

区域服务贸易协定与制造业隐含碳排放： 效应及其影响机制*



林 僖¹ 林 祺²

(1. 上海大学经济学院, 上海 200444;

2. 浙江财经大学金融学院, 浙江 杭州 310018)

内容提要: 缔结区域服务贸易协定来逐步推进服务贸易自由化是促进制造业绿色转型和低碳化发展的重要途径。本文利用 1995—2009 年 40 个经济体的投入产出数据、环境账户数据和区域服务贸易协定通报数据, 系统考察了区域服务贸易协定对缔约方制造业隐含碳排放的影响方式及作用机制。结果表明, 区域服务贸易协定显著降低了缔约方制造业的隐含碳排放水平。机制分析表明, 区域服务贸易协定通过碳排放跨境转移的直接渠道, 以及能耗效应、技术效应和替代效应三条间接渠道共同影响缔约方制造业的隐含碳排放水平。异质性分析表明, 区域服务贸易协定缩小了缔约方不同制造业部门间的隐含碳排放差距, 但是这种碳排放削减效应存在明显的行业异质性。此外, 缔约方制度环境异质性对区域服务贸易协定的制造业隐含碳排放削减效应的发挥也具有差异化影响。最后, 区域服务贸易协定不仅在缔约方不同制造业之间形成碳减排的循环“正反馈效应”, 还有效降低了邻近经济体和高价值链关联度经济体的制造业隐含碳排放水平。本文的研究为中国进一步通过推进区域服务贸易自由化进程来降低制造业的隐含碳排放水平, 进而实现制造业的绿色低碳发展提供了重要的实证基础和政策参考。

关键词: 区域服务贸易协定 制造业隐含碳排放 影响机制 异质性效应 外溢渠道

中图分类号: F744 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002—5766(2023)02—0005—18

一、引言

2001 年加入 WTO 之后, 作为“世界工厂”和出口大国的中国取得了举世瞩目的经济增长成就。然而, 长期高投入、高消耗、低产出的粗放型增长模式也带来了大量的资源消耗和二氧化碳排放问题(徐斌等, 2019)^[1], 使中国在气候谈判中面临巨大的国际减排压力。中国政府也在积极参与国际气候谈判, 签署了包括《京都议定书》(1997 年)、《哥本哈根气候协定》(2010 年)和《巴黎协定》(2016 年)在内的重要国际协议。在《巴黎协定》框架下, 中国承诺将于 2030 年左右使二氧化碳排放达到峰值并争取尽早实现, 2030 年单位国内生产总值二氧化碳排放比 2005 年下降 60%~65%。党的十九大报告提出建设生态文明是中华民族永续发展的千年大计, 二十大报告进一步将广泛形成绿色生产生活方式、碳排放达峰后稳中有降、生态环境根本好转、美丽中国目标基本实现列为到 2035 年中国发展的总体目标之一。由此可见, 对绿色发展和低碳经济问题进行深入研究具有重要

收稿日期: 2022-07-05

* 基金项目: 国家自然科学基金青年项目“区域服务贸易协定的贸易和福利效应研究”(71903120)。

作者简介: 林僖, 男, 副教授, 经济学博士, 研究领域为区域经济一体化、服务贸易, 电子邮箱: xi_lin@shu.edu.cn; 林祺, 男, 副教授, 经济学博士, 研究领域为国际经济学、公司金融, 电子邮箱: qin_sf@zufe.edu.cn。通讯作者: 林祺。

的现实意义。

我国作为“制造大国”,制造业在贡献 GDP 和创造就业的同时,也成为主要的二氧化碳排放来源。实现中国制造业的低碳化发展,离不开优质生产要素,特别是服务要素的供给。从国际经验来看,通过缔结区域服务贸易协定来逐步推进服务贸易自由化,进而扩大本国优质服务要素供给是一种可供借鉴的实现方式(林僖和鲍晓华,2018)^[2]。特别地,随着新常态下中国经济增长面临增速换挡和高质量发展压力,以及人民群众对环境质量的日益重视,如何通过积极推动区域服务贸易自由化进程来扩大服务领域对外开放,优化服务要素供给规模与质量,在保持经济中高速增长的前提下逐步降低制造业的碳排放水平,实现制造业的绿色转型和低碳化发展,是当前该领域应该予以探讨的重大现实问题。

有鉴于此,本文以区域服务贸易协定为切入点,聚焦服务投入的制造业隐含碳排放削减效应问题。具体地,区域服务贸易协定能否有效降低制造业的隐含碳排放水平?如果这一正面影响存在,其背后的作用机制是什么?进一步地,这种影响是否存在外溢效应,如何才能更好地发挥这种效应的积极效果?通过缔结区域服务贸易协定来有效参与区域服务贸易自由化进程、提升服务中间投入的进口质量,不仅是中国主动参与制定国际经贸新规则的需要,而且有助于中国通过扩大优质服务中间要素的有效供给来降低国内制造业的碳排放水平,对实现制造业优化升级和低碳化发展、促进经济高质量增长和有效满足人民美好生活需要具有重大的现实意义。

本文拟从四个方面来深入研究区域服务贸易协定的制造业隐含碳排放削减效应问题。首先,本文利用世界投入产出数据库(World Input-Output Database, WIOD)中1995—2009年40个经济体的制造业跨境投入—产出和环境账户相关数据,以及WTO区域贸易协定信息系统(Regional Trade Agreements Information System, RTA-IS)中的区域服务贸易协定通报数据,对区域服务贸易协定的缔约方制造业隐含碳排放削减效应进行研究;其次,通过中介效应模型,就区域服务贸易协定影响缔约方制造业隐含碳排放水平的具体传导机制进行深入探讨;再次,从行业差异性和制度环境约束性两个方面,对区域服务贸易协定对制造业隐含碳排放削减效应进行异质性分析;最后,本文采用空间杜宾计量模型,进一步延伸探讨了区域服务贸易协定引致的制造业隐含碳排放削减效应是否存在跨行业和跨地区溢出效应。

二、文献回顾与研究假设

1. 文献回顾

本文的研究主要与以下两支文献密切相关:第一支文献是关于区域服务贸易协定的服务贸易效应研究。囿于服务统计数据的缺乏,学术界对服务贸易的涉及相对较少,但是研究结论却较为一致,即区域服务贸易协定能够有效促进服务贸易(Guillin, 2013^[3];刘洪愧, 2016^[4];林僖和林祺, 2021^[5]),这一方向也是国际经济学界关注的焦点。此外,国内外文献对区域服务贸易协定的服务贸易促进效应问题的积极探索还沿着如下细分视角展开:如Fink(2009)^[6]从欧盟成员国的角度, Marchetti(2011)^[7]从OECD国家的角度,周念利(2012)^[8]从发展中经济体的角度,Guillin(2012)^[9]从协定对比的角度, Marel和Shepherd(2013)^[10]从服务行业细分的角度,林僖和鲍晓华(2019)^[11]从二元边际的角度,对服务贸易协定的促进效应进行研究等。

第二支文献主要关注服务要素投入与制造业发展的关系,该领域目前已有大量的实证研究成果:一是关于服务要素投入与制造业生产效率的研究。这方面的文献主要从国别视角进行分析,如美国(Amiti和Wei, 2010)^[12]、捷克(Arnold等, 2011)^[13]、印度尼西亚(Duggan等, 2013)^[14]、中国(张艳等, 2013)^[15]和印度(Arnold等, 2016)^[16]等。以上研究均发现,服务要素投入能够有效提高制造业的生产效率。Beverelli等(2017)^[17]采用103个经济体的截面数据进行跨国比较研

究,证明了服务要素投入对制造业生产率具有正面效应的普遍性。二是关于服务要素投入与制造业全球价值链参与度的研究。这方面的文献相对较少,代表性的研究有 Baines 等(2009)^[18]、杜运苏和彭冬冬(2018)^[19]、崔兴华(2021)^[20]等。三是关于服务要素投入与制造业出口关系的研究。这方面的文献较为丰富,研究角度也较为多样,包括对出口竞争力的影响(Lodefalk, 2014)^[21]、对出口二元边际的影响(刘斌和王乃嘉,2016)^[22]、对出口加成率的影响(耿伟和王亥园,2019)^[23]等。

近年来,有少数文献聚焦评估了服务要素投入对制造业环境效应的影响,比如祝树金等(2020)^[24]从节能效应的角度,利用中国 30 个省级分行业的动态面板数据,研究发现服务投入与制造业能源依赖强度之间存在显著且稳健的负向影响关系。刘斌等(2021)^[25]运用 2000—2014 年 WIOD 数据计算双边出口隐含碳和制造业服务要素投入,发现服务要素投入的提高能够显著降低制造业出口隐含碳排放强度。现有文献中与本文研究较为密切相关的是黄玉霞和谢建国(2019)^[26]的研究。黄玉霞和谢建国研究了投入服务化对制造业完全碳排放强度的影响后,认为提高制造业投入服务化水平是协调各国制造业发展和资源环境约束的可行路径。

