

区域服务贸易协定、承诺深度与中国 离岸服务外包承接

——基于合成控制法的实证研究

苗翠芬 崔凡 龙宇

摘要：基于区域服务贸易协定的不断签署和离岸服务外包发展的重要性，本文从理论上探讨了区域服务贸易协定及其承诺深度对离岸服务外包的影响机制。在实证上，本文选取中国签署的九个自贸区作为处理组，采用合成控制法并结合引力模型进行实证评估。本研究认为，区域服务贸易协定主要通过降低服务贸易壁垒、契约环境不完全性以及服务贸易政策不确定性，进而促进离岸服务外包承接，其承诺深度越大，则促进效应越明显。实证结果表明：区域服务贸易协定使得中国的离岸服务外包承接额平均增加了12.67千万美元，增长率为19.22%，且不同自贸区的承接效应存在异质性；区域服务贸易协定每增加一个部门的开放，会使中国离岸服务外包承接额至少提升9.77%。此外，本文采用敏感性分析和倾向得分匹配双重差分（PSM-DID）方法验证了合成控制结果的稳健性。

关键词：区域服务贸易协定；承诺深度；离岸服务外包承接；合成控制法
[中图分类号] F746 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4670 (2021) 10-0122-17

一、引言及文献综述

当前，以美国为代表的发达国家掀起的逆全球化思潮，以及WTO多边贸易体制发展的停滞，使得以区域贸易协定为主导的区域贸易网络正在成为新一轮推动全球化的主导性力量。为应对全球新一轮经贸规则的变化，中央经济工作会议明确提出，要主动参与全球治理改革，加快多边、双边自由贸易协定谈判。据中国商务部统计，中国已签署的区域贸易协定有19个，除了亚太优惠贸易协定外，其他18个自由贸易协定均包含服务贸易议题，共涉及到全球25个国家和地区。其中，2020年11月签署的区域全面经济伙伴关系协定（RCEP）涵盖了东盟10国、日本、韩国等与中国贸易往来比较密切的经济体。

[收稿日期] 2021-04-21

[作者信息] 苗翠芬：中国社会科学院亚太与全球战略研究院助理研究员，电子信箱 18518176995@163.com；
崔凡：对外经济贸易大学国际经济贸易学院教授；龙宇（HUSSAIN Zahid）：齐鲁工业大学（山东省科学院）金融学院副教授

随着区域服务贸易协定(RSTA)的不断签署,中国在承接离岸服务外包方面也取得了较大进展。据商务部统计,中国承接的离岸服务外包实际执行金额呈现逐年递增的态势,已从2006年的13.5亿美元提升至2020年的1057.8亿美元,增长了近78倍。离岸服务外包业务市场也在逐步扩大,从美国、欧盟、日本等传统市场逐步拓展至东南亚、大洋洲、中东、拉美和非洲等地区,并覆盖到全球200多个经济体。其中,中国承接来自区域服务贸易协定缔约经济体的实际执行金额也获得了较快增长,从2014年的302亿美元增长到2019年的626亿美元,占中国总承接额的比重从38%提高至41%。随着数字经济驱动的服务全球化和创新全球化的深入发展,服务贸易在经济体开放型经济中的战略地位越来越显著,已经成为竞争的核心,也是重塑未来全球贸易新版图的关键因素(王晓红等,2020)^[1],而离岸服务外包作为新兴服务贸易出口的重要方式,日渐成为中国优化产业结构、发展数字经济以及实现创新增长的重要引擎,因此,研究区域服务贸易协定对中国离岸服务外包的影响具有重大的现实意义。

在实证研究方面,囿于服务贸易数据的可得性,探讨区域贸易协定与服务贸易关系的文献比较少,在研究方法上主要使用引力模型。已有文献既有研究服务贸易整体的,也有专门聚焦于航空等交通运输部门的(Winston and Yan, 2015^[2]; Lee and Cho, 2017^[3]),研究结论也存在一定分歧。Grunfeld 和 Moxnes (2003)^[4]研究发现区域贸易协定对成员的服务贸易流没有显著影响,然而, Kimura 和 Lee (2006)^[5]、Lee 和 Cho (2017)得到了相反的结论,即区域贸易协定有利于成员服务贸易流的提升。Guillin (2013)^[6]和周念利 (2012)^[7]研究发现,区域服务贸易协定显著促进了双边服务贸易流,而未包含服务协定的区域一体化对服务贸易流的影响却不显著。此外,也有个别文献专门考察了区域服务贸易协定及其承诺条款深度对服务贸易的影响(Marchetti, 2009^[8]; 刘洪愧, 2016^[9]; 林僖和鲍晓华, 2018^[10]; 杨继军和艾玮炜, 2021^[11]),并一致认为区域服务贸易协定促进了服务贸易流或增加值。

考虑到中国缔结区域服务贸易协定的样本比较少,本文主要采用了适用于个案研究的合成控制法来进行实证分析。Abadie 和 Gardeazabal (2003)^[12]首次提出了合成控制法,该方法通过数据驱动的程序来选择控制组,提高了控制组选择的客观性,进而较好地模拟了处理组在“反事实”情况下的发展轨迹。近几年来,基于 Abadie 等 (2010)^[13]的研究,合成控制法在评估区域一体化、自贸区建设和行政区划等经济、政治、社会政策等方面得到了广泛应用(Billmeier and Nannicin, 2013^[14]; Wang, 2013^[15]; Campos et al., 2014^[16]; James, 2014^[17]; 王贤彬和聂海峰, 2010^[18]; 刘甲炎和范子英, 2013^[19]; 苏治和胡迪, 2015^[20]; 项后军和何康, 2016^[21]; 刘乃全和吴友, 2017^[22]; 刘秉镰和吕程, 2018^[23])。综合以上分析,本文以中国与东盟、智利、新西兰、巴基斯坦、秘鲁、哥斯达黎加、瑞士、韩国、澳大利亚签署的九个自贸区作为处理组来进行合成控制分析,并进一步采用引力模型来评估区域服务贸易协定承诺深度的承接效应。

本文的边际贡献主要表现在以下三个方面:第一,补充了现有文献的实证研究

方法, 本文主要采用适用于个案研究的合成控制法来进行实证评估, 有助于弥补处理组样本较少情况下可能存在的偏误, 并结合倾向得分匹配双重差分法(PSM-DID)方法, 对比分析了区域服务贸易协定的平均处理效应; 第二, 补充了现有文献的研究内容, 本文从区域制度安排视角分析了影响中国离岸服务外包承接的因素, 并结合区域服务贸易协定承诺深度进行理论和实证分析; 第三, 本文基于服务外包产品特性探索了区域服务贸易协定及其承诺深度的特有影响机制, 即区域服务贸易协定有助于降低服务贸易壁垒、契约环境不完全性等引致的固定成本, 并降低了服务贸易政策的不确定性, 进而促进了中国离岸服务外包的承接。综上所述, 本文除了从理论上补充了区域服务贸易协定与离岸服务外包关系的文献外, 也为中国通过积极参与区域经济一体化来推动服务外包高质量发展提供了经验分析和政策参考。

