列和第(3)列回归，交乘项 ($FTZ \times time$) 在 1% 的显著性水平上通过了统计检验，且系数为正；第(2)列回归，交乘项 ($FTZ \times time$) 在 10% 的显著性水平上也通过了统计检验，系数为正。从估计结果来看，自贸区协定生效后，中国与自贸区伙伴国之间的农产品贸易总额、出口总额和进口总额分别平均增长了 52.5%、42.2% 和 65.8%。

与出口相比，自贸区协定生效更加有利于中国扩大对自贸区伙伴国农产品的进口，这主要是因为近年来中国农业劳动力、土地等生产成本不断上涨，使得农业比较优势不断下降。从对(5)式的分析也可以看出，如果 A 国自身生产成本 c_A 上涨，那么 A 国从 B 国进口农产品的规模将进一步扩大。

表 5 中国自贸区建立对农产品贸易影响的回归结果（国家层面）

变量	(1)	(2)	(3)
	<i>Trade</i>	<i>Export</i>	<i>Import</i>
$FTZ \times time$	0.525*** (0.16)	0.422* (0.23)	0.658*** (0.24)
常数项	17.757 (14.03)	10.793 (18.04)	-2.951 (19.28)
控制变量	是	是	是
国家固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
样本量	1605	1605	1605
R ²	0.261	0.451	0.111

注：括号内为稳健性标准误；*、** 和*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的显著性水平上通过了统计检验。

本文进一步使用产品层面数据，在控制产品层面固定效应的基础上进行检验。表 6 报告了对(14)式进行回归分析的结果。第(1)列、第(2)列和第(3)列分别表示中国自贸区建立对农产品贸易总额、农产品出口总额和农产品进口总额的影响，回归中都控制了国家和年份层面的固定效应；第(4)列、第(5)列和第(6)列则在上述回归的基础上进一步控制了产品层面的固定效应。从回归结果来看，第(1)~(6)列回归中，交乘项 ($FTZ \times time$) 的系数在 1% 的显著性水平上通过了统计检验，且系数都为正。表 6 中， $FTZ \times time$ 的系数普遍低于其在表 5 中的回归系数，而且在控制产品层面固定效应之后， $FTZ \times time$ 的系数进一步降低。这表明使用国家层面的数据以及未控制产品固定效应都会高估自贸区建立带来的政策效应。平均来看，中国与相关国家自贸区协定的生效，使得中国与自贸区伙伴国之间的农产品贸易总额、出口总额和进口总额分别增长了 28.3%、19.0% 和 24.9%。

表 6 中国自贸区建立对农产品贸易影响的回归结果（产品层面）

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>Trade</i>	<i>Export</i>	<i>Import</i>	<i>Trade</i>	<i>Export</i>	<i>Import</i>
$FTZ \times time$	0.321***	0.163***	0.390***	0.283***	0.190***	0.249***

	(0.03)	(0.03)	(0.04)	(0.02)	(0.02)	(0.04)
常数项	6.495***	4.183*	24.764***	2.621	-1.162	27.668***
	(2.33)	(2.45)	(6.09)	(2.12)	(2.27)	(5.05)
控制变量	是	是	是	是	是	是
国家固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
产品固定效应	否	否	否	是	是	是
样本量	230708	182577	97458	230708	182577	97458
R ²	0.115	0.138	0.066	0.337	0.401	0.291

注：括号内为稳健性标准误；*、**和*** 分别表示在 10%、5%和 1%的显著性水平上通过了统计检验。

上述实证结果表明，自贸区作为一种提升贸易自由化的重要手段，农产品贸易成本的降低有效促进了中国与自贸区伙伴国间的农产品贸易。当然，由于中国农产品比较优势的下降，自贸区建立和发展更有利于中国扩大对自贸区伙伴国农产品的进口。

（三）稳健性检验

1. 改变 PSM 匹配方法。在使用 PSM 解决样本选择问题时，为避免匹配方法选择对模型估计造成影响，本文进一步分别采用卡尺内最近邻匹配和核匹配方法对样本进行处理，进而使用处理后的数据分别对模型进行重新估计，结果见表 7。无论使用卡尺内最近邻匹配方法还是使用核匹配方法处理数据， $FTZ \times time$ 的估计系数在大小、符号和显著性上与上文回归结果均无较大变化，进一步验证了上文回归结果的稳健性。