与现有文献相比,本文可能的边际贡献主要体现在以下几个方面:首先,从区域服务贸易协定这一研究视角出发,探讨了缔结区域服务贸易协定对制造业隐含碳排放水平的影响问题,丰富了相关领域的研究成果;其次,深入探讨了区域服务贸易协定引致的制造业隐含碳排放削减效应的影响机制和作用方式,还从行业差异性和制度环境约束两个方面,对区域服务贸易协定的制造业隐含碳排放削减效应进行异质性分析。最后,进一步延伸探讨了区域服务贸易协定引致的制造业碳排放削减效应是否存在跨行业和跨地区的空间传递效应。本文研究不仅在理论和实证层面上拓展了区域服务贸易协定的制造业隐含碳排放削减效应的研究,也为中国通过缔结区域服务贸易协定来积极推进区域服务贸易自由化进程,进而推动制造业的转型升级和绿色发展提供了重要的实证基础和政策参考。

2. 假设提出

已有文献研究表明,服务要素投入能够明显降低制造业生产过程中的能源消耗强度和碳排放强度(Rothenberg, 2007^[27]; White 等, 1999^[28]; 黄玉霞和谢建国, 2019^[26])。作为服务领域制度型开放的重要举措之一,通过缔结区域服务贸易协定来逐步推进服务贸易自由化,成为各经济体获取优质服务投入要素的一条较为有效的可选路径(林僖和鲍晓华, 2018)^[2]。从这个角度来看,区域服务贸易协定引致的服务进口壁垒降低,可以通过降低制造业企业生产过程中的隐含碳排放强度,进而减少缔约方的制造业隐含碳排放水平。具体地,区域服务贸易协定可以通过如下两条渠道发挥影响:

第一,直接渠道:缔结区域服务贸易协定使得缔约方企业可以以更低的成本将原先低效率的服务中间环节外包给效率更高、质量更优、产品更多样的境外服务企业(张艳等, 2013)^[15],这相当于缔约方通过外包或中间品进口的形式将服务生产环节中可能产生的碳排放直接转移到了缔约伙伴方,从而降低了制造业生产的隐含碳排放强度。因此,本文提出如下假设:

H₁:区域服务贸易协定可以通过碳排放跨境转移的直接渠道,降低缔约方制造业的隐含碳排放水平。

第二,区域服务贸易协定还可以通过能耗效应、技术效应,以及替代效应三条间接渠道对缔约方制造业隐含碳排放强度产生影响(Copeland 和 Taylor, 2004^[29]; 张伟等, 2016^[30]):(1)区域服务贸易协定引致的缔约方服务进口成本下降,使得缔约方可以进口种类更多和质量更优的服务产品(林僖, 2021)^[31]。优质的服务中间品,特别是通信服务、运输服务和专业服务投入的增加,可以有效提高制造业生产过程中的信息化、数字化和智能化水平,降低制造业企业生产过程中的能源消

耗, 进而提高制造业企业的“能源 - 产出”转化效率, 降低单位产出的能源消耗率并提高隐含碳生产率, 即能耗效应。(2) 由于服务中间品具有高辐射性、高附加值和高知识性的贸易特征(舒杏和王佳, 2018)^[32], 缔约方可以通过服务进口引致的“知识外溢”效应和干中学效应来提升制造业企业的生产效率, 进而使得制造业企业得以通过使用较少的要素投入实现既定的产出目标, 亦即相对降低了单位产出的碳排放水平, 即技术效应。(3) 从碳排放程度来看, 制造业企业生产过程中所需的能源消耗和产生的碳排放水平要相对高于服务业的生产过程(祝树金等, 2020)^[24]。区域服务贸易协定引致的优质服务要素进口的增加, 使得制造业企业可以通过获取和投入更多的优质服务要素, 来提高生产过程中的服务要素占比, 提升制造业企业生产过程的“软化”程度, 减少生产中高碳排放的货物要素的投入比例, 进而降低制造业企业生产过程中的隐含碳排放强度, 即替代效应。因此, 本文提出如下假设:

H₂: 区域服务贸易协定可以通过能耗效应、技术效应, 以及替代效应三条间接渠道降低制造业的隐含碳排放水平。

三、研究设计

1. 实证模型设定

为探讨执行区域服务贸易协定对缔约方制造业隐含碳排放的影响, 本文使用如下计量模型进行实证检验:

$$\ln CEEDP_{ikt} = \beta_0 + \beta_1 \ln SRTAs_{ikt} + \sum_k \beta_k X_{ikt} + \alpha_i + \xi_i + \eta_k + \varepsilon_{ikt} \quad (1)$$

其中, i 表示国家(地区), k 表示行业, t 表示年份。 $CEEDP_{ikt}$ 是 t 年 i 国家(地区) k 行业的隐含碳排放水平。 $SRTAs_{ikt}$ 表示加权区域服务贸易协定衡量指标。 X 表示三类控制变量矩阵: 一是用以衡量影响区域服务贸易协定缔结的控制变量, 如缔约方的整体贸易保护程度、服务业发展状况和制造业就业份额等; 二是影响制造业隐含碳排放水平的控制变量, 如行业能源消耗结构和环境规制程度; 三是其他国家(地区) - 行业层面的控制变量, 如行业产出规模、行业资本劳动比和行业高技能劳动力占比等。 ε 为 $i. i. d.$ 扰动项。

进一步地, 考虑到除了上述控制变量之外, 还有其他可能影响制造业隐含碳排放的因素未加以控制, 本文参考黄玉霞和谢建国(2019)^[26]的做法, 通过加入年份、国家(地区)和行业固定效应(α_i , ξ_i 和 η_k), 对全球性宏观经济波动, 以及其他可测和不可测的异质性加以控制。

2. 变量构建和数据来源

(1) 被解释变量。本文实证模型的被解释变量是各经济体制造业隐含碳排放水平。原始数据来源是 2013 版的世界投入 - 产出数据库(WIOD)中提供的世界投入 - 产出表(World Input-Output Tables)和环境账户(Environmental Accounts)。样本时间跨度是 1995—2009 年, 共 15 年样本期间。2013 版 WIOD 数据库涵盖了 40 个经济体和作为整体的“世界其余地区(Rest-of-World)”, 每个经济体依据第 3 版国际标准工业分类法(ISIC Rev. 3)进一步划分为 35 个行业。其中, 第 3 ~ 16 个行业是制造业。

在确定实证使用的跨境投入 - 产出数据和碳排放数据之后, 本文借鉴彭水军等(2015)^[33]的做法来测算各经济体隐含在制造业生产中的碳排放水平。假设世界由 M 个国家(地区)构成(用上标表示), 每个国家(地区)有 N 个行业(用下标表示)。在全球价值链分工的生产体系下, 各国家(地区)生产过程中将不仅使用本国家(地区)其他行业的中间投入, 还需要从世界 $M - 1$ 个国家(地区)进口相关的中间投入以确保生产的连贯性和可持续性。这种跨境投入 - 产出关系可以用式(2)的矩阵关系式来描述:

$$\begin{bmatrix} X^1 \\ X^2 \\ \vdots \\ X^M \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} A^{11} & A^{12} & \dots & A^{1M} \\ A^{21} & A^{22} & \dots & A^{2M} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ A^{M1} & A^{M2} & \dots & A^{MM} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} X^1 \\ X^2 \\ \vdots \\ X^M \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} Y^1 \\ Y^2 \\ \vdots \\ Y^M \end{bmatrix} \quad (2)$$

其中, $X^i (i=1, 2, \dots, M)$ 是国家(地区) i 的 $N \times 1$ 维总产出向量。 Y^i 是国家(地区) i 的 $N \times 1$ 维最终产出向量。 A^{im} 为 $N \times N$ 维的单位产出中间投入系数矩阵。因此, AX 刻画了各经济体内部不同部门之间的投入—产出联系。

定义 B 是 $MN \times MN$ 维的投入—产出里昂惕夫逆矩阵, 其中 I 为单位矩阵。在此基础上, 本文定义 F^i 是国家(地区) i 的 $1 \times N$ 维碳排放强度行向量。

