

自由贸易区战略、贸易二元边际与福利水平

杨 勇 张晓婷 李 锴

摘要：本文依据量化贸易理论建立分析框架，并基于1998—2018年中国HS6分位贸易数据，分析自由贸易区战略对中国福利水平的影响与机制。研究表明：贸易自由化对中国福利水平的提升幅度约为28%；通过双重差分和工具变量方法估计自由贸易区战略对福利水平的作用，结果显示自由贸易区战略对福利水平的影响约为5%；机制分析结果显示扩展边际是自由贸易区战略提升福利水平的主要渠道，且相对于关税，政策性固定成本通过扩展边际对福利水平的影响更明显。

关键词：自由贸易区战略；贸易边际；Bartik 工具变量；福利水平

[中图分类号] F74 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4670 (2022) 8-0156-19

引 言

区域贸易自由化是中国贸易开放的重要组成，也是中国政府应对贸易保护主义和单边主义威胁的重要手段。21世纪以来，中国主动实施自由贸易区战略（FTA Strategy），目前已先后签署21个FTA协定，和26个经济体建立了自由贸易关系，并正与越来越多的经济体展开FTA谈判或进行谈判前准备。相应地，受FTA协议规范的中国对外贸易量也在逐年增长，截止到2021年，近35%的外贸流量已被FTA协议纳入管辖范围。虽然FTA促进成员方经济增长和提升福利水平的结论已经被理论和实证研究反复证实（Head and Mayer, 2014^[1]；Baier et al., 2018^[2]），但专门对中国FTA的福利效应进行事后评估的成果到目前仍不多见。

贸易政策的福利效应是指由政策变动冲击导致的该国实际消费相对于封闭状态的改变（Costinot and Rodriguez-Clare, 2014）^[3]。但FTA福利效应的事后分析在理论与实证方面均非易事：理论方面，虽然Eaton和Kortum（2002）^[4]的EK模型、Arkolakis等（2012）^[5]的ACR模型促进量化贸易理论不断发展并统一了贸易政策福利效应的评估范式，但是现实中的贸易自由化由多边、诸边、双边与单边自由贸易政策共同推动，因而理论研究还需要进一步延伸，分离FTA的作用机制以对实

[收稿日期] 2021-12-29

[基金项目] 国家自然科学基金面上项目“环境规制与（中国式）产能过剩的防治：基于空间经济理论与实证方法的研究”（71873097）；国家自然科学基金面上项目“企业区位再选择与地区生产率提升政策”（71373189）

[作者信息] 杨勇：武汉大学经济发展研究中心、美加经济研究所副教授，电子信箱 yyayuy@163.com；张晓婷：武汉大学经济与管理学院硕士研究生；李锴：武汉大学经济与管理学院副教授

证研究进行指引；实证方面，贸易政策变量的弹性估计一直面临内生性问题的严峻挑战，虽然“多边阻力革命”兴起和实证方法进步部分解决了内生性问题（Redding and Venables, 2004）^[6]，但是有待解决的问题依然不少。

本文在量化贸易模型下建立研究框架，首先从理论上分析 FTA 对中国福利水平的作用机制，并运用 1998—2018 年中国与 160 个贸易伙伴的 HS6 分位贸易数据，通过泊松伪最大似然估计法（PPML）分组估计中国与贸易伙伴的政策性可变贸易成本弹性，进而根据结果计算中国贸易自由化的福利水平，最后使用双重差分（DID）、Bartik 工具变量和 Lewbel 工具变量等方法评估 FTA 战略对中国福利水平的效应。相较于此前研究，本文可能的边际贡献如下：

第一，较为准确地估计国别贸易弹性并测算中国贸易自由化的福利水平。贸易弹性指一国（地区）贸易量对于外生贸易政策的弹性，准确估计政策性可变贸易成本弹性是测算 FTA 战略福利效应的前提。本文根据贸易弹性估计方法的最新进展解决各类内生性偏误，得到中国进口贸易弹性的中位数为 0.81，接近卢向前和戴国强（2005）^[7]测得的 0.97。本文进一步根据量化贸易理论，测算出中国贸易自由化对福利水平的提升幅度约为 28%，经过相关研究结果的校验，本文的估计结果客观可信。

第二，客观评价 FTA 战略对中国贸易福利水平影响的大小与作用机制。Caliendo 和 Parro（2015）^[8]分析了北美自由贸易区（NAFTA）成立的关税变化对全球贸易和福利的影响，确定了结构式方法估计 FTA 福利效应的范式。本文着眼于中国 FTA 战略对中国贸易福利水平的作用，主要通过多期 DID 等简约式估计方法进行分析。综合反事实估计结果，发现 FTA 战略对中国福利水平的提升幅度约为 5%。相比 Caliendo 和 Parro（2015）的研究，本文在方法上更为简单，对数据可得性要求更低，研究结果同样稳健可信。

一、文献综述

本文根据量化贸易理论研究 FTA 战略对中国福利水平的影响与机制，相关研究已经积累了丰富的成果，本文将从理论和实证两个方面梳理既有代表性研究成果。

贸易政策福利效应是贸易理论研究的核心。始于比较优势理论的传统贸易理论衍生出系列贸易模型，研究不同市场结构和技术水平下的贸易利得与分配。贸易政策福利效应的理论发展经历了从传统贸易理论到量化贸易理论，从量化贸易理论到新量化贸易理论两个阶段。在这个过程中，用于量化贸易效应的引力方程的理论基础也不断被完善，并从传统引力模型扩展为结构引力方程模型。

（一）从传统贸易模型到量化贸易模型

比较优势理论极大地推动了国际贸易理论发展，在完全竞争条件下贸易开放使得消费能脱离生产可能性边界的约束并实现帕累托最优。Krugman（1979）^[9]把垄断竞争引入贸易理论，发现产品替代弹性影响贸易壁垒对贸易流量的作用，在同质性企业和可变运输成本假设下，产品间的替代弹性越高，贸易壁垒对两国（地区）

贸易流量的影响越大。Bernard 等 (2003)^[10] 扩展李嘉图模型以适用于多国家 (地区)、地理障碍和不完全竞争, 证明出口成本在细分市场中的重要性, 以及生产者之间的效率差异在产生市场势力、衡量生产率和克服地理障碍能力异质性方面的重要性。Chaney (2008)^[11] 将企业异质性和出口固定成本纳入引力模型, 发现企业规模越分散, 固定成本对出口的影响就越小, 大企业克服这些固定成本相对容易, 当商品具有更大的可替代性时, 总贸易流量对贸易壁垒的敏感性较低。

EK 模型奠定了量化贸易理论的基础。Eaton 和 Kortum (2002) 基于比较优势理论, 从供给侧将影响两国 (地区) 贸易的因素分为技术差异和贸易阻力, 并将每种商品的生产率设为服从 Frechet 分布的随机变量, 得到了与引力方程形式同构的均衡解, 证明生产成本较低、生产率较高以及双边贸易成本较低的产品有较大的出口概率。EK 模型同时适用于不同竞争条件, 贴近贸易数据并将引力方程一般均衡化, 且通过估计结构化参数进行识别, 为使用反事实方法评估贸易政策提供便利。Anderson 和 Wincoop (2003)^[12] 以需求侧为切入点, 设定价格为内生变量, 消费者满足 CES 效用函数并偏好多样化产品, 生产者在垄断竞争市场条件下进行生产, 双边贸易流量不仅取决于双边贸易成本, 以 GDP 比重加权的多边阻力因子作为多边阻力项, 在理论上推导出引力模型。EK 模型与 Anderson 和 Wincoop (2003) 均肯定贸易成本或距离与贸易流量的反比关系, 但 EK 模型强调贸易成本或地理距离增加时, 出口产品范围缩小; Anderson 和 Wincoop (2003) 强调贸易成本或地理距离增加时, 消费者对进口产品的支出下降。Eaton 等 (2013)^[13] 进一步将企业视为在连续状态下的一个点, 在模型中引入企业异质性和内生性进入成本, 将市场总体与单个企业间的相互作用联系起来, 为国际贸易中的经验研究提供了新视角。