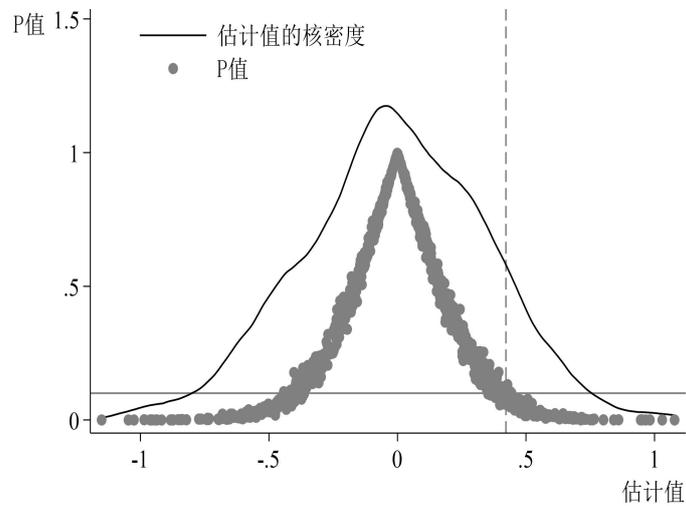
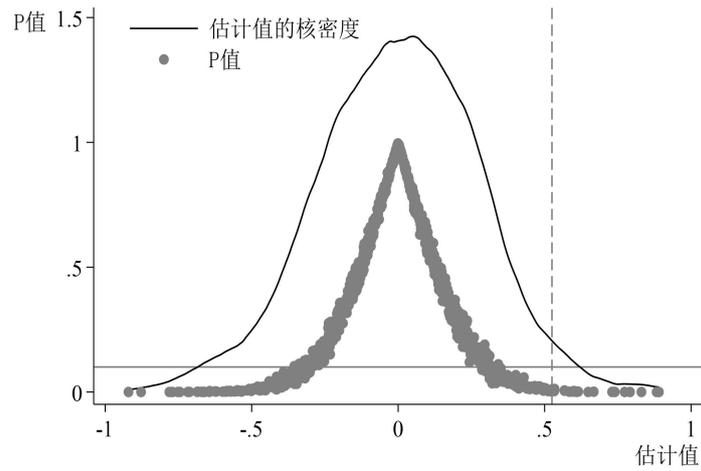
表 7 更换匹配方法后模型的估计结果

变量	卡尺内最近邻匹配			核匹配		
	<i>Trade</i>	<i>Export</i>	<i>Import</i>	<i>Trade</i>	<i>Export</i>	<i>Import</i>
$FTZ \times time$	0.290***	0.216***	0.220***	0.290***	0.206***	0.238***
	(0.02)	(0.02)	(0.04)	(0.02)	(0.02)	(0.04)
常数项	30.415***	44.590***	-55.752***	-4.146**	-2.545	-14.498***
	(3.71)	(3.59)	(10.21)	(1.64)	(1.59)	(5.36)
控制变量	是	是	是	是	是	是
国家固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
产品固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	348951	269215	147048	240726	192518	95208
R ²	0.329	0.391	0.282	0.332	0.393	0.287

注：括号内为稳健性标准误；*、**和*** 分别表示在 10%、5%和 1%的显著性水平上通过了统计检验。

2. 安慰剂检验。为了进一步检验上文得出的政策效应是否是由国家—产品—年份层面不可观测因素的驱动，本文采用随机分配试点国家的方式进行安慰剂测试 (Cai et al., 2016)。具体而言，随机从 162 个国家中选取 19 个国家作为处理组，假设中国与这些国家建立了自贸区，其他国家则为非成员国，

以此构造“伪”处理组和对照组。本文分别将中国与各国的农产品贸易总额、出口额和进口额作为被解释变量进行 1000 次回归。图 3 报告的是随机制造处理组和对照组产生的安慰剂效应的概率密度分布情况。从结果可以看出，安慰剂效应的概率密度都集中在零点附近，而且系数的均值几乎为零，大多数估计值的 P 值都大于 0.1（见表 8）。另外，虚线为表 5 中 $FTZ \times time$ 的估计系数，在安慰剂检验中是明显的异常值，为极小概率事件。由此可以看出，本文得出的结论不太可能受到遗漏变量的干扰，回归结果非常稳健。