最后, 将 $1 \times N$ 维的碳排放强度行向量 F^i 转换成 $N \times N$ 维的碳排放强度对角矩阵 \hat{F}^i , 本文可以得到 $MN \times MN$ 维的碳排放强度对角矩阵 \hat{F} 。同样地, 本文定义 \hat{Y} 为 $MN \times MN$ 维的最终需求对角矩阵。在 M 国家(地区) N 行业的假设下, 各经济体生产活动引致的碳排放水平可以由下式表示:

$$\hat{F}B\hat{Y} = \begin{bmatrix} \hat{F}^1 B^{11} Y^1 & \hat{F}^1 B^{12} Y^2 & \dots & \hat{F}^1 B^{1M} Y^M \\ \hat{F}^2 B^{21} Y^1 & \hat{F}^2 B^{22} Y^2 & \dots & \hat{F}^2 B^{2M} Y^M \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \hat{F}^M B^{M1} Y^1 & \hat{F}^M B^{M2} Y^2 & \dots & \hat{F}^M B^{MM} Y^M \end{bmatrix} \quad (3)$$

通过对矩阵 $\hat{F}B\hat{Y}$ 中每一个子矩阵进行内部分解, 本文可以求得各经济体制造业部门在最终需求生产过程中引致的碳排放具体来源。定义 i 国(地区) k 行业生产中的隐含碳排放水平 (Carbon Emissions Embodied in Domestic Production, $CEEDP$)^① 为 i 国(地区) k 行业生产活动(不管为谁而生产)在该经济体内部引致的所有碳排放之和。可见, $CEEDP$ 的数值越大, 该经济体因制造业生产产生的 CO_2 也越多, 承受的碳减排压力也越大。

(2) 核心解释变量。本文实证模型的核心解释变量是加权区域服务贸易协定衡量指标 $SRTAs_{ikt}$ 。参照 Beverelli 等(2017)^[17] 的做法, 可以用公式表示为: $SRTAs_{ikt} = \sum_j SRTAs_{ijt} \times \omega_{ijkt}$ 。一方面, $SRTAs$ 是刻画各经济体是否执行区域服务贸易协定的虚拟变量。具体设置原则是: 如果 t 年经济体 i 和经济体 j 之间有正在执行的区域服务贸易协定, 则 $SRTAs$ 取值为 1, 否则取值为 0。另一方面, ω 表示权重。考虑到各制造业部门对服务中间要素的投入需求不仅来自于对服务要素的直接需求, 还包括对蕴含在其他行业中服务要素的间接需求。本文借鉴 Aichele 和 Heiland (2018)^[34] 的做法, 采用 Wang 等(2013)^[35] 方法来测算区域服务贸易协定引致的中间服务品自由化对相关制造业部门的重要程度。本文将 i 国(地区) k 行业生产中使用的来自于 j 国(地区) 服务行业的增加值定义为 i 国(地区) k 行业生产中由 j 国(地区) 服务行业中间产品投入所创造的价值增值。进一步地, 本文将 i 国(地区) k 行业生产中使用的来自于 j 国(地区) 的服务增加值占该行业进口的全部服务增加值之和的比重, 作为制造业服务价值链依赖度的代理变量。可以发现, ω 的数值越大, 说明缔约方制造业对协定伙伴服务业的价值链依赖程度越高。

需要注意的是, 考虑到区域服务贸易协定服务自由化条款的实施是一个缓慢实现的长期过程, 各类经济变量很难在较短时间内对协定的执行做出充分调整 (Cheng 和 Wall, 2005)^[36]。因此, 结合本文的样本特征, 同时为了最大限度的利用样本信息, 本文借鉴 Anderson 等(2018)^[37] 的做法, 选择以两年为界的样本划分方法, 将全样本划分为 8 个区间, 以便更精确地估计区域服务贸易协定的制造业隐含碳排放削减效应。其他区间划分方法则留待后文的稳健性检验中做对比验证。此

① 下文中, 在不引起歧义的情况下, 本文将制造业的经济体内隐含碳排放简称为制造业隐含碳排放。

外,借鉴 Beverelli 等(2017)^[17]的做法,为了降低内生性问题对估计结果的可能影响,本文将1995年设定为基准年份,以剔除不同年份的制造业服务协定价值链依赖水平差异性对区域服务贸易协定的制造业隐含碳排放削减效应估计结果的可能影响。

(3)控制变量:①影响区域服务贸易协定缔结的控制变量。*Trade_free*表示经济体的整体贸易开放水平。数据来自 Heritage Foundation 数据库中的贸易自由化指数。*Ser_dev*表示经济体的服务业发展状况,采用服务业增加值占 GDP 的比重来衡量。*Employ*表示行业就业份额,采用就业人员数量占全部就业人员数量的比重来度量。②影响制造业隐含碳排放水平的控制变量。*Energy*表示行业能源消耗结构。本文采用化石能源消耗量占总能源消耗量的比重来衡量(徐斌等,2019)^[1]。*ER*表示环境管制指数。借鉴董直庆和王辉(2019)^[38]的做法,本文使用单位产出硫氧化物(SO_x)排放量和单位产出氮氧化物排放量(NO_x)的综合指数来衡量。③其他国家(地区)-行业层面的控制变量。*VAE*表示行业增加值产出规模。*KL*表示行业资本劳动比率。*HL*表示行业高技能劳动力占比。

以上数据均来源于 WIOD 数据库中的世界投入—产出表、社会经济账户和环境账户,以及世界银行 WDI 数据库,并经作者整理得到。变量描述性统计如表 1 所示。

表 1 样本数据的描述性统计

变量	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
<i>lnCEEDP</i>	4480	6.782	2.372	0	13.016
<i>SRTAs</i>	4480	0.176	0.212	0	0.594
<i>lnTrade_free</i>	4480	4.299	0.324	0	4.491
<i>Ser_dev</i>	4480	0.713	0.095	0.389	0.919
<i>Employ</i>	4480	0.012	0.011	0	0.093
<i>Energy</i>	4480	0.475	0.151	0	0.693
<i>lnER</i>	4480	0.362	0.523	0	2.873
<i>lnVAE</i>	4480	7.173	2.366	-0.029	12.959
<i>lnKL</i>	4389	2.396	1.137	-2.106	8.110
<i>HL</i>	4480	0.132	0.082	0.004	0.459

四、实证分析

1. 基准回归结果

区域服务贸易协定影响制造业隐含碳排放的基准结果如表 2 所示。其中,第(1)列仅纳入核心解释变量,以此作为比较基准。在第(2)~(4)列中,本文在回归方程中依次加入三类控制变量:影响区域服务贸易协定缔结的控制变量、影响制造业隐含碳排放水平的控制变量,以及其他国家(地区)-行业层面的控制变量。

从表 2 第(1)~(4)列的估计结果可以看出,首先,第(1)列中 *SRTAs* 的估计系数为负且在 1% 水平上统计显著,这表明区域服务贸易协定显著降低了缔约方制造业生产中隐含碳的排放水平。其次,第(2)~(4)列的估计结果与第(1)列一致,执行区域服务贸易协定显著降低了缔约方制造业的隐含碳排放水平,这证实了执行区域服务贸易协定对缔约方制造业隐含碳减排的积极影响较为稳健,不会受到其他控制变量的干扰。再次,第(4)列中控制变量的估计结果基本符合预期:第一,*lnTrade_free* 和 *Ser_dev* 的估计系数均显著为负,说明经济体贸易开放程度的提升和服务行业的发展均有利于降低制造业的隐含碳排放水平。第二,*Energy* 的估计系数显著为正,这意味着化石能源在整体能源消耗中占比越高的行业,生产过程中隐含碳排放量也相对越高。*lnER* 的估计系数显

著为正,表示政府加强环境规制力度有助于减少制造业企业生产中的隐含碳排放水平。第三,lnKL和HL的估计系数均显著为正,说明资本密集型行业和知识技术密集型行业生产过程中的隐含碳排放水平相对较高。最后,考虑到估计结果的稳健性,本文在第(5)列中添加了时间固定效应,在第(6)列进一步控制了国家(地区)和行业固定效应。估计结果再次验证了执行区域服务贸易协定对缔约方制造业隐含碳排放具有显著的削减效应。因此,本文以第(6)列作为回归基准,应用于后续的实证分析之中^①。

表2 区域服务贸易协定对制造业隐含碳排放影响的基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>SRTAs</i>	-2.087*** (0.144)	-1.110*** (0.158)	-0.915*** (0.149)	-1.260*** (0.058)	-1.066*** (0.060)	-0.924*** (0.072)
<i>lnTrade_free</i>		-0.769*** (0.093)	-0.986*** (0.111)	-0.392*** (0.046)	-0.330*** (0.038)	-0.068** (0.030)
<i>Ser_dev</i>		-5.363*** (0.457)	-5.021*** (0.477)	-2.569*** (0.191)	-2.334*** (0.190)	-1.723*** (0.393)
<i>Employ</i>		41.845*** (3.511)	48.125*** (3.444)	1.360 (1.191)	0.384 (1.179)	-1.552 (1.205)
<i>Energy</i>			4.352*** (0.228)	2.205*** (0.084)	2.100*** (0.082)	0.529*** (0.088)
<i>lnER</i>			-0.145** (0.067)	0.616*** (0.031)	0.735*** (0.034)	0.501*** (0.046)
<i>lnKL</i>				0.034** (0.014)	0.057*** (0.013)	0.056*** (0.017)
<i>HL</i>				0.324** (0.150)	0.563*** (0.146)	0.332** (0.159)
<i>lnVAE</i>				0.870*** (0.006)	0.880*** (0.006)	0.902*** (0.017)
年份固定效应	否	否	否	否	是	是
行业固定效应	否	否	否	否	否	是
国家固定效应	否	否	否	否	否	是
观测值	4480	4480	4480	4389	4389	4389
校正 R ²	0.035	0.143	0.220	0.888	0.892	0.964