(二) 从量化贸易模型到新量化贸易模型

Redding (2011)^[14] 基于 EK 模型建立多产品企业的一般均衡模型, 将产品生产率分解为企业“能力”和产品“专业知识”的组合。贸易自由化诱导企业放弃生产能力较弱的产品, 迫使生产能力较低的企业退出, 从而促进企业内部、企业之间及总体生产率的生长。自由化后出口商的产品种类减少, 但国外销售份额以及每种产品的出口额增加, 这种调整在比较优势产业中表现得更为明显。Arkolakis 等 (2012) 提出 ACR 模型, 根据垄断竞争、企业异质性和边际成本加成定价假设, 采用 DS 效用函数并将超对数需求函数引入模型, 证明在 Armington (1969)^[15]、EK (2002) 等不同市场结构和技术条件下, 福利效应均可简化为仅使用消费本国产品占总支出的份额与贸易弹性两个变量进行估算, ACR 模型统一了不同市场结构下的引力模型和贸易福利分析, 提供了相对简化且统一的贸易福利量化方法。Head 和 Mayer (2014) 假设异质性企业生产率由帕累托分布变为对数正态分布, 既部分保持了帕累托分布特征, 又解决了帕累托分布仅观察到企业分布右尾的问题, 更符合企业的完全分布。Baier 等 (2018) 肯定贸易弹性估计在贸易政策福利效应研究中的作用, 并证明在 1 358 个北北、南北和南南国家 (地区) 对之间, 95%~99% 的福利可用异质性经济一体化协议 (EIAs) 的偏处理效应解释。自此,

新量化贸易模型形成了完整的理论构建,国际贸易福利研究进入新的发展阶段。

贸易政策福利效应的实证研究一般分为事前与事后分析两个方向。事后分析始于传统引力模型,随着传统引力模型的理论基础不断被完善,并逐渐发展出量化贸易模型和新量化贸易模型,传统引力模型也被扩展为结构引力方程模型。

引力方程被广泛运用于贸易政策效应的事后分析,准确估计贸易流量对贸易政策的弹性面临三类内生性问题的挑战:遗漏变量、测量偏误与选择偏误。贸易流量对贸易政策引致的可变与固定贸易成本极度敏感,因此遗漏变量会导致贸易弹性的估计结果有偏与无效(Bergstrand et al., 2015)^[16]。同时,不同 FTA 协议的自由化水平不一致,实证分析中一般设定共同的平均偏效应,这是测量误差的来源(Baier et al., 2014)^[17]。此外,零贸易值问题会影响国家(地区)选择,传统研究中天然地忽略或通过 Tobit 截尾去掉零贸易值会高估 FTA 的弹性(Head and Mayer, 2014)。

设置多边阻力项和固定效应来捕捉不同理论中的贸易阻力,是贸易弹性估计实证方法上的重要创新(Redding and Venables, 2004),通过设置标准贸易阻力项,包括地理变量(双边距离、共同边界、毗邻关系等)、文化变量(宗教相似性、共同语言等)及制度变量(法律渊源、殖民地关系等),部分解决了遗漏变量问题。随后,在面板数据引力模型中设置虚拟变量和固定效应,被证明可以获得 EIAs 对贸易流量影响平均处理效应的无偏一致的估计结果,这使得计算 EIAs 福利效应成为可能(Head and Mayer, 2014; Baier et al., 2018)。Baier 等(2019)^[18]允许不同 FTA 存在异质性偏效应,通过各种协议的特定估计解决测量误差偏误。对于 FTA 协议的非外生,即经济体是否签署或与哪个国家(地区)签署 FTA 并非随机确定,而是内生决定于基于贸易流量与贸易边际的一系列个体特征自我选择,在既有研究中,横截面数据常利用工具变量,而面板数据则通过固定效应和一阶差分来处理(Lee and Swagel, 1997^[19]; Kohl, 2014^[20])。

对于贸易福利收益的实证检验, Costinot 和 Rodriguez-Clare (2014)综合已有研究成果,提出由结构引力方程和双边贸易数据综合估计外生可变成本的贸易弹性,并据此计算贸易自由化福利效应,以考察贸易自由化对一国(地区)消费者整体福利的影响,研究在不同市场结构、异质性企业和多行业、多生产要素与中间品贸易等不同假设条件下的贸易福利问题。他们根据简单 Armington 模型计算国家(地区)贸易收益,其中三个国家的贸易收益低于 2%:巴西(1.5%)、日本(1.7%)和美国(1.8%),并且发现小国从贸易中获得的收益往往更大,预计涨幅最大的是斯洛伐克(7.6%)、爱尔兰(8.0%)和匈牙利(8.1%)。此外,还有一些专门针对中国贸易政策评估的事后研究多聚焦于贸易效应以及异质性(许亚云等, 2020^[21]; 江涛和覃琼霞, 2022^[22])。

综上,关于中国 FTA 政策贸易效应的研究较为丰富,但对 FTA 战略的福利效应进行事后评估的研究则较为稀缺。本文在量化贸易模型下建立分析框架,估计具有贸易伙伴异质性的贸易弹性,计算中国与不同贸易伙伴进行贸易的福利所得,并分析 FTA 战略对中国贸易福利的影响效果和作用机制。

二、模型与方法

为了分析 FTA 战略对中国福利水平的影响与机制,本文基于量化贸易理论建立如下理论与实证分析框架。

(一) 理论模型

本文理论模型基于 ACR (2012) 框架,假设存在 n 个经济体,每个经济体只投入劳动要素且劳动数量外生给定;工业部门处于垄断竞争状态,存在规模经济;由只生产单一产品的异质性企业构成且企业自由进出,经营利润为 0;单一行业且产品连续,企业在国外市场的经营不存在网络效应^①。

根据 Baier 等 (2018) 的研究,第 t 期经济体 i 与 j 之间的可变贸易成本 τ_{ijt} 由从价运费 fr_{ijt} 与从价关税 t_{ijt} 线性组成,即 $\tau_{ijt} = fr_{ijt} + t_{ijt}$;固定出口成本 A_{ijt} 由政策性固定出口成本 A_{ijt}^P 与非政策性(自然)固定出口成本 A_{ijt}^N 线性构成,即 $A_{ijt} = A_{ijt}^P + A_{ijt}^N$ 。异质性厂商生产率 ϕ 的概率密度函数定义为 $g(\phi) = \gamma\phi^{-(\gamma+1)}$, γ 为控制分布形态的异质性参数。零利润条件下进入 j 市场的厂商门槛生产率 φ_{ijt}^* 由下式决定:

$$[(w_{it}\tau_{ijt}/\rho P_{jt})^{1-\sigma}] [w_{jt}L_{jt}/\sigma] [(\varphi_{ijt}^*)^{\sigma-1}] = [w_{jt}(A_{ijt}^P + A_{ijt}^N)] \quad (1)$$

其中, $\rho = (\sigma-1)/\sigma$, $\sigma > 0$ 为工业品之间的替代弹性; P_{jt} 为经济体 j 的价格水平; w_{jt} 为 t 期经济体 j 的工资水平; L_{it} 为 t 期经济体 i 的劳动投入。给定 CES 效用函数,双边贸易流量可由以下引力方程给出:

$$X_{ijt} = [\sigma\gamma / (\gamma - \sigma + 1) (\alpha_{it} L_{it})] [w_{jt}] [(\varphi_{ijt}^*)^{-\gamma} A_{ijt}] \quad (2)$$

其中, X_{ijt} 为 t 期经济体 j 对 i 的总进口水平; $\alpha_{it} = (1-\sigma) / (\sigma\gamma/f_{it}^*)$, f_{it}^* 是厂商的进入成本。右边括号第三项代表收入不变时贸易政策 (τ_{ijt} 与 A_{ijt}) 变动对扩展贸易边际与贸易流量的偏效应 (Baier et al., 2018)。