二、影响机制分析

与货物贸易不同, 服务贸易往往是无形的, 这决定了服务产品的进出一般不需要通过海关进行登记, 服务贸易壁垒也无法沿用传统的关税来衡量, 其主要表现为缔结方对服务业进行管制的各种边境内措施, 并影响到服务贸易的进口数量、进口价格、可变成本和固定成本(Kox and Lejour, 2005)^[24]。

具体到离岸服务外包方面, 不同于一般的服务贸易(如旅游、交通运输等), 离岸服务外包业务往往更具有针对性, 发包企业和承接企业需要实现业务上的精确匹配, 这就使得搜寻匹配、交付质量和契约环境尤为重要。中间服务品的无形性和质量的不确定性, 尤其对于使用专业知识投入的复杂服务(如知识密集型服务), 使得服务外包市场存在信息不对称现象, 这就导致了政策实施法规、运营限制和市场进入等服务贸易壁垒的存在, 如开业许可证及相关资质要求、服务提供人员必须具有当地认可的专业资格^①、对提供服务种类的限制等(Kox and Lejour, 2005)。服务贸易壁垒降低了承接企业进入发包国的市场准入机会, 同时也降低了发包企业对中间服务品的选择范围和数量, 提高了企业搜寻匹配的难度, 进而加大了服务外包活动中对固定成本的投入。此外, 服务外包的某些或者所有流程主要发生在承接国, 空间上的分离使得服务外包交付质量存在较大的不确定性, 因此, 服务贸易壁垒和契约环境不完全性是制约离岸服务外包业务发展的主要因素。本研究认为, 区域服务贸易协定主要通过降低服务贸易壁垒、契约环境不完全性以及服务外包政策不确定性等引致的固定成本, 进而促进了离岸服务外包承接, 其主要表现在以下三个方面。

第一, 区域服务贸易协定承诺的核心是市场准入和国民待遇条款。市场准入条款规定了服务业务经营范围、服务提供商数量、企业所有权或法人类型以及服务人员流动等一系列限制性措施。国民待遇条款则没有确定具体的限制, 任何损害同类

^①如信息技术服务外包, 承接企业一般要具备专业的资格认证, 诸如国际标准化组织(ISO), 环境管理体系、质量管理体系、信息安全管理、国际认证协会职业认证如能力成熟度模型(CMM)等。

外国服务和服务提供商的措施都可以视为偏离国民待遇的行为，如歧视性税收政策等。缔约方实施区域服务贸易协定，直接减少了成员之间的服务贸易市场准入和最惠国待遇限制，降低了服务贸易壁垒，并有效降低了服务外包活动中搜寻匹配等固定成本的投入，进而促进了服务外包规模的提升。

第二，区域服务贸易协定的有效实施离不开缔约方国内制度的配套改革。为实现区域服务贸易协定中的服务减让承诺，缔约方需要逐步完善国内服务贸易方面的法律法规，而相关法律法规的完善为服务外包的发展提供了良好的契约环境和制度保证（周念利，2012）。同时，区域服务贸易协定均包含争端解决机制，有助于提高离岸服务外包活动中合同争端解决的效率。此外，区域服务贸易协定能促使双边政府重视在技术、职业技能、资格认证等方面开展交流合作，使得双方更容易认同对方的专业资格认证标准（如信息技术资格认证，金融、会计、律师等业务流程外包标准等），有助于提高离岸服务外包交付质量。无论是契约制度的改善，交付质量的保证，还是争端解决效率的提升，均能降低服务外包活动中质量监管和契约管理等固定成本，进而促进离岸服务外包发展。

第三，区域服务贸易协定通过以下两个方面降低了服务贸易政策的不确定性：其一，区域服务贸易协定的文本条款体现了“可预测性”原则，如要求缔约方提高其服务贸易政策的透明度和公开程度，这种有效的承诺能够让服务外包提供商更清晰地了解未来政策的走向，提高了服务贸易政策的稳定性和可预测性，服务贸易政策不确定性的降低会促使潜在服务外包提供商进入出口市场，进而促进服务外包的发展（Handley，2014）^[25]；其二，区域服务贸易协定一般要求缔约方减少或不鼓励使用进口数量限制、服务产品种类限制、经营范围限制等服务贸易壁垒来限制服务进口，即使缔约方没有做出较大的开放承诺，也能限制服务贸易壁垒的上浮幅度，缩小缔约方之间服务贸易政策的异质性，降低服务贸易政策的不确定性，从而促进双边服务外包规模的提升（Handley and Limao，2015）^[26]。

区域服务贸易协定的承诺深度存在较大的异质性，即使在同一服务贸易协定中，每个缔约方的承诺情况也存在较大不同，这就意味着承诺深度对离岸服务外包的影响存在异质性。从理论上讲，区域服务贸易协定承诺开放度越大，则服务外包企业在国际市场中面临的市场准入和国民待遇类的限制性措施越少，服务外包监管政策的差异性越低，则越能降低服务外包企业在市场进入、企业搜寻以及业务匹配等方面的交易成本。同时，一国在区域服务贸易协定中的承诺开放度越大，则其对国内相关配套制度、边境内措施的改革力度也越大，服务外包相关政策的透明度和可预见性也越强，有助于降低契约环境不完全性、服务外包政策不确定性的程度，并对离岸服务外包产生更大的影响。因此，区域服务贸易协定的承诺开放度越大，则承接效应越明显。

三、实证研究设计

（一）实证研究设计

借鉴 Abadie 等（2010）的合成控制法，本文将中国与其他国家（地区）是否

缔结区域服务贸易协定作为政策干预事件,以中国离岸服务外包承接额为结果变量,利用合成控制法来拟合处理组“反事实”情况下的发展轨迹,并通过比较处理组和合成控制组的差异来评估区域服务贸易协定的政策效应。