注: * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$; 括号中报告的标准误差均为稳健标准误差

虽然上文的估计方程包含了丰富的控制变量和固定效应,但是理论上仍然无法完全排除内生性问题对回归结果的干扰。因此,本文进一步探讨可能存在的内生性偏误是否对上述估计结果产生明显的影响。首先,考虑到可能还有像各经济体贸易政策和产业政策等具有时变效应且难以准确刻画的影响因素的存在,以及各经济体和行业之间还可能还存在交互效应,而这些异质性的政策影

^① 本文还通过调整标准误差聚类层级、改变样本期间划分方式、采用系统 GMM 估计方法,以及排除极端值干扰等方法,对式(1)进行了稳健性检验,估计结果没有发生明显改变。备索。

响可能并不能完全为国家(地区)和行业固定效应所吸收。因此,本文在式(1)中分别引入国家(地区)和行业的时变固定效应,以及国家(地区)一行业配对固定效应,以考察遗漏变量偏误是否对前文估计结果产生明显影响。其次,内生性问题的另一个可能来源是反向因果联系。为此,本文剔除了样本期间内所有存在双边区域服务贸易协定的经济体间服务贸易数据,重新构造核心解释变量 $SRTAs$ 并对基准模型进行重新回归。最后,本文还通过构造以下工具变量并采用两阶段最小二乘法(2SLS)进行估计,来解决潜在的内生性问题:(1)采用两经济体之间在缔约之前是否有共同缔约第三方,作为两经济体间是否签订区域服务贸易协定的工具变量;(2)采用截至 t 期之前的经济体 i 和除经济体 j 之外的第三方签订的区域服务贸易协定数量加上经济体 j 和除经济体 i 之外的第三方签订的区域服务贸易协定数量之和的累计值,作为经济体 i 和 j 之间签订区域服务贸易协定的工具变量。上述估计结果与表 2 第(6)列相比均没有明显变化,这意味着内生性问题不会显著影响本文的估计结论^①。

2. 机制分析

根据上文的估计结果,本文发现通过缔结区域服务贸易协定参与区域服务贸易自由化进程,能够明显降低缔约方制造业的隐含碳排放水平。为了深入考察区域服务贸易协定究竟是如何影响缔约方的制造业隐含碳排放水平,本文采用对数制造业国内增加值($\ln VAE$)来衡量制造业的产出水平,采用对数单位制造业增加值的隐含碳排放含量($\ln CV$)来衡量制造业的隐含碳排放强度。估计结果如表 3 第(1)和(2)列所示。一方面,与既有文献相一致,执行区域服务贸易协定能够显著促进缔约方制造业产出水平的增加;另一方面,执行区域服务贸易协定也显著降低了制造业的隐含碳排放强度。这意味着区域服务贸易协定通过降低单位产出的碳排放水平,抑制了由于制造业产出规模扩张导致的隐含碳排放量的增加,进而减少了缔约方制造业生产过程中的整体隐含碳排放水平。

进一步地,为了考察直接渠道和三条间接渠道是否以及如何影响制造业的隐含碳排放强度,一方面,本文采用中介效应模型来对上述潜在影响机制进行深入研究;另一方面,间接机制渠道中,能耗效应可以采用不同制造业的对数能源产出比($\ln Y/E$)来衡量,技术效应可以采用 Lai 和 Zhu (2007)^[39]方法来测算,替代效应可以采用制造业生产中货物投入所创造的增加值占总增加值的比重($\ln GVA/VA$)来衡量。

机制分析的估计结果如表 3 第(3)~(9)列所示。结果显示,第一,第(3)~(5)列中 $SRTAs$ 的估计系数均在 1% 的水平上统计显著,说明执行区域服务贸易协定提高了缔约方制造业的能源生产率、全要素生产率和服务化水平。第二,第(6)~(8)列中 $SRTAs$ 的估计系数均显著为负,且其估计系数和表 2 第(6)列相比均有不同程度的下降。同时, $\ln Y/E$ 、 $\ln TFP$ 和 $\ln GVA/VA$ 的估计系数也均在 1% 的水平上统计显著。结合第(3)~(5)列的估计结果,可以发现,制造业的能源生产率、全要素生产率和服务化水平的提升,在区域服务贸易协定的制造业单位隐含碳排放削减效应中起到了部分中介效应。这意味着区域服务贸易协定可以通过能耗效应、技术效应,以及替代效应三条间接传导路径,有效降低缔约方制造业单位产出的隐含碳排放水平。第三,本文发现,第(9)列中 $SRTAs$ 的估计系数显著为负,且其绝对值相比于第(2)列有较为明显地下降。这表明,除了间接中介渠道之外,区域服务贸易协定还通过碳排放的跨境转移这一直接渠道发挥影响。简而言之,表 3 的估计结果表明,区域服务贸易协定可以通过碳排放跨境转移的直接渠道,以及能耗效应、技术效应和替代效应三条间接渠道的相互叠加和影响效果的相互补充,共同降低了缔约方制造业生产的隐含碳排放强度,进而对缔约方制造业整体隐含碳排放量起到了削减作用,假设 1 和假设 2 均成立。

^① 限于篇幅,结果未予呈现,备案。

表 3 传导机制的估计结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	lnVAE	lnCV	lnY/E	lnTFP	lnGVA/VA	lnCV	lnCV	lnCV	lnCV
SRTAs	0.383*** (0.102)	-0.455*** (0.040)	0.157*** (0.034)	0.371*** (0.061)	-0.137*** (0.031)	-0.429*** (0.040)	-0.383*** (0.043)	-0.438*** (0.039)	-0.357*** (0.041)
lnY/E						-0.167*** (0.025)			-0.180*** (0.026)
lnTFP							-0.091*** (0.017)		-0.076*** (0.018)
lnGVA/VA								0.127*** (0.048)	0.091* (0.053)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	4389	4389	4389	4167	4389	4389	4167	4389	4167
校正 R ²	0.906	0.781	0.667	0.844	0.996	0.784	0.787	0.781	0.791

注:限于篇幅,表中未列示控制变量的具体估计结果,下同

3. 传导路径的进一步探讨

本文将样本经济体分为发展中国家(地区)和发达国家(地区)两类,以考察经济发展差异是否影响区域服务贸易协定的制造业隐含碳排放削减效应。表 4 的估计结果显示:第一,执行区域服务贸易协定能够显著降低发达国家(地区)和发展中国家(地区)的制造业隐含碳排放水平,但是其对发达国家(地区)的隐含碳排放削减效应明显大于发展中国家(地区)。第二,区域服务贸易协定促进了发展中国家(地区)制造业生产规模的扩张,但是对发达国家(地区)则没有表现出显著的制造业生产扩张效应。第三,区域服务贸易协定均能够显著降低发达国家(地区)和发展中国家(地区)制造业生产中的隐含碳排放强度,但是对前者的影响明显大于后者。结合第(1)和(2)列的估计结果,可以发现,与上文的结论一致,区域服务贸易协定引致的服务开放水平提升具有明显的碳排放削减效应,其对发达国家(地区)和发展中国家(地区)碳排放削减程度的差异化影响主要是由于缔约方制造业生产过程中的碳排放强度异质性决定的。基于此,结合上文总结的协定影响制造业隐含碳排放强度的直接渠道和三条间接渠道,进一步深入分析发达国家(地区)和发展中国家(地区)碳减排差异化背后的根源。

表 4 国(地区)别差异对碳排放影响的估计结果

变量	(1)	(2)	(3)
	lnCEEDP	lnVAE	lnCV
lnSRTAs _{发展中国家(地区)}	-0.769*** (0.074)	0.442*** (0.114)	-0.406*** (0.044)
lnSRTAs _{发达国家(地区)}	-1.474*** (0.142)	0.175 (0.156)	-0.627*** (0.080)
控制变量	控制	控制	控制
固定效应	是	是	是
观测值	4389	4389	4389
校正 R ²	0.964	0.906	0.780