定义经济体 j 从 i 的进口中获得的关税收入 $T_{ijt} = X_{ijt}t_{ijt} / (1 + t_{ijt})$, 并进一步定义 π_{jt} 为 t 期关税收入在经济体 j 的总支出中所占的比例,根据 Costinot 和 Rodriguez-Clare (2014) 的方法,结合式 (2) 可将 π_{jt} 表示为:

$$\pi_{jt} = \sum_{i=1 \rightarrow n} T_{ijt} / E_{jt} \quad (3)$$

其中, $E_{jt} = T_{jt} + Y_{jt}$, 为 t 期经济体 j 的需求水平, Y_{jt} 为 t 期经济体 j 的国民收入。将 λ_{jt} 定义为第 t 期经济体 j 的本国生产商品消费占总支出的份额,即 $\lambda_{jt} = (E_{jt} - X_{jt}) / E_{jt}$ 。在量化贸易模型框架下,对外贸易的福利水平可表示为:

$$G_{jt} = 1 - (1 - \pi_{jt}) \lambda_{jt}^{1/\epsilon} \quad (4)$$

量化贸易模型囊括了技术和市场结构差异,经济体间的贸易产品集 Ω_{ijt} 不再如 Amington 模型一样外生给定。考察 FTA 对福利水平的效应,经济体 i 根据在 j 市场的盈利性进行生产与出口决策, i 与 j 之间的 FTA 协定会影响可变与固定贸易成本并作用于出口价格,进而通过扩展边际 (Extensive Margin, EM) 和集约边际 (In-

^①Baier 等 (2018) 的研究中,固定出口成本中网络成本效应是企业异质性对贸易流量与边际的重要影响因素,由于本文主要从产品层面分析和度量 FTA 对贸易流量、边际与福利效应的作用,企业层面的异质性不是研究重点,从简化分析的角度出发去掉网络成本与效应。

tensive Margin, IM) 影响双边贸易流量 X_{ijt} (Costinot and Rodriguez-Clare, 2014)。根据 Hummels 和 Klenow (2005)^[23] 的研究, t 期经济体 i 出口到 j 的贸易边际被定义为:

$$EM_{ijt} = \sum_{m \in M_i} X_{jmt} / \sum_{m \in M} X_{jmt}; \quad IM_{ijt} = \sum_{m \in M_i} X_{ijmt} / \sum_{m \in M_i} X_{jmt} \quad (5)$$

其中, EM_{ijt} 与 IM_{ijt} 分别为 t 期经济体 i 对 j 的扩展与集约贸易边际, m 为第 m 类产品, 且 $m \in M_i$ 和 $m \in M$, M_i 与 M 分别为 j 从 i 和全球进口的产品集。根据贸易边际 HK 分解的性质, 即 $EM_{ijt}IM_{ijt} = X_{ijt}/X_{jt}$, 即有:

$$dX_{ijt}/X_{ijt} = dEM_{ijt}/EM_{ijt} + dIM_{ijt}/IM_{ijt}E_{jt} + dX_{jt}/X_{jt} \quad (6)$$

结合以上各式, 并定义 $\pi_{ijt} = T_{ijt}/E_{jt}$, 对福利水平 G_{jt} 求微分, 可得:

$$dG_{jt}/(1-G_{jt}) = [\pi_{ijt}/(1-\pi_{jt})] \times (dEM_{ijt}/EM_{ijt} + dIM_{ijt}/IM_{ijt}) \quad (7)$$

式 (7) 将经济体 j 从对 i 的贸易中获得的福利效应分解为两项^①, 即扩展边际变化量 dEM_{ijt}/EM_{ijt} 与集约边际变化量 dIM_{ijt}/IM_{ijt} 的影响。式 (7) 显示经济体 i 对 j 出口的集约边际和扩展边际以相同路径和幅度影响 j 的贸易福利水平。具体而言, t 期关税收入在经济体 j 的总支出中所占的比例 π_{jt} 越大, 贸易边际变化对贸易福利水平的影响越大; j 从对 i 贸易中获得的关税收入在 j 的总支出中占比 π_{ijt} 越大, 贸易边际的变化对福利水平的影响越大。

进一步通过比较静态分析, 考察 i 与 j 之间的 FTA 对贸易福利的影响机制与效应。首先分析关税水平对贸易边际的影响, 由于 $\tau_{ijt} = fr_{ijt} + t_{ijt}$, 贸易边际对政策性可变贸易成本, 即从价关税的弹性分别为:

$$\begin{aligned} d \ln EM_{ijt} / d \ln t_{ijt} &= -(\gamma - \sigma + 1) [1 / (1 + fr_{ijt} / t_{ijt})] < 0; \\ d \ln IM_{ijt} / d \ln t_{ijt} &= -(\sigma - 1) [1 / (1 + fr_{ijt} / t_{ijt})] < 0 \end{aligned} \quad (8)$$

式 (8) 中, 关税水平降低有助于提升扩展边际与集约边际, 这与 Chaney (2008) 的结论一致。同时, 贸易边际的弹性对从价运费与关税的相对水平 (fr_{ijt}/t_{ijt}) 比较敏感, 因而距离更近国家 (地区) 的运费更低, 对关税水平的弹性更大。不过 $(\gamma - \sigma + 1)$ 与 $(\sigma - 1)$ 的大小并不能确定, 因此关税变化对两种贸易边际的作用大小需要进一步分析:

$$\begin{aligned} d \ln EM_{ijt} / d \ln A_{ijt}^P &= -[\gamma / (\sigma - 1) - 1] [A_{ijt}^P / (A_{ijt}^P + A_{ijt}^N)] < 0; \\ d \ln IM_{ijt} / d \ln A_{ijt}^P &= 0 \end{aligned} \quad (9)$$

式 (9) 为贸易边际对政策性固定贸易成本的弹性: 初始状态下外生非政策性固定出口成本 A_{ijt}^N 越低, 政策性固定出口成本 A_{ijt}^P (法律、制度等) 的变动对扩展边际的影响越大, 如果两个经济体有更大的文化相似度 (A_{ijt}^N 更低), 那么 FTA 在降低 A_{ijt}^P 时对扩展边际的作用更大; 更低水平的 A_{ijt}^N 提升了 A_{ijt}^P 的重要性, 因此扩展边际对政策性固定出口成本和总固定出口成本的相对水平较敏感, 集约边际对政策性固定贸易成本的弹性为 0, 与 Chaney (2008) 的结论完全一致。

总结式 (8)、式 (9), FTA 通过降低政策性可变与固定出口成本而影响贸易

^①其实还包括 t 期经济体 j 的进口总额 X_{jt} 的变化所带来的影响 $[\pi_{ijt}/(1-\pi_{jt}) X_{jt} + 1/\varepsilon X_{jt}] \times dX_{jt}$ 。不过由于总进口量 X_{jt} 与内部贸易额 X_{ijt} 同时出现在分母中, 并与分子存在数量级上的差异, 因此此项可忽略不计。

边际,具体作用取决于三方面因素:一是企业生产率分布异质性参数 γ 与产品替代弹性 σ ;二是从价运费与关税的相对水平(f_{ijt}/t_{ijt});三是政策性固定出口成本与总固定出口成本的相对水平 $A_{ijt}^P/(A_{ijt}^P+A_{ijt}^N)$ 。一般而言, σ 取值多在3~4之间, γ 介于6~12之间,最稳健的取值在8左右(毛海涛等,2018)^[24]。即有 $\gamma-\sigma+1>\sigma-1$,故关税变化对扩展边际的影响更大。同时,由于集约边际对政策性固定贸易成本的弹性为0,因此政策性固定出口成本变化同样对扩展边际的影响更大。故有以下推论。

推论1:经济体*i*与*j*之间的FTA通过降低政策性可变与固定出口成本而影响贸易边际,FTA对扩展边际的作用效应大于集约边际。

结合式(7)、式(8)与式(9),分析*i*与*j*之间的FTA对*j*方福利水平的作用渠道与效应。式(8)、式(9)展示了FTA通过关税和政策性固定出口成本对贸易边际的作用,在式(7)中考虑FTA的影响,并令 $\Xi=[\pi_{ijt}/(1-\pi_{ji})(1-G_{jt})]$, $\Theta=\text{dln}EM_{ijt}/\text{dln}t_{ijt}$, $\Omega=\text{dln}IM_{ijt}/\text{dln}t_{ijt}$, $\Psi=\text{dln}EM_{ijt}/\text{dln}A_{ijt}^P$,FTA对福利水平的影响可分解为:

$$\text{d}G_{jt}/\text{d}FTA_{ijt}=\Xi\cdot[(\Theta/EM_{ijt}+\Omega/IM_{ijt})\cdot\text{dln}t_{ijt}/\text{d}FTA_{ijt}+(\Psi/EM_{ijt})\cdot\text{dln}A_{ijt}^P/\text{d}FTA_{ijt}] \quad (10)$$