假设有 $J+1$ 个对象国,第一个国家 ($i=1$) 与中国签订了区域服务贸易协定,定义为处理组,其余 J 个国家 ($i=2, \dots, J+1$) 均没有实施该项政策,定义为控制组。 $Seroff_{cit}^N$ 表示 t 时刻中国(用下标 c 表示)与 i 国未实施区域服务贸易协定时的离岸服务外包承接额, $i \in (1, \dots, J+1)$, $t \in (1, \dots, T_0)$, 其中, T_0 为实施区域服务贸易协定之前的时期, $1 \leq T_0 \leq T$ 。进一步定义, $Seroff_{cit}^I$ 表示 t 时刻中国与 i 国签署区域服务贸易协定时的离岸服务外包承接额, $t \in (T_0+1, \dots, T)$ 。在 T_0 时刻之前,区域服务贸易协定对中国的离岸服务外包承接额没有影响,即对于 $t \in (1, \dots, T_0)$ 和所有国家(地区) $i \in (1, \dots, J+1)$, 存在 $Seroff_{cit}^I = Seroff_{cit}^N$ 。在 T_0 时刻之后,区域服务贸易协定对中国离岸服务外包的承接效应可表示为 $\alpha_{ci} = Seroff_{cit}^I - Seroff_{cit}^N$ 。现实中,中国与 i 国在 (T_0+1, \dots, T) 时期实施了区域服务贸易协定,因此,可以观察到 $Seroff_{cit}^I$ 。但 $Seroff_{cit}^N$ 是假设中国与 i 国没有实施区域服务贸易协定情况下的离岸服务外包承接额,在现实中无法观察到。基于此,本文采用 Abadie 等(2010)提出的因子模型来估计:

$$Seroff_{cit}^N = \delta_t + \theta_t Z_{ci} + \gamma_t \mu_i + \varepsilon_{cit} \quad (1)$$

其中, δ_t 是影响中国承接所有国家(地区)的离岸服务外包额的时间固定效应; Z_{ci} 是可观测到的反映处理组特征的预测变量; θ_t 是未知参数向量; γ_t 表示不可观测的公共因子向量; μ_i 是不可观测的国家固定效应; ε_{cit} 是随机误差项,表示不能观测到的短期冲击,其均值为 0。

(二) 变量说明和数据来源

一是结果变量,为中国离岸服务外包承接额。已有文献普遍使用国际货币基金组织(IMF)收支平衡表或国际服务贸易数据项下与服务外包高度相关的服务贸易额进行近似度量(吕延方和赵进文,2010^[27];魏浩和黄皓骥,2012^[28];霍景东和夏杰长,2013^[29];Peter,2019^[30];苗翠芬等,2020^[31])。基于此,本文选取与离岸服务外包密切相关的信息技术、通讯、金融、保险、建筑以及其他商务服务六个服务行业的出口额作为离岸服务外包承接额的近似度量,数据来源于经济合作与发展组织(OECD)服务贸易数据库^①。鉴于国际收支平衡表统计方法的调整,本文将同时使用扩大的国际收支服务分类(EBOPS)2002(1995—2012年)、EBOPS2010(2005—2019年)两个数据集进行实证分析。此外,本文还结合2014—2019年中国商务部统计的离岸服务外包业务数据进行辅助分析,包括离岸服务外包实际执行金额、承接合同数量指标。

二是预测变量,包括人均GDP、GDP增长率、人口密度、服务贸易对外依存度、制度质量以及结果变量的滞后项。其中,人均GDP、GDP增长率、人口密度、制度质量衡量了宏观经济相似度的关键特征变量。服务贸易对外依存度衡量了一个

^①数据网址: <https://stats.oecd.org>。

国家或地区服务贸易的发展水平，直接影响到离岸服务外包的发展规模；结果变量的滞后项能提高合成控制的拟合优度（Abadie et al., 2010）。除了结果变量的滞后项外，其他预测变量数据均来源于世界银行^①。

三是政策变量，为是否缔结区域服务贸易协定，以生效时间作为干预节点。本文使用1995—2012年的样本对东盟、新西兰、巴基斯坦、秘鲁、智利5个处理组进行合成控制评估，使用2005—2019年的样本对哥斯达黎加、瑞士、韩国、澳大利亚4个处理组进行合成控制评估。其中，中国承接来自东盟地区的离岸服务外包额用均值进行衡量。本文的处理组即为东盟、新西兰、巴基斯坦、秘鲁、智利、哥斯达黎加、瑞士、韩国、澳大利亚共9个经济体（见表1）。控制组为非处理组的国家（地区），并剔除样本考察期内与中国签署区域服务贸易协定的中国香港特别行政区、中国澳门特别行政区、格鲁吉亚，以及服务外包承接额和预测变量缺失的观测值^②。本文最终筛选出1995—2012年中国承接来自5个处理组和142个控制组的平衡面板数据、2005—2019年中国承接来自4个处理组和148个控制组的平衡面板数据。

四是承诺深度，本文借鉴Miroudot等（2010）^[32]改进后的频度计算方法进行承诺深度指标构建。按照WTO服务行业分类（MTN.GNS/W/120），本文将11个服务行业涉及到的155个服务子部门、2类限制性措施（市场准入、国民待遇）项下4种服务模式（跨境交付、境外消费、商业存在、自然人流动）的承诺情况区分为完全自由化承诺（full）、部分自由化承诺（partial）和不出任何承诺（unbound）三类，进而计算出每个区域服务贸易协定的总承诺频次与潜在承诺频次的比值。该比值取值范围在0~1之间，其值越大，表明该经济体在区域贸易协定中的承诺开放度越高。由于在同一服务贸易协定下，缔约方所做的承诺程度存在不同，因此，本文取中国与发包国（地区）承诺深度的平均值。

表1 中国与处理组签订的区域服务贸易协定一览表

区域服务贸易协定	处理组经济体	生效时间
中国—东盟	越南、新加坡、菲律宾、缅甸、马来西亚、老挝、文莱、印度尼西亚、柬埔寨、泰国	2007.07
中国—新西兰	新西兰	2008.10
中国—巴基斯坦	巴基斯坦	2009.10
中国—秘鲁	秘鲁	2010.03
中国—智利	智利	2010.08
中国—哥斯达黎加	哥斯达黎加	2011.08
中国—瑞士	瑞士	2014.07
中国—韩国	韩国	2015.12
中国—澳大利亚	澳大利亚	2015.12

数据来源：中国商务部自由贸易区网站。<http://fta.mofcom.gov.cn/>。

^①数据网址：<https://data.worldbank.org/>。

^②内地与港澳更紧密经贸关系安排在2003年12月生效，政策实施前样本期间较短不利于合成控制；中国-冰岛自贸协定于2014年7月生效，但其预测变量存在缺失；中国-格鲁吉亚自贸协定于2018年1月生效，政策实施后样本太短，不适用合成控制。