从表 5 的估计结果可以看出,首先,第(1)和(2)列中发达国家(地区)和发展中国家(地区)的 $SRTAs$ 估计系数均显著为正,第(3)列中发达国家(地区)和发展中国家(地区)的 $SRTAs$ 估计系数均显著为负。这表明,无论经济发展水平如何,区域服务贸易协定均能显著提高缔约方制造业的能源生产率、全要素生产率和服务化水平。进一步分析发现,发达国家(地区) $SRTAs$ 估计系数的绝对值均明显大于发展中国家(地区)。其次,第(4)~(6)列中发达国家(地区)和发展中国家(地区)的 $SRTAs$ 估计系数均显著为负,且其估计系数分别和表 4 第(3)列相比均有不同程度的下降。同时,发展中国家(地区)的 $\ln Y/E$ 、 $\ln TFP$ 和 $\ln GVA/VA$ 估计系数均统计显著,而发达国家(地区)除 $\ln TFP$ 之外, $\ln Y/E$ 和 $\ln GVA/VA$ 的估计系数也统计显著。值得关注的是,发展中国家(地区) $\ln Y/E$ 和 $\ln TFP$ 估计系数的绝对值明显大于发达国家(地区)。这意味着,一旦区域服务贸易协定引致的优质服务中间品进口产生的外溢效应为发展中国家(地区)消化吸收,并转化为制造业能源“投入—产出”效率和生产效率的提升,则将带来更大程度的制造业单位产出隐含碳排放削减效果。因此,区域服务贸易协定执行引致的服务开放水平提升,提高了发展中国家(地区)的制造业能源生产率和全要素生产率,进而对其制造业单位碳排放产生较大的削减效应。此外,本文也注意到,发达国家(地区)和发展中国家(地区)的 $\ln GVA/VA$ 估计系数之间只有细微差异。最后,第(7)列的估计结果和第(4)~(6)列相比没有明显改变。对于发展中国家(地区)而言,区域服务贸易协定主要通过碳排放跨境转移的直接渠道和能耗效应、技术效应,以及替代效应三条间接渠道影响制造业单位产出隐含碳排放水平。对于发达国家(地区)而言,区域服务贸易协定主要通过碳排放跨境转移的直接渠道,以及能耗效应和替代效应两条间接渠道影响制造业单位产出隐含碳排放水平。需要注意的是,第(7)列中,发达国家(地区) $SRTAs$ 估计系数的绝对值明显大于发展中国家(地区),这说明发达国家(地区)通过区域服务贸易协定引致的服务跨境生产和贸易,可以在国际碳转移过程中获得更多的碳贸易利得。因此,需要对“碳泄漏”造成的弱化减排效果的问题加以重视。

表 5 国(地区)别差异对碳排放强度影响的估计结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	$\ln Y/E$	$\ln TFP$	$\ln GVA/VA$	$\ln CV$	$\ln CV$	$\ln CV$	$\ln CV$
$SRTAs$ _{发展中国家(地区)}	0.118*** (0.037)	0.297*** (0.058)	-0.052** (0.024)	-0.297*** (0.046)	-0.294*** (0.048)	-0.390*** (0.044)	-0.164*** (0.048)
$SRTAs$ _{发达国家(地区)}	0.293*** (0.054)	0.650*** (0.136)	-0.441*** (0.080)	-0.623*** (0.079)	-0.612*** (0.085)	-0.579*** (0.070)	-0.605*** (0.078)
$\ln Y/E$ _{发展中国家(地区)}				-0.337*** (0.045)			-0.410*** (0.040)
$\ln Y/E$ _{发达国家(地区)}				-0.114*** (0.023)			-0.132*** (0.020)
$\ln TFP$ _{发展中国家(地区)}					-0.126*** (0.023)		-0.110*** (0.023)
$\ln TFP$ _{发达国家(地区)}					-0.022 (0.018)		0.000 (0.019)
$\ln GVA/VA$ _{发展中国家(地区)}						0.117** (0.048)	0.149*** (0.052)
$\ln GVA/VA$ _{发达国家(地区)}						0.128*** (0.045)	0.152*** (0.049)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
固定效应	是	是	是	是	是	是	是
观测值	4389	4167	4389	4389	4167	4389	4167
校正 R^2	0.668	0.845	0.996	0.788	0.788	0.781	0.798

五、异质性分析

1. 行业异质性

首先,本文从行业碳排放分散度的角度,探讨执行区域服务贸易协定是否显著缩小了缔约方内部不同制造业之间隐含碳排放水平的实际差距。参照毛其淋和许家云(2015)^[40]的做法,本文将一国(地区)不同制造业行业碳排放分散度分别定义为该国(地区)不同行业的对数隐含碳排放水平和整体最低对数隐含碳排放水平的绝对和相对距离。如果数值越小,则表明经济体内不同制造业部门间的隐含碳排放差距越小,一国(地区)制造业整体隐含碳排放水平呈现出“横向收敛”的变化趋势。估计结果如表 6 第(1)和(2)列所示,可以发现,*SRTAs* 的估计系数均显著为负,表明区域服务贸易协定在降低缔约方制造业隐含碳排放水平的同时,也相应缩小了经济体内不同制造业部门间的隐含碳排放差距。这暗示区域服务贸易协定对不同制造业行业的碳排放削减效应是非平衡的。对于原先碳排放水平相对较高的行业而言,执行区域服务贸易协定将呈现出更加明显的碳减排效果。

其次,本文进一步从行业技术差距、轻重产业划分、污染密集程度,以及产品结构差异四个方面展开异质性分析。第一,按照经合组织 STAN 数据库提供的分类标准,本文将 14 个制造业部门区分为高技术制造业、中高技术制造业、中低技术制造业和低技术制造业四种类型进行分类回归,估计结果如表 6 第(3)列所示。一方面,不同技术行业的 *SRTAs* 估计系数均显著为负,说明区域服务贸易协定对不同技术差距的制造业均具有明显的隐含碳排放削减效应;另一方面,区域服务贸易协定对制造业隐含碳排放的影响依据不同行业的技术特征呈现出差异化的表现形式。区域服务贸易协定对制造业隐含碳排放的削减效应主要作用于中高技术制造业和高技术制造业。第二,借鉴李小平等(2015)^[41]的做法,本文将制造业分类为轻型制造业和重型制造业两大类。从第(4)列的估计结果可见,区域服务贸易协定能够显著降低轻型制造业和重型制造业的隐含碳排放水平,但是对重型制造业碳减排的影响程度明显大于轻型制造业。第三,借鉴陆旻(2009)^[42]的做法,本文将制造业划分为污染密集型制造业和非污染密集型制造业两种类型。第(5)列结果显示,区域服务贸易协定均能明显降低不同污染类型行业的隐含碳排放水平,但是对污染密集型制造业的碳排放削减效应要强于非污染密集型制造业。第四,借鉴李小平等(2015)^[41]的做法,按照产品结构的差异性,制造业还可以区分为同质性制造业和异质性制造业两大类。从第(6)列的估计结果可以看出,区域服务贸易协定可以降低同质性制造业和异质性制造业的隐含碳排放水平,但是对同质性制造业的碳削减效应明显大于异质性制造业。

表 6 行业异质性的估计结果

变量	碳排放分散度		行业异质性			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>SRTAs</i>	-0.945 *** (0.140)	-0.159 *** (0.020)				
<i>SRTAs</i> _{低技术}			-0.759 *** (0.074)			
<i>SRTAs</i> _{中低技术}			-0.681 *** (0.103)			
<i>SRTAs</i> _{中高技术}			-1.258 *** (0.090)			

续表 6

变量	碳排放分散度		行业异质性			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$SRTAs_{\text{高技术}}$			-1.616*** (0.123)			
$SRTAs_{\text{轻型}}$				-0.754*** (0.078)		
$SRTAs_{\text{重型}}$				-1.038*** (0.077)		
$SRTAs_{\text{非污染}}$					-0.811*** (0.075)	
$SRTAs_{\text{污染}}$					-1.061*** (0.080)	
$SRTAs_{\text{同质}}$						-1.245*** (0.078)
$SRTAs_{\text{异质}}$						-0.714*** (0.078)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	4389	4389	4389	4389	4389	4389
校正 R^2	0.705	0.823	0.964	0.964	0.964	0.964

2. 制度环境约束

第一,区域服务贸易协定执行的制度环境包含两个层面的内容。其中,缔约方政府的施政效率可以采用世界银行 WGI 数据库提供的政府效率指标 (GE) 来衡量,有效的产权保护力度可以采用 Heritage Foundation 数据库中的产权指数 (PR) 来衡量。估计结果如表 7 第(1)和(2)列所示,首先,第(1)列中 $SRTAs$ 和 $\ln GE$ 的交互项估计系数显著为负,说明区域服务贸易协定对制造业隐含碳排放的削减效应会因政府施政效率的改善而得到加强。只有缔约方认真执行区域服务贸易协定的服务开放承诺,经济体内制造业企业才有机会获得更多的境外优质服务中间品供给,进而降低生产中的隐含碳排放水平。其次,第(2)列中 $SRTAs$ 和 $\ln PR$ 的交互项估计系数显著为负,表明对产权保护的重视有利于区域服务贸易协定的制造业隐含碳排放削减效应的顺利发挥。缔约方加强产权保护力度有助于提高缔约伙伴服务出口企业的确定性预期,降低跨境服务贸易的制度风险。