分析式(10),*i*与*j*之间FTA对*j*方福利水平的影响主要通过降低可变与固定出口成本来实现。关税的作用来自两方面:一为关税对扩展边际与集约边际的作用效应;二为FTA对关税的影响程度 $\text{dln}t_{ijt}/\text{d}FTA_{ijt}$,这由FTA深度决定。FTA深度为FTA异质性所表现出的水平差异和垂直深化特征,前者为FTA细分条款的覆盖程度,后者为FTA的升级深化。政策性固定出口成本的作用同样取决于两方面因素:一是政策性固定出口成本对扩展边际的作用效应;二是FTA对政策性固定出口成本的影响程度 $\text{dln}A_{ijt}^P/\text{d}FTA_{ijt}$,这同样决定于FTA深度。因此,有以下推论。

推论2:扩展边际对福利效应的影响大于集约边际,异质性决定的协议深度也是影响福利效应的重要因素。

(二) 实证模型与计量方法

本文在介绍中国FTA战略政策背景的基础上,根据理论分析提出FTA战略对中国贸易福利水平影响的实证框架,主要包括三个步骤:一是政策性贸易成本弹性估计与福利水平测算;二是FTA战略对福利水平的影响估计;三是FTA战略对福利效应的影响渠道分析。

1. 中国FTA战略的政策背景与介绍

2001年中国加入WTO后,区域贸易自由化进程开始提速。2002年,中国同东盟签订了中国第一个FTA协议,2021年签署的《区域全面经济伙伴关系协定(RCEP)》是中国FTA战略的重要阶段性成果。2007年中国正式提出实施FTA战略,2012年进一步提出加快FTA战略的实施速度;2013年再次提出要以周边市场为基础,继续加快实施FTA战略,形成面向全球的、高标准的FTA网络。截止到2021年底,中国共签署21个FTA协议(包括5份FTA升级协议,反映了FTA协议的深化)。其中,本文样本期内签署并生效的协议共有14份,协议方包括东盟、

中国香港、中国澳门、智利、巴基斯坦、新西兰、新加坡、秘鲁、哥斯达黎加、冰岛、瑞士、韩国、澳大利亚和格鲁吉亚。

2. 政策性贸易成本的弹性估计与福利水平测算

(1) 政策性贸易成本的弹性估计。在传统引力模型框架下估计贸易流量对政策性贸易成本的弹性会面临内生性问题的严峻挑战。总结已有研究方法, 本文将贸易成本的弹性估计方程设定如下:

$$\ln X_{ijmt} = \alpha + \varepsilon_i \ln t_{ijmt} + \beta_1 \ln \text{Dist}_{ijt} + \beta_2 \text{ADJ}_{ijt} + \beta_3 \text{LANG}_{ijt} + \beta_4 \text{RELIG}_{ijt} + \beta_5 \text{LEGAL}_{ijt} + \beta_6 \text{COLONY}_{ijt} + \beta_7 \ln \text{MARC}_{ijmt} + \beta_8 \ln \text{GDP}_{it} + \beta_9 \ln \text{GDP}_{jt} + \eta_i + \eta_m + \theta_t + v_{ijmt} \quad (11)$$

其中, X_{ijmt} 为 t 期贸易伙伴 i 的 m 产品对中国的出口额; ε_i 为中国对贸易伙伴 i 的可变贸易成本弹性; t_{ijmt} 为可变贸易成本, 使用关税作为代理变量; Dist_{ijt} 、 ADJ_{ijt} 、 LANG_{ijt} 、 RELIG_{ijt} 、 LEGAL_{ijt} 与 COLONY_{ijt} 为多边阻力项, 分别拟合进出口方之间的距离以及是否存在毗邻关系、共同语言、共同宗教、历史殖民关系; MARC_{ijmt} 为 i 方厂商因为文化或消费习惯差异而在 j 方市场的学习成本, 为过去三年(包含本期)出口方 i 的 m 产品在出口目的地市场 j 的累积销售量与当期销售量的比值; GDP_{it} 与 GDP_{jt} 分别为 t 期贸易伙伴 i 和中国的市场容量; η_i 、 η_m 与 θ_t 分别为出口方、产品与时间固定效应; v_{ijmt} 为服从独立同分布的随机误差项。

相比之前的估计, 本文根据实证研究的最新进展进行了以下改进: 第一, 对于政策性固定出口成本的遗漏变量, 通过六个标准多边阻力项拟合自然与政策性固定出口成本 (Redding and Venables, 2004); 通过 MARC_{ijmt} 拟合 i 方厂商的学习成本, 代理多边阻力项之外的消费习惯或文化差异; 同时使用产品层面细分面板数据和相应的固定效应, 以获得贸易政策对贸易流量影响的平均处理效应的无偏与一致估计结果 (Head and Mayer, 2014; Baier et al., 2018)^①。第二, 使用产品层面关税数据拟合可变贸易成本, 而非对贸易自由化政策设置虚拟变量。同时, 考虑到中国与不同贸易伙伴间的可变贸易成本弹性具有异质性, 使用分组回归获得中国对每个贸易伙伴的可变贸易成本弹性, 尽量减少贸易弹性的测量误差。第三, 对于零贸易值问题, 本文根据 Head 和 Mayer (2014)、Bergstrand 等 (2016)^[25] 的建议, 通过 PPML 予以解决, 并与其他方法的估计值进行对比。

(2) 贸易福利水平的测算。在获得国别层面的政策性可变贸易成本弹性 ε_i 后, 根据式 (4) 计算中国对贸易伙伴的福利水平。其中, t 期中国关税收入占 GDP 的比值为 π_{jt} , 使用 $\pi_{jt} = \sum_{im} \sum_n t_{im, njt} \times \text{IMPORT}_{im, njt} / \text{GDP}_{jt}$ 进行计算; 对本国商品消费比例 λ_{jlt} , 通过 $\lambda_{jlt} = (Y_{jt} - X_{jt}) / Y_{jt}$ 进行计算。

3. FTA 战略对中国贸易福利水平的影响

将中国签署的 FTA 协议作为外生政策冲击, 评估 FTA 战略对中国福利水平的影响。在估计过程中, 同样会受内生性问题的困扰, 主要来自 FTA 协议非外生性与遗漏变量的挑战。由于中国缔结 FTA 协议的时间不同, 本文使用连续倍差法

^①由于中国对不同贸易伙伴的贸易弹性存在异质性, 本文分组进行拟合, 因此没有设置国家(地区)对固定效应。

(DID) 进行估计，估计方程设定如下：

$$welfare_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 FTA_{ijt} \times Post_t + \beta_2 X_{ijt} + \eta_i + \theta_t + u_{ijt} \quad (12)$$

其中， $welfare_{ijt}$ 是根据式 (4) 计算的贸易福利水平；双重差分项 $FTA_{ijt} \times Post_t$ 识别 FTA 协议对福利水平影响的平均处理效应 (ATE)。具体而言，虚拟变量 FTA_{ijt} 拟合经济体 i 是否与中国签订 FTA；考虑到 FTA 开始谈判就会对企业的贸易行为产生影响，政策时间虚拟变量 $Post_t$ 为 FTA 谈判年之前/后 (含谈判当年)。 η_i 与 θ_t 为截面与时间固定效应。 X_{ijt} 为式 (11) 中的多边阻力项以及 j 方市场容量 GDP_{jt} 。