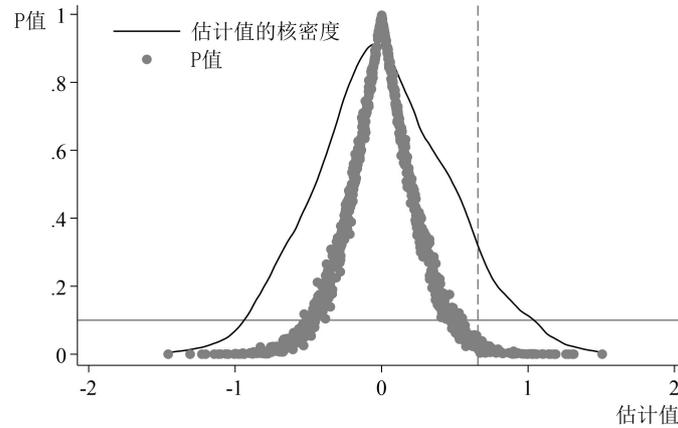


图3 安慰剂检验结果

注：曲线为估计系数的核密度分布，点是估计系数的P值，虚线为表5相对应的估计结果。

表8 安慰剂效应的统计分布情况

被解释变量	系数或P值	均值	25%分位	50%分位	75%分位	标准差	回归次数
Trade	系数	-0.0012	-0.1857	0.0068	0.1873	0.2724	1000
	P值	0.3901	0.1107	0.3367	0.6374	0.3057	1000
Export	系数	-0.0114	-0.2327	-0.0082	0.2354	0.3557	1000
	P值	0.3904	0.0985	0.3450	0.6779	0.3135	1000
Import	系数	0.0138	-0.2845	0.0027	0.3232	0.4563	1000
	P值	0.3701	0.0694	0.2973	0.6330	0.3151	1000

注：表中 Trade、Export 和 Import 分别代表的是农产品贸易总额、农产品出口额和农产品进口额。

3. 三重差分方法估计。双重差分估计策略并没有将中国自贸区建立之外其他政策的影响剔除干净，比如中国加入 WTO 这一“事件”可能会对中国农产品贸易造成一定影响，估计结果就会存在一定的误差^①。本文进一步使用三重差分方法来解决上述问题，并对上文研究结论进行稳健性分析。具体而言，用中国 HS92 六位代码各类农产品的最惠国适用关税历年平均值数据^②，按照产品关税大小将农产品分为两大类，即高关税农产品和低关税农产品。由于中国与伙伴国自贸区协定的生效实际上是在 WTO 框架下最惠国待遇基础上的进一步贸易自由化，所以相对于高关税农产品而言，原本低关税农产品在协定生效之后，关税降低幅度较小。若自贸区农产品贸易效应显著，则相对于低关税农产品而言，高关税农产品受自贸区建立影响应该更大。为验证上述想法，本文构建如下计量模型：

$$Ari_Trade_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 FTZ_i \times time_{it} + \beta_2 FTZ_i \times time_{it} \times Tariffc_j + \beta_3 Tariffc_j + \lambda X + \gamma_t + \mu_i + \eta_j + \varepsilon_{ijt} \quad (17)$$

^①由于本文使用的是 1995~2017 年跨国面板数据，而且 2001 年中国加入 WTO，DID 模型差分处理组和对照组存在是否加入 WTO 的差异，可能会使自贸区农产品贸易效应估计产生一定的误差。

^②数据来源：WTO 综合数据库 (IDB)，该数据库汇总了 2010~2017 年中国各类产品的具体关税水平。

(17) 式^①中, $Tariffc_j$ 为虚拟变量, 当 j 类农产品为最惠国待遇下高关税农产品时, 取值为 1; 当 j 类农产品为最惠国待遇下低关税农产品时, 取值为 0。

表 9 报告了三重差分估计的平均处理效应, $FTZ \times time \times Tariffc$ 的估计系数是本文关注的重点。从回归结果来看, 第 (1) 列、第 (2) 列和第 (3) 列中, $FTZ \times time \times Tariffc$ 的估计系数在 1% 的显著性水平上通过了统计检验, 且都为正, 说明无论是农产品贸易总额、农产品进口额还是农产品出口额, 中国与伙伴国自贸区协定的生效对最惠国待遇下高关税农产品的影响更大, 说明中国自贸区建立对农产品贸易影响回归结果较为稳健, 并未受到其他政策干扰。