第二,融资约束对国际贸易的影响同样是学术界关注的重点。其中,国内融资约束可以采用世界银行 GFD 数据库提供的商业银行存贷比 ($BCBD$) 指标来衡量,外部融资约束采用国际评级机构穆迪发布的主权信用评级信息 ($SCRA$) 来衡量。从表 7 第(3)和(4)列的估计结果可见,首先,第(3)列中 $SRTAs$ 和 $\ln BCBD$ 的交互项估计系数显著为负,这意味着境内商业银行存贷比的提高有利于区域服务贸易协定的制造业隐含碳排放削减效应的进一步加强。其次,第(4)列中 $SRTAs$ 和 $\ln SCRA$ 的交互项估计系数显著为负,表明外部融资约束的缓解对区域服务贸易协定的制造业隐含碳排放削减效应有明显的提升作用。缔约方内外融资约束的缓解均有利于降低制造业企业生产经营和参与贸易活动的经济成本,提高制造业服务化过程中对节能减排新技术和工艺流程的接受和应用能力。

表 7 制度环境约束的估计结果

变量	协定执行		融资约束	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>SRTAs</i>	1.649*** (0.421)	0.418 (0.523)	0.474 (0.553)	2.108* (1.195)
<i>lnGE</i>	0.395*** (0.147)			
<i>SRTAs × lnGE</i>	-2.201*** (0.360)			
<i>lnPR</i>		-0.011 (0.077)		
<i>SRTAs × lnPR</i>		-0.324** (0.131)		
<i>lnBCBD</i>			-0.024 (0.048)	
<i>SRTAs × lnBCBD</i>			-0.289** (0.123)	
<i>lnSCRA</i>				-0.374*** (0.078)
<i>SRTAs × lnSCRA</i>				-0.764** (0.309)
控制变量	控制	控制	控制	控制
固定效应	是	是	是	是
观测值	4389	4389	4075	4305
校正 R ²	0.964	0.964	0.964	0.965

六、拓展性讨论

区域服务贸易协定引致的制造业隐含碳排放削减效应是否存在其他的外溢传递渠道？本文在 Vega 和 Elhorst(2015)^[43] 广义嵌套空间模型 (general nesting spatial model, GNS) 的基础上, 构建如下实证回归方程：

$$\ln CEEDP = \rho W \ln CEEDP + \alpha I + X\beta + WX\theta + \mu, \mu = \lambda W\mu + \varepsilon \quad (4)$$

其中, W 是零对角线的 $MN \times MN$ 空间权重矩阵。 X 是解释变量矩阵, I 是单位矩阵。因此, $W \ln CEEDP$ 表示不同行业或地区之间隐含碳排放的内生交互效应, WX 表示某一行业或地区之间隐含碳排放与其他行业或地区之间解释变量的外生交互效应, $W\mu$ 表示不同行业或地区空间扰动因素之间的交互效应。然而, 正如 LeSage 和 Pace(2009)^[44] 指出的, 在考虑空间关联作用后, 使用点估计来检验是否存在空间溢出效应是不准确的, 应该从直接效应、间接效应和总效应来理解和分析空间回归系数的含义与影响。另一方面, 式(4)会由于包含过多的空间交互效应而出现参数无法识别的情况。因此, 通常通过检验不同的参数设定状态来选择合适的实证模型。基于此, 本文遵循 Elhorst(2014)^[45] 提出的从“特殊到一般”和从“一般到特殊”相结合的空间计量模型检验思路, 来选择最优估计模型^①。

① 第一, 按照从“特殊到一般”的检验思路, 首先估计非空间计量模型, 并使用拉格朗日乘法来检验是否采用空间滞后模型或空间误差模型。第二, 在非空间计量模型被拒绝的情况下, 需要执行似然比检验来判断空间计量模型是否需要包含空间固定效应和时间固定效应。第三, 按照从“一般到特殊”的检验思路, 利用 Wald 检验或者似然比检验来分别检验空间杜宾模型是否可以简化为空间滞后模型或空间误差模型。

空间权重矩阵的选择关系到空间外溢效应能否被准确识别。首先,本文采用二元邻近空间权重矩阵来度量经济体内不同制造业部门间的空间交互关系。其次,本文采用反地理距离空间权重矩阵来刻画不同经济体制造业部门之间的空间影响。最后,考虑到全球生产模式的“碎片化”趋势越发明显,本文将两经济体不同行业互相出口的国内增加值占两个行业出口的全部国内增加值之和的比重,作为两经济体行业间价值链依赖程度的代理变量,并在此基础上,构建价值链依赖度空间权重矩阵。

表 8 为 OLS 和基于二元邻近空间权重矩阵、反地理距离空间权重矩阵和价值链依赖度空间权重矩阵的空间面板计量模型的实证结果。一方面,无论采用哪种空间权重矩阵来考察空间溢出效应,所有检验结果均支持包含时空双固定效应的空间杜宾模型是最优估计模型;另一方面,从第(2)~(4)列的估计结果来看:首先,第(2)列中 $W \times \ln CEEDP$ 的估计系数显著为正,说明经济体内不同制造业部门间的隐含碳排放水平存在显著的“集聚现象”,这符合本文的预期。与之相反,第(3)和(4)列中 $W \times \ln CEEDP$ 的估计系数均显著为负。这一发现在一定程度上支持了“污染天堂假说”。即一些经济体可能通过贸易或投资的方式将高碳排放的产业转移给邻近或高价值链关联度的低环境规制经济体,从而在一定程度上引起“碳泄漏”问题(Peter 和 Hertwich, 2008)^[46]。其次, $SRTAs$ 的估计系数均显著为负。与前文的结论相一致,也与本文的预期一致,即执行区域服务贸易协定有助于降低缔约经济体制造业的隐含碳排放水平。最后, $W \times SRTAs$ 的估计系数也均统计显著。然而,如前所述,本文并不能将该系数等同于空间杜宾模型的空间回归系数,从而判断区域服务贸易协定隐含碳排放削减空间溢出效应的存在性,应该从直接效应、间接效应和总效应的角度来进行分析。

表 8 空间溢出效应的估计结果

变量	OLS	SDM		
		二元矩阵	距离矩阵	价值链矩阵
	(1)	(2)	(3)	(4)
$SRTAs$	-1.310*** (0.056)	-0.773*** (0.060)	-1.315*** (0.059)	-1.297*** (0.059)
$W \times SRTAs$		0.299*** (0.083)	-2.843*** (0.513)	-1.156*** (0.277)
$W \times \ln CEEDP$		0.745*** (0.010)	-0.989*** (0.096)	-0.478*** (0.047)
控制变量	控制	控制	控制	控制
固定效应	是	是	是	是
观测值	4480	4480	4480	4480
R^2	0.924	0.977	0.957	0.956

注:本文采用 Lee 和 Yu(2010)^[47]方法对上述基于 Baltagi(2005)^[48]直接法估计得到的回归参数和标准误进行了偏误校正;由于 $\ln KL$ 存在缺失值,故将其排除在解释变量之外;限于篇幅,表中未列示选取空间计量模型的检验结果、未列示其他解释变量和空间权重矩阵交互项的估计结果,也未列示年份和空间固定效应的具体估计结果

表 9 为基于空间杜宾模型估计得到的直接效应、间接效应和总效应的回归结果。从区域服务贸易协定的经济体内空间溢出效应视角来看,首先, $SRTAs$ 的间接效应为负,表明经济体内某一制造业部门因区域服务贸易协定执行引致的服务要素投入增加会对其他制造业的碳排放产生显著的负向影响。这一发现对前文第五部分行业异质性的研究结果做了进一步的扩展和补充。其次, $SRTAs$ 的直接效应为负,可知 $SRTAs$ 的反馈效应也为负,这是由于经济体内制造业之间的正向碳排