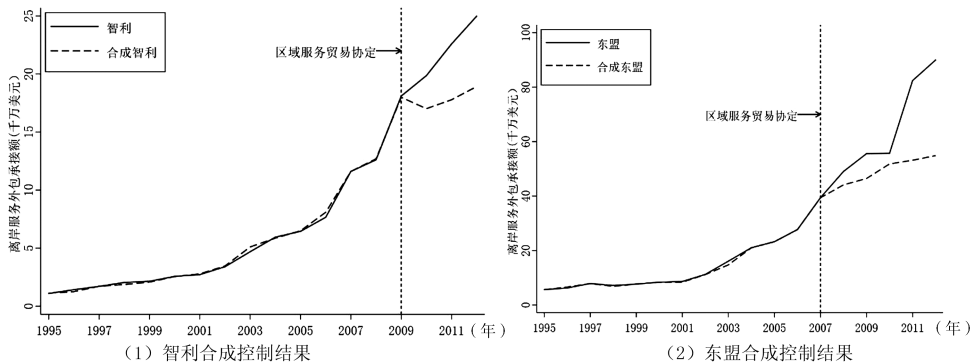
四、实证结果分析

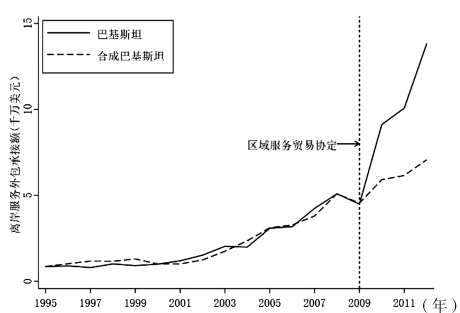
本文的处理组包括东盟、秘鲁、智利、新西兰、巴基斯坦、哥斯达黎加、瑞士、韩国以及澳大利亚。鉴于中国与这九个经济体在不同的时点缔结了区域服务贸易协定，因此，本文将采用逐一合成控制的方式进行实证分析。

(一) 合成控制结果分析

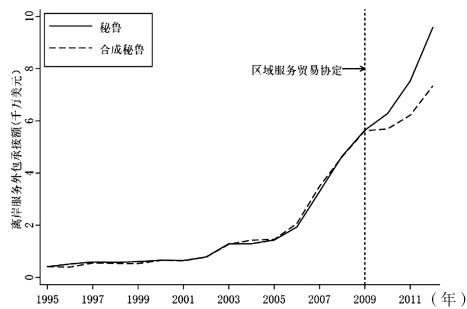
图1是合成控制结果，其中，实线表示中国承接处理组的服务外包额，虚线表示合成控制组的拟合值，垂直虚线表示区域服务贸易协定实施的时间节点。从合成控制结果可以看出，在实施区域服务贸易协定之前，合成控制组的离岸服务外包额非常准确地反映了处理组的真实发展轨迹，表明合成控制组确实提供了一个合理的“反事实”近似值，即拟合了处理组假如不实施区域服务贸易协定情况下的离岸服务外包发展轨迹。在区域服务贸易协定实施之后，真实线和拟合线立即开始明显分化。真实值和拟合值之间的差距即为区域服务贸易协定的承接效应，若真实值位于拟合值之上，则表明区域服务贸易协定对中国离岸服务外包的承接具有正效应，反之，则具有负效应。

以东盟为例，在2007年政策实施之前，合成东盟高度拟合了中国承接来自东盟的服务外包发展轨迹，在政策实施以后，真实值位于合成值的上方，表明中国—东盟区域服务贸易协定的实施促进了中国离岸服务外包的承接规模。类似地，中国—智利、中国—秘鲁、中国—巴基斯坦、中国—新西兰、中国—哥斯达黎加、中国—瑞士、中国—韩国、中国—澳大利亚服务贸易协定也均有利于中国离岸服务外包的承接。区域服务贸易协定有利于离岸服务外包的发展，主要得益于成本机制和服务贸易政策不确定性机制的存在，即区域服务贸易协定减少了服务外包市场的市场准入和国民待遇限制，降低了服务贸易壁垒导致的搜寻匹配等固定成本。同时，区域服务贸易协定为服务外包的发展提供了良好的契约环境和制度保证，有助于降低服务外包活动中的质量监管和契约管理等成本。此外，区域服务贸易协定对服务贸易政策透明度和公开要求的有效承诺，有利于提高服务贸易政策的稳定性和可预测性，并促使潜在服务外包提供商进入出口市场，进而促进离岸服务外包的发展。本文的实证结果验证了理论预期。