表 9 三重差分估计结果

变量	(1)	(2)	(3)
	<i>Trade</i>	<i>Export</i>	<i>Import</i>
$FTZ \times time \times Tariffc$	0.304*** (0.05)	0.330*** (0.05)	0.477*** (0.09)
$FTZ \times time$	0.049 (0.05)	-0.077 (0.06)	-0.114 (0.10)
$Tariffc$	-0.085 (0.24)	-0.131 (0.27)	-0.260 (0.39)
常数项	2.717 (3.57)	0.408 (3.83)	21.007*** (7.44)
控制变量	是	是	是
国家固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
产品固定效应	是	是	是
样本量	80458	63497	36100
R ²	0.361	0.437	0.295

注: 括号内为稳健性标准误; *、** 和*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的显著性水平上通过了统计检验。

五、农产品贸易效应来源机制与福利效应的识别

贸易创造效应和贸易转移效应是自贸区成员国间贸易扩张和福利效应的两个渠道(Carrere, 2006), 那么, 中国自贸区建立带来的成员国间农产品贸易增长, 是来自于农产品贸易创造效应还是贸易转移效应? 成员国福利又如何变化? 为此, 需要进一步分析并对上文提出的研究假说进行验证。

(一) 农产品贸易效应分解与福利效应判断

传统理论基本上都是从进口角度分析福利效应, 由于中国对自贸区伙伴国出口农产品相当于伙伴国从中国进口农产品, 所以进口角度可以识别出自贸区协定生效之后中国福利的变化, 出口角度则可以识别出自贸区协定生效之后贸易伙伴国福利的变化。研究自贸区农产品贸易效应, 不仅要关注自贸

^① (17) 式中, 因变量使用的是中国与各国 HS1992 六位代码的分产品数据, 与 (14) ~ (16) 式相同。

区成员国间农产品贸易规模和方向的变化，更要考察自贸区成员国与非成员国间农产品贸易规模和方向的变化。根据（15）式和（16）式， FTZ_{it}^2 的系数若为正且显著，说明中国与伙伴国自贸区协定生效之后，并未导致成员国与非成员国农产品贸易的下降，成员国间农产品贸易的增长主要是贸易创造效应的作用；若 FTZ_{it}^2 的系数显著为负，说明贸易转移效应显著，成员国间农产品贸易的增长以与非成员国农产品贸易的下降为代价，贸易转移效应会导致成员国福利的损失，最终成员国福利增长还是下降取决于贸易创造效应和贸易转移效应的相对大小。表 10 为自贸区对农产品贸易影响来源和福利效应的识别方法。

表 10 自贸区对农产品贸易影响渠道和福利效应识别方法

回归系数	进口		回归系数	出口	
	效应分解	福利效应		效应分解	福利效应
$\alpha_1 > 0, \alpha_2 > 0$	TC	$W_m > 0$	$\beta_1 > 0, \beta_2 > 0$	TC	$W_h > 0$
$\alpha_1 > 0, \alpha_2 < 0$ $ \alpha_1 > \alpha_2 $	TC 和 TD	$W_m > 0$	$\beta_1 > 0, \beta_2 < 0$ $ \beta_1 > \beta_2 $	TC 和 TD	$W_h > 0$
$\alpha_1 > 0, \alpha_2 < 0$ $ \alpha_1 < \alpha_2 $	TD	$W_m < 0$	$\beta_1 > 0, \beta_2 < 0$ $ \beta_1 < \beta_2 $	TD	$W_h < 0$

注：表中 α_1 、 α_2 、 β_1 和 β_2 为（15）式和（16）式中对应变量的系数。TC和TD分别表示农产品贸易创造效应和农产品贸易转移效应； W_m 和 W_h 分别代表自贸区协定生效之后，母国和贸易伙伴国福利的变化。