针对式 (12) 中 FTA 变量的非外生性与遗漏变量问题，本文从两方面构造 FTA 的工具变量对 DID 估计结果进行稳健性检验：一是份额移动法，即 Bartik 工具变量。该方法通过分析单元的初始份额构成与总体增长率模拟各年估计值，该估计值与实际值相关但与残差项不相关。本文分别以双边关税和出口额为份额指标， i 对 j 的关税由 1 分位行业 m 的关税加权构成，如果 $m \in M$ ，即有 $\beta_{ijt} = \sum_{m \in M} t_{ijmt} \times w_{ijmt}$ ， w_{ijmt} 为权重。将样本初始年份 1998 记为 t_0 ，并定义 G_{imt} 为 i 的 1 分位 m 行业在 t 期的全球贸易量相对于初始期 t_0 的增长率，Bartik 工具变量 $IV1-FTA_{ijt} = \sum_{m \in M} t_{ijmt0} \times w_{ijmt} \times (1 + G_{imt})$ 。 $IV1-FTA_{ijt}$ 通过 i 与 j 之间的初始关税水平与外生的关税变化率交乘得到，控制各类固定效应后该变量不会与其他影响 FTA 签订的残差项相关，同时该变量肯定与 i 和 j 签订 FTA 的概率高度相关。因此，Bartik 工具变量能较好地解决由遗漏变量、反向因果等导致的内生性问题，得到一致估计结果。同样， i 对 j 出口额构造的工具变量记为 $IV2-FTA_{ijt} = \sum_{m \in M} X_{ijmt0} \times (1 + G_{imt})$ 。二是异方差法 (Lewbel, 2012)^[26]，即通过异方差构造 $IV3-FTA_{ijt}$ ：首先，估计协变量对 FTA 的解释程度，得到残差 \hat{u} ；然后，将 $(Z - \bar{Z}) \hat{u}$ 作为 IV 进行 2SLS 估计，得到修正自选择问题后的 FTA。其中， Z 为协变量中的部分或全部元素， \bar{Z} 为 Z 的样本均值。

4. FTA 战略对贸易福利水平的影响机制分析

式 (7) - (10) 在理论上证明 FTA 通过集约边际与扩展边际影响福利水平。进一步，通过估计式 (12) 获得了 FTA 对中国福利水平作用的平均处理效应 (ATE)。贸易边际作为福利水平的前定变量，分析其在 FTA 影响福利水平中的作用时，本文以式 (12) 的结果为基础，根据式 (10) 建立实证方程，并通过 DID 方法估计 FTA 战略对贸易边际的作用，具体如下：

$$\begin{aligned} IM_u &= \gamma_0 + \gamma_1 FTA_{ijt} + \gamma_2 X_{ijt} + \eta_i + v_{ijt} \\ EM_u &= \rho_0 + \rho_1 FTA_{ijt} + \rho_2 X_{ijt} + \eta_i + v_{ijt} \end{aligned} \quad (13)$$

其中， IM_u 和 EM_u 分别为经济体 i 的集约边际和扩展边际； γ_1 与 ρ_1 为 FTA 对 i 方集约边际与扩展边际的平均处理效应 (ATE)。如果式 (13) 估计结果中的 γ_1 与 ρ_1 在统计上显著，式 (12) 估计结果中的 β_1 同样在统计上显著，结合式 (10)，即在逻辑上证实贸易边际是 FTA 提升贸易福利水平的影响机制。为了评估贸易边际对贸易福利水平的具体影响并对推论 2 进行检验，本文构造如下识别方程：

$$welfare_{ijt} = \chi_0 + \chi_1 IM_u + \chi_2 EM_u + \chi_3 X_{ijt} + \chi_4 IM_u \times X_{ijt} + \chi_5 EM_u \times X_{ijt} + \eta_i + \theta_t \quad (14)$$

其中, X_{ijt} 中包含 t_{ijt} 、 $RELIG_{ijt}$ 与 $LEGAL_{ijt}$, 分别拟合政策性可变与固定出口成本。式(14)检验贸易边际对福利水平的作用, 同时也考察政策性可变与固定成本在贸易边际影响福利水平中的效应。

(三) 数据来源与变量介绍

本文实证研究所用贸易数据为1998—2018年中国对全球160个经济体的HS6分位数据, 贸易及相关变量数据来源于CEPII数据库。贸易流量数据来自CEPII-BACI数据库, 包括 t 期中国对贸易方 i 的进口额($IMPORT_{ijnt}$)与出口额($EXPORT_{ijnnt}$)。固定贸易成本变量中, i 方厂商在 j 方市场的学习成本 $MARC_{ijt}$, 用过去三年(包含本期) i 在中国市场 j 的累积销售量与当期销售量的比值拟合, 数据使用CEPII-BACI数据库中的贸易流量数据计算; 多边阻力项指标直接来自CEPII-Gravity数据库和CEPII-GeoDist数据库。根据惯例, 以上变量均乘以双边汇率以转变为时变变量。

宏观变量指标包括 t 期 i 与 j 的名义与实际国内生产总值 GDP_{it} 、 GDP_{jt} 、 $RGDP_{it}$ 、 $RGDP_{jt}$, 名义与实际汇率 $EXCH_{ijt}$ 、 $REXCH_{ijt}$, 以上指标来自World Bank数据库; t 期中国对贸易方 i 的产品 n 加征的进口关税 t_{ijnnt} 数据来自WITS和WTO数据库; FTA_{ijt} 数据根据中国自由贸易服务网(fta.mofcom.gov.cn)资料整理。

此外, 本文还需要计算三个关键变量: 一是贸易福利($welfare_{ijt}$), 中国与贸易方 i 贸易的福利水平, 根据式(4)计算, 贸易弹性 ε_i 来自实证估计, 本国商品消费比例通过 $e_{ijt} = (Y_{jt} - X_{jt}) / Y_{jt}$ 计算; 关税收入占比根据 $\pi_{jt} = \sum_{im} \sum_n t_{imnjt} \times IMPORT_{imnjt} / GDP_{jt}$ 计算。二是扩展边际(EM_{ijt}), t 期贸易伙伴 i 对中国出口的扩展边际, 具体计算公式为 $EM_{ijt} = (\sum_{n \in N_{ijt}} IMPORT_{wnjt}) / (\sum_{n \in N_{wjt}} IMPORT_{wnjt})$ 。其中, N_{ijt} 为 t 年中国从贸易方 i 进口产品种类的集合, N_{wjt} 为 t 年中国从世界进口产品种类的集合, $IMPORT_{wnjt}$ 为 t 年中国对世界的进口额。三是集约边际(IM_{ijt}): t 期贸易伙伴 i 对中国出口的集约边际, 具体计算式为 $IM_{ijt} = (\sum_{n \in N_{ijt}} IMPORT_{ijnnt}) / (\sum_{n \in N_{ijt}} IMPORT_{wnjt})$ 。

以上关键变量的描述性统计见表1。

表1 关键变量描述性统计

变量名称	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
$welfare_{ijt}$	3 276	0.3648	0.2646	0.0216	1
EM_{ijt}	3 360	0.2307	0.2624	0	1.1101
IM_{ijt}	3 360	0.0116	0.0301	0	0.6858

数据来源: 根据stata14统计结果整理。

三、实证结果分析

(一) 贸易弹性及贸易福利计算结果

本文使用传统OLS方法估计贸易弹性, 其对不同贸易伙伴不具有异质性, 仅

为常数，而且 OLS 方法会自动忽略零贸易样本。因此，本文进一步使用 PPML 估计常规贸易弹性，虽然贸易弹性仍为单一值，但利用了贸易零值信息，对于处理异质性问题也有裨益。本文同样基于 PPML 方法，通过分组回归估计具有异质性的可变贸易成本弹性 ε_i 。以上方法得到的贸易弹性结果见表 2。

表 2 贸易成本弹性估计结果

变量名称	变量含义	25%分位数	中位数	75%分位数
ε_{ols}	OLS 估计常规贸易弹性		2.6542	
ε_{ppml}	PPML 估计常规贸易弹性		0.5755	
ε_{ippml}	异质性贸易弹性	0.3955	0.8063	1.5216

数据来源：根据 stata14 计算结果整理。

表 2 显示，三类方法得到的贸易弹性估计结果相差很大，考虑贸易伙伴异质性后的贸易弹性结果的 25%分位数为 0.3955，75%分位数为 1.5216，相差很大，中位数为 0.8063，与卢向前和戴国强（2005）的测算结果相近。根据以上估计结果，并结合中国对本国商品消费的比例 λ_{ji} 以及中国关税收入占总收入的比例 π_{ji} ，用式（4）计算中国从贸易中获得的福利水平。其中，OLS 和 PPML 方法得到的常规贸易福利均为中国在 1998—2018 年中的时间序列福利，仅 21 个值；异质性贸易弹性所计算的福利为面板数据，存在时间和截面水平变化，有 3 276 个数值，结果见表 3。