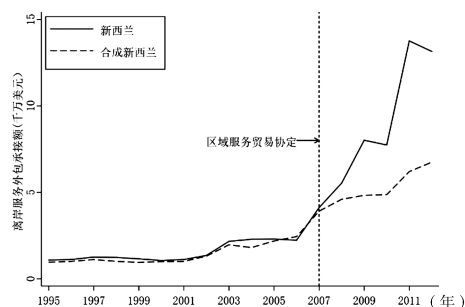




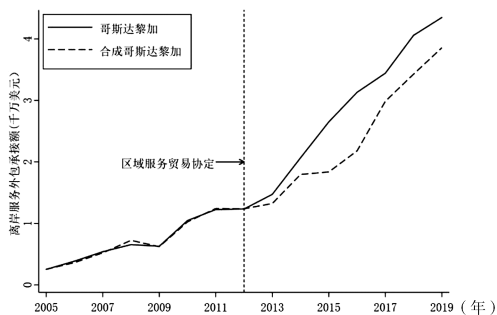
(3) 巴基斯坦合成控制结果



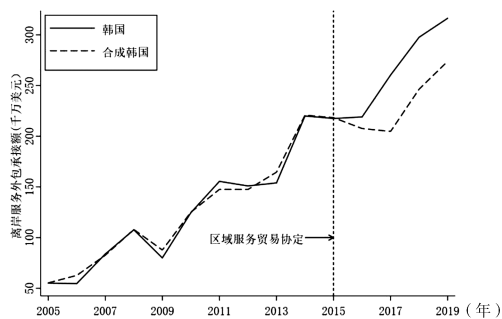
(4) 秘鲁合成控制结果



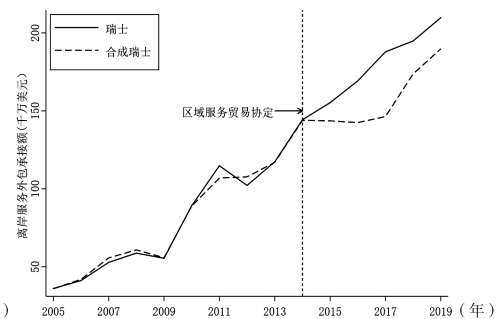
(5) 新西兰合成控制结果



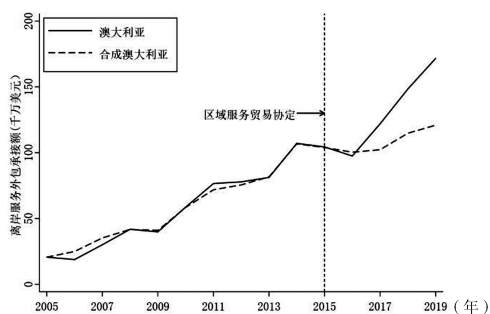
(6) 哥斯达黎加合成控制结果



(7) 韩国合成控制结果



(8) 瑞士合成控制结果



(9) 澳大利亚合成控制结果

图1 合成控制结果

(二) 区域服务贸易协定的承接效应

根据合成控制结果, 本文进一步计算了区域服务贸易协定的具体承接效应(表

2)。从平均效应上看,在2002—2012年的样本区间内,区域服务贸易协定使得中国承接来自东盟、智利、巴基斯坦、秘鲁、新西兰的离岸服务外包承接额平均增加了5.7千万美元,平均增长率为32.04%。在2005—2019年的样本区间内,区域服务贸易协定使得中国承接来自哥斯达黎加、瑞士、韩国、澳大利亚的离岸服务外包承接额平均增加了21.37千万美元,平均增长率为16.94%。从所有处理组样本来看,区域服务贸易协定使得中国承接来自九个处理组的离岸服务外包承接额平均增加了12.67千万美元,平均增长率为19.22%。以上数据表明,区域服务贸易协定对中国离岸服务外包承接具有明显的促进效应。从异质性效应上看,区域服务贸易协定的承接效应分为三个层次:第一,中国—新西兰、中国—巴基斯坦服务贸易协定的承接效应最大,增长率在70%以上;第二,中国—东盟、中国—智利、中国—秘鲁、中国—哥斯达黎加服务贸易协定的承接效应相对较大,增长率在20%以上;第三,中国—瑞士、中国—韩国、中国—澳大利亚服务贸易协定的承接效应相对较小,但也均在15%以上。

表2 区域服务贸易协定的承接效应

(单位:千万美元)

A组(1995—2012年)				
区域服务贸易协定	真实值	合成值	承接效应	增长率
中国—东盟	66.55	52.81	13.73	26.00%
中国—智利	22.48	17.91	4.57	25.54%
中国—秘鲁	7.79	6.41	1.38	21.54%
中国—巴基斯坦	11.00	6.30	4.70	74.60%
中国—新西兰	9.64	5.45	4.19	76.88%
平均	22.49	17.79	5.70	32.04%
B组(2005—2019年)				
区域服务贸易协定	真实值	合成值	承接效应	增长率
中国—哥斯达黎加	3.02	2.49	0.53	21.64%
中国—瑞士	183.42	159.19	24.23	15.22%
中国—韩国	273.35	233.19	40.16	17.22%
中国—澳大利亚	130.13	109.58	20.55	18.76%
平均	147.48	126.11	21.37	16.94%

注:真实值、合成值为区域服务贸易协定实施当年至样本结束期间的均值;承接效应=真实值—合成值,增长率=承接效应/合成值×100%。

根据影响机制分析可知,区域服务贸易协定在多大程度上促进离岸服务外包可能与其承诺深度有关,即服务外包承诺开放度越高,其对离岸服务外包的促进效应越大。根据Miroudot等(2010)的频度指数法,本文对服务外包行业的承诺深度进行了测算。中国—新西兰、中国—巴基斯坦、中国—秘鲁、中国—哥斯达黎加、中国—智利、中国—东盟的服务外包承诺开放度分别为0.51、0.46、0.41、0.38、0.22、0.20,其中,中国—新西兰和中国—巴基斯坦的承诺开放度位于较高水平,均超过了45%,服务贸易壁垒的大幅降低使得中国承接来自新西兰和巴基斯坦的服务外包额也呈现较大幅度的提升;中国—智利和中国—东盟的服务外包开放度相对较小,基本维持在20%左右,服务贸易壁垒的小幅度削减使得中国承接来自智

利和东盟的服务外包增长率也相对较小；中国—秘鲁、中国—哥斯达黎加的服务外包开放度也比较大，但其承接效应却没有那么明显，可能的原因是受到发包市场强度和服务外包发展水平的约束。在样本区间内，中国与秘鲁、哥斯达黎加的服务外包水平和 GDP 规模均处于最低水平，发包市场强度的相对薄弱不能很好地发挥区域服务贸易协定的成本机制，进而使得中国承接来自秘鲁、哥斯达黎加的服务外包额并不会出现较大幅度的提高。此外，中国—瑞士、中国—韩国、中国—澳大利亚的承诺深度均维持在 0.45 左右，较高的承诺开放度使得中国承接来自瑞士、韩国和澳大利亚的服务外包额均获得较大量的增长，而由于承接基数比较大，可能会使得增长幅度偏小。

（三）有效性检验

借鉴 Abadie 等（2010）的研究，本文采用安慰剂方法来检验合成结果的有效性，主要有两种思路：一是比较平均变动平方和（MSPE）的水平值；二是比较平均变动平方和的比值（Post/Pre-Proposition MSPE）^①。

1. 比较 MSPE 水平值

MSPE 刻画了真实值与拟合值的平均变动平方和，该值越小说明合成控制组的拟合效果越好。在进行 MSPE 水平值比较时，本文剔除了控制组 MSPE 值超过处理组 2 倍^②以上的样本。本文安慰剂合成结果显示，在服务贸易协定实施之前，处理组和控制组的承接效应均不明显，说明合成控制的拟合程度均比较高；在政策实施以后，处理组得到的承接效应较控制组相对更明显。以东盟为例，在删除大于其 MSPE 水平值 2 倍以上的 25 个控制组样本后，只有一个控制组的承接效应在 2010 年后超过了东盟，而其他控制组的承接效应均不明显。则说明在数据干预的随机排列下，获得与东盟的承接效应一样大的概率为 $1/118=0.0085$ ，这说明区域服务贸易协定在 1% 水平上显著促进了中国的离岸服务外包承接。本文结果表明，除了澳大利亚在政策实施第 1 年（即 2016 年）不显著外，东盟、秘鲁、智利、巴基斯坦、新西兰、哥斯达黎加、瑞士、韩国以及澳大利亚的合成控制结果均在 10% 水平上显著。从整体上讲，本文的合成控制结果是有效的。

2. 比较 Post/Pre-Proposition MSPE 比值

Post-Proposition MSPE 表示政策实施后的平均变动平方和，Pre-Proposition MSPE 表示政策实施前的平均变动平方和，该方法的优势是不用剔除拟合情况不好的控制组样本。本文的分布结果显示，处理组的 Post/Pre-Proposition MSPE 比值均比较大，基本位于整体分布的前列。以东盟为例，其比值排在 143 个样本中的第 3 位，如果要在数据中随机分配干预，则获得与东盟 Post/Pre-Proposition MSPE 比值一样大的概率为 $3/143=0.0210$ ，说明区域服务贸易协定在 5% 水平上显著促进了中国离岸服务外包的承接。智利排在第 3 位、秘鲁排在第 10 位、巴基斯坦排在第 3 位、新西兰排在第 10 位，其相应的概率值分别为 0.0210、0.0699、0.0210、0.0699，也均在 10% 水平上显著；哥斯达黎加、瑞士、韩国、澳大利亚的比值分别排在 149 个样本中的第 4 位、第 4 位、第