（二）中国农产品贸易增长来源分解及福利的变化

本文使用PPML估计方法对（15）式和（16）式进行回归，估计结果见表11和表12。 FTZ_{it}^1 和 FTZ_{it}^2 的估计系数在1%的显著性水平上通过了统计检验。从估计系数的方向来看，在第（1）列和第（3）列的估计结果中， FTZ_{it}^1 的系数 α_1 大于0，在第（2）列和第（3）列的估计结果中， FTZ_{it}^2 的系数 α_2 小于0，并且 $|\alpha_1| > |\alpha_2|$ 。从进口角度来看，当 $\alpha_1 > 0$ ， $\alpha_2 < 0$ 且 $|\alpha_1| > |\alpha_2|$ 时，自贸区农产品贸易促进效应等同于农产品贸易创造效应和农产品贸易转移效应之和，而且由于 $|\alpha_1| > |\alpha_2|$ ，农产品贸易创造效应要大于农产品贸易转移效应（见表10和表11）。这说明，对于中国来说，农产品贸易创造效应和贸易转移效应同时存在于自贸区建立对中国农产品贸易的影响中，但从影响程度来看，贸易创造效应的影响更大。中国与伙伴国自贸区协定的生效，主要是自身低效率的农产品生产被高效率的贸易伙伴国生产所替代，因此，自贸区建立带来了中国福利的改进。

表 11 中国农产品贸易增长来源分解及福利效应

	(1)	(2)	(3)
FTZ^1	0.0651*** (0.0025)	—	0.0604*** (0.0028)
FTZ^2	—	-0.0305*** (0.0020)	-0.0082*** (0.0022)
常数项	1.6538*** (0.0285)	1.5250*** (0.0286)	1.6312*** (0.0292)

控制变量	是	是	是
国家固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
产品固定效应	是	是	是
样本量	148161	148161	148161

注：括号内为稳健性标准误；*、**和*** 分别表示在 10%、5%和 1%的显著性水平下通过检验。

（三）自贸区伙伴国农产品贸易增长来源分解及福利效应

表 12 为自贸区伙伴国农产品贸易增长来源分解及福利效应。 FTZ_{it}^1 和 FTZ_{it}^2 的估计系数在 1%的显著性水平上都通过了统计检验。从估计系数的方向来看，在第(1)列和第(3)列的估计结果中， FTZ_{it}^1 的系数 β_1 大于 0；在第(2)列和第(3)列的估计结果中， FTZ_{it}^2 的系数 β_2 大于 0。从出口角度来看，当 $\beta_1 > 0$ 且 $\beta_2 > 0$ 时，成员国间农产品贸易的增长主要是贸易创造效应的作用，成员国间农产品贸易的增长并未导致成员国与非成员国间农产品贸易的下降（见表 10 和表 12）。这说明，自贸区建立带来的中国自贸区伙伴国农产品贸易的变化是通过贸易创造效应渠道产生的，同时其福利也得到有效提升。

表 12 自贸区伙伴国农产品贸易增长来源分解及福利的影响变化

	(1)	(2)	(3)
FTZ^1	0.0184*** (0.0014)	—	0.0390*** (0.0016)
FTZ^2	—	0.0167*** (0.0010)	0.0303*** (0.0012)
常数项	1.7183*** (0.0138)	1.7316*** (0.0138)	1.7885*** (0.0140)
控制变量	是	是	是
国家固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
产品固定效应	是	是	是
样本量	279891	279891	279891

注：括号内为稳健性标准误；*、**和*** 分别表示在 10%、5%和 1%的显著性水平上通过了统计检验。

以上分析表明，无论是中国还是自贸区伙伴国，自贸区协定的生效带来的农产品贸易增长主要是来源于贸易创造效应，而并非对成员国与非成员国之间的贸易替代，因此，中国与自贸区伙伴国都会获得福利改进，从而验证了本文提出的假说 1 和假说 2。

六、结论和启示

本文通过构建理论模型探讨了自贸区农产品贸易效应和福利效应的生成机理。理论推导表明，自贸区建立之后，成员国间农产品贸易壁垒的削减，产生了显著的农产品贸易促进效应。由于农产品贸易创造效应大于农产品贸易转移效应，使得成员国福利增加。在理论分析的基础上，本文将中国与贸易伙伴国自贸区协定的生效视为一次“准自然”实验，使用 1995~2017 年中国与各国农产品贸易数据，