放空间相关性和区域服务贸易协定的负向空间溢出效应相互叠加所导致的。最后,总效应为负,这意味着执行区域服务贸易协定不仅能够显著降低经济体内某一行业的隐含碳排放水平,还能降低其他行业的隐含碳排放水平,并反过来进一步降低该行业的隐含碳排放水平,形成循环“正反馈效应”。从区域服务贸易协定的跨境空间溢出效应视角来看,首先,SRTAs 的间接效应均为负,表明区域服务贸易协定能够有效降低邻近经济体和高价值链关联度经济体的制造业隐含碳排放水平。这是一个有意思的发现。区域服务贸易协定引致的缔约方隐含碳排放削减效应不仅对缔约方,而且对其他邻近或者高价值链关联度经济体均具有积极的碳排放削减效果,这意味着区域服务贸易自由化是一个“双赢”的减排政策安排。其次,SRTAs 的直接效应均为负,且与其系数估计值十分接近,可知地理距离和价值链渠道的反馈效应均非常小。最后,总效应均为负,且统计显著。综上所述,区域服务贸易协定不仅能够显著降低缔约方制造业的隐含碳排放水平,还能降低邻近经济体和高价值链依赖度经济体制造业的隐含碳排放水平。

表 9 直接效应、间接效应和总效应的估计结果

效应	(1)	(2)	(3)
	二元矩阵	距离矩阵	价值链矩阵
直接效应	-0.832*** (0.059)	-1.321*** (0.059)	-1.297*** (0.060)
间接效应	-1.026*** (0.231)	-0.678** (0.244)	-0.357** (0.180)
总效应	-1.859*** (0.239)	-1.999*** (0.244)	-1.654*** (0.186)

七、结论与启示

1. 研究结论

本文利用 1995—2009 年 40 个经济体的投入—产出数据、环境账户数据和区域服务贸易协定通报数据,在控制影响协定缔结、碳排放水平,以及其他国家(地区)、行业和时间层面的控制变量之后,证明了执行区域服务贸易协定对制造业部门隐含碳排放水平具有明显的削减作用。机制分析表明,区域服务贸易协定引致的缔约方服务开放水平提升,将通过碳排放跨境转移的直接渠道,以及能耗效应、技术效应和替代效应三条间接渠道的相互叠加和影响效果的相互补充,共同降低了缔约方制造业单位产出的隐含碳排放水平,进而对缔约方制造业整体隐含碳排放水平起到了削减作用。但在相关传导路径上具有一定的国家(地区)异质性。进一步地,异质性分析表明,区域服务贸易协定缩小了缔约方不同制造业部门间的隐含碳排放差距,但是对不同制造业行业的隐含碳排放削减效应是非平衡的。同时,这种效应还存在明显的行业技术差距、轻重产业划分、污染密集程度,以及产品结构差异等四个方面的异质性影响。此外,区域服务贸易协定对制造业隐含碳排放的削减效应会因政府施政效率的提升而得到加强,融资约束的缓解也能够明显增强区域服务贸易协定的制造业隐含碳排放削减效果。最后,扩展性研究发现,一方面,经济体内不同制造业部门间的隐含碳排放水平存在显著的“地域集聚现象”,而跨境隐含碳排放水平则存在显著的负向空间关联性,从而出现一定程度上的“碳泄漏”问题。另一方面,区域服务贸易协定不仅能够显著降低缔约方制造业的隐含碳排放水平,还能够对邻近经济体和高价值链依赖度经济体的制造业产生明显的隐含碳削减效果。

2. 启示与建议

本文的发现为新常态下中国实现绿色低碳转型和经济高质量发展提供了如下政策启示:

第一, 多年的经济高速增长在成就中国“制造大国”地位的同时, 也带来了日益严峻的资源环境压力。鉴于中国目前制造业隐含碳排放水平相对较高, 面临较大国际碳减排压力的情况, 建议政府积极推进高水平对外开放, 加快建设贸易强国, 主动参与区域服务贸易自由化进程, 促进区域服务贸易机制性合作, 努力构筑辐射“一带一路”、面向全球的服务贸易网络。通过缔结区域服务贸易协定来不断提高服务领域的制度型开放水平, 扩大优质服务要素供给, 提高制造业生产的服务投入水平, 稳步推动制造业的清洁化和低碳化发展。

第二, 政府可以考虑在后续区域服务贸易自由化谈判中进一步提高服务开放承诺力度, 主动缔结服务开放水平较高的区域服务贸易协定, 释放高水平制度型服务开放政策红利。通过给予缔约伙伴优惠的“市场准入”和“国民待遇”条件来换取对方同样的正面回馈, 实现高水平双向服务市场开放, 以充分利用高标准区域服务贸易协定带来的制造业能源节约效应、全要素生产率提升效应和服务化增强效应, 实现中国制造业向绿色循环和低碳环保方向的顺利转型。

第三, 中国要实现碳中和、碳达峰目标, 推动制造业低碳化绿色发展, 制度建设和治理能力建设是其中的重要一环。建议政府继续深化市场经济体制改革, 健全依法行政制度体系, 提升行政运作效率; 完善产权保护制度, 严格依法保护产权; 降低金融等服务业准入门槛, 强化金融服务实体经济能力; 多措并举优化营商环境, 提升营商环境法治化水平等, 为区域服务贸易协定服务自由化条款的顺利落实提供完善的国内制度环境。

参考文献

- [1] 徐斌, 陈宇芳, 沈小波. 清洁能源发展、二氧化碳减排与区域经济增长[J]. 北京: 经济研究, 2019, (7): 188 - 202.
- [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]. 北京: 经济研究, 2018, (1): 169 - 182.
- [3] Guillin, A. Trade in Services and Regional Trade Agreements: Do Negotiations on Services Have to be Specific? [J]. World Economy, 2013, 36, (11): 1406 - 1423.
- [4] 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]. 北京: 财贸经济, 2016, (8): 127 - 143.
- [5] 林僖, 林祺. 区域服务贸易协定与服务出口增长——基于均衡分析的视角[J]. 北京: 经济学(季刊), 2021, (4): 1433 - 1454.
- [6] Fink, C. Has the EU Single Market Program Led to Deeper Integration of EU Services Market[R]. Groupe d' Economie Mondiale Working Paper, 2009.
- [7] Marchetti, J. A. Do Economic Integration Agreements Lead to Deeper Integration of Services Markets? [M]. International Handbook on the Economics of Integration, Volume III, Edward Elgar Publishing, 2011.
- [8] 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]. 北京: 世界经济, 2012, (11): 88 - 111.
- [9] Guillin, A. The Impacts of Regional Trade Agreements in Force in Europe on Trade in Services? [J]. Economics Bulletin, 2012, 32, (1): 685 - 697.
- [10] Marel, E., and B. Shepherd. Services Trade, Regulation and Regional Integration: Evidence from Sectoral Data [J]. World Economy, 2013, 36, (11), 1393 - 1405.
- [11] 林僖, 鲍晓华. 区域服务贸易协定与服务出口二元边际——基于国际经验的实证分析[J]. 北京: 经济学(季刊), 2019, (4): 1311 - 1328.
- [12] Amity, M., and S. Wei. Service Offshoring and Productivity: Evidence from the US [J]. World Economy, 2010, 32, (2): 203 - 220.
- [13] Arnold, J., B. S. Javorcik, and A. Mattoo. Does Services Liberalization Benefit Manufacturing Firms? Evidence from the Czech Republic [J]. Social Science Electronic Publishing, 2011, 85, (1): 136 - 146.
- [14] Duggan, V., S. Rahardja, and G. Varela. Service Sector Reform and Manufacturing Productivity: Evidence from Indonesia [R]. World Bank Policy Research Working Paper, 2013, No. 6349.
- [15] 张艳, 唐宜红, 周默涵. 服务贸易自由化是否提高了制造业企业生产效率[J]. 北京: 世界经济, 2013, (11): 51 - 71.
- [16] Arnold, J. M., B. Javorcik, and A. Mattoo. Services Reform and Manufacturing Performance: Evidence from India [J]. Economic Journal, 2016, 126: 1 - 39.
- [17] Beverelli, C., M. Fiorini, and B. Hoekman. Services Trade Policy and Manufacturing Productivity: The Role of Institutions [J].

Journal of International Economics, 2017, 104: 166 – 182.