^①限于篇幅，未报告有效性检验结果，备索。

^②本文借鉴了 Abadie 等（2010）的选取标准。

11位、第4位，其相应的概率值分别为0.0268、0.0268、0.0738、0.0268，也均在10%水平上显著，进一步验证了本文结果的有效性。

(四) 外生性讨论

借鉴 Beck 等 (2010)^[33] 的研究，本文采用了两种方法来检验区域服务贸易协定政策的外生性：第一种方法是使用区域服务贸易协定实施之前的服务外包承接均值对政策实施时间点进行回归；第二种方法是使用 Weibull 生存模型进行分析，即服务外包承接规模能否解释政策实施前的生存时长。表3第(1)、(3)列估计结果显示，区域服务贸易协定实施之前的服务外包承接水平与政策实施时点显著不相关，说明服务外包承接水平并不能解释政策实施的时间点。第(2)、(4)列 Weibull 生存模型回归结果显示，区域服务贸易协定实施前的服务外包承接水平在生存分析回归中均不显著，意味着政策实施前的服务外包水平并不能影响政策实施时点。以上检验结果表明，在样本区间内，区域服务贸易协定实施的时间点具有一定的外生性，在一定程度上验证了本文实证结果的可靠性。

表3 区域服务贸易协定外生性检验

变量	1995—2012年		2005—2019年	
	服务协定实施时点 (1)	Weibull生存模型 (2)	服务协定实施时点 (3)	Weibull生存模型 (4)
服务外包承接额	-0.124	-0.013	0.035	0.043
	(-0.86)	(-0.56)	(1.32)	(0.69)
样本量	177	186	117	117

注：括号内为稳健标准误下的t值。

(五) 稳健性检验

1. 敏感性分析

敏感性分析即通过迭代的方式多次评估合成控制结果，在每一次迭代中，依次删除合成权重最大的控制组。若迭代合成结果较初始合成结果差异不大，则在一定程度上验证了合成控制结果的稳健性。本文依次进行了六次迭代，每次迭代合成路径与初始合成路径都基本一致，且均分布在初始合成值的周围，说明区域服务贸易协定对离岸服务外包的促进效应是稳健的，并不会因为控制组的变动而出现较大变化^①。

2. PSM-DID 方法

Baier 和 Bergstrand (2009)^[34] 在评估区域贸易协定的贸易效应时，采用了倾向匹配得分 (PSM) 方法。考虑到中国与处理组缔结区域服务贸易协定的时间存在不一致性，本文将结合 PSM 和双重差分法 (DID) 进行稳健性检验。PSM 匹配的方法为非替代性的一对一最近邻匹配，匹配变量即为本文的预测变量 Z。在 DID 模型设定中，本文将运用文献中普遍使用的引力模型来检验区域服务贸易协定的承接效应。除了双边 GDP、地理距离、是否接壤、是否有共同语言等常用变量外，本

^①限于篇幅，未报告迭代合成控制结果，备索。

文还控制了影响离岸服务外包的特有变量,包括工资差距、信息技术发展水平(卢峰,2007^[35];霍景东和夏杰长等,2013)。DID模型设定如下:

$$\ln Seroff_{cit} = \beta_0 + \beta_1 RSTA_{cit} + \gamma X_{cit} + \delta_i + \mu_t + \varepsilon_{cit} \quad (2)$$

其中,下标*c*表示承接方中国,*i*表示发包方,*t*代表年份。 $Seroff_{cit}$ 表示中国承接来自*i*国的离岸服务外包额。 $RSTA_{cit}$ 为处理组和政策实施时间的交乘项,当*t*时期中国与发包方实施了区域服务贸易协定时, $RSTA_{cit}$ 取值为1,其他情况均取值为0。 X 为控制变量,包括发包方GDP对数($\ln gdp_i$)、中国GDP对数($\ln gdp_c$)、地理距离对数($\ln dist$)、工资差距对数($\ln gdp_{gap}$)、信息技术发展水平(ICT)、是否相邻($cbord$)、是否有共同语言($clang$)。 δ_i 是发包方的个体固定效应, μ_t 是时间固定效应。 ε_{cit} 是随机误差项。

表4为PSM-DID估计结果。在1995—2012年、2005—2019年的样本区间内,区域服务贸易协定的平均承接效应分别为55.58%、18.53%^①。从系数大小上看,PSM-DID估计结果均存在一定的高估(合成控制法估计结果分别为32.04%、16.96%),这可能是因为处理组样本较少的情况下,利用PSM方法匹配的控制组并不能为处理组提供很好的反事实依据,进而可能会导致DID估计结果存在偏差。从系数方向上看,PSM-DID估计系数也均为正,与合成控制结果是一致的,在一定程度上证实了本文结果的稳健性。

表4 PSM-DID估计结果

变量	$\ln Seroff$ (1995—2012年)	$\ln Seroff$ (2005—2019年)
	0.442*	0.170***
$RSTA_{cit}$	(1.69)	(3.82)
控制变量	是	是
国家固定效应	是	是
年份固定效应	是	是
样本量	180	120
R ²	0.845	0.997

注:限于篇幅,未报告控制变量和常数项的回归结果,备索,下表同;***表示在1%水平上显著,*表示在10%水平上显著。

五、进一步分析:区域服务贸易协定承诺深度的承接效应

为进一步评估区域服务贸易协定承诺深度对中国离岸服务外包的承接效应,本文以方程(2)确定的引力模型计量方程进行固定效应估计。除了使用1995—2012年和2015—2019年行业层面的数据外,本文还利用中国商务部服务外包业务统计数据辅助分析,以验证结果的稳健性。定义 $RSTA_{ciht}^{depth}$ 为*t*时期中国与发包方*i*对*h*服务外包行业的平均承诺深度,并设定如下计量实证方程:

$$\ln Seroff_{ciht} = \beta_0 + \beta_1 RSTA_{ciht}^{depth} + \gamma X_{ciht} + \delta_i + \mu_t + \eta_h + \varepsilon_{ciht} \quad (3)$$

①计算公式为: $(e^\beta - 1) \times 100\%$, 其中,上标 β 为 $RSTA$ 变量的回归系数。

表5是估计结果,其中, $\ln Pa$ 表示中国商务部统计的离岸服务外包实际执行金额的对数。估计结果显示,区域服务贸易协定承诺深度与离岸服务外包承接规模呈正比,且均在10%水平上显著,即区域服务贸易协定承诺开放度越大,越有利于中国离岸服务外包的承接。从经济意义上说,区域服务贸易协定承诺深度每提高0.1,离岸服务外包承接额平均提高9.77%~12.35%,即区域服务贸易协定中每增加1个部门或15个子部门^①的完全自由承诺,将会使得离岸服务外包额至少提升9.77%,该实证结果验证了理论预期。

表5 区域服务贸易协定承诺深度的承接效应

变量	$\ln Seroff$ (1995—2012年)	$\ln Seroff$ (2005—2019年)	$\ln Pa$ (2014—2019年)
$RSTA_{cikt}^{depth}$	1.235 *** (5.31)	0.977 ** (2.17)	1.064 ** (2.17)
控制变量	是	是	是
国家固定效应	是	是	是
行业固定效应	是	是	—
年份固定效应	是	是	是
样本量	546	1 145	117
R^2	0.855	0.682	0.816