利用 PSM-渐进 DID，并结合安慰剂检验和三重差分估计等方法，考察自贸区建立对农产品贸易与福利的影响及其内在影响机制。实证结果表明：中国自贸区建立有效促进了中国与自贸区伙伴国农产品贸易的增长。由于中国农业比较优势在不断下降，相对于出口，中国从伙伴国进口的农产品增长更快。从农产品贸易效应来源来看，对于中国来说，贸易创造效应和贸易转移效应同时存在于自贸区对中国农产品贸易的影响中，且贸易创造效应的影响更大；对自贸区伙伴国而言，自贸区协定生效之后，农产品贸易促进效应的产生主要来自于贸易创造效应。因此，中国与友好国家自贸区的建立有力促进了中国与该国福利的改进。

本文研究对推动农业高质量对外开放和自贸区相关政策的落实具有启示意义。中国与相关国家自贸区的建立，不仅促进了中国和其农产品贸易的发展，而且显著提升了双方的福利。因此，在贸易保护主义不断抬头、以美国为首的发达国家贸易保护措施频频出台的国际大背景下，继续推动自贸区建立，既是中国有效应对逆全球化潮流、主动应对少数发达国家对中国对外贸易采取不公平政策的路径选择，也是中国积极参与全球农产品贸易规则制定，重构农产品公平贸易规则的重要战略手段。

参考文献

- 1.曹吉云、佟家栋，2011：《两经济体建立自由贸易区的影响因素研究》，《经济管理》第11期。
- 2.李荣林、于明言，2014：《亚洲区域贸易协定的贸易效应——基于 PSM 方法的研究》，《国际经贸探索》第12期。
- 3.钱进，2017：《中国签订多重自由贸易协定有利于提升双边贸易额吗？——基于 2SLS 的实证分析》，《经济体制改革》第6期。
- 4.任胜钢、郑晶晶、刘东华、陈晓红，2019：《排污权交易机制是否提高了企业全要素生产率——来自中国上市公司的证据》，《中国工业经济》第5期。
- 5.谭丹，2018：《中国和东盟双视角下 CAFTA 的农产品贸易效应研究》，《统计与决策》第16期。
- 6.徐芬，2018：《中国农产品进口的三元分解与自贸区贸易效应研究》，中国农业大学博士学位论文，<https://cdmd.cnki.com.cn/Article/CDMD-10019-1018065356.htm>。
- 7.原瑞玲，2014：《自由贸易区农产品贸易效应及其测度研究》，中国农业大学博士学位论文，<https://cdmd.cnki.com.cn/Article/CDMD-10019-1014221391.htm>。
- 8.周曙东、崔奇峰，2010：《中国—东盟自由贸易区的建立对中国进出口贸易的影响——基于 GTAP 模型的模拟分析》，《国际贸易问题》第3期。
- 9.Almond, D., Li H. and Zhang S., 2019, "Land Reform and Sex Selection in China", *Journal of Political Economy*, 127(2): 560-585.
- 10.Baier, S. L. and Bergstrand J. H., 2002, "On the Endogeneity of International Trade Flows and Free Trade Agreements", The American Economic Association Annual Meeting Working Paper, <http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.196.3401&rep=rep1&type=pdf>.
- 11.Baier, S. L. and Bergstrand J. H., 2007, "Do Free Trade Agreements Actually Increase Members' International Trade?",

Journal of International Economics, 71(1): 72-95.

12. Baier, S. L. and Bergstrand J. H., 2004, "Economic Determinants of Free Trade Agreements", *Journal of International Economics*, 64(1): 29-63.

13. Bertrand, M., Duflo E. and Mullainathan S., 2004, "How Much Should We Trust Differences-In-Differences Estimates?", *The Quarterly Journal of Economics*, 119(1): 249-275.

14. Blundell, R. and Dias M. C., 2009, "Alternative Approaches to Evaluation in Empirical Microeconomics", *Journal of Human Resources*, 44(3): 565-640.

15. Brander, J. and Krugman P., 1983, "A 'Reciprocal Dumping' Model of International Trade", *Journal of International Economics*, 15(3-4): 313-321.

16. Burger, M., Van Oort F. and Linders G., 2009, "On the Specification of the Gravity Model of Trade: Zeros, Excess Zeros and Zero-Inflated Estimation", *Spatial Economic Analysis*, 4(2): 167-190.