表 3 贸易福利计算结果

变量名称	变量含义	25%分位数	中位数	75%分位数
$welfare_{ols}$	OLS 常规贸易福利	0.0821	0.0917	0.1059
$welfare_{ppml}$	PPML 常规贸易福利	0.3327	0.3650	0.4106
$welfare_{ijt}$	异质性贸易福利	0.1640	0.2788	0.5040

数据来源：根据 stata14 计算结果整理。

由于 OLS 和 PPML 常规贸易福利均为只有 21 个值的时间序列，贸易福利百分位数差异较小。异质性贸易福利为面板数据，其分布差异较大，中位数为 0.2788。本文利用每年异质性弹性中位数计算的异质性贸易福利水平，记为 $welfare_{midh}$ 。另外，以贸易方 GDP 为权重，对异质性贸易福利进行加权，记为 $welfare_{weigdp}$ ，得到中国两组时间序列福利，分别绘制为折线图（见图 1）。

图 1 中四组贸易福利变化趋势基本相同，1998 年以来，中国从贸易自由化中获得的福利水平持续上升，在 2008 年全球金融危机前达到顶峰，并因金融危机导致的贸易萎缩而剧烈下降，危机结束后虽短暂反弹，但 2010 年后随着全球贸易保护主义的抬头呈持续缓慢下跌趋势。从福利水平的大小看，四组福利水平数值差异

较大,其中, $welfare_{midh}$ 与 $welfare_{ppml}$ 的结果较为接近, $welfare_{weigdp}$ 和 $welfare_{ols}$ 与这两组的福利值差异较大。本文进一步借鉴 Costinot 和 Rodriguez-Clare (2014) 的研究,通过之前的贸易弹性对 1998 年后中国贸易开放与 FTA 战略的福利水平进行反事实估计。贸易自由化反事实福利水平 $welfare_{ex-antetrade}$ 的变化趋势与之前四组的结果完全相同,在 2004—2009 年时段介于 $welfare_{midh}$ 与 $welfare_{ols}$ 之间,其他时段低于 $welfare_{ols}$ 的福利水平。FTA 战略反事实福利 $welfare_{ex-antefla}$ 在 2002 年后的很长时间均在 3% 左右,2014 年后逐渐上升到 7% 左右,这符合中国 FTA 战略的实施进程。在之前的研究中, Rodriguez-Clare (2007)^[27] 发现南方国家(地区)由封闭变为无成本贸易时贸易收益增加 23%~55%,本文的 $welfare_{ex-antetrade}$ 、 $welfare_{midh}$ 和 $welfare_{ppml}$ 的结果与之较为接近,证明本文对中国贸易开放福利水平的测度结果合理且可信。

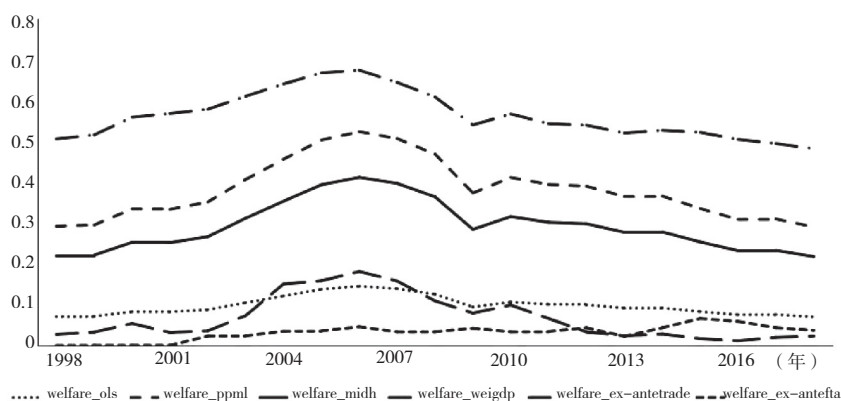


图1 中国对外贸易福利效应

资料来源:根据 stata14 计算结果绘制。

(二) FTA 对中国福利水平的影响与机制

根据式(4)测算的福利水平为中国贸易开放的总福利效应,其中自然也包括了 FTA 战略的影响。为了进一步分析 FTA 战略对福利水平的作用与机制,本文根据式(12)估计中国签署的 FTA 协议对本国福利水平的影响。为消除可能由序列相关和异方差等引起的误差,本文在回归过程中均采用贸易伙伴层面聚类稳健标准误。

1. FTA 对中国福利水平的影响效应

连续 DID 模型的估计结果见表 4,第(1)列为福利水平直接对 FTA 政策交乘项的估计结果;第(2)列加入了标准的多边阻力项;第(3)列参考经典贸易引力文献 Bergstrand 等(2015)的做法,加入政策的后推项 $FTA_{ij,t+4}$ 考察模型是否存在遗漏变量导致的内生性问题,若该项回归结果显著,则表明回归可能存在较为严重的内生性问题;第(4)列加入政策的前推项 $FTA_{ij,t-1}$,通过虚构政策时间进行安慰剂检验。

表4 FTA对贸易福利影响的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
FTA_{ijt}	0.0639 ** (2.42)	0.0518 *** (2.65)	0.0517 *** (2.69)	0.0605 *** (2.96)
$FTA_{ij,t+4}$			0.0151 (0.87)	
$FTA_{ij,t-1}$				-0.0139 (-1.35)
Cons	5.6553 *** (12.76)	31.6891 *** (13.38)	-10.6035 * (-1.79)	15.4223 *** (7.01)
R ²	0.0797	0.3420	0.2520	0.3424
N	3 120	2 945	2 321	2 945
控制变量	NO	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES	YES
国家固定效应	YES	YES	YES	YES

注：括号中标注的是t值；*、**和***分别表示回归结果在10%、5%和1%的显著性水平下显著。
数据来源：根据 stata14 计算结果整理。

表4显示，第(1)列在5%显著性水平下，FTA可以将中国贸易福利水平提升约6.39%；第(2)列添加多边阻力项后，FTA对贸易福利的影响下降到5.18%；第(3)列加入了FTA的4期后推项，验证是否存在遗漏变量导致的内生性问题， $FTA_{ij,t+4}$ 系数为正且不显著，说明不存在遗漏重要变量导致的估计结果偏误，同时估计结果与第(2)列接近，也再次证明模型设置合理且估计结果不存在偏误；第(4)列加入了虚构政策时间的前推项 $FTA_{ij,t-1}$ ，估计结果显示这项不显著，本文的安慰剂检验通过。

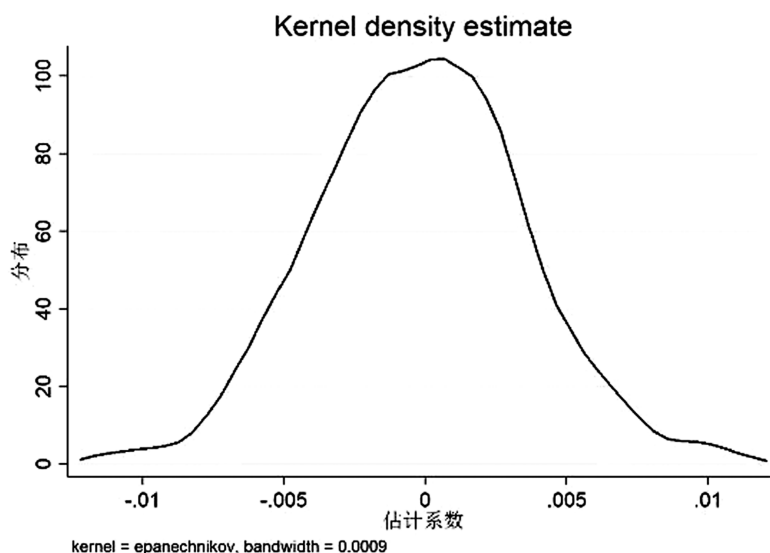


图2 安慰剂检验结果图

资料来源：根据 stata14 计算结果绘制。

安慰剂检验是随机选取处理对象虚构处理组，并观察伪政策虚拟变量的系数是否显著（石大千等，2018）^[28]。本文通过计算机随机分配 FTA 在中国与贸易伙伴间的缔结情况进行安慰剂检验，从已有贸易伙伴中进行 500 次随机分配并保存回归系数，绘制系数核密度分布情况（见图 2）。估计系数均值为 0.0009，非常接近于 0，与回归结果相比很小且不显著。所以，根据随机选取的个体虚构处理组进行估计，实证结果显示其不显著，FTA 对中国贸易福利的影响分析再次通过安慰剂检验。