注:中国商务部服务外包业务统计数据是国家层面的数据,所以无行业层面的固定效应;***表示在1%水平上显著,**表示在5%水平上显著。

六、影响机制检验

本文第二部分影响机制分析认为,承诺深度越大,则承接效应越明显,并在第二部分最后一段探讨了承诺深度和中介变量的关系。本文在第五部分对承诺深度进行回归的基础上,进一步检验了承诺深度的影响机制。首先,对于服务贸易壁垒引起的成本,可以使用服务贸易限制指数对其进行刻画,服务外包限制指数越大,则企业面临的服务外包壁垒也越大。OECD服务贸易限制指数(STRI)涵盖了2014—2019年42个经济体(包含34个OECD经济体和9个非OECD经济体)的22个服务部门,本文主要选取了与服务外包密切相关的银行、保险、会计、法律、通讯、计算机、建筑等服务行业的限制性指数(STRI)进行衡量。其次,对于由契约环境不完全性引起的固定成本,可以使用制度质量指标对其进行刻画,制度质量越高的地区,则面临的契约不完全性程度越低。本文使用世界银行全球治理数据库中的法规指标(RL),该指标衡量了社会信任和遵守法制规则的综合水平,尤其是合同执行质量。再次,对于服务贸易政策不确定性指标,可以借鉴贸易政策不确定性指标度量方法,即通常采用关税变化的差值(余森杰和祝辉煌,2021^[36];余智,2021^[37]),鉴于此,本文采用双边的服务外包政策监管异质性程度来进行近似度量,数据来源于OECD服务贸易监管异质性指数($STRI^H$),该指数越大,说明

^①区域服务贸易协定承诺表共包含11个服务部门,11个服务部门又具体细分为155个子部门。

双方的监管政策异质性越大,意味着服务贸易政策的不确定性也越大。

基于方程(3),本文利用2005—2019年数据并采用中介效应模型进行机制检验。表6第(1)列回归结果显示,区域服务贸易协定承诺深化显著降低了双边服务外包壁垒,同时,第(2)列的区域服务贸易协定承诺深度和服务外包限制性指数的系数分别为0.591和-0.570,且均在1%的水平上显著,表明区域服务贸易协定可以通过降低双边服务贸易壁垒,促进中国离岸服务外包的承接。第(3)、(4)列回归结果显示,区域服务贸易协定承诺深化有利于双方制度质量的改善,即降低了契约不完全性等导致的固定成本,进而促进了中国离岸服务外包的承接。第(5)、(6)列回归结果显示,区域贸易协定承诺深化显著降低了双边服务外包监管政策的异质性,即通过降低服务贸易政策的不确定性,促进了中国离岸服务外包的承接。

表6 影响机制检验

变量	服务贸易壁垒		契约不完全性		服务外包政策不确定性	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>STRI</i>	<i>lnseroff</i>	<i>RL</i>	<i>lnseroff</i>	<i>STRI^H</i>	<i>lnseroff</i>
<i>RSTA_{ciht}^{depth}</i>	-0.106*** (-4.25)	0.591*** (5.33)	0.360** (2.00)	0.159* (1.82)	-0.057*** (-4.99)	0.442*** (4.04)
<i>STRI_{ciht}</i>		-0.570** (-2.53)				
<i>RL_{ciht}</i>				4.422*** (4.99)		
<i>STRI_{ciht}^H</i>						-1.311** (-2.07)
控制变量	是	是	是	是	是	是
国家固定效应	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	257	257	992	992	257	257
R ²	0.474	0.870	0.923	0.696	0.757	0.870

注:括号内为稳健标准误下的t值;***表示1%水平上显著,**表示5%水平上显著,*表示10%水平上显著。

七、结论及政策建议

本文主要采用合成控制法,并结合引力模型实证考察了区域服务贸易协定及其承诺深度对中国离岸服务外包的承接效应。研究表明:第一,区域服务贸易协定主要通过降低服务贸易壁垒、契约环境不完全性以及服务贸易政策不确定性,进而影响到离岸服务外包发展,其承诺开放度越大,则承接效应越明显;第二,从平均效应上看,区域服务贸易协定使得中国的离岸服务外包承接额平均增加12.67千万美元,增长率为19.22%,从异质性效应上看,中国—新西兰、中国—巴基斯坦服务贸易协定的承接效应最大,其次是中国—东盟、中国—智利、中国—秘鲁、中国—哥斯达黎加,再次是中国—瑞士、中国—韩国、中国—澳大利亚;第三,区域服务贸易协定每增加1个部门或15个子部门的完全自由承诺,将会使得中国离岸

服务外包承接额平均提高9.77%~12.35%。

结合以上研究结论,中国要充分发挥区域服务贸易协定在推动服务外包高质量发展中的作用:第一,在进行区域服务贸易协定谈判时,政府要加大对服务外包业务经营范围、提供数量、服务人员流动等市场准入措施的开放度,同时,要注重协调国家间监管政策的差异,如制定双方认可的技术标准、职业资格认证等;第二,利用具有竞争优势的信息技术外包(ITO)对外输出技术标准,中国的5G通讯技术、跨境电商业务、支付宝和微信等移动支付工具、离岸云外包等均处于世界先进水平,中国政府要以自贸区和“一带一路”倡议为契机,主导电子商务、数字贸易等相关规则的制定,并形成“中式”数字贸易规则模板;第三,要依托信息技术优势推进“服务+”,逐步提升医药研发、产品设计、管理咨询等知识密集型服务外包的竞争力,摆脱价值链“低端锁定”局面,推动服务外包高质量发展;第四,注重网络通讯等基础设施建设,完善服务外包人才培养体系,加强知识产权保护,为承接离岸服务外包业务提供良好的政策支持和制度环境。

[参考文献]