17. Cai, X., Lu Y., Wu M. and Yu L., 2016, "Does Environmental Regulation Drive Away Inbound Foreign Direct Investment? Evidence from a Quasi-Natural Experiment in China", *Journal of Development Economics*, 123(6): 73-85.

18. Cao, J., 2015, "The Consideration of Hub - and - Spoke Status in FTA Formation", *Bulletin of Economic Research*, 67(4): 382-392.

19. Carrere, C., 2006, "Revisiting the Effects of Regional Trade Agreements on Trade Flows with Proper Specification of the Gravity Model", *European Economic Review*, 50(2): 223-247.

20. Cole, M. T. and Guillin A., 2015, "The Determinants of Trade Agreements in Services VS. Goods", *International Economics*, 144(4): 66-82.

21. Correia, S., Guimaraes P. and Zylkin T. Z., 2020, "Fast Poisson Estimation with High-Dimensional Fixed Effects", *The Stata Journal*, 20(1): 95-115.

22. Darma, W. S. and Hastiadi F. F., 2019, "Trade Creation and Trade Diversion Effects of the ASEAN-China FTA, ASEAN-Korea FTA, and ASEAN-India FTA Implementation on the Export of Indonesia's Food and Beverages Industry Products, in Hastiadi F. (eds.) *Globalization, Productivity and Production Networks in ASEAN*, Berlin: Springer, pp. 147-168.

23. Eichengreen, B. and Irwin D. A., 1998, "The Role of History in Bilateral Trade Flows", in Frankel, J. A. (eds.) *The Regionalization of the World Economy*, Chicago: University of Chicago Press, pp. 33-62.

24. Foster, N., Poeschl J. and Stehrer R., 2011, "The Impact of Preferential Trade Agreements on the Margins of International Trade", *Economic Systems*, 35(1): 84-97.

25. Goto, J. and Hamada K., 1999, "Regional Economic Integration and Article XXIV of the GATT", *Review of International Economics*, 7(4): 555-570.

26. Hansen, C. B., 2007, "Generalized Least Squares Inference in Panel and Multilevel Models with Serial Correlation and Fixed Effects", *Journal of Econometrics*, 140(2): 670-694.

27. Herath, H., 2014, "Impacts of ASEAN Free Trade Agreement (AFTA) on Agrifood Trade Creation and Trade Diversion", SSRN Working Paper, <https://ssrn.com/abstract=2463710>.