- [18] Baines, T. , H. Lightfoot, O. Benedettini, and J. M. Kay. The Servitization of Manufacturing: A Review of Literature and Reflection on Future Challenges[J]. Journal of Manufacturing Technology Management, 2009, 20, (5) :547 – 567.
- [19] 杜运苏, 彭冬冬. 制造业服务化与全球增加值贸易网络地位提升——基于 2000—2014 年世界投入产出表[J]. 北京: 财贸经济, 2018, (2) :102 – 117.
- [20] 崔兴华. 国外中间服务投入与制造业全球价值链分工地位——基于 WIOD 投入产出数据的分析[J]. 北京: 经济管理, 2021, (3) :26 – 42.
- [21] Lodefalk, M. The Role of Services for Manufacturing Firm Exports[J]. Review of World Economics, 2014, 150, (1) :59 – 82.
- [22] 刘斌, 王乃嘉. 制造业投入服务化与企业出口的二元边际——基于中国微观企业数据的经验研究[J]. 北京: 中国工业经济, 2016, (9) :59 – 74.
- [23] 耿伟, 王亥园. 制造业投入服务化与中国出口企业加成率[J]. 北京: 国际贸易问题, 2019, (4) :92 – 108.
- [24] 祝树金, 谢煜, 吴德胜. 制造业服务化的节能效应及其中介机制研究[J]. 北京: 财贸经济, 2020, (11) :126 – 140.
- [25] 刘斌, 王乃嘉, 余森杰, 朱学昌. 制造业服务要素投入与出口中的隐含碳——基于全球价值链环境成本视角的研究[J]. 北京: 中国人民大学学报, 2021, (2) :81 – 94.
- [26] 黄玉霞, 谢建国. 制造业投入服务化与碳排放强度——基于 WIOD 跨国面板的实证分析[J]. 北京: 财贸经济, 2019, (8) :100 – 115.
- [27] Rothenberg, S. Sustainability Through Servicizing[J]. MIT Sloan Management Review, 2007, 48, (2) :83 – 89.
- [28] White, A. L. , M. Stoughton, and L. Feng. Servicizing: The Quiet Transition to Extended Product Responsibility[J]. Tellus Institute, Boston, 1999, 97:1 – 89.
- [29] Copeland, B. R. , and M. S. Taylor. Trade, Growth, and the Environment[J]. Journal of Economic Literature, 2004, 42, (1) :7 – 71.
- [30] 张伟, 朱启贵, 高辉. 产业结构升级、能源结构优化与产业体系低碳化发展[J]. 北京: 经济研究, 2016, (12) :62 – 75.
- [31] 林億. 区域服务贸易协定对服务出口的影响: 机制与效应[J]. 北京: 世界经济, 2021, (6) :50 – 71.
- [32] 舒杏, 王佳. 生产性服务贸易自由化对制造业生产率的影响机制与效果研究[J]. 四川: 经济学家, 2018, (3) :73 – 81.
- [33] 彭水军, 张文城, 孙传旺. 中国生产侧和消费侧碳排放量测算及影响因素研究[J]. 北京: 经济研究, 2015, (1) :168 – 182.
- [34] Aichele, R. , and I. Heiland. Where is the Value Added? Trade Liberalization and Production Networks[J]. Journal of International Economics, 2018, (115) :130 – 144.
- [35] Wang, Z. , S. J. Wei, and K. Zhu. Quantifying International Production Sharing at the Bilateral and Sector Levels[R]. National Bureau of Economic Research, 2013, No. w19677.
- [36] Cheng, I. H. , and H. J. Wall. Controlling for Heterogeneity in Gravity Models of Trade and Integration[J]. Federal Reserve Bank of St. Louis Review, 2005, 87, (1) :49 – 63.
- [37] Anderson, J. E. , I. Borchert, A. Mattoo, and Y. V. Yotov. Dark Costs, Missing Data; Shedding Some Light on Services Trade[J]. European Economic Review, 2018, 105:193 – 214.
- [38] 董直庆, 王辉. 环境规制的“本地—邻地”绿色技术进步效应[J]. 北京: 中国工业经济, 2019, (1) :100 – 118.
- [39] Lai, H. , and S. C. Zhu. Technology, Endowments, and the Factor Content of Bilateral Trade[J]. Journal of International Economics, 2007, 71, (2) :389 – 409.
- [40] 毛其淋, 许家云. 中间品贸易自由化、制度环境与生产率演化[J]. 北京: 世界经济, 2015, (9) :80 – 106.
- [41] 李小平, 周记顺, 王树柏. 中国制造业出口复杂度的提升和制造业增长[J]. 北京: 世界经济, 2015, (2) :31 – 57.
- [42] 陆旸. 环境规制影响了污染密集型商品的贸易比较优势吗? [J]. 北京: 经济研究, 2009, (4) :28 – 40.
- [43] Vega, S. , and J. P. Elhorst. The SLX Model[J]. Journal of Regional Science, 2015, 55, (3) :339 – 363.
- [44] LeSage, J. P. , and R. K. Pace. Introduction to Spatial Econometrics[R]. Boca Raton, US: CRC Press Taylor and Francis Group, 2009.
- [45] Elhorst, J. P. Matlab Software for Spatial Panels[J]. International Regional Science Review, 2014, 37, (3) :389 – 405.
- [46] Peters, G. P. , and E. G. Hertwich. Post-Kyoto Greenhouse Gas Inventories: Production versus Consumption, Climatic Change, 2008, 86, (1 – 2) :51 – 66.
- [47] Lee, L. F. , and J. Yu. A Spatial Dynamic Panel Data Models with both Time and Individual Fixed Effects[J]. Econometric Theory, 2010, 26, (2) :564 – 597.
- [48] Baltagi, B. H. Econometric Analysis of Panel Data[M]. Wiley, Chichester, 2005.

Services RTAs and Carbon Emission Embedded in Manufacturing: Effect and Impact Mechanism

LIN Xi¹, LIN Qi²

(1. School of Economics, Shanghai University, Shanghai, 200444, China;

2. School of Finance, Zhejiang University of Finance and Economics, Hangzhou, Zhejiang, 310018, China)

Abstract: As of China's accession to the WTO in 2001, China, known as the "world's factory" and as a major exporter, has achieved astounding economic growth. However, the traditional extensive growth mode of high input, high consumption, and low output resulted in resource consumption and carbon dioxide emission. Excessive carbon dioxide emission causes ecological and environmental problems such as global warming, sea level rise, and frequent occurrence of extreme weather, which not only suppresses people's growing needs for a better life but also increases enormous international pressure for China to reduce emission in climate negotiation. As a result, it has great practical implications to conduct in-depth research on the issues of green development and low-carbon economic transition.

As a "large manufacturing country", the manufacturing sectors in China can increase carbon dioxide emissions when contributing to GDP and creating jobs. The realization of the low-carbon development of China's manufacturing sectors depends on the supply of high-quality production factors, especially services inputs. The services trade liberalization is an effective way for a economy manufacturing sectors to obtain high-quality services intermediate inputs. International evidence also confirms that the gradual promotion of the services trade liberalization via the implementation of services RTAs, which can expand the supply of high-quality services inputs, is an achievable approach.

This paper uses the input-output data, the environmental account data, and the services RTAs notification data of 40 economies from 1995 to 2009 and shows that the implementation of services RTAs has a significant reduction effect on the level of carbon emission embodied in downstream manufacturing. Mechanism analysis reveals that services RTAs reduce the level of carbon emission embodied in contracting party's manufacturing through the direct channel for the transnational transfer of carbon emission and three indirect channels of the energy consumption effect, the technology effect, and the allocation effect. However, we also observe significant national differences in the relevant channels. Further analysis indicates the heterogeneous carbon emission reduction effect of services RTAs on different manufacturing sectors. Meanwhile, the agreements' carbon emission reduction effect is heterogeneous in four aspects: technology gap, light and heavy industries, pollution degree, and product structure. Moreover, the reduction effect of services RTAs on the carbon emission embodied in downstream manufacturing is enhanced by the efficiency of government governance. The easing of financing constraints can also significantly improve the reduction effect of services RTAs in the manufacturing sectors. Finally, the extension analysis shows that there is a significant "geographical clustering" phenomenon in the level of carbon emission among different domestic manufacturing sectors, whereas the level of cross-economics carbon emission displays a significant negative spatial correlation. Also, services RTAs can not only significantly reduce the level of carbon emission embodied in the contracting parties' manufacturing but also produce significant carbon emission reduction effect on the manufacturing sectors of neighboring economics and economics with high value chain dependence.

The findings of this paper provide the following policy implications. First, the government should actively promote the construction of a trade power, take the initiative to participate in the liberalization process of regional services trade, continuously improve the level of institutional opening in the services field by implementing services RTAs, expand the quality of services inputs, and steadily promote the clean and low-carbon development of the manufacturing sectors. Second, the Chinese government can consider further moderately increasing the degree of openness of services trade in the follow-up regional services trade liberalization negotiations in exchange for the same positive feedback from the other party through a higher level of agreement reciprocity and enhance the motivation of partner economics to implement the agreements. Third, the government should continue to deepen the reform of the market economy system by lowering the entry barriers for financial and other services industries, encouraging fair competition among market players, creating a stable, predictable, and transparent business environment for enterprises, and optimizing the industrial layout. At the same time, the government should also speed up the establishment of a domestic economic management system and a legal and regulatory system for domestic and foreign trade that are in line with the international high-standard services trade rules, so as to provide a sound domestic market and environment system.

Key Words: services RTAs; carbon emissions embodied in manufacturing; influence mechanism; heterogeneity effect; spillover channel

JEL Classification: F14, F15, F18

DOI: 10.19616/j.cnki.bmj.2023.02.001

(责任编辑: 闫梅)