- [1] 王晓红,费娇艳,谢兰兰.“十四五”时期我国服务贸易发展的思路研究[J].服务外包,2020(4):14-15.
- [2] WINSTON C, YAN J. Open Skies: Estimating Travelers' Benefits from Free Trade in Airline Services [J]. American Economic Journal: Economic Policy, 2015, 7 (2): 370-414.
- [3] LEE J, CHO S H. Free Trade Agreement and Transport Service Trade [J]. The World Economy, 2017, 40 (7): 1494-1512.
- [4] GRUNFELD L A, MOXNES A. The Intangible Globalization: Explaining The Patterns of International Trade in Services [R]. NIIA Discussion Paper, 2003 (657): 1-26.
- [5] KIMURA F, LEE H H. The Gravity Equation in International Trade in Services [J]. Review of World Economics, 2006, 142 (1): 92-121.
- [6] GUILLIN A. Trade in Services and Regional Trade Agreements: Do Negotiations on Services Have to be Specific? [J]. The World Economy, 2013, 36 (11): 1406-1423.
- [7] 周念利. 缔结“区域贸易安排”能否有效促进发展中经济体的服务出口 [J]. 世界经济, 2012 (11): 88-111.
- [8] MARCHETTI J. Do Economic Integration Agreements Lead to Deeper Integration of Services Markets? [OL]. International Handbook of the Economics of Integration, 2009 (3): 435-458.
- [9] 刘洪愧. 区域贸易协定对增加值贸易关联的影响——基于服务贸易的实证研究 [J]. 财贸经济, 2016 (8): 127-143.
- [10] 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): 171-184.
- [11] 杨继军, 艾玮炜. 区域贸易协定服务贸易条款深度对增加值贸易关联的影响 [J]. 国际贸易问题, 2021 (2): 143-158.
- [12] ABADIE A, GARDEAZABAL J. The Economic Costs of Conflict: A Case Study of The Basque Country [J]. American Economic Review, 2003, 93 (1): 112-132.
- [13] ABADIE A, DIAMOND A, HAINMUELLER J. Synthetic Control Methods for Comparative Case Studies: Estimating The Effect of California's Tobacco Control Program [J]. Journal the American Statistical Association, 2010 (105): 493-505.

- [14] BILLMEIER A, NANNICINI T. Assessing Economic Liberalization Episodes: A Synthetic Control Approach [J]. *Review of Economics and Statistics*, 2013, 95 (3): 983-1001.
- [15] WANG J. The Economic Impact of Special Economic Zones: Evidence from Chinese Municipalities [J]. *Journal of Development Economics*, 2013 (101): 133-147.
- [16] CAMPOS N F, CORICELLI F, MORETTI L. Economic Growth and Political Integration: Estimating the Benefits from Membership in the European Union Using the Synthetic Counterfactual Method [R]. CEPR Working Paper, 2014, 9968.
- [17] JAMES H R. The Impact of Dollarization and Currency Boards on Income and Inflation: A Synthetic Control Analysis [J]. *Ssrn Electronic Journal*, 2014 (329): 438-443.
- [18] 王贤彬, 聂海峰. 行政区划调整与经济增长 [J]. *管理世界*, 2010 (4): 42-53.
- [19] 刘甲炎, 范子英. 中国房产税试点的效果评估: 基于合成控制法的研究 [J]. *世界经济*, 2013 (11): 117-135.
- [20] 苏治, 胡迪. 通货膨胀目标制是否有效——来自合成控制法的新证据 [J]. *经济研究*, 2015 (6): 74-88.
- [21] 项后军, 何康. 自贸区的影响与资本流动——以上海为例的自然实验研究 [J]. *国际贸易问题*, 2016 (8): 3-15.
- [22] 刘乃全, 吴友. 长三角扩容能促进区域经济共同增长吗 [J]. *中国工业经济*, 2017 (6): 79-97.
- [23] 刘秉镰, 吕程. 自贸区对地区经济影响的差异性分析——基于合成控制法的比较研究 [J]. *国际贸易问题*, 2018 (3): 51-66.
- [24] KOX H, LEJOUR A. Regulatory Heterogeneity as Obstacle for International Services Trade [R]. CPB Discussion Paper, 2005, 2931.
- [25] HANDLEY K. Exporting under Trade Policy Uncertainty: Theory and Evidence [J]. *Journal of International Economics*, 2014, 94 (1): 50-66.
- [26] HANDLEY K, LIMA O. Policy Uncertainty, Trade and Welfare: Theory and Evidence for China and The United States [J]. *American Economic Review*, 2017, 107 (9): 2731-2783.
- [27] 吕延方, 赵进文. 中国承接服务外包影响因素分析——基于多国面板数据的实证检验 [J]. *财贸经济*, 2010 (7): 89-97.
- [28] 魏浩, 黄皓骥. 服务外包与国内就业: 基于全球15个国家25个行业的实证分析 [J]. *国际贸易问题*, 2012 (5): 64-73.
- [29] 霍景东, 夏杰长. 离岸服务外包的影响因素: 理论模型、实证研究与政策建议——基于20国面板数据的分析 [J]. *财贸经济*, 2013 (1): 119-127.
- [30] PETER S E. Service Offshoring and Firm Employment [J]. *Journal of International Economics*, 2019 (117): 209-228.
- [31] 苗翠芬, 崔凡, 吴伟华. 移民网络与离岸服务外包 [J]. *世界经济*, 2020, 43 (1): 97-121.
- [32] MIROUDOT S, SAUVAGE J, SUDREAU M. Multilateralising Regionalism: How Preferential Are Services Commitments in Regional Trade Agreements [R]. OECD Trade Policy Paper, 2010.
- [33] BECK T, LEVINE R, LEVKOV A. Big Bad Banks? The Winners and Losers from Bank Deregulation in The United States [J]. *The Journal of Finance*, 2010, 65 (5): 1637-1667.
- [34] BAIER S L, BERGSTRAND J H. Estimating The Effects of Free Trade Agreements on International Trade Flows Using Matching Econometrics [J]. *Journal of International Economics*, 2009 (77): 63-76.
- [35] 卢锋. 我国承接国际服务外包问题研究 [J]. *经济研究*, 2007 (9): 49-61.
- [36] 余森杰, 祝辉煌. 贸易政策不确定性的度量、影响及其政策意义 [J]. *长安大学学报 (社会科学版)*, 2019, 21 (1): 6-13.
- [37] 余智. 贸易政策不确定性研究动态综述 [J]. *国际贸易问题*, 2019, 437 (5): 166-178.

(责任编辑 王 瀛)

Regional Service Trade Agreements, Commitment Depth
and Service Offshoring of China
—An Empirical Research Based on Synthetic Control Method

MIAO Cuifen CUI Fan HUSSAIN Zahid

Abstract: This paper theoretically investigates the impact of Regional Service Trade Agreements (RTAs) and commitment depth on service offshoring based on the emergence of RTAs and the importance of service offshoring. For empirical evaluation, this study considers nine RTAs signed by China as the treatment group and uses the synthetic control method combined with the gravity model. This study holds that RTAs promote the undertaking of service offshoring mainly by reducing barriers to service trade, the incompleteness of the contract environment, and policy uncertainty in service trade. The greater the commitment depth, the more obvious the promoting effect. The empirical results show that: RTAs have increased China's service offshoring by an average of 126.7 million US dollars, with a growth rate of 19.22%, and there is heterogeneity in the effect of different RTAs; each additional opening of one sector in RTAs will promote China's service offshoring by at least 9.77%. In addition, this paper examined the robustness of synthetic control outcome by sensitivity analysis and propensity score matching combined with difference-in-difference approach (PSM-DID).

Keywords: Regional Service Trade Agreements; Commitment Depth; Service Offshoring Undertaking; Synthetic Control Method