28. Heyman, F., Sjöholm F. and Tingvall P. G., 2007, "Is There Really a Foreign Ownership Wage Premium? Evidence from Matched Employer-Employee Data", *Journal of International Economics*, 73(2): 355-376.
29. Jagdambe, S. and Kannan E., 2020, "Effects of ASEAN-India Free Trade Agreement on Agricultural Trade: The Gravity Model Approach", *World Development Perspectives*, <https://www.sciencedirect.com/science/article/abs/pii/S2452292918301668>.
30. Jayasinghe, S. and Sarker R., 2008, "Effects of Regional Trade Agreements on Trade in Agrifood Products: Evidence from Gravity Modeling Using Disaggregated Data", *Review of Agricultural Economics*, 30(1): 61-81.
31. Jayathilaka, R. and Keembiyahetti N., 2009, "Adverse Selection Effect for South Asian Countries in FTA Formation: An Empirical Study on the Determinants of FTA among the Bilateral Trading Partners", *South Asia Economic Journal*, 10(1): 1-30.
32. Jin, H. J., Koo W. W. and Sul B., 2006, "The Effects of the Free Trade Agreement among China, Japan and South Korea", *Journal of Economic Development*, 31(2): 55.
33. Krishna, P. and Mitra D., 1998, "Trade Liberalization, Market Discipline and Productivity Growth: New Evidence from India", *Journal of Development Economics*, 56(2): 447-462.
34. Krugman, P., 1980, "Scale Economies, Product Differentiation, and the Pattern of Trade", *The American Economic Review*, 70(5): 950-959.
35. Krugman, P., 1989, "Is Bilateralism Bad?", NBER Working Papers, <http://www.nber.org/papers/w2972>.
36. Krugman, P., 1991, "The Move Toward Free Trade Zones", *Economic Review*, 76(6): 5-25.
37. Lee, G. and Lim S. S., 2015, "FTA Effects on Agricultural Trade with Matching Approaches", *Economics: The Open-Access, Open-Assessment E-Journal*, 9 (2015-43): 1-26.
38. Li, S., Liu Y., Purejav A., and Yang L., 2019, "Does Subway Expansion Improve Air Quality?", *Journal of Environmental Economics and Management*, 96(4): 213-235.
39. Magee, C. S., 2008, "New Measures of Trade Creation and Trade Diversion", *Journal of International Economics*, 75(2): 349-362.
40. Magee, C. S., 2003, "Endogenous Preferential Trade Agreements: An Empirical Analysis", *Contributions in Economic Analysis & Policy*, 2(1): 1-19.
41. Mansfield, E. D. and Pevehouse, J. C., 2000, "Trade Blocs, Trade Flows, and International Conflict", *International Organization*, 54(4): 775-808.
42. Marquez-Ramos, L. and Martinez-Zarzoso, I., 2009, "The Effect of Technological Innovation on International Trade: A Nonlinear Approach", *Economics: The Open-Access, Open-Assessment E-Journal*, 4 (2010-11): 1-37.
43. Mujahid, I., and Kalkuhl M., 2016, "Do Trade Agreements Increase Food Trade?", *The World Economy*, 39(11): 1812-1833.
44. Okabe, M. and Urata S., 2014, "The Impact of AFTA on Intra-AFTA Trade", *Journal of Asian Economics*, 35(6): 12-31.
45. Pfaermayr, M., 2020, "Trade Creation and Trade Diversion of Regional Trade Agreements Revisited: A Constrained Panel Pseudo-Maximum Likelihood Approach", *Review of World Economics*, 156(4): 985-1024.
46. Regmi, A., Gehlhar M. J., Wainio J., Vollrath T. L., Johnston P. V. and Kathuria, N., 2005, "Market Access for High-Value

Foods”, *Agricultural Economics Reports*, <https://ideas.repec.org/p/ags/uerser/33999.html>.

47. Rosenbaum, P. R. and Rubin D. B., 1985, “Constructing a Control Group Using Multivariate Matched Sampling Methods that Incorporate the Propensity Score”, *The American Statistician*, 39(1): 33-38.

48. Silva, J. S. and Tenreyro S., 2006, “The Log of Gravity”, *The Review of Economics and Statistics*, 88(4): 641-658.

49. Suranovic, S., 2010, *International Trade: Theory and Policy*, Berlin: Springer Science & Business Media.

50. Urata, S. and Okabe M., 2014, “Trade Creation and Diversion Effects of Regional Trade Agreements: A Product-Level Analysis”, *The World Economy*, 37(2): 267-289.

51. Viner, J., 1950, *The Customs Union Issue*, London: Oxford University Press.

52. Yang, S. and Martínez-Zarzoso I., 2014, “A Panel Data Analysis of Trade Creation and Trade Diversion Effects: The Case of ASEAN-China Free Trade Area”, *China Economic Review*, 29(2): 138-151.

(作者单位：华南农业大学经济管理学院)

(责任编辑：云 音)

Agricultural Trade and Welfare Effects of Free Trade Zones: Theory and Evidence from China

ZENG Huasheng TAN Yanwen

Abstract: The construction and development of free trade zones (FTZ) has important strategic significance for promoting the formation of a new pattern of China’s agricultural opening up, expanding diversified import channels of agricultural products, and expanding the export of advantageous agricultural products. This article establishes a theoretical model to analyze the internal mechanism of the impact of FTZ on agricultural trade and welfare, uses the PSM-progressive DID and DDD methods to estimate the agricultural product trade effect of China’s FTZ strategy, and further analyzes the impact of FTZ on the social welfare of member states by decomposing the agricultural trade effect. The study finds that the implementation of China’s FTZ strategy has effectively promoted the growth of agricultural trade between China and its partners, and the growth rate of imports is greater than that of exports. Among them, the trade creation effect plays a major role, thus improving the social welfare of China and its trading partners.

Keywords: Free Trade Zone; Agricultural Trade Effect; Trade Creation Effect; Trade Diversion Effect; Welfare Effect