DID 模型成立的前提是政策变化前控制组和实验组具有相同的变化趋势，政策变化后两者的变化趋势产生差异。本文平行趋势和动态趋势检验结果见图 3，d0 为 FTA 谈判开始期。图 3 显示，在 FTA 谈判开始前，处理组与控制组变化趋势基本一致，在谈判开始后两者的变化趋势逐渐出现差异，同趋势假设基本得到满足。同时，谈判开始后 FTA 对中国贸易福利的影响为正，且在之后几年中仍比较稳定，说明随着各项条款逐步落实，FTA 对贸易福利的正向影响逐渐扩大且趋于稳定。

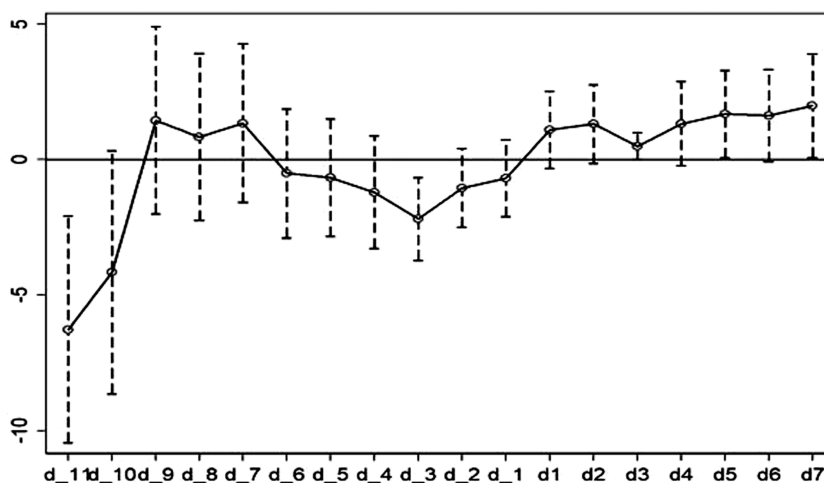


图 3 同趋势和动态趋势检验结果

资料来源：根据 stata14 计算结果绘制。

此外，考虑到 FTA 关系建立中可能的自选择和遗漏变量问题，本文将继续通过前文构造的三个工具变量进行回归，回归中同样加入了表 4 第 (2)、(3)、(4) 列中的控制变量，结果见表 5。表 5 中由关税为分析单元构造的 Bartik 工具变量 IV1 不能通过过度识别检验，不能满足外生性假定，因此不是一个良好的工具变量。另外两个工具变量都较好地通过了 IV 估计的三大检验，IV2 第一阶段估计结果与 FTA 存在一定相关性^①，证明两组 IV 都能满足外生性与相关性标准，是较为合格的工具变量。两组估计结果比较一致地显示，FTA 对中国贸易福利的影响约为 5.3%，且这

^①通过异方差思路构建的 IV3 第一阶段估计结果由一组协变量结果共同构成，但弱工具变量识别检验结果 F 统计量大于 10，证明不存在弱工具问题。

表5 工具变量回归结果

变量	$IV1-FTA_{ijt}$	$IV2-FTA_{ijt}$	$IV3-FTA_{ijt}$
第一阶段	0.0303 ** (2.22)	0.0523 *** (3.02)	—
第二阶段	0.0551 *** (3.10)	0.0527 *** (2.96)	0.0530 *** (2.96)
不可识别检验 Kleibergen-Paap rk LM (P-val)	24.371 (0.002)	23.225 (0.003)	23.101 (0.002)
过度识别检验 Hansen J (P-val)	81.376 (0.000)	8.735 (0.272)	8.310 (0.216)
弱工具识别检验 Cragg-Donald Wald F	121.389	121.440	138.765
Kleibergen-Paap rk Wald F	47.371	54.694	53.919
R ²	0.2245	0.2257	0.2466
N	2 945	2 945	2 945

注：由于构造工具变量法需要将变量中心化，故 stata14 未报告常数项；括号中标注的是 t 值；**、*** 分别表示回归结果在 5%、1% 的显著性水平下显著。

数据来源：根据 stata14 回归结果整理。

—结果在 1% 统计显著性水平上显著，略大于表 4 第 (2) 列中的结果。因此，FTA 自选择问题对政策效果的影响较小，总结 DID 与 IV 估计结果，FTA 对中国福利水平的影响约为 5%。事实上，考虑到 FTA 非自然实验，无法随机分配 FTA 的签订情况。因此，本文还采用 PSM-DID 估计进行了进一步验证，结果显示，在 1% 显著性水平下 FTA 战略对中国福利水平的影响也约为 5%。

2. 贸易福利影响机制分析

理论分析结果已经证实 FTA 可以通过贸易边际影响贸易的福利水平。为了从实证分析角度证实贸易边际对福利水平的作用机制，根据式 (13) 估计 FTA 对贸易边际的作用效应，具体实证结果见表 6。

表6 FTA 对二元边际的影响

变量	扩展边际		集约边际	
	(1)	(2)	(3)	(4)
FTA_{ijt}	0.1292 *** (7.46)	0.0356 ** (2.22)	0.0020 (1.16)	0.0036 ** (2.03)
<i>Cons</i>	0.2255 *** (173.68)	-2.4006 *** (-11.07)	0.0112 *** (87.98)	-0.0677 * (-1.86)
R ²	0.0423	0.2678	0.0003	0.0109
N	3 200	3 019	3 200	3 019
控制变量	NO	YES	NO	YES
时间固定效应	YES	YES	YES	YES
国家固定效应	YES	YES	YES	YES

注：括号中标注的是 t 值；*、** 和 *** 分别表示回归结果在 10%、5% 和 1% 的显著性水平下显著。

数据来源：根据 stata14 回归结果整理。

表6显示,在控制多边阻力项与时间、截面固定效应后,FTA对扩展边际存在显著的正向影响,具体影响约为0.036,FTA对集约边际的作用较小,约为0.004,但仍然显著。FTA对扩展边际的作用大于对集约边际的作用,推论1得到支持。表6的结果从实证角度证明,贸易边际特别是扩展边际是FTA影响贸易福利水平的渠道。Eaton和Kortum(2002)、Arkolakis等(2012)的研究结果都表明贸易政策主要通过改变扩展边际而影响福利水平,表6的实证结果为这一结论提供了中国经验分析的证据。

表6的实证结果显示FTA对扩展边际有显著影响,表4与表5中的实证结果也证实FTA对贸易福利水平具有显著作用,同时根据式(10)的结论,在逻辑上证明贸易边际特别是扩展边际是FTA提升福利水平的机制。为了进一步分析贸易边际对福利效应的影响,继续通过面板数据固定效应模型估计式(14),结果见表7。

表7 二元边际对贸易福利的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>EM</i>	0.0516** (2.15)		0.1288*** (12.06)	0.0507** (2.09)
<i>IM</i>		0.2049 (1.22)	-0.0830* (-1.87)	0.0852 (0.45)
<i>IM×RELIG</i>		-0.5806 (-0.56)		-0.0094 (-0.01)
<i>IM×LEGAL</i>		0.0239 (1.45)		0.0226 (1.50)
<i>IM×ln_{ijt}</i>		-0.0119** (-2.38)		-0.0117** (-2.17)
<i>EM×RELIG</i>	1.1292*** (5.77)			1.1306*** (5.86)
<i>EM×LEGAL</i>	0.0127*** (2.87)			0.0120** (2.28)
<i>EM×ln_{ijt}</i>	-0.0014*** (-3.30)			-0.0012*** (-2.78)
<i>Cons</i>	-2.2335*** (-15.83)	-2.3869*** (-19.02)	-2.0300*** (-16.46)	-2.2195*** (-15.90)
控制变量	YES	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES	YES
截面固定效应	YES	YES	YES	YES
R ²	0.2621	0.2082	0.2461	0.2663
N	3 120	3 120	3 120	3 120

注:括号中标注的是t值;*、**和***分别表示回归结果在10%、5%和1%的显著性水平下显著。
数据来源:根据stata14回归结果整理。

表7结果显示,贸易伙伴对中国贸易扩展边际的增长能够显著提升贸易福利水平,然而集约边际并没有相同的影响。同时,从政策性可变与固定出口成本与贸易

边际的交乘项结果看,理论分析中关税对贸易边际的作用效果并没有得到实证结论的支持,但是政策性固定出口成本会通过扩展边际对福利效应施加影响。决定 FTA 对政策性固定成本影响程度的协议深度可以强化贸易边际对福利水平的作用效果,这就从实证层面证明了理论分析中推论 2 的内容。

四、结论与启示

本文基于量化贸易理论建立分析框架,运用 1998—2018 年中国与 160 个贸易伙伴的 HS6 分位贸易数据,测度中国贸易自由化的福利效应并估计 FTA 战略对福利水平的作用与机制。结果表明:贸易自由化大幅提升了中国的福利水平;中国 FTA 战略对提升福利水平有一定的作用;扩展贸易边际是 FTA 作用于福利水平的重要渠道,协议深度会强化这种作用。

当前贸易保护主义横行和新冠肺炎疫情肆虐,多边主义框架下的贸易自由化进程举步维艰。本文提出如下政策建议:第一,坚持对外开放,积极推进多边自由贸易进程。中国当前仍然需要以 WTO 为平台实施更为主动的开放战略,一方面,降低自身贸易壁垒,以开放促进国内经济结构优化和实现贸易平衡;另一方面,积极参与和推动 WTO 改革,维护 WTO 在贸易领域的权威,恢复 WTO 的活力。第二,积极参与与区域经济合作,与更多经济体建立自由贸易关系。中国应该更加主动地开展 FTA 谈判并和更多经济体建立 FTA 关系,促进区域全面经济伙伴关系协定(RCEP)尽快发挥作用,并推动中日韩自由贸易区谈判取得进展。第三,力争达成并签署有深度的 FTA 协议。中国需要深化国内改革,推进国有企业治理、环保规则和 TRIPs 之外的知识产权保护、商业环境、市场竞争等方面的改革,建立与新一代贸易投资规则兼容的经济发展法规体系,同时建立因参与多边化贸易平台而利益受损的产业和个体的补偿机制,升级当前 FTA 协议并与在谈 FTA 潜在伙伴达成深度一体化协议,降低微观贸易主体的政策性固定成本与可变出口成本。

[参考文献]

- [1] HEAD K, MAYER T. Gravity Equations: Workhorse, Toolkit and Cookbook [M]. North Holland: North Holland, 2014.
- [2] BAIER S L, BERGSTRAND J H, CLANCEM W. Heterogeneous Effects of Economic Integration Agreements [J]. Journal of Development Economics, 2018 (135): 587-608.
- [3] COSTINOT A, RODRIGUEZ-CLARE A. Trade Theory with Numbers: Quantifying the Consequences of Globalization [M]. North Holland: North Holland, 2014.
- [4] EATON B, KORTUM S. Technology, Geography and Trade [J]. Econometrica, 2002, 70 (5): 1741-1779.
- [5] ARKOLAKIS C, COSTINOT A, RODRIGUEZ-CLARE A. New Trade Models, Same Old Gains? [J]. American Economic Review, 2012, 102 (1): 94-130.
- [6] REDDING S, VENABLES A. Economic Geography and International Inequality [J]. Journal of International Economics, 2004, 62 (1): 53-82.

- [7] 卢向前, 戴国强. 人民币实际汇率波动对我国进出口的影响: 1994—2003 [J]. 经济研究, 2005 (5): 31-39.
- [8] CALIENDO L, PARRO F. Estimates of the Trade and Welfare Effects of NAFTA [J]. The Review of Economic Studies, 2015, 82 (1): 1-44.
- [9] KRUGMAN P R. Increasing Returns, Monopolistic Competition and International Trade [J]. Journal of International Economics, 1979, 9 (4): 469-479.
- [10] BERNARD A B, EATON B, JENSEN B, et al. Plants and Productivity in International Trade [J]. American Economic Review, 2003, 93 (4): 1268-1290.
- [11] CHANEY T. Distorted Gravity: The Intensive and Extensive Margins of International Trade [J]. American Economic Review, 2008, 98 (4): 1707-1721.
- [12] ANDERSON J, WINCOOP E V. Gravity with Gravitas: A Solution to the Border Puzzle [J]. American Economic Review, 2003, 93 (1): 170-192.
- [13] EATON B, KORTUM S, SOTELO S. Advances in Economics and Econometrics: International Trade: Linking Micro and Macro [M]. Cambridge: Cambridge University Press, 2013.
- [14] REDDING S J. Theories of Heterogeneous Firms and Trade [J]. Annual Review of Economics, 2011 (3): 77-105.
- [15] ARMINGTON P S. The Geographic Pattern of Trade and the Effects of Price Changes [J]. Staff Papers, 1969, 16 (2): 179-201.
- [16] BERGSTRAND J H, LARCH M, YOTOV Y V. Economic Integration Agreements, Border Effects and Distance Elasticities in the Gravity Equation [J]. European Economic Review, 2015 (78): 307-327.
- [17] BAIER S L, BERGSTRAND J H, FENG M. Economic Integration Agreements and the Margins of International Trade [J]. Journal of International Economics, 2014, 93 (2): 339-350.
- [18] BAIER S L, YOTOV Y V, ZYLKIN T. On the Widely Differing Effects of Free Trade Agreements: Lessons from Twenty Years of Trade Integration [J]. Journal of International Economics, 2019, (116): 206-226.
- [19] LEE J W, SWAGEL P. Trade Barriers and Trade Flows across Countries and Industries [J]. Review of Economics & Statistics, 1997, 79 (3): 372-382.
- [20] KOHL T. Do We Really Know That Trade Agreements Increase Trade? [J]. Review of World Economics, 2014, 150 (3): 443-469.
- [21] 许亚云, 岳文, 韩剑. 高水平区域贸易协定对价值链贸易的影响——基于规则文本深度的研究 [J]. 国际贸易问题, 2020 (12): 81-99.
- [22] 江涛, 覃琼霞. 自贸区升级协定的贸易效应研究——来自中国—东盟的证据 [J]. 国际商务——对外经济贸易大学学报, 2022 (1): 1-17.
- [23] HUMMELS D, KLENOW P J. The Variety and Quality of A Nation's Exports [J]. American Economic Review, 2005, 95 (3): 704-723.
- [24] 毛海涛, 钱学锋, 张洁. 企业异质性、贸易自由化与市场扭曲 [J]. 经济研究, 2018 (2): 170-184.
- [25] BERGSTRAND J H, EGGER P, LARCH M. Economic Determinants of the Timing of Preferential Trade Agreement Formations and Enlargements [J]. Economic Inquiry, 2016, 54 (1): 315-341.
- [26] LEWBEL A. Using Heteroscedasticity to Identify and Estimate Mismeasured and Endogenous Regressor Models [J]. Journal of Business & Economic Statistics, 2012, 30 (1): 67-80.
- [27] RODRIGUEZ-CLARE A. Trade, Diffusion and the Gains from Openness [R]. Society for Economic Dynamics Meeting Papers, 2007.
- [28] 石大千, 丁海, 卫平, 等. 智慧城市建设能否降低环境污染 [J]. 中国工业经济, 2018 (6): 117-135.

FTA Strategy, Trade Dual Margins and Welfare

YANG Yong ZHANG Xiaoting LI Kai

Abstract: This paper constructs an analysis framework based on the quantitative trade theory, and investigates the impact of free trade area (FTA) strategy on China's welfare and the mechanism using China's HS-6 trade data from 1998 to 2018. It finds that trade liberalization can raise China's welfare level by about 28%. Furthermore, the effect of FTA strategy on welfare is estimated by DID and IV methods, and the results show that the effect of FTA strategy on welfare is about 5%. The mechanism analysis reveals that the extensive margin is the main channel for FTA strategy to raise the welfare level, and the effect of policy fixed costs on welfare through the extensive margin is more obvious than that of tariff.

Keywords: FTA Strategy; Trade Margins; Bartik IV; Welfare Level

(责任编辑 王 瀛)